Universidade Federal de Pernambuco
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Departamento de Economia

Rogério Pereira

CRIME E RENDA NO BRASIL

Tese de Doutorado

Recife
2017

Rogério Pereira

CRIME E RENDA NO BRASIL

Tese de Doutorado

Trabalho apresentado ao Programa do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Ciências Econômicas.
Orientadora: *Tatiane de Almeida Menezes*.

Recife
2017

Catalogação na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

P436c Pereira, Rogério
Crime e Renda no Brasil / Rogério Pereira. -2017.
107 folhas: il. 30 cm.

Orientadora: Prof.ª Dra. Tatiane Almeida de Menezes.
Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2017.
Inclui referências e anexos.

1. Crime. 2. Renda. 3. Teoria econômica do crime. I. Menezes, Tatiane Almeida de (Orientadora). II. Título.

332 CDD (22.ed.) UFPE (CSA 2018–043)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO DOUTORADO EM ECONOMIA DE:

ROGÉRIO PEREIRA

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Rogério Pereira **APROVADO.**

Recife, 20/12/2017.

_____
Profª. Drª. Tatiane Almeida de Menzes
Orientadora

_____
Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto
Examinador Interno

_____
Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva
Examinador Externo/UFRN

_____
Prof. Dr. Gervásio Ferreira dos Santos
Examinador Externo/UFBA

_____
Prof. Dr. Diego Firmino Costa da Silva
Examinador Externo/ UFRPE

Às Júlia e Lara Pereira

Agradecimentos

Gostaria de agradecer aos meus amigos, parentes, professores, colegas, os quais por ventura, não possam ser esquecidos, neste importante momento de agradecimento pelos resultados obtidos na minha trajetória profissional. Lembro que cada um teve sua contribuição, igualmente importante e diferenciada entre si. Caso não fosse assim, não resultaria neste trabalho final de quatro anos de estudo. Vale ressaltar que todas essas pessoas, com as quais pude conversar, durante a evolução da minha formação pessoal e técnica não são menos importantes para o trajeto desta pesquisa. Seria injusto com todos que conheci, citar apenas alguns, os quais minha memória pudesse lembrar agora, e que, de alguma forma, desconsiderariam outros não lembrados. Desejo expressar o quão importante cada uma dessas pessoas foi, para que este trabalho tomasse a trajetória que tomou. Por esse motivo, não citarei nenhum grupo de personalidades, as quais fazem a beleza da vida ser como é, mas sim, uma única em especial.

Não tendo como ser omisso ao comprometimento profissional e à paciência com meus erros, faço um agradecimento especial à professora, orientadora e ilustre personalidade do meio acadêmico: Tatiane Almeida de Menezes. Nossos encontros foram muito produtivos e objetivos, direcionando, dessa forma, os trabalhos no entendimento da violência. Espero corresponder às expectativas depositadas em mim durante essa árdua tarefa, ajudando no debate sobre os crimes considerados violentos nos municípios do Brasil.

Resumo

A presente tese retoma a discussão sobre como renda impacta na criminalidade nos municípios do Brasil. A teoria econômica reconhece a dificuldade em se pesquisar esse impacto e fornece mecanismos para avaliar quais tipos de influência o rendimento pode exercer sobre a taxa de homicídios de uma determinada região. Apesar dos esforços, ainda pouco se conhece sobre esse tema, permanecendo controverso entre os pesquisadores até os dias de hoje. As principais contribuições científicas produzidas estão dispostas em interessantes trabalhos sobre a violência em regiões de elevada vulnerabilidade climática. Com o objetivo de se conhecer mais sobre esse fenômeno, este estudo sugere respostas sobre como a economia interfere no avanço da criminalidade. As conclusões do trabalho apontam para o alto efeito negativo do PIB *per capita* no crime.

Palavras-chave: Crime. Renda. Endogeneidade. Variáveis Instrumentais **JEL:** K42

Abstract

The present thesis deals with how crime and income *per capita* are related in the municipalities of Brazil. Economic theory recognizes the difficulty in researching this relationship, and provides tools for how homicide rates can be affected by the amount of resources of the inhabitants of a given region. Despite the efforts to know more about the impact that income generates on crime, there is little discussion about this issue, remaining controversial among researchers to this day. The main scientific contributions produced are set out in interesting works on violence in regions of high climatic vulnerability. With the purpose of knowing more about this phenomenon, this study suggests answers about how the economy interferes in the advance of crime in Brazil, pointing to the high negative effect exerted by the per capita income in crime.

Keywords: Crime. Gross Domestic Product. Endogeneity. Instrumental Variable.
JEL classification: K42

Lista de Figuras

2.1 Evolução da Taxa de Homicídios Dolosos: diferentes países, 1995-2013 16
2.2 Evolução do Pib *per capita*: diferentes países, 1960-2015 17
2.3 Evolução do CVLI e do Pib *per capita* linearizados: Brasil, 2007-2015 18
2.4 Gráfico de Dispersão entre os Logarítmos Neperianos da Taxa de Homicídios e do Pib *per capita*: Brasil, 2012 22

5.1 Distribuição Espacial da Taxa de Homicídios - Brasil, 2012 55
5.2 Distribuição Espacial dos Transbordos da Violência entre Municípios – Brasil, 2012 56
5.3 Distribuição Espacial das Estações de Coleta e do Volume de Chuvas Administradas pela Agência Nacional das Aguas (ANA) – Brasil, 2012 59
5.4 Distribuição Espacial do Volume de Chuvas: amostra ampla – Brasil, 2012. 61

6.1 Distribuição Espacial da Diferença entre os Valores Estimados da Previsão e da Regressão Espacial para a Taxa de Homicídios com Instrumento - resíduos heterocedásticos 76

B.1 Distribuição das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2010 101
B.2 Distribuição das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2011 101
B.3 Distribuição das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2012 102

C.1 Estatísticas dos Resíduos das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2010 103
C.2 Estatísticas dos Resíduos das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2011 103
C.3 Estatísticas dos Resíduos das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2012 104

E.1 Precipitação de chuvas no Brasil - INPE: 2012 106

Lista de Tabelas

6.1 Estatística Descritiva: amostra ampla 64
6.2 Estatística Descritiva: grandes regiões 65
6.3 Regressões em Mínimos Quadrados, *Intend to Treat* e Primeiro Estágio 69
6.4 Regressões e Previsão com Variável Instrumental e Espacial com Variável Instrumental 71
6.5 Estática Comparativa: regressões para o efeito renda em grandes regiões do Brasil 73

A.1 Regressões de *Kriging* de Chuvas nos Municípios do Brasil: 2010-2012 100

D.1 Regressões de Variavel Instrumental: amostra sem Amapá, Rondônia e Roraima 105

E.1 Comparações das Médias de Precipitação do INPE e do Kriging de Dados: Acre, Paraná e São Paulo 107

Sumário

1 Introdução **11**

2 Aspectos sobre Crime e Renda **15**

3 Revisão da Literatura **23**
3.1 Teoria Econômica do Crime 23
3.2 Literatura Empírica 27
3.3 Literatura Empírica Nacional 35

4 Metodologia e Estratégia de Identificação **39**
4.1 Identificação e o Modelo Econômico do Crime 40
4.2 Estratégia Empírica: modelo espacial com variável instrumental 42
4.3 Restrições Sobreidentificadoras, Endogeneidade e Instrumento Fraco 47

5 Base de Dados e Variáveis **54**
5.1 Banco de Dados Municipais para o Brasil 54
5.2 Instrumento e Precipitação de Chuvas 58

6 Resultados **63**
6.1 Estatística Descritiva 63
6.2 Efeito Renda sobre Crime no Brasil 66
6.3 Estática Comparativa: efeitos renda e mudança climática sobre crime 72

7 Considerações Finais **78**

Referência **86**

A Regressões de Kriging **100**
B Distribuição da Previsão do Kriging **101**
C Análise dos Resíduos do Kriging **103**
D Regressões da Amostra Restringida **105**
E Comparações para a Precipitação de Chuvas no Brasil: 2012 **106**

1 Introdução

Cidades espalhadas ao redor do mundo, como Caracas, na Venezuela, São Pedro Sulá, em Honduras, Acapulco, no México, Cape Town, na África do Sul, Saint Louis, nos Estados Unidos, apresentam elevadas taxas de homicídios. De acordo com Beato (2011), a ocorrência de crimes violentos é mais verificada em comunidades com escassez de recursos. Já para crimes contra o patrimônio, os relatos são observados em localidades onde os recursos estão mais presentes. Esse fato representa a dificuldade em se compreender a relação entre economia e violência. Embora se trate de uma questão bastante lembrada por pesquisadores, empresas, governos e de já ser possível identificar vários avanços na redução da criminalidade dentro das sociedades, há muitas controvérsias a respeito da relação entre rendimento e crime ainda por serem esclarecidas (CICCONE (2011); e, HSIANG, BURKE, e MIGUEL (2013 e 2014)).

Diante de um quadro econômico extremamente vulnerável, América Latina, inclusive Brasil, destaca-se como uma região de elevada atividade criminosa. Desde que óbitos por agressões a cada cem mil (100.000) habitantes foi estipulado pela Organização Mundial da Saúde (OMS) como termômetro da violência; países como Venezuela, Colômbia e Brasil aparecem entre os mais violentos do mundo. Nessas nações, muitas cidades como Cali, Caracas, Valencia, Palmira, Natal, Maceió e Fortaleza são consideradas perigosas, apresentando taxas elevadas de óbitos

por agressão[1]. No entanto, quando se analisa o PIB desses países, constata-se que os mesmos encontram-se em condições favoráveis, com elevada renda *per capita*, principalmente, Brasil e Venezuela.

Muitas hipóteses sobre as causas para as elevadas taxas de homicídios foram testadas nos últimos anos. Desde os anos 70, criminalistas avaliam os aspectos sociais e econômicos dos indivíduos, para explicar o crescimento da violência no mundo. Renomados pesquisadores, como Becker (1968), acreditam que as causas da elevação das taxas de homicídios estão divididas em quatro grandes esferas. A primeira compreende os benefícios marginais da atividade legal de trabalho. Na segunda, destaca-se o benefício marginal da atividade criminosa. A terceira, relacionada às leis, ao policiamento e aos sistemas de custódia; os quais elevam a sensação de impunidade entre os contravetores (*law enforcement*). Na última esfera, uma gama de características socioeconômicas que restringe a desigualdade de rendimentos e a pobreza, fortalecendo o tecido social que marginaliza, e que, por conseguinte, reprime a criminalidade (*social enforcement*).

Durante anos, o impacto que a renda *per capita* produziu sobre a criminalidade vem sendo colocado de lado, quando o assunto é: políticas de combate à criminalidade no Brasil. Vale salientar que o processo ininterrupto de desenvolvimento econômico, o controle inflacionário e a modernização social, observados no início do século XXI, fizeram com que muitos países latino americanos apresentassem crescimento econômico, com redução das desigualdades sociais. No Brasil, por exemplo, são adotadas políticas de defesa do rendimento como: os programas

[1]Para relatórios internacionais ver *wordatlas/Most Dangerous Cities in the World*; ou, *Citzen Council for Public Security and Criminal Justice*

de seguridade, baseados nas LOAS (Lei Orçamentária de Assistência Social); as políticas de elevação do salário mínimo; e, os programas de distribuição de renda, tais como: o Bolsa Família.

Apesar de toda discussão sobre os impactos que a renda *per capita* produz sobre a criminalidade, tais estudos ainda são poucos e incipientes, quando comparados a outros determinantes da criminalidade. As principais práticas adotadas no combate ao avanço do crime no Brasil e o investimento realizado nas políticas de proteção financeira (contrato social) adotadas desde o início deste século remontam a situação do país. Contudo, os indicadores de violência não apresentam sinais significativos de reversão, ou mesmo estagnação. Conforme os registros públicos do Ministério da Saúde, mais de 60 mil mortes violentas foram observadas no ano de 2016 em todo o território nacional, sendo esse, o ano mais violento da história recente desse país.

Tentando entender um pouco mais sobre esse preocupante fenômeno contemporâneo, este estudo analisa, sob a ótica da teoria econômica do crime, a evolução da violência nos municípios brasileiros. De posse das estimativas sobre os crimes violentos letais intencionais (CVLI) no país, procura-se contribuir para esse debate, ao analisar a complicada relação entre PIB *per capita* e criminalidade. Na maioria dos casos relatados no Brasil, os indivíduos que praticam crimes são aqueles que estão mais vulneráveis ao mercado legal de trabalho, sugerindo a relevância do pacto social e da elevação do rendimento para conter o avanço das ocorrências de crimes violentos no país.

O presente estudo está composto de mais sete seções. Na segunda seção, apresenta-se

aspectos sobre a renda *per capita* e o crime no Brasil. A terceira seção apresenta um breve sumário do estado das artes da teoria econômica do crime, até o surgimento dos trabalhos sobre choques adversos no PIB e violência. Na quarta seção, descreve-se a identificação e a metodologia adotadas para a estimação dos parâmetros de interesse. Em seguida, na quinta seção, revela-se os dados e as variáveis. A sexta seção apresenta os resultados econométricos, que contribuem para ampliar o conhecimento acerca da criminalidade. E, finalmente, na sétima seção, são apresentadas as considerações finais deste estudo, através das quais se espera gerar suporte para debates futuros sobre o tema.

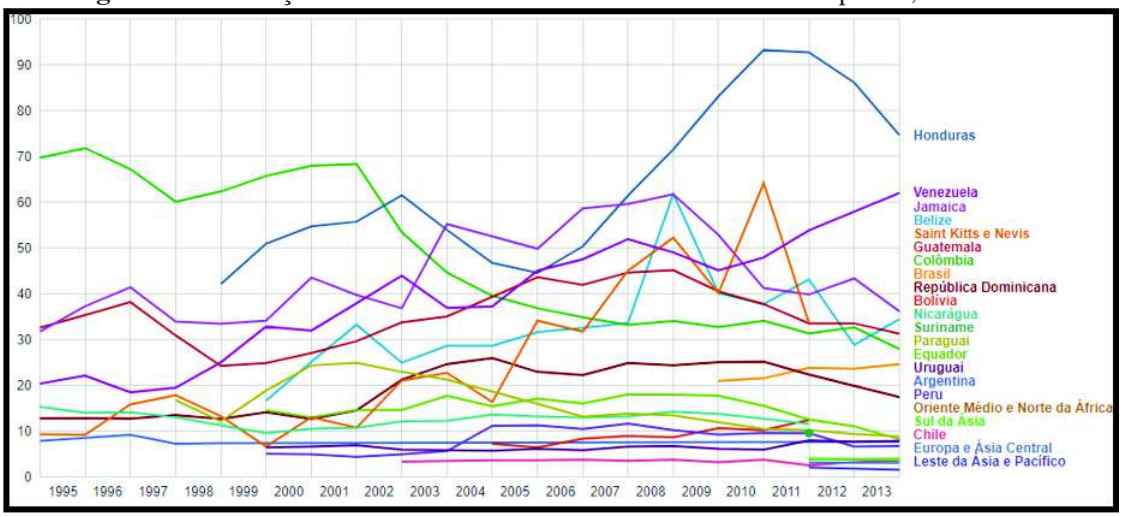
2 Aspectos sobre Crime e Renda

Nesta seção, apresenta-se algumas características sobre a criminalidade em diferentes regiões do mundo, observando como a mesma se relaciona com a renda *per capita*. Ao se analisar a evolução da taxa de homicídios por 100 mil habitantes em diferentes localidades, verifica-se que na maioria desses países as políticas de combate adotadas para a contenção da violência não resultaram em reduções significativas ao longo do tempo, mas sim na manutenção de padrões observados em anos anteriores. Já em algumas poucas regiões, essa redução do crime é verificada, mesmo que as taxas atuais ainda sejam elevadas. Apesar dessa redução ser decorrente do esforço das instituições de governo e do setor privado para se conter os padrões atípicos dos anos anteriores, essas comunidades estão longe de serem seguras e ainda possuem patamares elevados de óbitos por agressões.

Contrariamente a maioria dessas nações, em algumas regiões do mundo constata-se o crescimento das taxas de homicídios, e esse é o caso do Brasil e da Venezuela. Uma amostra de países latinos americanos e de médias para outras regiões do mundo são apresentadas na Figura 2.1. Nessa amostra, Venezuela encontra-se na segunda posição entre os mais violentos, enquanto que o Brasil é o oitavo. No entanto, destaca-se ainda que a partir do ano de 2008, quase todas as localidades começam a verificar redução nas suas taxas de homicídios, exceto Brasil e Venezuela. Nesses dois países vizinhos, somente ocorre o crescimento da violência,

sem se observar períodos constantes de redução do crime. De certa forma, parece que existem características nessas sociedades que não permitiram o decréscimo da criminalidade, e uma dessas pode ser a evolução da renda *per capita*.

Figura 2.1 Evolução da Taxa de Homicídios Dolosos: diferentes países, 1995-2013

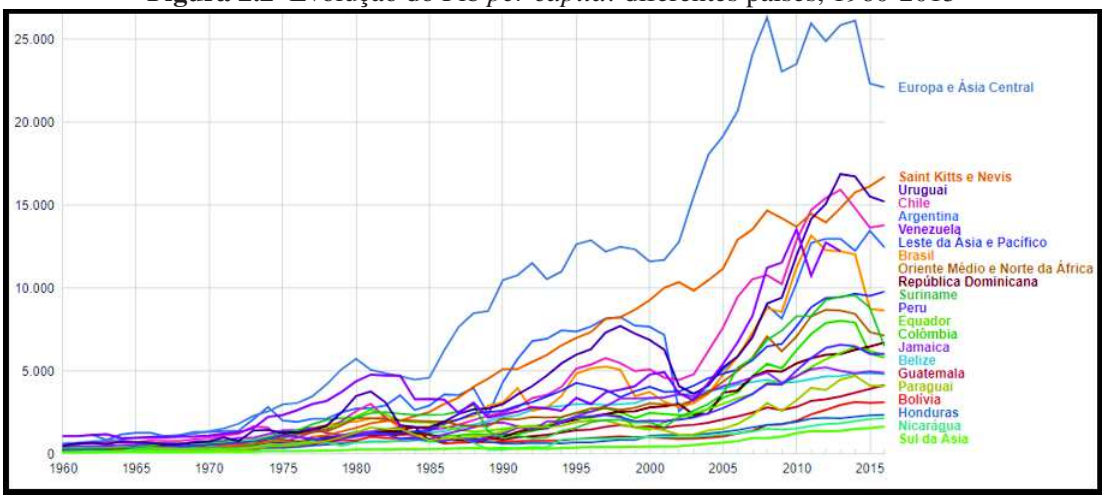


Fonte: Banco Mundial. Elaboração própria.

Na Figura 2.2, apresenta-se a evolução do PIB *per capita* para a mesma amostra da figura anterior. Verifica-se que, em alguns países em que a taxa de homicídios é baixa, os indivíduos recebem rendas elevadas. No entanto, isso não é o padrão da amostra. Ocorre que, em muitos países, com baixa taxa de homicídios, a renda *per capita* é baixa, e, em outros, de elevadas taxas, a renda também é alta. Esse é novamente o caso do Brasil e da Venezuela, oitava e sexta posições entre as maiores rendas, respectivamente. Esses fatos fazem com que se torne difícil visualizar qual o impacto que a renda produz sobre a criminalidade. Esse impacto não fica claro entre os países analisados, já que não é possível se estabelecer um padrão de comportamento. Uma análise do impacto da renda sobre a criminalidade não é justificada apenas se olhando

superficialmente para a evolução dessas duas variáveis. Torna-se necessário partir para outros mecanismos de análise.

Figura 2.2 Evolução do Pib *per capita*: diferentes países, 1960-2015



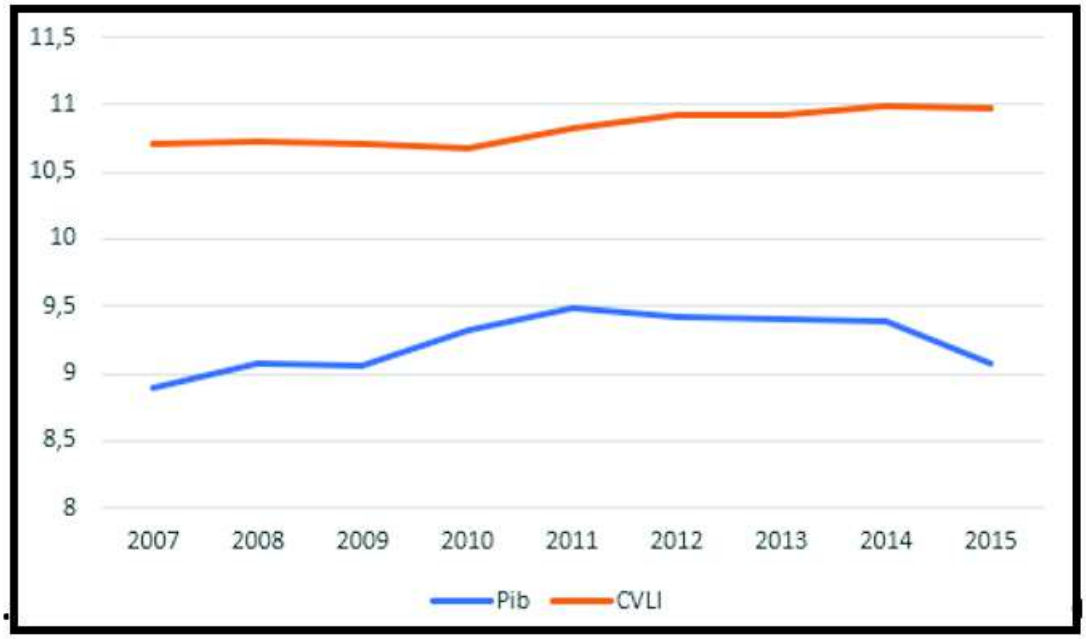
Fonte: Banco Mundial, em dólares correntes. Elaboração própria.

No caso brasileiro, sabe-se que o país é considerado muito violento, com regiões perigosas, inclusive as capitais dos estados. No ano de 2016, registrou-se um total de 61.283 mortes por crimes violentos letais intencionais (CVLI), 2.864 mortes a mais que no ano anterior, uma variação de 4%. Essa cifra fez de 2016, o ano mais violento da história do país. Tomando-se a evolução de 2013 até 2016, registrou-se um crescimento de 5.356 mortes por CVLI, um crescimento de 9% (Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2017). Por outro lado, a renda *per capita* do país em dólares correntes para o ano de 2016 foi de US$ 8,840. Do ano de 2000 até 2016, o PIB *per capita* aumentou US$ 4,980 dólares, uma elevação de 29%. Praticamente, eleva-se a violência concomitante com o crescimento da renda dos habitantes.

A Figura 2.3 mostra a evolução do PIB *per capita* e do CVLI para o Brasil, tomados em logaritmo neperiano. Observa-se que os crimes são quase sempre crescentes, mesmo quando

o PIB *per capita* se reduz. Novamente, percebe-se que é difícil avaliar a relação entre essas variáveis através da análise gráfica, chegando a aparentar que não existe correlação entre as mesmas (CICCONE, 2011; e, HISANG, BURKE, e MIGUEL, 2013 e 2014).

Figura 2.3 Evolução do CVLI e do Pib *per capita* linearizados: Brasil, 2007-2015



Fonte: Fórum Brasileiro de Segurança Pública e Banco Mundial, em dólares correntes. Elaboração própria.

O fato é que o Brasil é um país violento e as estatísticas mostram isso (FERREIRA, 2011; e, BEATO, 2011). Quando se toma a taxa de homicídios por 100 mil habitantes, constata-se em 2016 a cifra de 29,7 para todo o território nacional. Fragmentando a amostra por estados, aqueles que apresentaram as maiores taxas nesse ano foram: Sergipe, com 64,0, Rio Grande do Norte, 56,9 e Alagoas, 55,9. No momento em que se avalia apenas os crimes de latrocínio, roubo seguido de morte, os estados mais violentos foram: Goiás, com taxa de 2,8 ocorrências por 100 mil habitantes, Pará, com 2,7, e Amapá, 2,4. O que se torna mais agravante é que

entre as maiores vítimas da violência estão os jovens, com 54% do total, e os pretos e pardos, representando 73%. Trata-se, portanto, de um segmento da população que mais sofre óbitos por agressão.

Contrariando o Brasil como um todo, nas capitais dos estados o número de vítimas por CVLI em 2016 foi 4,1% menor do que para o ano de 2015, 14.491 mortes, taxa de 29,5 por 100 mil habitantes. O registro das ocorrências nas capitais se altera entre reduções e elevações, entre os anos de 2015 e 2014 (Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2017). As capitais em que mais se reduziu as mortes violentas foram: Vitória (ES), -43,6%, Maceió (AL), -25,8%, e Belo Horizonte (MG), -22,1%. Além dessas, tiveram redução nas mortes violentas Teresina (PI), Curitiba (PR), Campo Grande (MT), Fortaleza (CE), Natal (RN), Goiânia (GO), Brasília (DF), São Paulo (SP), São Luiz (MA), Cuiabá (MS), Rio Branco (AC), Macapá (AP), Rio de Janeiro (RJ) e João Pessoa (PB). Contrariamente a isso, as capitais que apresentaram maior elevação nas ocorrências de óbitos foram: Palmas (TO), +30,2%, Aracaju (SE), +28,6% e Manaus (AM), + 26,81%. Ademais, tiveram elevação de mortes violentas Salvador (BA), Porto Alegre (RS), Belém (PA), Porto Velho (RO), Florianópolis (SC), Recife (PE) e Boa Vista (RR). As capitais mais perigosas em 2016 foram: Aracaju, com 66,7 mortes por 100 mil habitantes, Belém, 64,9, e Rio Branco, 62,3.

Observando as estatísticas em relação à arma envolvida na agressão, sabe-se que para o ano de 2014, 71,6% das mortes violentas foram causadas por armas de fogo, 20,3% por armas brancas, 8,1% por outros. Esse número é surprendentemente alto, já que recentemente iniciou-se uma campanha nacional pelo desarmamento da população. Mesmo assim, foram noticiadas

21.892 mortes em intervenções policiais no ano de 2016, 25% mais elevado do que para o ano de 2015 (Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2017). Para se ter uma idéia, em Honduras, país mais violento da amostra utilizada na Figura 2.1, foram 98 vítimas, taxa de 1,2; e na África do Sul, esse número foi de 582, taxa de 1,1. Ainda nesse mesmo ano, foram mortos pela letalidade policial no Brasil 3.320 vítimas, uma taxa de 1,6 por 100 mil habitantes. Já com relação aos policiais mortos em combate tem-se 91 vítimas, menor que em 2012, 160, e 2013, 121;. mas superior aos EUA, em que no mesmo ano foram mortos em combate apenas 41 militares.

Quando se olha para as despesas com segurança pública, sabe-se que em 2016 foram gastos R$ 82 bi, inferior a 2015, em que se gastou R$ 83.3 bi, envolvendo as três esferas do governo: municípios, estados e União. De 2002 a 2015, a despesa total em segurança pública aumentou 68,8%: +86,2% união, +61,6% estados, +224,9% municípios. A variação das despesas realizadas em segurança pública entre 2014/15 pode ser descrita nos seguintes itens: +16,9%, R$ 23 bi de reais, com policiamento; +20,5%, R$ 2 bi, em Defesa civil; e, -30,3%, R$ 829 milhões, em informação e inteligência. A participação no gasto com segurança pública pelos entes governamentais evoluiu de 2002 até 2015. A despesa da união representava 4,86% em 2002, passou para 9,04% em 2015. Para os estados, esse valor variou de 41,86%, para 67,63%. E para municípios, de 1,4%, para 4,54%. Em termos de parcela do PIB para o ano de 2015, essa despesa representou um total de 1,38%, sendo que União gastou 0,15%, estados, 1,15% e municípios 0,08% do PIB (Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2017).

Em contrapartida, a evolução da população prisional entre 2005-2014 mostrou que, em 2005, cumpria pena no sistema 254.601 presos, sendo o número de vagas de 175.908, com

91.317 presos provisórios (aguardando julgamento) (Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2017). Isso representa 44% de presos acima da capacidade. Já no ano de 2014, esse superávit de presos sob custódia ficou em 57% acima da capacidade, um total de 584.361 presos, para uma capacidade de 370.860, sendo presos provisórios, 212.178. Nesse sentido, a população prisional aumentou no período 29%, o número de vagas 11% aproximadamente, e os presos provisórios 32%.

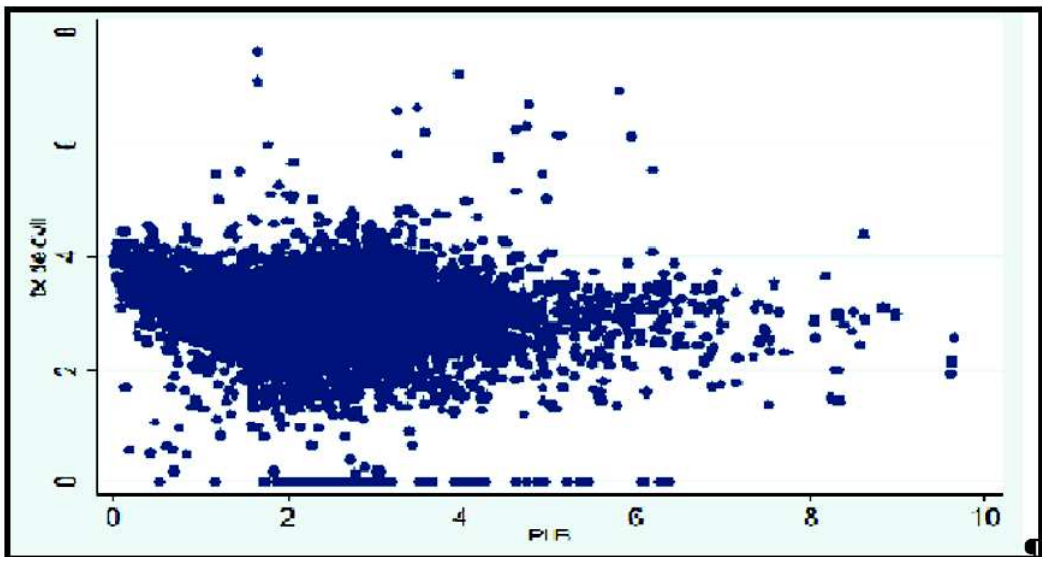
Na América Latina, os índices de encarceramento são considerados baixos, os sistemas de justiça criminal são relativamente pequenos e pouco operantes. No Brasil, São Paulo é o estado que mais tem indivíduos encarcerados e a média do país é menos de um (1) prisioneiro por quinhentos habitantes (500 hab.)[1] De acordo com Beato (2011), a violência é perpetrada por gangues, tendo como principal motivo, a drogadição, concentrada no território. Crimes violentos afetam os mais pobres e a vitimização, cinquenta por cento (50%) maior do que para os ricos (Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2017). Sem condições econômicas suficientes para superarem as dificuldades sociais colocadas para os menos abastados, esses jovens acabam lotando os sistemas carcerários do país.

Outra forma para tentar se analisar o impacto da renda sobre a criminalidade é o gráfico de dispersão entre essas variáveis. Dando continuidade ao exercício, toma-se o gráfico de dispersão entre a criminalidade e a renda *per capita* nos municípios do Brasil em 2012, expresso na Figura 2.4. Observa-se que a correlação entre as variáveis não fica clara, muito pelo contrário, não é

[1] Um comparativo rápido mostra que o país possui muito menos presos do que se podia esperar. Por exemplo, esse mesmo número, nos Estados Unidos da América, é de 82,8; no Chile, 87, Itália, 84, e França, 137; (CARVEIRO, 2011).

possível se estabelecer qualquer correlação. Mais uma vez, a análise gráfica não é suficiente para se tirar conclusões, pelo contrário, deixa o problema muito mais instigante.

Figura 2.4 Gráfico de Dispersão entre os Logarítmos Neperianos da Taxa de Homicídios e do Pib *per capita*: Brasil, 2012



Fonte: Datasus e IBGE. Elaboração própria.

As análises realizadas nesta seção não apresentam nenhuma conclusão satisfatória, mas sim levantam muitas controvérsias sobre os verdadeiros impactos que renda causa na criminalidade de um determinado país. Mesmo sendo considerada uma política eficiente de combate ao crime, a dúvida sobre seu verdadeiro impacto traz consigo questionamentos sobre quão boa é a mesma e, por esse motivo, tal política vem sendo abandonada pelas autoridades de segurança pública. O fato das análises gráficas não serem suficientes para esclarecer sobre essa relação, não significa afirmar que a mesma não seja eficiente para conter os crimes. As metodologias de análise precisam ser adaptadas para retirar o efeito de simultaneidade que existe entre as duas variáveis (ambas afetadas pelo crescimento econômico) (BEATO, 2011).

3 Revisão da Literatura

A teoria econômica do crime vem, ao logo dos anos, aperfeiçoando a relação implícita na oferta de crimes de Becker (1968). A principal teoria que analisa economicamente o comportamento criminoso assume que o indivíduo contempla o envolvimento em qualquer ação criminosa, a partir da maximização de sua utilidade esperada. Segundo essa corrente de pensamento, o nível educacional e cultural dos indivíduos e as possibilidades de sucesso no crime permitem explicar o avanço sistemático da criminalidade.

3.1 Teoria Econômica do Crime

Ao avaliar o comportamento criminoso, a teoria econômica conlcuiu que: sempre que os benefícios marginais das atividades ilegais subtraído do produto entre a probabilidade do crime ser punido e o custo moral marginal dos indivíduos superar o benefício marginal da atividade legal de trabalho, mais tempo esse agente dedicará às atividades criminosas. Por esse motivo, essa atividade pode ser considerada arriscada e tende a favorecer as atividades legais de trabalho. Essa conclusão reproduziu-se do trabalho de Becker (1968) em inúmeros outros, de Stigler (1970), em diante, Ehrlich (1971, 1973, 1975), Davis (1988) e Beron (1988); as indagações

sobre o comportamento criminoso foram sendo avaliadas. Essas pesquisas foram as primeiras a apontar a correlação existente na atividade criminosa, tornando-se importante para a difusão dessa parte da teoria econômica em todos os anos posteriores.

Os determinantes da criminalidade, assim chamados nas pesquisas nacionais, procuram soluções para o avanço sistemático da criminalidade. Focando nisso, essa teoria econômica produziu uma série de variáveis que impactam no comportamento criminoso do indivíduo. Entre essas, procurou-se conhecer qual o impacto que o rendimento da atividade lícita (emprego ou renda) excerce no combate à criminalidade. Destacam-se dois efeitos principais: o primeiro diz que índividuos com melhores rendas tendem a procurar menos às atividades ilegais, uma vez que possuem condições de sustento favoráveis. Esse seria o efeito negativo que a renda exerce sobre o crime. Entre os diversos pesquisadores, esse é aceito como o principal impacto que a renda *per capita* gera no comportamento criminoso dos indivíduos, atraindo-os para as atividades legais de trabalho, melhorando o bem estar social e elevando a utilidade do trabalho.

No entanto, esse não é o único impacto que a literatura reconhece. Caso os indivíduos tenham baixa probabilidade de serem punidos e/ou possuam baixos padrões morais, uma elevação da renda legal do trabalho pode elevar consecutivamente os benefícios marginais de se cometer um crime, uma vez que a elevação da renda faz com que as vítimas se tornem potencialmente lucrativas. Caso uma parcela grande da população esteja em condições de vulnerabilidade social, com chances mínimas no mercado legal de trabalho, os benefícios marginais da atividade ilegal se tornam muito atrativos, fazendo com que novos indivíduos dispendam horas do seu dia em atividades criminosas. Existem muitas controvérsias sobre os impactos da renda na atividade

criminosa, e as soluções parecem ainda contraditórias.

Decorrente desses estudos, os programas em que os prospectos de ganhos dos indivíduos em situação de risco tomam força. As mais interessantes constatações indicam que os programas que levam em consideração a elevação da renda dos indivíduos vulneráveis alteraram a utilidade esperada dos criminosos permanentemente, atuando, incisivamente, contra o crime.[1] Em Nova York criou-se, por exemplo, o programa *Big Brother/Big Sister*, em que voluntários adultos, com o propósito de criar laços de amizade com jovens infratores e adultos familiares, assumem a tutoria do jovem em vulnerabilidade criminal. Outro exemplo é o *Quantoum Opportunity Program*, em que se oferece aos estudantes vulneráveis dois dólares (US$2) para cada hora dispendida em atividades específicas. Os seus resultados foram convincentes, apresentando redução na taxa de detenção em metade do grupo de controle. Houve reduções de 46% no uso de drogas, 32% de agressões físicas, 27% do consumo de álcool e 32% de dias fora da escola.

Outro determinante bastante estudado, refere-se à capacidade de se cumprir a lei (*enforcement*), que é representado pelos ganhos de eficiência para investigação, repressão e julgamento dos criminosos. Essa variável impacta nos custos da atividade criminosa, reduzindo os benefícios marginais da atividade criminal. A partir dos resultados obtidos sobre a importância do policiamento no combate à criminalidade, surgiu uma série de programas governamentais baseados no aperfeiçoamento das práticas de *law enforcement*. A ação policial em territórios conflagrados, repletos de indivíduos com elevado grau de letalidade, necessita de reorganiza-

[1] Existem duas principais esferas de atuação governamental em relação à proteção financeira de seus indivíduos e a ocorrência de crimes. Uma de atuação mais ampla que vigora como Lei, em que se permite estabelecer o contrato social estipulado na Constituição. E a outra, focada no grupo de indivíduos jovens infratores, ou direcionada às famílias dos infratores, como treinamentos e auxílios financeiros.

ção corporativa e de focalização de estratégias militares. Consequentemente, esses programas concentram-se nas informações sobre os indivíduos potencialmente criminosos, tais como, ex-detentos e seus familiares. Diversas experiências bem-sucedidas foram noticiadas no mundo, como a que ocorreu em Nova York (2003), denominada de Compstat e, em Bogotá (2003), o Projeto Zonas Seguras. Ainda são conhecidos os programas de Boston (1996) e de Chicago (2008), denominados: Vizinhança Seguras. As ações compreendem, basicamente, a formação de bancos de informações georreferenciadas e campanhas por bônus de resultados, sendo o agente de polícia o elemento mais importante no resultado final.

Existe ainda uma gama de variáveis que interferem nos custos morais dos indivíduos (além da punição), tais como: a desagregação familiar, os níveis educacionais das comunidades e as atividades sócio-culturais dos indivíduos, representando o vínculo do indivíduo com a sociedade. A hipótese principal é que, ao se aumentar o vínculo dos indivíduos com a sociedade, resulta em comunidades mais seguras, com menores taxas de criminalidade. Entre essas atividades sociais destaca-se as práticas religiosas, o perfil demográfico, a dinâmica espacial e o processo de urbanização. As pesquisas sobre esses custos morais baseiam-se na incapacidade da comunidade de distribuir benefícios, igualmente, aos seus residentes, segundo Comanor e Phillips (1999). A existência de variáveis exógenas (nível econômico, mobilidade, heterogeneidade étnica, desagregação familiar e urbanização) e de variáveis endógenas (redes locais de amizade, supervisão dos grupos de jovens e participação em organização comunitária), é fundamental para que se conheça como reage o individuo criminoso em relação às práticas de combate ao avanço da criminalidade.

Esses são os avanços proporcionados pela teoria econômica no combate ao avanço sistemático da criminalidade. Paralelamente ao fortalecimento teórico, as pesquisas empiricas porcuraram demonstrar os impactos que essas variáveis exercem no comportamento criminoso dos agentes. Seguidamente os resultados foram sendo constatados, concretizando todo arcabouço teórico dos determinantes da criminalidade.

3.2 Literatura Empírica

A maioria das pesquisas baseadas nos determinantes da criminalidade produziu estimativas sobre a importância desses para se entender mais sobre o comportamento criminoso. As primeiras estimativas vieram com os trabalhos de Beron (1988), Davis (1988), Ehrlich (1971, 1973, 1975) e Stigler (1970). Logo em seguida, mediante o avanço das práticas de análise empíricas, surgiram os trabalhos de Glaeser, Sacerdote e Sheikman (1996), Wong (1995), Witte (1980), Trumbull (1989), entre outros. Essas pesquisas foram as primeiras a constatarem correlações entre os determinantes da criminalidade e o comportamento criminoso dos indivíduos. A influência da renda legal do trabalho, da eficiência das práticas militares e do efeito dos custos morais, foram aos poucos sendo esclarecidas, interferindo no comportamento dos gestores de segurança pública ao redor do mundo. Ocorre que os métodos de análise também foram evoluindo, gerando novos estimadores e estimativas para os parâmetros dos determinantes.

A partir dos avanços na identificação dos modelos e nos métodos espaciais, a teoria econômica do crime foi se aperfeiçoando, buscando novos métodos de análise, tais como os estimado-

res em variáveis instrumentais[2]. Com o objetivo de descobrir quais as causas para a ocorrência de tantos registros policiais, utiliza-se desse método, visto que o mesmo possibilita constatar os impactos na criminalidade, apresentados por parâmetros que representam as características de *law* e *social enforcement*. Segue uma breve síntese dos principais resultados desses trabalhos.

Primeiramente, destaca-se os estudos sobre o policiamento e criminalidade com o uso de instrumentos, feito por Levit (1997). Nesse estudo, o autor destaca a importância de se estudar a simultaneidade do comportamento dos criminosos, em relação ao policiamento das regiões. Aumentar o policiamento pode elevar as taxas de criminalidade somente pelo fato de se ter mais policiais na rua. Uma forma de resolver esse problema está em se instrumentalizar o policiamento, o qual pode ser representado, por exemplo, pela Lei de Promulgação da Superlotação dos sistemas prisionais nos EUA. Após a confirmação da superpopulação prisional em 12 estados norte-americanos, segundo o autor, a população de encarcerados nesses estados mostrou-se 2,3% acima da média dos estados norte-americanos. A conclusão sugere que existem benefícios ao não se libertar um prisioneiro, assumindo o pressuposto de que um indivíduo liberado pelo decreto de superpopulação leva a um aumento de quinze crimes nas ruas. Nos três anos seguintes à decisão final do tribunal de promulgar a superlotação, o autor estima que a população prisional cresceu 13,7%. Por outro lado, as taxas de crimes violentos registradas foram de 11,2%, praticamente, 11,6% mais altas que no período anterior à promulgação. Levando-se em consideração os crimes contra a propriedade, esse aumento foi de 6,3%, ou 6,4% mais alto, em relação ao período anterior.

[2]Esse é o caso dos trabalhos de Anderson, Buschnran and Groom (1997); Burke, Miguel, Satyanath, Dykema, and Lebell (2009); Adano et al (2012); Menezes et al. (2013); Trevisan e Menezes (2013); Levit (1996); Kovandzic(2015); Bruckner et al (2013); e, Hsiang, Burke, e Miguel (2013; e, 2014).

Quanto à escolha do tratamento das variáveis, toma-se o modelo em diferenças para avaliar o impacto desta variável no crime. O instrumento foi elaborado tendo os doze estados em que a promulgação da superlotação prisional foi admitida como variável de tratamento, em relação aos 50 estados norte-americanos. A estimativa para o método dos mínimos quadrados foi de -0,10. Já para o modelo em variável instrumental, a estimativa foi de -0,40 para os crimes considerados violentos e de -0,30, para crimes contra a propriedade. Essas estimativas, além de maiores, apontam para a verdadeira causalidade do policiamento no combate ao avanço da criminalidade.

Logo a seguir, surge Virén (2000), o qual sugere, em suas conclusões, um forte suporte para hipótese de que detenção e punição são importantes no combate ao crime. Finaliza seu estudo assumindo que variáveis socioeconômicas e demográficas são de menor importância. Na instrumentalização das políticas estruturais, o autor faz uso da probabilidade de detenção defasada de um período, do número de policiais em atividade *per capita* e do número de prisioneiros *per capita*. Nessa mesma linha de raciocínio, segue Drukker et al. (2013), em que os autores a replicam o modelo de Levit (1997), acrescentando, ao tema, soluções para o problema da variável espacial omitida.

Em consonância com artigos que evidenciam o problema dos vizinhos, esses autores desenvolvem o modelo espacial com variável endógena para a oferta de crimes. Com resultados bastante significativos, assumem que as estimativas para o impacto do policiamento na ocorrência de crimes violentos circundam o valor de -1,47, significativo a 1%. Os autores calculam também que tanto os efeitos da variável espacial defasada, quanto da variável espacial defasada do termo de erro são significativos. A magnitude do efeito da variável espacial defasada, λ,

obtido foi de 0,74 e, para a defasada espacial do termo de erro, 0,28, confirmando a importância da análise espacial no exame da causalidade entre policiamento e violência. Os autores concluem que o λ, alto e positivo, indica grande influência espacial. Significância na tendência espacial dos termos de erros moderados indica autocorrelação entre as inovações do policiamento no combate ao avanço da criminalidade.

Logo a seguir surge Kovandzic et al (2015), os quais publicam um estudo sobre os problemas contidos nos instrumentos. Os autores testam os instrumentos usados por Levit (1997), mais os ciclos eleitorais de presidente e de governador, e a contratação de bombeiros, utilizados em Levit (2002). Trata-se de um exercício estatístico para avaliar os diferentes instrumentos utilizados até então. A priori, admite-se que a sensibilidade estimada da elevação no número de policiais na contenção de crimes violentos é inconsistente, dada a endogeneidade e a simultaneidade nos métodos tradicionais. Por outro lado, afirma-se que instrumentos fracos geram estimativas inválidas e as consequentes magnitudes enviesadas. Segundo os autores, as estimativas de Levit (1997) sofrem da escolha dos instrumentos, que são fracos para os testes de Olea e Pflueger (2013). Esses testes são replicados em modelo com as variáveis tomadas em diferença, conforme Levit (1997), ampliando-se as defasagens do instrumento. A partir daí, utiliza-se o teste de *cluster* robusto, com os resultados críticos segundo Olea-Pflueger, conhecido como: teste *effective F*. Com significância de cinco por cento (5%), o resultado crítico do teste indica que o modelo possui até trinta por cento (30%) dos piores casos, calculando o *effective F* de 4,16.

Em relação ao determinante de custos morais, surgem os trabalhos que se utilizam da

escolaridade dos pais como instrumento para escolaridade dos indivíduos. Nesse grupo destacam-se Ashenfelter e Zimmerman (1997), Trostel, Walker e Wolly (2002), Lenke e Rischall (2003). Entre as principais conclusões desses estudos destaca-se o efeito que a educação gera ao se explicar o avanço da violência, fortalecendo o conceito de que as informações dos pais são determinantes nas escolhas dos filhos. Para Calvo-Armengol e Zenou (2004) e Machin e Meghir (2004), existe o efeito-renda decorrente e principal canal para avaliar como educação e crime relacionam-se.

No que tange ao determinante dos efeitos da renda *per capita* no avanço da criminalidade, encontram-se os trabalhos de Ciccone (2011), Bruckner, Ciccone and Tesei (2013) e Hisang, Burke, e Miguel (2013 e 2014), os quais ampliaram bastante a discussão com relação às verdadeiras causas do surgimento de volume acentuado de ocorrências de crimes violentos. Seguindo esse raciocínio, Burke, Miguel, Satyanath, Dykema, e Lebell (2009) utilizam das regressões em variável instrumental para avaliarem as guerras civis no sub-Saara africano. Trata-se de instrumentalizar a renda *per capita*, através de alguma medida climática, para avaliar os impactos da renda no avanço da criminalidade. Apesar da importância dessa publicação, o tema começa de fato a gerar bastante discussão nos meios científicos, a partir do artigo de Miguel e Satyanath (2010), em que os autores tentam responder sobre as críticas recebidas nas apresentações de seus trabalhos iniciais. Paralelamente, surge o estudo de Hisang (2011), em que se procura correlações entre a variação da temperatura do pacífico sul, os conhecidos efeitos El-niño e El-niña, sobre variáveis econômicas entre os países afetados e não afetados por esses efeitos climáticos. Seguindo esse raciocínio, utiliza-se de regressões com simulações

para a elevação de um por cento (1%) na temperatura mundial. Soma-se a essas contribuições, a observação de que a elevação da temperatura resultará num aumento do risco de conflito, de três a seis por cento (3 - 6%). Vale ressaltar que o autor não utiliza modelos sofisticados de previsão, importantes para se entender o comportamento da temperatura. Por outro lado, inova ao utilizar a temperatura do oceano pacífico, já que a mesma mostra-se como sistema dominante de toda a atmosfera terrestre.

Chega-se então ao trabalho de Ciccone (2011), o primeiro a debater o estudo de Miguel, Satyanath, Sergenti (2004), afirmando que, ao se utilizar as variáveis em diferenças, não se capta os custos de oportunidade para o risco de conflito civil. Isso decorre do fato de que a precipitação de chuvas apresenta apenas efeitos transitórios, mas não efeitos de longo prazo. O autor afirma que os choques adversos na renda aumentam o risco de conflitos civis.

A partir disso, o autor se utiliza do modelo com variáveis em nível, assumindo defasagens para o instrumento de precipitação. O modelo em defasagem é preferível, caso níveis de chuva formem um passeio aleatório. O autor afirma que níveis de chuva geram choques provisórios na renda dos indivíduos, ou seja, são médias reversíveis (não autorregressivas). Observa-se, a partir de então, que dois anos de chuvas interferem diferentemente no conflito e que, portanto, é um canal para se estimar o custo de oportunidade da renda para o crime.

O preço internacional das *commodities* e a precipitação de chuvas afetam o risco de conflitos civis, somente através do PIB *per capita*; assim, as estimativas em regressões de variável instrumental têm uma interpretação causal. A partir dessas conclusões, afirma-se que choques na renda podem afetar o risco de guerra civil pelo de custo de oportunidade[3]. Todos os estudos

[3]Em Pereira e Menezes (2014), os autores testam o modelo de Ciccone (2011) para os municípios de um estado

sobre ocorrência de crimes violentos que não conflitos civis obtiveram esse mesmo impacto do PIB *per capita*, sendo que o instrumento de precipitação de chuvas realmente parece afetar o comportamento humano.

A discussão sobre qual o efeito PIB *per capita* ao longo dos anos permitiu estimar tanto o efeito do crescimento das chuvas, quanto do custo de oportunidade das mesmas, na ocorrência de crimes. Esse é o debate travado entre o custo de oportunidade de Ciccone (2011) e os modelos de crescimento de Miguel, Satyanath e Sergenti (2004) e Miguel e Satyanath (2010). Ao se utilizar de índices de crescimento, como Miguel e Satyanath (2010), perde-se o veículo de transmissão do custo de oportunidade que cada um dos anos pode estar representando.

Surge, num esforço da união de estudiosos sobre os efeitos climáticos no comportamento humano, o maior levantamento de estudos até então realizados. Hisang, Burke e Miguel (2013 e 2014) fazem uma revisão de 60 trabalhos que estudam as guerras civis ao redor do mundo e, a partir daí, afirmam que existe uma forte evidência do efeito causal para os eventos climáticos e os conflitos humanos. Verifica-se que um desvio padrão de alteração no clima, por temperaturas anuais mais quentes, ou por estações anuais, mais ou menos chuvosas, acarretará numa elevação de 4% nas ocorrências de violência interpessoal (CVLI) e, para violência intragrupos (guerras civis), esse aumento é de cerca de 14%.

Do total de estudos avaliados pelos autores, 75% foram realizados a partir de 2009, nem todos com métodos sofisticados de tratamento de dados, ou mesmo, feitos por econometristas. Concentrado nessa porcentagem, os autores calculam que de dois a quatro desvios-padrões nas

brasileiro, a Bahia, no intuito de testar a causalidade da renda na ocorrência de diferentes tipos de crimes. Os resultados obtidos foram muito semelhantes aos estudos internacionais.

medidas climáticas, até 2050, levarão a meio milhão de mortes no mundo, a partir desse ano.

Entre os vinte e sete (27) trabalhos com uso de variável instrumental, os efeitos da pluviosidade são importantes. 10% de elevação da precipitação de chuva afeta em um desvio-padrão o risco do conflito. Ademais, para quatro desvios-padrões da temperatura são esperados 12% de aumento de conflitos, no caso das guerras civis. Também, constatam os autores, que entre 2-40% de elevação no risco de conflito são possíveis em situações extremas de temperatura e de chuvas.

Para o conflito interpessoal, os parâmetros estimados indicam ser esperado 2,3% de aumento no risco de conflito, para cada desvio-padrão de mudança na variável climática ($SE = 0,12\%; P < 0.001$); e 11,1% para ocorrências intergrupos ($SE = 1,3\%; P < 0,001$). Para os conflitos interpessoais destacam-se dezesseis (16) artigos e, dentre esses, quatro que utilizam precipitação de chuvas. Nesses estudos estima-se que um desvio padrão de redução das chuvas acarretará na elevação de 10% da violência e, em alguns casos, chegará a 12%.

Vale ressaltar a robustez desses resultados, contando com 27 medidas de temperatura e 20 diferentes taxas de precipitação de chuvas. Os autores concluem que em condições mais amenas da temperatura surgirão mais conflitos. Cerca de 2,3% de aumento pode ser esperado para o avanço da criminalidade, em resposta a uma elevação de um desvio padrão na temperatura do planeta. Estima-se uma média de 3,9% para crimes interpessoais e de 13,6% para intragrupos.

No Brasil, os determinantes da criminalidade foram constatados em diferentes trabalhos. Com relação ao determinante da capacidade de se cumprir a lei (*law enforcement*0, tem-se o trabalho de Araujo et al (2000), em que o autor avalia a correlação que o contingente policial por 100 mil habitantes exerce sobre a criminalidade, negativa e significativa. Esse também é o caso de Scorzafave e Soares (2009), em que se utiliza da razão entre prisões efetuadas e crimes registrados, constatando correlação de sinal negativo e significativo para a variável de interesse. Nesse determinante, ainda existem Pereira e Fernandez-Carrera (2000), e, Lobo e Fernandez Carrera (2003), em que se observa sinal negativo e significativo para as Regiões Metropolitanas de São Paulo e Salvador, respectivamente. Em Santos e Kassouf (2008), pela primeira vez se admite problemas de endogeneidade entre essas variáveis.

Já em relação ao determinante de custos morais, a literatura nacional produziu diversos trabalhos. No que se refere à estrutura familiar, Carvalho et al(2005) observam uma associação positiva entre mães adolescentes (15 e 16 anos) e crime. Franszylber et al (2001) admitem que domicílios chefiados por mulheres estão correlacionados com a criminalidade, sinais positivos e significativos. Cerqueira e Lobão (2004) sugerem que a participação no serviço militar pelos pais e o aumento da inserção da mulher no mercado de trabalho transformaram os núcleos familiares que ficaram reféns dessa maior mobilidade familiar.

Em relação aos níveis educacionais, Shikida (2010), e, Gonçalvez e Shikida (2013), usando dados da população carcerária do Paraná, observam que os indivíduos não escolarizados apre-

sentam probabilidade 8,7 vezes maior de reincindir em crimes. Já Carvalho et al (2005) admitem que o percentual de crianças que não frequentam a escola e analfabetos estão correlacionados positivamente com a ocorrência de crimes. Por fim, Becker e Kassouf (2017), os quais estimam que o aumento das despesas em educação reduz homicídios.

Com relação à religião, Scorzafave e Soares (2009) estimam uma correlação positiva e significativa para o percentual de pessoas sem religião. No entanto, Gonçalvez e Shikida (2013) observam que não é pertencer a uma religião, mas sim, a prática religiosa que está correlacionada com menos taxas de reincidência no crime. Com relação ao perfil demográfico, Carvalho et al (2005); Scorzafave e Soares (2009); e, Araujo e Fanznzylber (2001); observam uma correlação positiva e significativa para a proporção de jovens com o crime. No que tange a dinâmica espacial, Almeida et al (2005) observam uma concentração espacial em Minas Gerais, Sartoris (2010) observa a propagação espacial dos crimes em São Paulo (95-96), Scorzafave e Soares (2009) verificam o transbordamento espacial em crimes contra o patrimônio em São Paulo, e, por fim, Menezes et al(2013), os quais também observam o transbordamento da violência em bairros do Recife. Vale ressaltar que também é verificada correlação positiva e significativa entre urbanização e crime (MENDONÇA et al (2003), ALMEIDA et al (2005) e MENEZES et al (2013)).

Com relação ao determinante associado ao rendimento da atividade lícita, os trabalhos de Santos e Kassouf (2008) chamam a atenção ao assumirem que a renda possui efeitos simultaneos, os quais podem tornar seu resultado ambíguo. Scorzafave e Soares (2009) se utilizam da taxa de desemprego e da renda para constatar a correlação positiva e significativa sobre os crimes

patrimoniais. Mendonça et al (2003) e Fanzylber e Araújo (2011) observam o contrário, em que renda e desemprego exercem correlações positivas com a criminalidade. Já em Scorzafrave e Soares (2009) e Menezes et al (2013), observam que a desiguladade da renda está associada positivamente à criinalidade. Esse também é o resultado apresentado em Araújo et al(2001), em que se verifica uma correlação positiva entre desigualdade e criminalidade, sendo utilizada a renda dos 20% mais pobres como indicativo da desigualdade.

No Brasil, os estudos com estimadores em variável instrumental ainda são poucos. Seguindo essa estratégia de identificação surge Cerqueira (2014), com o objetivo de avaliar o impacto da profusão de armas de fogo e da ingestão de drogas ilícitas e bebidas alcoólicas na ocorrência de crimes violentos no Brasil. Utiliza alguns instrumentos, tais como: o Estatuto do Desarmamento, a prevalência média de armas em 2003 e o tamanho das cidades, para representar o impacto do policiamento na ocorrência de crimes. Observa que, em crimes violentos, o policiamento é significativo e impacta de forma negativa na sua ocorrência. No entanto, não observa o mesmo efeito para os crimes considerados lucrativos.

Esse estudo utiliza uma série de *proxies* nunca antes construídas para o Brasil, usando-as, ainda, como instrumentos para avaliar suas hipóteses. Em Cerqueira (2014), como também numa série de outros estudos internacionais, foram utilizados instrumentos sem nenhum tipo de avaliação, com relação à sua significância e relevância para o modelo. Esses resultados estão condicionados à escolha dos seus instrumentos, sendo esse tema pouco revelado pelos estudiosos à época.

A partir dessa breve retrospectiva da teoria econômica do crime, pode-se concluir que os

múltiplos modelos que formam a sua base reconhecem que a prática de crimes é uma atividade ou setor da economia, como qualquer outra atividade econômica tradicional[4]. A atitude dos indivíduos criminosos depende fundamentalmente da probabilidade de sucesso nessa atividade arriscada, que está relacionada aos custos e benefícios da atividade ilegal, relativamente às atividades legais.

[4]Existem diversos trabalhos não tratados aqui e que avaliam políticas de combate ao avanço da criminalidade. O motivo decorre do fato de que os mesmos avaliam políticas regionais, tais como fechamento de bares ou restrições ao porte de armas, entre outras, porém, sem o uso das variáveis instrumentais.

4 Metodologia e Estratégia de Identificação

Nesta seção, são apresentados os modelos utilizados neste estudo, com o objetivo de se constatar o impacto da renda na criminalidade nos municípios do Brasil, modificados dos trabalhos de Miguel, Satyanath e Sergenti (2004), Ciccone (2011) e Drukker et al. (2013). Esses estudos defendem que choques adversos na renda podem justificar parte da elevação das taxas de homicídios, no entanto, existem duas fontes de endogeneidade que dificultam a compreensão do fenômeno. A primeira delas consiste na simultaneidade entre criminalidade e PIB, ambas variáveis influenciadas pelo ciclo de crescimento econômico.

A segunda fonte de endogeneidade consiste no efeito transbordamento, oriundo de uma autocorrelação espacial na criminalidade. De fato, cidades com altos níveis de criminalidade observam fenômeno semelhantes em seu entorno, de acordo com Ferreira (2011) e Cerqueira (2014). A estimação dos parâmetros sem o tratamento dessas fontes de endogeneidade gera previsões enviesadas e com magnitudes muito menores do que as verdadeiras (ANGRIST e PRISCHKE (2008); LE SAGE (1998); e, LEVIT (1997)).

Para resolver o problema de simultaneidade entre as variáveis de interesse, emprega-se estratégia semelhante a utilizada por Ciccone (2011), e Hsiang, Burke, e Miguel (2013 e 2014). Esses estudos utilizam o nível de precipitação pluviométrica e seus valores defasados como instrumento para verificar o efeito da renda sobre violência, em países como África do Sul, Estados Unidos, Itália, Síria, Brasil e Venezuela. O principal motivo para a utilização da chuva como instrumento decorre do fato da precipitação ser um fenômeno natural e exógeno, por definição. Além disso, é possível identificar uma forte correlação entre chuva e PIB *per capita*, já que, no passado, as regiões mais atrativas aos investimentos produtivos foram aquelas onde as terras eram mais férteis para a atividade agrícola, com períodos de chuvas mais intensos. Por outro lado, não existe correlação descrita na literatura entre o total de chuvas e a ocorrência de crimes, a não ser através da renda.

O segundo estágio do modelo segue a especificação da oferta de crimes de Becker (1968), tal como:

$$Cr_i = \alpha_0 + \alpha_1 Pib_1 + \alpha_2 X_i + n_i \tag{4.1}$$

Em que. Cr_i representa a taxa de homicídios para os municípios i; PIB_i é o *PIB per capita* de cada município. X_i é o conjunto das características observadas do município e n_i representa o vetor dos termos de resíduos.

A seguir, toma-se a precipitação pluviométrica como instrumento para o PIB, segundo

Ciccone(2011), tal como:

$$PIB_i = \beta_0 + \beta_1 Ch_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \tag{4.2}$$

Em que Ch representa o vetor de chuva na cidade i e β_1 representa o vetor de parâmetros correlacionado aos instrumentos.

Utiliza-se então essa equação (3.2) para se instrumentalizar o PIB com a precipitação de chuvas, na equação (3.1). Esse procedimento pode ser descrito nos seguintes passos: substituindo (3.2) em (3.1), chega-se a:

$$Cr_i = \alpha_0 + \alpha_1(\beta_0 + \beta_1 Ch_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i) + \alpha_2 X_i + n_i \tag{4.3}$$

Ou, manipulando-se:

$$Cr_i = \alpha_0 + \alpha_1\beta_0 + \alpha_1\beta_1 Ch_1 + (\alpha_1\beta_2 + \alpha_2)X_i + \alpha_1\varepsilon_1 + n_i \tag{4.4}$$

Em que se pode agrupar os parâmetros, tal que:

$$Cr_i = \Pi_0 + \Pi_1 Ch_i + \Pi_2 X_i + \varepsilon_i \tag{4.5}$$

Assim, pode-se estimar (3.5) e (3.2) para se calcular o parâmetro de interesse, tal qual:

$$\widehat{\alpha_1} = \frac{\widehat{\Pi_1}}{\widehat{\beta_1}} \tag{4.6}$$

Por ser estimado indiretamente, o parâmetro de interesse também especifica o sentido para a causalidade, entre taxa de homicídios e PIB. Caso o parâmetro seja significativo, assume-se que PIB *per capita* causa criminalidade. Quanto à magnitude, essa representa uma elasticidade para o impacto estudado.

4.2 Estratégia Empírica: modelo espacial com variável instrumental[42]

Considerando os efeitos gerados pelos vizinhos, modifica-se o modelo espacial generalizado de mínimos quadrados dois estágios, elaborado por Drukker et al (2013), para adaptá-lo ao impacto do PIB na violência nos municípios brasileiros. Ocorre que a estimação de mínimos quadrados dois estágios tradicional só resolve a endogeneidade do PIB *per capita* e da violência. No entanto, ainda existe a questão da endogeneidade gerada pela influência dos vizinhos, conhecida como: problema da variável espacial omitida (LE SAGE, 1998). Para eliminar esse problema, utilizam-se os procedimentos espaciais com a introdução de variável endógena. Esse método foi inicialmente sugerido por Kalejian e Pruscha (1998), Drukker et al.(2011), Dukker et al. (2013); e Arraiz et al. (2011).

Os resultados implicam que, a partir da correlação entre os estimadores e os resíduos, impede-se a construção de estimadores lineares, como também gera problemas para teorias de grandes amostras. O modelo espacial sugerido inicialmente por Cliff-Ord (1981) permite a correlação entre as variáveis não observáveis, já que cada um dos termos de erro, u_i, depende das outras observações u_{n-i}. Isso é possível devido às matrizes espaciais que são multiplicadas pela variável dependente, resultando na variável independente, conhecida como: defasada espacial. Uma aplicação do modelo de Cliff-Ord (1981) para a oferta de crimes de Becker (1968) segue de:

$$Cr = Pib\sigma + Xb + \lambda WCr + u \tag{4.7}$$

$$u = \rho Mu + \varepsilon \tag{4.8}$$

Em que *Cr* representa o vetor *n x* 1 da variável dependente taxa de homicídios. *PIB* é o vetor *n x* 1 do PIB *per capita*, como variável endógena, e σ o correspondente vetor de parâmetros. *X* é uma matriz *n x k* de observações das variáveis exógenas, com *b* seu relacionado vetor de parâmetros. *W* e *M* são matrizes *n x n* de contiguidade espacial, sendo *WCr* e *Mu* vetores de defasagens espaciais, com λ e ρ seus parâmetros. Finalmente, ε que corresponde ao vetor de inovações (termo de erro).

Assim como foi definido acima, a solução econométrica para a estimação dos parâmetros do modelo de Cliff-Ord (1981) não é possível por mínimos quadrados ordinários, sendo necessário algum método de aproximação, tal como o Método de Momentos Generalizados (GMM). O estimador de GMM para ρ é motivado pelas condições quadráticas do momento, na seguinte forma:

$$E(\varepsilon' A_s \varepsilon) = 0 \tag{4.9}$$

Com $s = 1, 2, ..., s$. Em que A_s satisfaz $tr(A_s) = 0$; e, quando heterocedástico, sua diagonal possui todos elementos iguais a zero. Isso simplifica o cálculo da matriz Variância Covariância (VC), a qual, além do segundo momento, depende ainda do terceiro e do quarto momento das inovações (termos de erro).

A partir dessas condições, assume-se quatro passos. Das equações (3.7), (3.8) e (3.9), calcula-se estimativas consistentes de β e λ obtidas pelos modelos de mínimos quadrados dois estágios, como em (3.6). Em seguida, obtem-se estimativas de ρ e σ por GMM, utilizando da amostra gerada pelos resíduos. Num terceiro passo, utiliza-se as estimativas de ρ e σ para as funções espaciais das transformações de Cochrane-Orcutt (apud, Drukker et al.(2013)), para

se obter estimativas eficientes de β e λ. Após isso, usa-se dessas para obter estimativas em GMM de ρ. Ainda é possível ajustar os termos de erros para resíduos heterocedásticos e homocedásticos. Com o objetivo de construir esse estimador, faz-se a seguinte manipulação matemática no modelo especificado em (3.7) e (3.8).

$$Cr = Z\delta + u \tag{4.10}$$

$$u = \rho \mathbf{M} u_{(n-1)} + \varepsilon \tag{4.11}$$

com $Z = (PIB,\ X,\ \mathbf{W}Cr_{(n-1)})$ e $\delta = (\pi',\ b',\ \lambda')$.

Inicia-se o exercício de estimação do modelo espacial generalizado de mínimos quadrados dois estágios com o primeiro passo (1a), em que se aplica o modelo, utilizando a matriz de instrumentos *Ch* tal que:

$$\widetilde{\delta} = (\widetilde{Z}'Z)^{-1}\widetilde{Z}'Cr \tag{4.12}$$

Em que $\widetilde{Z}' = P_{Ch}Z = (X_n,\ W_n,\ Cr_n)$

Em seguida, calcula-se o primeiro passo (1b), em que se utiliza do estimador GMM para estimar ρ:

$$\widetilde{\rho} = argmim[\,\widetilde{\Gamma}\left(\frac{\rho}{\rho^2}\right) - \widetilde{\gamma}\,]'[\,\widetilde{\Gamma}\left(\frac{\rho}{\rho^2}\right) - \widetilde{\gamma}\,] \tag{4.13}$$

Sendo $\widetilde{u} = Cr - Z\widetilde{\delta}$, vetor dos resíduos dos mínimos quadrados dois estágios. Ademais, $\bar{\bar{u}} = M\widetilde{u}$,

$$\widetilde{\Gamma} = n^{-1}\begin{bmatrix} \widetilde{u}(A_1 + A_1')\bar{\bar{u}} & -\bar{\bar{u}}'A_1\bar{\bar{u}} \\ \vdots & \vdots \\ \widetilde{u}(A_S + A_S')\bar{\bar{u}} & -\bar{\bar{u}}'A_S\bar{\bar{u}} \end{bmatrix}$$

e

$$\widetilde{\gamma} = n^{-1} \begin{bmatrix} -\widetilde{u}' A_1 \widetilde{u} \\ \vdots \\ -\widetilde{u}' A_S \widetilde{u} \end{bmatrix}$$

Dessa forma, o estimador de GMM é calculado, resolvendo o problema não linear de mínimos quadrados. O modelo para o vetor de resíduos heterocedástico segue de:

$$A_1 = \{1 + [n^{-1} tr(M'M)]^2\}^{-1} [(M'M) - n^{-1} tr(M'M) I_n]$$

e

$$A_2 = M.$$

Se os resíduos são homocedástico,

$$A_1 = M'M - diag(M'M)$$

e

$$A_2 = M$$

Após essas primeiras estimações, parte-se para outra etapa. Em (2a) descreve-se o estimador espacial generalizado com mínimos quadrados dois estágios, em que primeiro se estima δ por mínimos quadrados dois estágios do modelo transformado pelo uso do instrumento *Ch* e do uso da transformação espacial de Cochrane-Orcutt $\widetilde{\rho}$

$$\widetilde{\delta}(\widetilde{\rho}) = (\widetilde{Z}\,(\widetilde{\rho})'\,\widetilde{Z})^{-1}\,\widetilde{Z}\,(\widetilde{\rho})'\,Cr\,(\widetilde{\rho}) \tag{4.14}$$

Com $Cr(\widetilde{\rho}) = (I_n - \widetilde{\rho}\,\mathbf{M})Cr(\widetilde{\rho})$;

$\widetilde{Z}\,(\widetilde{\rho}) = (I_n - \widetilde{\rho}\,\mathbf{M})Z$;

$\widetilde{Z}(\widetilde{\rho}) = P_{Ch}Z(\widetilde{\rho})$; e,

$P_{Ch}Z(\widetilde{\rho}) = Ch_n(Ch_n'Ch_n)^{-1}Ch_n'$, a matriz de projeção do instrumento.

Finalmente, o segundo passo (2b), em que se descreve o estimador eficiente de GMM para ρ, correspondente aos resíduos do modelo espacial generalizado mínimo quadrado dois estágios (2a):

$$\widetilde{\rho} = argmim\{\widetilde{\Gamma}\left(\frac{\rho}{\rho^2}\right) - \widetilde{\gamma}\}' \{\widetilde{\Psi}^{\rho\rho}(\widetilde{\rho})\}^{-1} \{\widetilde{\Gamma}\left(\frac{\rho}{\rho^2}\right) - \widetilde{\gamma}\} \tag{4.15}$$

Com $\widehat{u} = Cr - Z\widehat{\delta}$ denotando os resíduos do modelo espacial generalizado mínimos quadrados dois estágios. Assume-se também, $\widehat{\overline{u}} = M\widehat{u}$. Assim

$$\widetilde{\Gamma} = n^{-1}\begin{bmatrix} \widehat{u}(A_1 + A_1')\widehat{\overline{u}} & -\widehat{\overline{u}}A_1\widehat{\overline{u}} \\ \vdots & \vdots \\ \widehat{u}(A_S + A_S')\widehat{\overline{u}} & -\widehat{\overline{u}}A_S\widehat{\overline{u}} \end{bmatrix}$$

e

$$\widehat{\gamma} = n^{-1}\begin{bmatrix} -\widehat{u}A_1\widehat{u} \\ \vdots \\ -\widehat{u}A_S\widehat{u} \end{bmatrix}$$

Chega-se ao $\widehat{\Psi}^{\rho\rho}(\widetilde{\rho})$, o estimador para a matriz de Variância e Covariância (VC) do vetor do momento da amostra (normalizado). O mesmo é obtido, a partir dos resíduos do modelo espacial generalizado de mínimos quadrados dois estágios, $\Psi^{\rho\rho}$. O estimador $\widehat{\Psi}^{\rho\rho}(\widetilde{\rho})$ relaciona-se à distribuição dos termos de erros.

Caso heterocedásticos, o (r,s) elemento de $\widehat{\Psi}^{\rho\rho}(\widetilde{\rho})$ é dado por $(r,s = 1,2)$

$$\begin{aligned} \widehat{\Psi}^{\rho\rho}(\widetilde{\rho}) = [\widetilde{\sigma}^2(\widetilde{\rho})]^2 (2n)^{-1} tr[(A_r + A_r')(A_S + A_S')] + \widetilde{\sigma}^2(\widetilde{\rho}) n^{-1} \widetilde{a}_r(\widetilde{\rho})' \widetilde{a}_s(\widetilde{\rho}) + \\ n^{-1}\{\widetilde{u}^{(4)}(\widetilde{\rho}) - 3[\widetilde{\sigma}^2(\widetilde{\rho})]^2\} vec_D(A_r)' vec_D(A_s) + \\ n^{-1}\{\widetilde{u}^{(3)}(\widetilde{\rho})[\widetilde{a}_r(\widetilde{\rho})' vec_D(A_s) + \widetilde{a}_s(\widetilde{\rho})' vec_D(A_r)] \end{aligned} \tag{4.16}$$

Essas expressões podem ser verificadas no artigo de Drukker et al (2009) e serão suprimidas aqui.

Quando os erros são especificados homocedásticos, os elementos r,s de $\widetilde{\Psi}^{\rho\rho}$ são obtidos por:

$$\widetilde{\Psi}^{\rho\rho}_{r,s}(\widetilde{\rho}) = (2n)^{-1} tr[(A_r + A_r')\widehat{\sum}(\widetilde{\rho})(A_s + A_s')\widehat{\sum}(\widetilde{\rho})] + n^{-1}\widetilde{a}_r(\widetilde{\rho})'\widehat{\sum}(\widetilde{\rho})'\widehat{\sum}(\widetilde{\rho})\widetilde{a}_s(\widetilde{\rho}) \quad (4.17)$$

Em que $\widehat{\sum}(\widetilde{\rho})$ é a matriz diagonal, na qual o i elemento da diagonal é $\widehat{\varepsilon}^2(\widetilde{\rho})$. Os dois últimos termos em (3.16) não aparecem em (3.17) porque a matriz A_s usada no caso heterocedástico tem os elementos diagonais iguais a zero. Enfim, os estimadores necessários para se testar como PIB *per capita* se relaciona com a taxa de homicídios seguem dessas especificações, em que se espera resolver o problema de endogeneidade espacial entre as variáveis.

4.3 Restrições Sobreidentificadoras, Endogeneidade e Instrumento Fraco

O teste de restrições sobreidentificadoras nos parâmetros do modelo a ser estimado admite que sejam impostas a esses coeficientes hipóteses fortes para o seu comportamento. Por esse motivo, torna-se necessário avaliar se, ao inserir mais instrumentos do que variável endógena, não se está forçando o resultado desses parâmetros. Esse teste estatístico é calculado a partir dos resíduos da regressão de primeiro estágio em variável instrumental, através da construção de uma forma quadrática baseada no produto cruzado dos resíduos e das variáveis exógenas (MADDALA, 1995).

Assuma Z_1 e Z_2 dois instrumentos a serem utilizados, durante o método de estimação em

dois estágios. Tome agora:

$$\widehat{\varepsilon_1} = s_0 + S_1 Z_2 \tag{4.18}$$

e

$$\widehat{\varepsilon_2} = \gamma_0 + \gamma_1 Z_1 \tag{4.19}$$

A partir daí, assume-se a hipótese nula com S_1 igual a zero (0) e a hipótese alternativa S_1 diferente de zero (0). Nesse caso, Z_2 é endógeno, sendo possível assumir restrições sobreidentificadoras, ou seja, pelo menos um dos instrumentos é endógeno. O teste consiste em estimar o modelo, inicialmente, retirando-se os resíduos estimados. Logo em seguida, utiliza-se esses resíduos como variáveis endógenas, e então estima-se os parâmetros relacionados aos instrumentos do modelo inicial. A seguir, toma-se o coeficiente de determinação (R^2). Assume-se que:

$$NR^2 \sim \chi_k^2 \tag{4.20}$$

Com k, representando os graus de liberdade (correspondendo ao número de instrumentos menos a quantidade de variáveis endógenas do modelo). Caso a hipótese nula seja rejeitada, significa dizer que pelo menos um dos instrumentos não é exógeno.

Com relação aos testes para a endogeneidade entre criminalidade e renda *per capita*, utiliza-se dos testes de escore robusto e dos resíduos da regressão robusta, segundo Hannay (2013). Assume-se o seguinte modelo linear:

$$\underline{Y} = X_{[1]}\underline{\beta}_{[1]} + X_{[2]}\underline{\beta}_{[2]} + \underline{\varepsilon} \tag{4.21}$$

Em que $\underline{Y}, \underline{\varepsilon} \in \mathbb{R}^{\mathbb{N}}$, $\underline{\beta}_{[1]} \in \mathbb{R}^{q}$ e $\underline{\beta}_{[2]} \in \mathbb{R}^{p-q}$. A hipótese nula implica que $\underline{\beta}_{[2]} = 0$, e a hipótese alternativa $\underline{\beta}_{[2]} \neq 0$ O modelo completo pode ser escrito como $X = [X_{[1]}/X_{[2]}] \in \mathbb{R}^{\mathbb{N}\, x\, q}$

A equação de escore para estimar $\widehat{\underline{\beta}}$ de $X = \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_t \end{bmatrix}$ referencia-se ao modelo adotado:

No caso clássico:

$$\sum_{j=1}^{N} \left(\frac{Y_i - X_i^T \widehat{\underline{\beta}}}{\widehat{\sigma}} \right) X_i = \underline{0} \tag{4.22}$$

No caso Robusto:

$$\sum_{j=1}^{N} \varphi \left(\frac{Y_i - X_i^T \widehat{\underline{\beta}}}{\widehat{\sigma}} \right) X_i = \underline{0} \tag{4.23}$$

o $\widehat{\underline{\beta}_{\gamma}}$ representa a estimativa de $\underline{\beta}$ para o modelo reduzido.

O Teste Escore pode ser calculado de:

$$T_s = \frac{1}{p-q} U(\widehat{\underline{\beta}}_{[r]})^T U(\underline{\beta})^{-1} U(\widehat{\underline{\beta}}_{[r]}) \tag{4.24}$$

com

$$T_s = \frac{1}{p-q} \left[\sum_{j=1}^{N} \left(\frac{Y_i - X_i^T \widehat{\underline{\beta}}}{\widehat{\sigma}} \right) X_i \right]^T (X^T X)^{-1} \left[\sum_{j=1}^{N} \left(\frac{Y_i - X_i^T \widehat{\underline{\beta}}}{\widehat{\sigma}} \right) X_i \right]$$

Tal que a estimativa para a variância deriva de:

$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{\alpha} \frac{1}{N-p} \widehat{\sigma}_r \, \underline{\varphi} \left(\frac{R_r}{\widehat{\sigma}_r} \right)^T (I - H_W) \, \varphi \left(\frac{R_r}{\widehat{\sigma}_r} \right)$$

Em que $H_W = X(X^T W X)^{-1} X^T W$

$$T_{S/robust} = \frac{N-p}{p-q} \left[\frac{\varphi \left(\frac{R_r}{\widehat{\sigma}_r} \right)^T X \Sigma_W^{-1} X^T \, \varphi \left(\frac{R_r}{\widehat{\sigma}_r} \right)}{\varphi \left(\frac{R_r}{\widehat{\sigma}_r} \right)^T (I - H_W) \, \underline{\varphi} \left(\frac{R_r}{\widehat{\sigma}_r} \right)} \right]$$

E

$$\sum_W = \frac{1}{\frac{1}{N}(\sum_{i=1}^{N} W_i)} . (X^T W X)$$

Observe que:

$$\underline{Y} = X_{[1]}\underline{\beta}_{[1]} + X_{[2]}\underline{\beta}_{[2]} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

Sendo,$X_{[2/1]}$ é igual aos resíduos da projeção de $X_{[2]}$ em $X_{[1]}$.

$$X_{[2/1]} = (I - X_{[1]}(X_1^T X_{[1]})^{-1} X_1^T X_{[2]}$$

A partir dessa, chega-se ao teste do resíduo da regressão robusta. Seguindo os procedimentos: calcula-se $X_{[2/1]}$ que representa os resíduos da projeção ponderada; calcula-se o modelo M, isto é, $X_{[1]} \rightarrow R_{[1]}$; e, estima-se $\mathbb{R}_1$ com o estimador centrado em M.

O Teste segue:

$$T_{S/robust} = \frac{1}{p-q}.\ \widehat{\beta}_{[2]}^T \widehat{\sum}_{[2/1]}^{-1} \widehat{\underline{\beta}}_{[2]} \tag{4.25}$$

Caso rejeite-se a hipótese nula, assume-se que as variáveis são endógenas, conforme o desejado.

Seguindo no caminho de avaliação do modelo adotado, chega-se ao teste do instrumento fraco. Assuma a hipótese nula igual a instrumentos fracos, o que implica em estimativas enviesadas. Admita as equações:

$$y = Z\Pi\beta + X\gamma_1 + \nu_1 \tag{4.26}$$

e

$$\Upsilon = Z\Pi + X\gamma_2 + \nu_2 \tag{4.27}$$

A equação (5.10) representa a forma reduzida para o segundo estágio do regressor. A equação (5.11) mostra o primeiro estágio entre os instrumentos e o regressor da variável endógena. No estimador de mínimos quadrados em dois estágios, procura-se estimar β em que $\Pi \in \mathbb{R}^k$, é o

vetor de parâmetros do primeiro estágio do modelo. Já γ_1 e γ_2 são os vetores de coeficientes dos regressores incluídos.

Os pesquisadores observam as variáveis y's, o regressor endógeno Υ_s, o vetor de k instrumentos Z_s e o vetor L de regressores exógeno incluídos em X_s, sendo que $s = 1, \ldots .S$. Os erros da forma reduzida têm realizações v_{js}, $j \in 1,2$.

Substitua Υ por $M_X\Upsilon$, em que $M_X = I_s - X(X'X)^{-1}X'$. Normalize os vetores de instrumentos $Z = Z'Z/S = I_s$, em que os estimadores do modelo de mínimos quadrados dois estágios não se movimentem. Seguindo o teste, denote a matriz de projeção por P_Z, tal que, $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$ e a matriz complementar por $M_Z = I_s - P_Z$. O estimador de mínimos quadrados dois estágios de β é $\beta_{TSLS} = (\Upsilon' P_Z \Upsilon)^{-1}(\Upsilon' P_Z \Upsilon)$.

Assumindo a hipótese nula de instrumentos fracos, Oleá e Pfueger (2013) usam a metodologia obtida por uma *proxy* tratável para o viés assintótico do estimador. Os autores definem o víes de NAGAR para o esperado dos três termos da expansão de Taylor da distribuição de probabilidade do estimador, assumindo os postulados de instrumento fraco. A elevação do viés de Nagar é suficiente para o teste da hipótese nula de que o instrumento não é relevante. O valor referência de Bm é igual a:

$$BM(\beta, W) \equiv \sqrt{tr\left(W - 2\beta W_{12} + \frac{\beta^2 W_2}{tr(W_2)}\right)}$$

Em que *BM* captura os "piores casos", ou seja, a situação em que os instrumentos são completamente não informativos e/ou quando os erros do primeiro e do segundo estágios são perfeitamente correlacionados, sob a hipótese nula de instrumento fraco. O viés de Nagar excede

uma fração τ de referência para no mínimo algum valor dos parâmetros estruturais β e alguma direção dos coeficientes em Π. Por outro lado, a hipótese alternativa do viés de Nagar é, no máximo, uma fração τ de referência para os valores dos parâmetros estruturais β e para qualquer direção dos coeficientes do primeiro estágio Π. A estatística teste, denominada *Effective F*, segue abaixo, em que seu valor precisa exceder o crítico de referência:

$$\widehat{k}_{eff} = \frac{\Upsilon' P_Z \Upsilon}{tr(W_2)} \tag{4.28}$$

O valor crítico depende do nível de confiança α, do valor de τ e da matriz estimada de variância e covariância $\widehat{W}_2$. $\widehat{W}$ varia, conforme o método de estimação dos erros, homocedástico ou heterocedástico. Uma elevação do *Effective F* estimado implica na redução dos valores de *BM* de Oleá e Pflueger (2015), em que os autores assumem que o k^*_{eff} segue a distribuição χ^2, aproximando os valores por uma distribuição ponderada pela soma de *N* distribuições não centradas χ^2, com primeiro e segundo momentos iguais, tal que:

$$\frac{1}{\widehat{k}_{eff}} \chi^2 \widehat{k}_{eff}(\widehat{k}_{eff}\chi)$$

Em que

$$\widehat{k}_{eff} \equiv \frac{[tr(\widehat{W_2})^2][1+2x]}{tr[(\widehat{W}_2)'(\widehat{W}_2)'] + 2x[tr(\widehat{W}_2)maxeval(\widehat{W}_2)]}$$

$$x = Be(\widehat{W}, \widehat{\Omega})/\tau$$

Sendo que $Be(\widehat{W}, \widehat{\Omega})$ aproxima o valor supremo do viés de Nagar ao valor de referência. Para computar *x*, segundo Oleá e Pflueger (2015), basta maximizar a razão do viés de Nagar, dividido pela referência de todos os valores dos parâmetros estruturais β e as direções dos coeficientes do primeiro estágio Π.

Testa-se a hipótese nula de que o estimador aproxima-se do viés assintótico de Nagar que excede a fração τ dos "piores casos" de referência. Essa hipótese concorda com o viés do método de mínimos quadrados ordinários. Rejeita-se a hipótese nula, quando o teste estatístico, *Effective F*, exceder o valor crítico. Esse valor depende do nível de significância α e do desejado limiar τ.

5 Base de Dados e Variáveis

Com o objetivo de conhecer mais sobre os principais impactos do PIB *per capita* na violência, este estudo utiliza informações de cinco mil quinhentos e sessenta e um (5561) municípios do Brasil. Os dados sobre Crime Violento Letal e Intencional (CVLI) são do Ministério da Saúde do Brasil, precisamente, do Data-Sus e do Portal da Violência. Do sítio eletrônico da Agência Nacional de Águas – ANA (Hidroweb), vinculada ao Ministério do Meio Ambiente, obteve-se a precipitação de chuvas mensal para uma amostra de municípios. Por fim, os dados de PIB *per capita*, da população, da densidade e dos índices de emprego, de educação e de saúde foram obtidos nos sítios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e da Federação das Indústrias do Rio de Janeiro (FIRJAN).

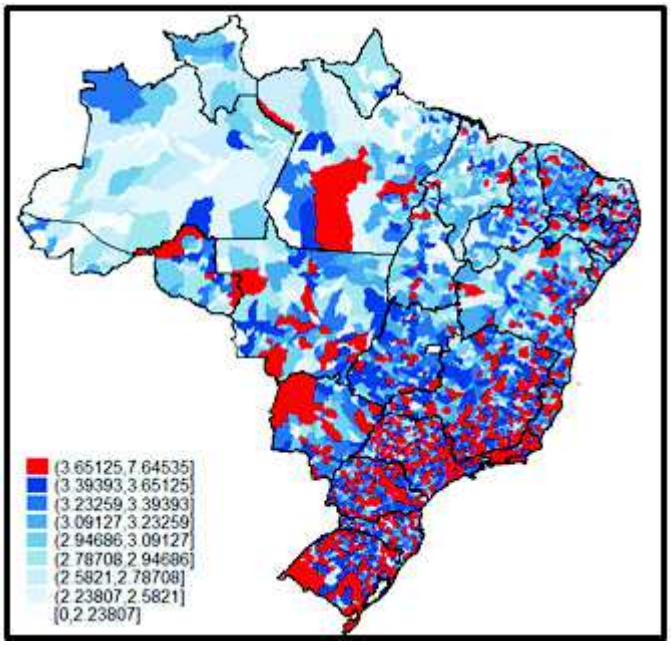
5.1 Banco de Dados Municipais para o Brasil

A variável dependente deste estudo é a taxa de homicídio, construída a partir das informações do CVLI e da população do município[1]. A Figura 4.1 abaixo mostra a distribuição espacial do logaritmo da taxa de homicídio para os municípios brasileiros por decis, no ano de 2012.[2]

[1] tx de homicidios $= \frac{\text{(cvli do município i)}}{\text{(populaçãodo municiípio i)}} * 100.000$

[2] Utiliza-se a transformação monotônica crescente igual a $ln(xi+1)$

Figura 5.1 Distribuição Espacial da Taxa de Homicídios - Brasil, 2012

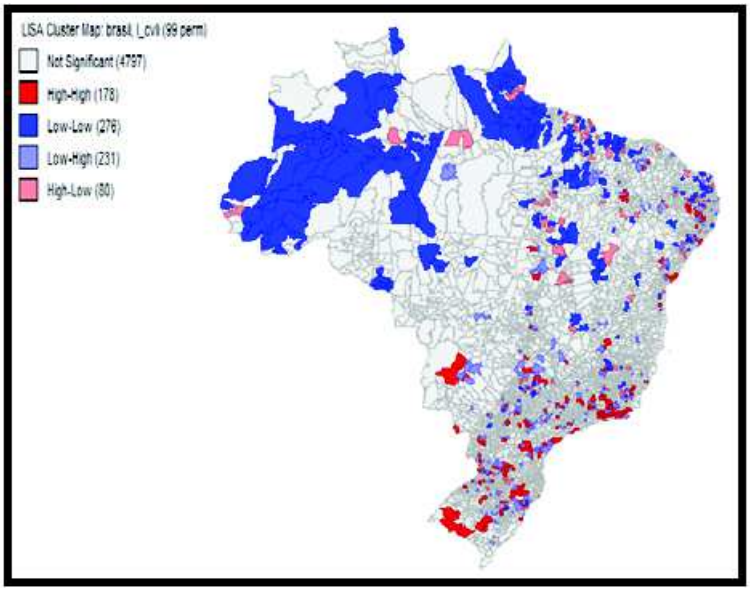


*Fonte:*Ministério da Saúde, DATASUS. Elaboração própria.

As cidades mais violentas localizam-se geralmente nas regiões metropolitanas das capitais dos estados. No entanto, a maior parte do volume de municípios violentos encontra-se na metade inferior do país, espalhados pelo estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro.

Os municípios podem ser influenciados uns pelos outros, dada a proximidade entre eles. Em relação a taxa de homicídios, essas influências são denominadas: transbordos da violência. O mapa da distribuição do transbordo da atividade criminosa entre os municípios brasileiros, o modelo LISA (Local Indicators of Spatial Association), apresentado na Figura 4.2, serve para mostrar os efeitos locais observados entre esses municípios.

Figura 5.2 Distribuição Espacial dos Transbordos da Violência entre Municípios – Brasil, 2012



Fonte: Elaboração própria.

Em setecentos e quarenta e cinco (745) desses municípios, o transbordo da atividade criminosa foi significativo: 13% do total. Em quatro mil setecentos e noventa e sete (4797) cidades, a relação espacial não foi observada.[3] As localidades em que ocorrem o transbordo dessa atividade criminosa representam uma parcela pequena do total. Isso não significa dizer que não ocorra o transbordo da criminalidade, pois o país é muito grande e com diferentes padrões de urbanização. Isso fez com que o resutado se mostrasse fraco. No entanto, quando se analisa pesquisas que aplicaram os mesmos testes somente em estados mais urbanizados, essa correlação espacial se mostrou forte, com índices de I de Moran robustos (ALMEIDA et al (2005); SCORZAFAVE E SOARES (2009); THEODORO (2011); E, MENEZES et al (2013)). Somam-se a isso inúmeros trabalhos internacionais, os quais constatam o transbordo da atividade criminosa, sendo esse o resultado mais observado. Sendo assim, mantém-se a estratégia de identificação deste estudo,

[3] Utilizou-se o programa GEODA para gerar estatísticas sobre o transbordo da violência no país.

utilizando-se o modelo Cliff-Ord para a correlação espacial.

Na parcela em que ocorreu o transbordo da atividade criminosa, a ocorrência mais verificada é o transbordo entre municípios de baixas para baixas taxas de homicídios, cinco por cento (5%), duzentas e setenta e seis (276) localidades. Esses pontos encontram-se pelo território nacional, nas regiões Norte, Nordeste, Centro-oeste, Sudeste. Não são observados casos nos estados da região Sul.

Em segundo lugar, com 4% do total, duzentos e trinta e um (231) municípios, o grupo em que os transbordos ocorrem de localidades de baixa para aquelas com altas taxas de homicídios. Geograficamente, essas ocorrem nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Mato Grasso do Sul, São Paulo, Minas Gerais, Tocantins, Espírito Santo, Bahia, Mato Grosso, Goiás, Pernambuco, Sergipe, Alagoas, Paraíba e Ceará. Os estados da região Norte do país não possuem municípios envolvidos nesse tipo de relação espacial.

Somado a esses dois primeiros grupos de cidades, o transbordo ocorre partindo dos municípios com baixas taxas de homicídios. A porcentagem desse grupo chega a 9% do total de localidades, ou 69% daqueles em que a significância da relação espacial é observada. A partir dessa soma, verifica-se que a maioria dos transbordos de violência nos municípios brasileiros tem como ponto de partida, os municípios não violentos.

Para os municípios com altas taxas de violência, o mais observado foi o transbordo para vizinhos de altas taxas também, com 3% do total, cento e setenta e oito (178) localidades. Esses municípios estão dispersos nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste. Na região Nordeste apenas poucos pontos são observados. Cidades da região Norte não apresentam transbordos com essas

características. Entre os municípios significativos resta apenas o transbordo de cidades com altas taxas para aquelas de baixas taxas de homicídios, representando 1% do total, ou seja, oitenta (80) localidades. Esse tipo de transbordo ocorre em todas as regiões do país, sendo mais observados nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste.

A partir das análises espaciais, verifica-se que os transbordos da atividade criminosa em 2012. Em nenhum estado é possível verificar a ocorrência dos quatro tipos de transbordo. Constata-se, também, que a maior parte dos transbordos ocorre a partir de municípios com baixas taxas de homicídios registradas. Como se testa municípios muito diferentes, espalhados por diferentes regiões distantes do Brasil, os testes não foram tão significativos, quanto aos trabalhos em que se analisa somente um estado ou município. Imagine municípios do estado do Amazonas com a mesma violência que municípios do Rio de Janeiro, regiões com muitas diferenças econômicas. Ocorre que, cerca de 70% dos gastos em segurança pública são realizados pelos governos estaduais, o que dificulta a comparação entre estados. Sabe-se que as análises isoladas somente em grandes regiões, ou estados, os transbordos da violência são mais intensos, do que os estudos que comparam os mesmos, como feito neste estudo.

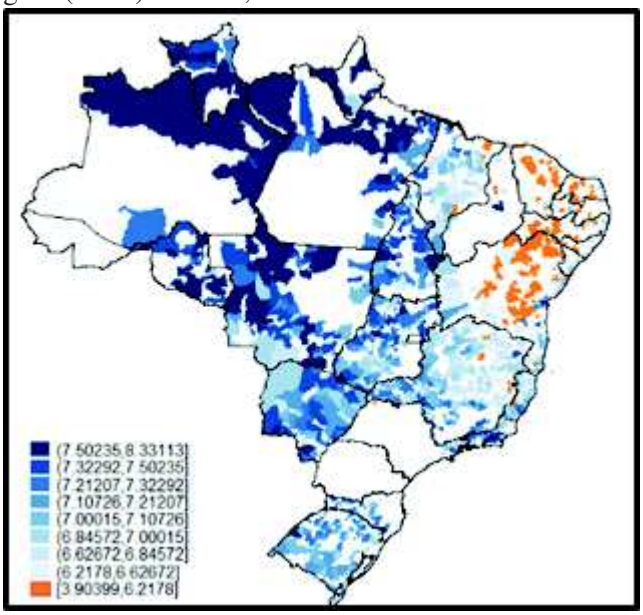
5.2 Instrumento e Precipitação de Chuvas

A amostra pluviométrica utilizada neste estudo foi obtida no sítio da Agencia Nacional das Aguas (ANA) do Ministério do Meio Ambiente do Brasil, denominado: Hidroweb. Obteve-se mais de 51.000 observações mensais entre 2010 e 2012, para mais de mil e quinhentas (1500)

estações de coleta. Entre essas estações, muitas apresentaram interrupções nas series por mais de quatro meses, e, por esse motivo, foram retiradas da amostra.

Como alguns municípios possuem mais de uma estação, chega-se a um total de novecentas e oitenta e quatro (984) observações municipais, para cada ano da amostra. Esse número restringe a amostra, uma vez que não são considerados cinco mil quinhentos e sessenta e um (5561) municípios. A distribuição dessas estações de coleta de precipitação e o total de volumes de chuvas para o ano de 2012, representado pelas cores em destaque, podem ser visualizados na Figura 5.3.

Figura 5.3 Distribuição Espacial das Estações de Coleta e do Volume de Chuvas Administradas pela Agência Nacional das Aguas (ANA) – Brasil, 2012



*Fonte:*Ministério do Meio Ambiente, ANA. Elaboração própria.

Constata-se, através da figura, que as estações de coleta de precipitação de chuvas não estão bem espalhadas pelo Brasil. Nos estados do Acre, do Paraná, do Piauí e de São Paulo, o número de municípios com coletores de chuvas vinculados ao Hidroweb é bastante baixo. A

porcentagem de municípios com coletores para esses estados é: Acre, 0%; Paraná, 0,5%; Piauí, 3%; e, São Paulo, 1%. Ainda com poucos coletores de chuvas, tem-se: Paraíba, 3%, Sergipe, 7%, Santa Catarina, 9%, Alagoas, 10%, Pernambuco, 13%, Ceará, 14%, e Rio Grande do Sul, 15% Já os estados com maior porcentagem de municípios com coletores de precipitação são Mato Grosso do Sul, 65%, Roraima, 60% e Espírito Santo, 55%. Com relação à quantidade total de chuvas observada, verifica-se pequeno volume para alguns municípios do Nordeste, e nas regiões Norte, Sudeste e Centro-oeste verifica-se os maiores totais de precipitações de chuvas.

No intuito de ampliar a amostra de chuvas foi empregado o *kriging* dos dados. Esse método é conhecido por se tratar de uma estimação de pesos do inverso da distância. Sua expressão geral para ambos interpoladores é formada por uma soma de pesos dos dados. Sua fórmula segue da equação abaixo:

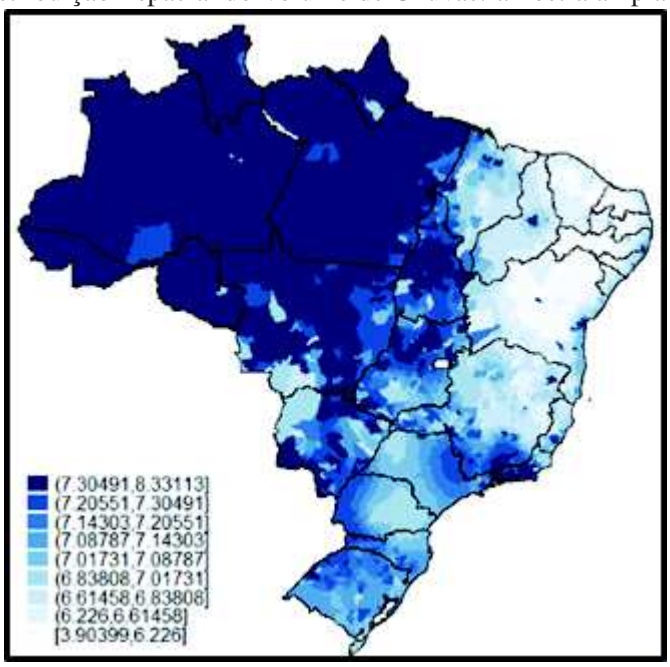
$$\hat{Z}(s_0) = \sum_{\beta=1}^{w} \lambda_i Z(S_i) \tag{5.1}$$

Em que: $Z(S_i)$ representa o valor conhecido da localidade i; λ_i é o desconhecido peso para o valor conhecido da localidade i; (S_0) representa a localidade para previsão; e, W é o número de valores conhecidos. Esse modelo assume que o parâmetro λ_i depende somente da distância do município para a previsão, assim os pesos não são apenas a distância entre os pontos e a localidade, mas, sim, por todas observações conhecidas. Em relação ao parâmetro ordinário, λ_i, esse depende do modelo estimado, da distância da comunidade que será prevista e das relações entre os valores conhecidos ao redor da localidade de previsão. Os Anexos A, B e C contém as estatísticas obtidas, a partir do pacote R, para os parâmetros de interesse dessas regressões,

os gráficos da distribuição das previsões e os gráficos referentes à normalidade dos resíduos estimados desse modelo.

A seguir, na Figura 5.4, apresenta-se a distribuição da precipitação das chuvas para a amostra ampla, após o *kriging* dos dados, no ano de 2012. Observa-se claramente que o processo prevê chuvas parcialmente semelhantes entre municípios próximos. A ocorrência de poucas chuvas nos estados do Nordeste do país justifica-se, principalmente, por estarem localizadas nos municípios do semiárido brasileiro, região que chove pouco.

Figura 5.4 Distribuição Espacial do Volume de Chuvas: amostra ampla – Brasil, 2012.



*Fonte:*Ministério do Meio Ambiente, ANA. Elaboração própria.

No Anexo E, apresenta-se o mapa de chuvas fornecido pelo Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), com o objetivo de averiguar se os estados que apresentam poucos coletores de chuvas tiveram suas previsões se aproximando às observadas pelo Instituto. Constata-se, através

da Tabela E1, que, para os estados do Acre, do Paraná, de São Paulo, o volume total de chuvas variou entre intervalos parecidos, com médias próximas, àquelas calculadas por aproximação dos dados fornecidos pelo INPE. Para os estados do Nordeste não foi possível tal comparação, uma vez que o Instituto não fornece informações sobre a região.

6 Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos a partir da estratégia empírica e da metodologia descrita anteriormente. Inicia-se destacando algumas das estatísticas descritiva dos dados. Em seguida, algumas regressões mais tradicionais da oferta de crimes, mínimos quadrados ordinários e *Intended to treat*, em que se substitui a variável endógena pelo instrumento. Finalmente, o primeiro estágio e o segundo estágio para os principais objetivos deste estudo.

6.1 Estatística Descritiva

A Tabela 6.1 apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis da amostra ampla. Dos cinco mil quinhentos e sessenta e seis (5566) municípios brasileiros, em 2012, foram excluídos os municípios de Vila Alta (PR) e Paraíso da Águas (SC), por serem municípios novos e não possuírem as informações para as variáveis de interesse. Em seguida, exclui-se os municípios de Fernando de Noronha (PE), de Ilha Bela (SP) e de Brasília (DF), pelo fato desses não possuírem vizinhos. A taxa média de homicídios para o Brasil foi de 24, para um PIB *per capita* médio de R$ 56, e a precipitação média de 1096 mm. Segue que a Tabela 6.1, não é suficiente para mostrar como os municipios se comportam em relação aos seus pares. Para tanto, calcula-se as

estatísticas descritivas para grandes regiões do Brasil.

Tabela 6.1 Estatística Descritiva: amostra ampla

Variáveis	Média	Des. Pad.	Mín.	Máx.
tx de hom	24.3714	49.297	0	2089.9
PIB	56.457	448.064	0.012	15463.5
Precipitação	1096.293	448.865	48.6	4150.1
Ind_Educação	0.716	0.127	0	1
Ind_Emprego	0.489	0.144	0	0.894
Ind_Saúde	0.709	0.154	0.184	1
Densidade	113.673	609.263	0.147	13979.03
N		5561		

Fonte: IBGE, DATASUS, ANA, FIRJAN. Elaborado pelo autor.

A Tabela 6.2 mostra as estatísticas para as Grandes regiões do Brasil. A maior taxa média de homicídios encontra-se na região Centro-oeste, 27,10, puxado pelo estado do Mato Grasso do Sul, com taxa de 28,53. Em seguida, observa-se a região Nordeste, com taxa de 26,85, a região Norte, com 24,52, Sul, com 22,8 e Sudeste, 21,74. O município mais violento do Brasil está localizado na região Nordeste, taxa de 2089,9, estado do Piauí. A menor taxa média do Brasil é zero (0) e todas as grandes regiões possuem localidades com taxas nesse montante.

No que tange à renda *per capita*, o Norte é a região com maior média encontrada, R$ 89,95, isso em decorrência do estado do Acre, com média de R$ 200,67. No entanto, o município com maior renda se localiza na região Nordeste do país, R$ 15463,5. Existem municípios parecidos na região Norte e na região Sul, R$ 14943,8 e R$ 14718,6, respectivamente. Quanto à precipitação de chuvas, a maior média foi encontrada na região Norte, 1200,06 mm por ano. No entanto, o município com maior volume de chuvas está na região Sudeste, 4150,1 mm.

Tabela 6.2 Estatística Descritiva: grandes regiões

Grande Região	Variáveis	Média	Des. Pad.	Mín.	Máx.
Norte (N=311)	tx de hom	24.52	43.26	0	740.96
	PIB	89.95	857.69	0.30	14943.8
	Precipitação	1200.06	396.18	196.89	3191.45
	Ind_Educação	0.755	0.11	0.44	0.99
	Ind_Emprego	0.51	0.13	0	0.86
	Ind_Saúde	0.74	0.13	0.29	0.97
	Densidade	187.27	1027.59	0.24	13062.52
Nordeste (N=1789)	tx de hom	26.85	71.59	0	2089.9
	PIB	46.64	409.92	0.03	15463.5
	Precipitação	1080.55	361.62	79.6	2753.85
	Ind_Educação	0.75	0.12	0	1
	Ind_Emprego	0.50	0.14	0	0.89
	Ind_Saúde	0.73	0.14	0.23	1
	Densidade	136.80	739.21	0.15	12723.07
Centro-oeste (N=605)	tx de hom	27.10	57.37	0	1057.46
	PIB	50.05	263.20	0.04	5554.22
	Precipitação	1085.38	346.96	48.6	3031.4
	Ind_Educação	0.72	0.12	0	1
	Ind_Emprego	0.50	0.14	0	0.85
	Ind_Saúde	0.74	0.15	0.20	0.94
	Densidade	84.60	260.40	0.57	3110.68
Sudeste (N=1669)	tx de hom	21.74	25.22	0	836.48
	PIB	53.24	342.60	0.01	7854.65
	Precipitação	1104.25	557.43	157.5	4150.1
	Ind_Educação	0.68	0.13	0	0.99
	Ind_Emprego	0.47	0.14	0	0.89
	Ind_Saúde	0.68	0.16	0.18	0.99
	Densidade	105.88	569.85	0.15	13979.03
Sul (N=1187)	tx de hom	22.90	24.08	0	537.7
	PIB	70.26	542.71	0.03	14718.6
	Precipitação	1087.20	452.36	86.2	3551.1
	Ind_Educação	0.71	0.12	0.37	1
	Ind_Emprego	0.48	0.14	0	0.89
	Ind_Saúde	0.69	0.15	0.18	0.97
	Densidade	85.30	379.55	0.35	6867.53

Fonte: IBGE, DATASUS, ANA, FIRJAN. Elaborado pelo autor.

Essa é a distribuição das estatísticas descritivas das variáveis deste estudo, distribuídas pelas grandes regiões do Brasil. Vale lembrar que, para as regressões, as variáveis passaram por uma trnasformação monotônica crescente, e, em seguida, linearizadas. Na seção seguinte, apresenta-se os resultados para o impacto do PIB *per capita* na taxa de homicídios dos municípios brasileiros.

6.2 Efeito Renda sobre Crime no Brasil

Nesta seçã o, apresenta-se os resultados do modelo em variável instrumental. Quanto à vizinhança adotada, utiliza-se a matriz rainha. Trata-se de uma matriz com cinco mil quinhentas e sessenta e uma localidades, na qual a diagonal principal é composta por zeros. Foram construídos mais de trinta e dois mil vínculos entre municípios vizinhos, tendo a média ultrapassado a cinco observações. A localidade com menos vizinhos possui apenas um vínculo e, aquela com mais, vinte e três.

A Tabela 6.3 apresenta o resultado da estimação da equação (3.1), em que se calcula tanto o modelo em mínimos quadrados ordinários , quanto, o *Intend to treat*. Utiliza-se da Precipitação e uma defasagem como instrumento, segundo a definição estabelecida nos testes de restrições sobreidentificadoras e Olea-Pfueller, no estimador em variável instrumental. Acrescenta-se ainda uma variável proxy para o *enforcement*, representada por uma dummy de estados, isso em decorrência de que entre 60% a 70% dos gastos com segurança pública serem efetuados pelos estados. A significância dessa proxy representa esse comportamento.

Em relação aos coeficientes de determinação (R2), constata-se que em ambos a magnitude foi de (0.13), e os testes F, significativos, a noventa e nove por cento (99%) de confiança. Na regressão por MQO, o sinal do parâmetro de interesse é negativo e significativo, mas com magnitude muito pequena, conforme esplanado anteriormente, o problema de variável omitida e da causalidade reversa. Nos modelos *Intended to treat*, em que se substitui a variável PIB *per capita* pelos instrumentos, observa-se que tanto em nível quanto a defasagem são significativas. Esse resultado não se sustenta quando se observa apenas a variável de precipitação, já que não existe correlação entre a mesma e a taxa de crimes significativa. Essas correlações aparecem somente no modelo com todas as variáveis, o que não deixa de ser indesejado.

Para estimar o modelo de variável instrumental, inicia-se pela especificação, a partir do primeiro estágio. A primeira especificação usa somente um instrumento, a variável de Precipitação, tomada em nível. Nesse modelo, o parâmetro se mostra significativo e com sinal negativo. Os testes de endogeneidade foram significativos, mas em relação a relevância do instrumento, o mesmo se mostra acima dos 40% dos piores erros. Parte-se para o modelo anterior com mais um instrumento, a variável Precipitação defasada. Adota-se os testes de restrições sobreidentificadoras para avaliar a inserção de novo instrumento, não sendo possível rejeitar a hipótese de que os instrumentos são exógenos. Os testes para a endogeneidade entre Taxa de homicídios e PIB *per capita* são significativos. Para o teste da Olea-Pfueler, observa-se significativa melhora, reduzindo para entre 10% e 5% dos piores erros. A partir de então, parte-se para nova estimação, o modelo anterior mais uma defasagem de precipitação como instrumento (3 instrumentos). Nesse momento, o teste de restrições sobreidentificadoras torna-se significativo, rejeitando a

hipótese nula, assumindo que pelo menos um dos instrumentos é endógeno. Adota-se o modelo com duas defasagens.

Vale salientar que estimadores de variável instrumental não comportam variáveis dummies do tipo efeito fixos, já que, ao se fazer assim, reduzem o estimador linear ao gerador de momentos (GMM) (ANGRIST e PRISCHKE (2008)). Nesse caso, é preferível adotar os múltiplos instrumentos, como feito na subseção 6.3. Assumindo assim, retirou-se a variável proxie para o *enforcement*, a dummy de estados. Esses resultados são visualizados na Tabela 6.3.

Tabela 6.3 Regressões em Mínimos Quadrados, *Intend to Treat* e Primeiro Estágio

	(1)	(2)	(3)
	Ols	*Intend*	1o Est.
VARIÁVEIS	tx de Hom	tx de Hom	PIB
PIB	-0.037***		
	(0.008)		
Precipitação		0.093**	0.169
		(0.037)	(0.087)
Def1_Precipitação		-0.206***	-0.013
		(0.048)	(0.064)
Ind_ Educação	0.738***	0.587***	2.770***
	(0.177)	(0.182)	(0.297)
Ind_Emprego	2.056***	2.063***	-0.440***
	(0.119)	(0.125)	(0.205)
Ind_Saúde	-0.516***	-0.501***	1.605***
	(0.125)	(0.125)	(0.219)
Densidade	0.066***	0.075***	0.206***
	(0.007)	(0.008)	(0.014)
Polícia	-0.007***	-0.006***	
	(0.001)	(0.002)	
Constant	2.016***	2.700***	-0.032
	(0.065)	(0.191)	(0.333)
Observações	5561	5561	5561
R-squared	0.126	0.127	0.095
F(6, 5554)	135.60***		
F(7, 5553)		116.33***	
F(6, 5554)			86.93***
Teste de Restrições Sobreidentificadoras			
Score Q2(2)			1.610
Teste de Endogeneidade			
Robust Score Q2(1)			27.470***
Robust Regr. F(7,5554)			28.036***
Teste Olea-Pflueger			
Effective F 5%			5.648
Tau 5%			5.914
Tau 10%			4.612
Tau 20%			3.836
Tau 30%			3.500

Erros padrões robustos nos parenteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fontes: IBGE, DATASUS, ANA e FIRJAN. Elaborado pelo autor.

No que se refere aos testes de endogeneidade, rejeita-se a hipótese nula a 1%. O Escore robusto, seguindo uma distribuição Qui-quadrado com um (1) grau de liberdade, registra a magnitude acima de vinte e sete (27.270). Resultado parecido obteve-se para o escore dos resíduos da regressão robusta, (28.036), seguindo uma distribuição F com sete (7) parâmetros e 5554 graus de liberdade. Em relação aos testes de relevância do instrumento, conforme os níveis críticos de Olea-Pflueger (2013), obteve-se aproximadamente seis (5.648), ficando entre 05-10% dos piores erros. Não se trata de um resultado ideal, mas superam aos encontrados em Kovandzic et al (2015).

Tabela 6.4 Regressões e Previsão com Variável Instrumental e Espacial com Variável Instrumental

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2o Est.	Esp. Hom.	Esp. Het.	Prev. Het.
VARIÁVEIS	tx de Hom	tx de Hom	tx de Hom	tx de Hom
PIB	-0.862***	-0.449***	-0.457***	-0.447***
	(0.289)	(0.065)	(0.066)	(0.065)
Ind_ Educação	2.877***	1.731***	1.765***	1.739***
	(0.859)	(0.263)	(0.275)	(0.273)
Ind_Emprego	1.716***	1.786***	1.788***	1.787***
	(0.228)	(0.138)	(0.152)	(0.151)
Ind_Saúde	0.775	0.143	-0.041	-0.057
	(0.545)	(0.183)	(0.195)	(0.189)
Densidade	-0.108*	-0.174	-0.016	-0.014
	(0.062)	(0.017)	(0.017)	(0.017)
Constant	2.917***	2.409***	2.438***	2.420***
	(0.311)	(0.135)	(0.133)	(0.131)
Lambda		0.007***	0.007***	0.008***
		(0.0003)	(0.003)	(0.003)
Rho		0.016***	0.020***	0.020***
		(0.004)	(0.004)	(0.004)
Observações	5561	5561	5561	5561
Wald Q2(5)	229.97***			

Erros padrões robustos nos parenteses. *** p<0.01,
** p<0.05, * p<0.1

Fontes: IBGE, DATASUS, ANA e FIRJAN. Elaborado pelo autor.

Chega-se assim aos principais resultados deste estudo, em que se avalia o impacto do PIB *per capita* na taxa de homicídios. Verifica-se um sinal negativo e significativo, para todos os modelos adotados. Quando se avalia a regressão de variável instrumental tradicional (Tabela 6.4, coluna 1), a magnitude do parâmetro é bem mais elevada que o método de mínimos quadrados ordinários, sugerindo que uma elevação do PIB *per capita* de 1% reduz a criminalidade em 0.86%.

Já quando se controla pela variável omitida espacial (Tabela 6.4, coluna 2 e 3), observa-se o mesmo impacto significativo, tanto para a especificação homocedástica, quanto para heterocedástica. Vale ressaltar ainda a significância dos parâmetros da variável defasada espacial e do termo de erro defasado espacial, ambos a 1%. Esses achados são coerentes com os estudos internacionais (DRUKKER et al., 2013).

6.3 Estática Comparativa: efeitos renda e mudança climática sobre crime

Nesta subseção, aborda-se sobre dois exercícios possíveis com o uso dos estimadores de variável instrumental. O primeiro trata dos impactos dos instrumentos múltiplos para se avaliar o efeito renda entre as grandes regiões brasileiras. Nesse caso, divide-se o instrumento por subamostras de municípios. Para tanto, monta-se uma variável daummy igual a um para municípios pertencentes a uma das grandes regiões do Brasil (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste, Sul), e multiplica-se a mesma pela Precipitação, obtendo, no final, cinco novos instrumentos, um para cada região. Fazendo assim, pode-se observar os instrumentos no primeiro estágio da regressão de variável instrumental. A Tabela 6.5, mostra o resultado para o execício deste estudo.

Tabela 6.5 Estática Comparativa: regressões para o efeito renda em grandes regiões do Brasil

Variáveis	Primeiro Estágio	Segundo Estágio
PIB		-0.307*
		(0.167)
Ind_Educação	2.760***	1.314***
	(0.302)	(0.502)
Ind_Emprego	0.487**	1.937***
	(0.205)	(0.140)
Ind_Saúde	1.646***	0.174
	(0.216)	(0.314)
Densidade	0.021***	0.008
	(0.014)	(0.361)
Dnorte	0.104***	
	(0.034)	
Dnordeste	0.083***	
	(0.033)	
Dcentrooeste	0.100***	
	(0.033)	
Dsudeste	0.090***	
	(0.033)	
Dsul	0.088***	
	(0.034)	
Constante	0.474**	2.352***
	(0.227)	(0.081)
Observações	5561	5561
R-squared	0.090	
F(9, 5551)	67.10***	
Sobreidentificação Score Q2(2)	5.547	
Effective F 5%	3.017	
Tau 5%	19.677	
Tau 10%	11.719	
Tau 20%	7.431	
Tau 30%	5.888	

Erros padrões robustos nos parenteses. *** p<0.01,
** p<0.05, * p<0.1

Fontes: IBGE, DATASUS, ANA e FIRJAN. Elaborado pelo autor.

Entre os resultados para o modelo com múltiplos instrumentos, destaca-se que os instrumentos são exógenos, restrições sobreidentificadoras. Com relação à relevância dos instrumentos, o coeficiente observado, (3.017), ficou acima dos 40% dos piores casos. Norte e Centro-oeste são as regiões em que uma variação na renda causa maior redução na taxa de homicídios, magnitudes próximas a 0.104 e 0.100, significativas em pelo menos 1%. Logo a seguir, encontram-se as regiões do Nordeste, do Sudeste e do Sul, com magnitudes próximas a 0.09 e 0.08.

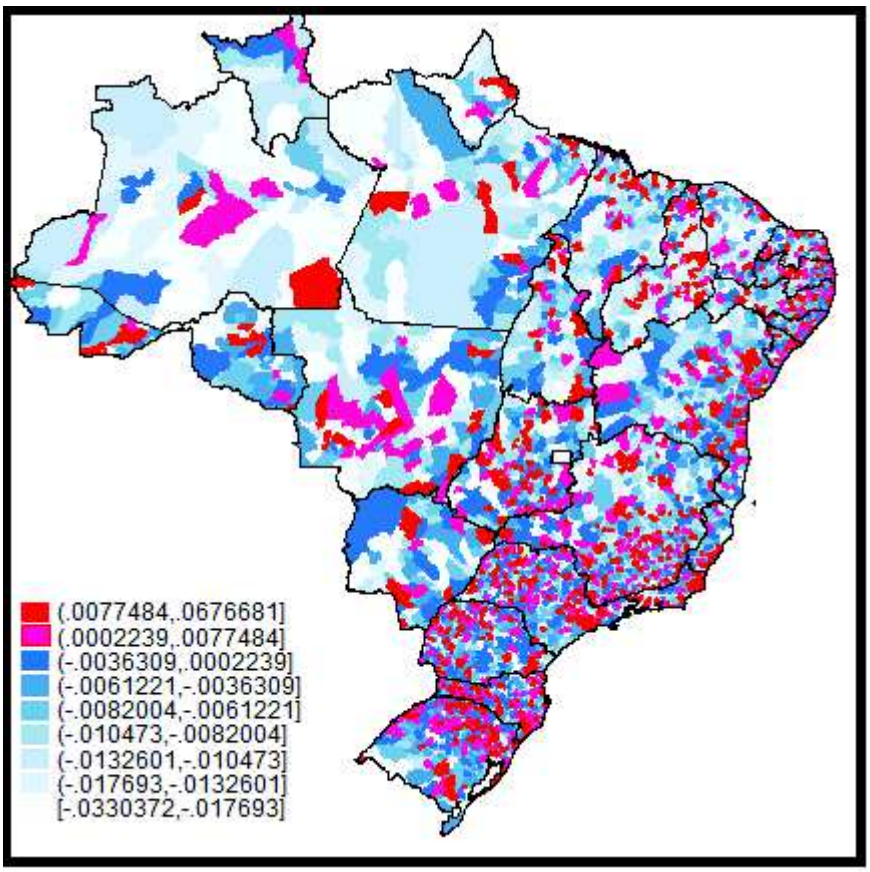
No segundo exercício com os estimadores do modelo de variável instrumental, pode-se realizar previsões sobre o avanço da violência no Brasil. Utiliza-se o exercício econométrico sob a perspectiva de futuras variações na *proxy* de precipitação de chuvas. Esse exercício torna-se importante, mediante a estimativa obtida, pois permite entender se a mesma é sensível a fortes mudanças climáticas (HISANG, BURKE e MIGUEL (2013)). Existem controvérsias se as chuvas devem ser aumentadas ou restringidas, devido à elevação da temperatura global. Neste estudo, restringe-se essas de um desvio padrão, aproximadamente, quatrocentos e cinquenta (448,87) milímetros de precipitação. Retirar um desvio-padrão é um exercício bastante forte, representando um mundo mais árido. Nesse caso, vale observar se os parâmetros obtidos são sensíveis a tal mudança climática. Observe que, apesar de se tratar de um modelo em GMM, estudos comprovam que a previsão gerada por esses modelos se aproxima à linear (LUX,2003)

Na Tabela 6.4, coluna (4), apresenta-se os resultados para as previsões futuras da violência, com o uso da precipitação de chuvas modificada para o modelo espacial com a variável instrumental, resíduos heterocedásticos. Para o parâmetro de interesse, observa-se a mesma confiança, 99%, e mesmo sinal negativo, conforme esperado. Ao solucionar o problema de variável

espacial omitida, as estimativas tornaram-se mais sensíveis a mudanças das precipitações de chuvas. A magnitude dos parâmetros mostra que um desvio-padrão na precipitação de chuvas elevará em média 1% a taxa de homicídios (alteração observada na magnitude dos parâmetros). Essa previsão futura é muito próxima às apresentadas pelos modelos tradicionais de variável instrumental, em torno de 2,3% para violência interpessoal (HSIANG, BURKE, e MIGUEL (2013 e 2014)). Vale lembrar que se mantiveram os resultados para os parâmetros espaciais, significativos a 1%, tanto para a variável defasada espacial, quanto para o termo de erro defasado espacial.

Para se entender como ocorrerá à elevação da atividade criminosa, a partir da restrição das chuvas, toma-se a diferença entre os valores estimados destes dois modelos. Coleta-se o valor estimado para os municípios quando a precipitação de chuvas foi alterada e subtrai-se dos valores estimados na regressão inicial. A distribuição espacial desses resultados entre os municípios é apresentada na Figura 6.1, a seguir. Como a atividade criminosa será maior, quando a precipitação de chuvas se torna menor, o sinal esperado na diferença é positivo.

Figura 6.1 Distribuição Espacial da Diferença entre os Valores Estimados da Previsão e da Regressão Espacial para a Taxa de Homicídios com Instrumento - resíduos heterocedásticos



Fonte: Elaboração própria.

Apesar de se tratar de um exercício especulativo, constata-se que os municípios que sofrerão mais com a mudança nas chuvas estão espalhados pelo território nacional, destacados pela cor vermelha na figura. Observa-se também que as localidades que serão as mais afetadas encontram-se nos estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Constata-se também que as capitais do nordeste e regiões próximas se tornarão mais perigosas. Soma-se a isso, que nas localidades afetadas, os efeitos serão mais elevados, chegando a 0.06 pontos percentuais, muito acima da média obtida para as comunidades

como um todo (Tabela 6.4, coluna (4)).

Os resultados sugerem a importância tanto da renda, como da vizinhança, na formulação de políticas públicas de combate à criminalidade. No ANEXO D reforçam-se os resultados, observando magnitudes próximas, mas com sinais e significância iguais, para uma amostra restrita dos territórios do Amapá, Rondônia e Roraima. Devido ao fato desses territórios estarem, desde os anos 70, beneficiados pela Constituição Federal, elevando o rendimento dos indivíduos, e como chove muito e a população é pequena, chega-se a índices distorcidos do restante dos municípios do Brasil. No entanto, a significância e o sinal estimados mostram que o impacto da economia na violência está espalhado entre os municípios brasileiros. Com magnitude de -0.76, essa estimativa é 0.10 pontos percentuais mais baixa que a amostra ampla dos dados. Observa-se também que o instrumento sofre melhora, operando em menos de 5% dos piores casos, segundo os testes de Oleá- e Pfeueler (2011).

7 Considerações Finais

Todos os esforços realizados nos estudos sobre o comportamento criminoso, considerando regiões de alta vulnerabilidade climática, desencadearam diferentes parâmetros sobre o impacto do aquecimento global na violência humana. Hsiang, Burke e Miguel (2013 e 2014), ao analisarem sessenta (60) trabalhos sobre guerras civis ao redor do mundo, constataram esse fato. Esses autores avaliaram quarenta e cinco medidas climáticas diferentes para fortalecer as análises sobre os conflitos humanos, elevando a robustez para os achados.

As análises econômicas feitas a partir de instrumentos econométricos espaciais permitem estimar como ocorrerão os impactos futuros, considerando as diferentes variações possíveis nesses instrumentos. Existem efeitos inegáveis da relação entre restrição de recursos e violência, não apenas em conflitos civis, mas, também, em crimes interpessoais (CVLI). Muitos autores verificam esse fenômeno, como, por exemplo: Miguel, Satyanath, Sergenti (2004); Ciccone (2011); Hsiang (2011); Buhaug (2010); Anderson, Buschnran and Groom (1997); e, Hsiang, Burke, and Miguel (2013 e 2014).

Apesar de esses estudos serem recentes, em todos eles é possível verificar a correlação existente entre os efeitos climáticos e o avanço da violência. Vale frisar que não é apenas um efeito de elevação de temperaturas nas diferentes regiões, mas ainda, o surgimento de tempestades intermitentes e torrenciais, e/ou regiões castigadas por grandes estiagens. Esses

cataclismas afetam os rendimentos dos indivíduos, impactando, dessa forma, nas taxas de violência observadas.

Os principais esforços realizados para a previsão futura geraram enorme repercussão, chamando a atenção pela sua magnitude e significância. Repetidos estudos mostram, a partir de previsões sobre o aquecimento global, que um desvio padrão de alteração no clima resultará na elevação da violência interpessoal de quatro por cento (4%), nos próximos dez anos (HSIANG, BURKE, e MIGUEL (2013 e 2014)). A violência entre grupos não é verificada com frequência no Brasil, apesar do país viver uma verdadeira guerra civil.

Do total de estudos avaliados, verifica-se que a variação de dois a quatro desvios-padrões nas medidas pluviométricas até 2050 levará a meio milhão de mortes por ano, quando os efeitos climáticos deverão estar sendo mais vivenciados. Alguns estudos sobre os efeitos de precipitação assumem que, se o impacto for na magnitude de 10%, o mundo vivenciará elevações de até um desvio padrão na violência. Para o conflito interpessoal, pode ser esperado 2,3% de aumento no risco de conflito, para cada um desvio-padrão de mudança na variável de precipitação $(SE = 0,12\%; P < 0.001)$.

O exercício econométrico desenvolvido neste estudo procurou averiguar as estimativas internacionais e desenvolver aparato de previsão para o crime no Brasil. Nesse sentido, desenvolveu-se um modelo econométrico baseado nas curvas de oferta de atividades criminosas, buscando, na teoria econômica do crime, as bases para a sua sustentação. Os resultados mostram que existe uma relação causal observável entre PIB *per capita* e criminalidade, aproximadamente 0.86 pontos percentuais, significativo a 1%. Com o uso do modelo de variável instrumental

e múltiplos instrumentos, constatou-se que a grande região do Norte e do Centro-oeste são as mais sensíveis a variações na renda *per capita* dos seus indivíduos. Ademais, de posse do modelo espacial, tanto com resíduos homocedasticos, quanto heterocedasticos, foi possível fazer previsões futuras sobre mudanças nas precipitações de chuvas e o avanço da criminalidade. Não distante àquelas levantadas em Hsiang, Burke, and Miguel (2013 e 2014), os resultados revelaram a situação de perigo no país. Além de reconstruir os achados de outros estudos, esta tese contribui para o debate sobre o tema, ao aprimorar esse cálculo, acrescentando os impactos dos vizinhos na ocorrência de crimes violentos.

A grande constatação refere-se ao impacto que a renda *per capita* exerce sobre a criminalidade. Esse registro encontra-se na Tabela 6.4, em que se evidencia a significância do parâmetro do PIB sobre a taxa de homicídios. Mesmo sendo retirados os efeitos da espacialidade da violência, o impacto verificado mostrou-se bastante elevado. Esses resultados são muito observados nos estudos internacionais. Para o Brasil são novos e mostram que a localização do município e o bom funcionamento da economia são importantes no combate à criminalidade.

Ademais, verifica-se a influência que as mudanças climáticas exercem na economia brasileira. Isso é revelado na Tabela 6.3, onde são apresentadas correlações significativas entre a precipitação de chuvas e PIB. Observa-se também, em decorrência da significância dos testes de avaliação do modelo, que, além do instrumento ser relevante, a endogeneidade entre PIB e criminalidade é verificada.

A segunda grande constatação refere-se ao fato de que a vulnerabilidade climática dos municípios brasileiros interfere nas suas respectivas taxas de homicídios, através da sua influência

na economia. Esse resultado está confirmado na significância dos parâmetros, tanto pelas magnitudes estimadas, quanto pelas previsões obtidas, apresentadas na Tabela 6.4. Os resultados de que 1% de aumento na média das ocorrências policiais de crimes violentos, dado às variações induzidas no instrumento, não está fora dos padrões de elevação da violência encontrados em outros autores. No entanto, observa-se que esse aumento não será uniforme e, em algumas comunidades, esse efeito poderá ser maior, chegando até a 7%, Figura 6.1.

O avanço da violência e o aquecimento global são fenômenos sociais modernos. As principais desigualdades na distribuição espacial das estratégias de combate ao crime, desde a publicação do artigo de Becker (1968) precisam ser adaptadas ao recente avanço nas taxas de violência observadas. Vale ressaltar que todos esses esforços baseiam-se nas perspectivas de dez anos para a alteração de um desvio-padrão nas precipitações de chuvas, o que parece bastante otimista, mesmo sendo a mais usada.

As estratégias de combate via *law enforcement* sempre foram mais caras e dispendiosas, apesar de serem preferidas na escolha das políticas de segurança púbica no Brasil. Os custos com o ataque ao crime pela via repressão dependem das aquisições físicas, com rápida depreciação. São necessários aportes substanciais para equipar todo o sistema de segurança pública nacional. Cadeias superlotadas, tribunais abarrotados, falta de policiamento ostensivo, crise do setor público são exemplos das dificuldades encontradas para se competir com o crime organizado pelo lado do enfrentamento.

Soma-se a isso, o fato de que o diferencial de ganho proporcionado pela atividade criminosa torna-se muito mais atrativo com o passar dos anos, expandindo os lucros ilícitos e ampliando

sua infiltração na sociedade. Esse fenômeno social contribui para que inúmeros jovens, com pequenas chances de ganhos legais no mercado de trabalho, sejam recrutados, resultando na perversa situação vivenciada neste país. Por outro lado, existem exemplos de políticas de renda para o combate ao avanço da violência, com custos menores e impactos relevantes. Seguindo esse raciocínio, este estudo sugere que as políticas de proteção financeira brasileiras sejam revistas e avaliadas, levando-se em consideração a criminalidade.

Discute-se pouco sobre a escolha de quais políticas merecem atenção, quando se pensa em formas de conter o crescimento das taxas de homicídios observadas no país. Isso se torna muito preocupante, principalmente, quando a política utilizada não reflete os objetivos procurados. Como segurança pública não é escolha das populações, mas, sim, de governantes, os investimentos são direcionados para garantir alguma governabilidade, tentando se transmitir a sensação de segurança para pequenos grupos de eleitores.

Essa é a razão para a escolha dos governantes pelo enfrentamento, na decisão sobre qual estratégia de combate ao avanço da criminalidade deve ser adotada. A represália ao crime no Brasil trouxe mais violência, porque não se consegue manter seus efeitos no longo prazo. A possibilidade para os jovens ascenderem economicamente como criminosos é mais atrativa do que as possibilidades para ganhos em atividades legais. Uma luta injusta, já que essas chances se alteram ao longo dos anos e o tamanho da população carente também.

Assim como sugerido por Ferreira (2011) para as políticas de policiamento, a focalização estratégica e a formação de bancos de informações georreferenciadas parecem ser boas políticas para a proteção financeira de jovens infratores. Os esforços devem ser dirigidos para

as populações com alta vulnerabilidade criminal. Existe uma gama de ações para a proteção financeira dos indivíduos envolvidos em atividades criminosas. O programa federal "Protejo" é um exemplo disso. Ocorre que seus resultados não são disponibilizados. A sua principal deficiência encontra-se no seu tamanho e nas garantias de execução futura. Esse programa atinge diretamente aos criminosos e serve como veículo para desenvolver novas habilidades entre seus beneficiários. Em suma, trata-se do embolso de cem reais (R$100), por mês, para cada jovem infrator, em troca de participação em cursos de capacitação para o mercado de trabalho. Entretanto, para que o programa seja ampliado seriam necessários novos aportes de recursos, aumentando, portanto, os orçamentos disponibilizados para a prevenção do crime.

No Brasil não se dispõem de programas que incentivem governos e setor privado a desenvolverem estruturas modernas contra o crime e, principalmente, contra a drogadição (BEATO, 2011). A participação do setor privado em políticas de proteção financeira para infratores, mesmo que seja para tratamentos de dependência de narcóticos, pode ser uma solução para o estrangulamento das contas públicas nacionais. O setor privado é fundamental para que mais recursos sejam alocados nessa estratégia, sendo que o mesmo pode ser mais eficiente na oferta de soluções.

Essas práticas entre os setores privado e público também podem ser expandidas para o problema das famílias de membros aprisionados. O auxílio reclusão no Brasil aumentou sessenta por cento (60%) no período 2006/10, passando de cento e setenta e quatro reais e dez centavos (R$174,10), para setecentos e cinquenta e dois reais e doze centavos (R$ 752,12). Os problemas encontram-se na dificuldade de elevação desse gasto, como sua abrangência, que nos dias atuais

aproxima-se de cinco por cento (5%) da população carcerária recebendo esse auxílio. Outro agravante diz respeito à ausência de contrapartida para a família beneficiada, sendo difícil exigir resultados após o embolso. Essa certamente é uma estratégia muito capciosa, que merece ser bem avaliada, enquanto continuar sendo implementada.

Existem, ainda, as políticas no âmbito nacional que podem ser melhoradas, focalizando seus esforços no combate à violência. A LOAS (aposentadorias rurais) e o Bolsa Família, apesar dos elevados dispêndios, mostram impactos insatisfatórios nos índices de criminalidade[1]. O impacto dessas políticas é pequeno no enfrentamento da violência, já que alteram pouco o comportamento dos indivíduos que recebem as remunerações. Como não se consegue alterar esses padrões, os indivíduos não adquirem maiores chances de participar do mercado legal de trabalho, permanecendo na mesma região de vulnerabilidade social.

Para alcançar os objetivos desejados são necessárias elevações nos valores de transferência desse programa, maior focalização estratégica, direcionando os gastos para regiões de alta vulnerabilidade criminal, e melhoria das informações sobre os indivíduos beneficiados, georreferenciando tais informações. Nesse sentido, uma política combinada de aperfeiçoamento e geração de oportunidades no mercado legal de trabalho é fundamental para que indivíduos com alta vulnerabilidade criminal revertam suas utilidades esperadas.

Todo o exercício desenvolvido pela teoria econômica do crime e verificado neste estudo aponta um sentido para a causalidade e a importância do PIB para políticas de segurança pública. Isso não significa abandonar políticas de policiamento, as quais procuram aparelhar os sistemas

[1] As aposentadorias rurais foram concebidas com o intuito de garantir condições essenciais a indivíduos que não contribuíram, mas que exerceram tarefas laboriais ao longo de sua vida. Já o Bolsa Família é um programa em que se transfere renda para famílias carentes que possuem filhos na escola.

de segurança pública, mas, sim, que não levar em consideração políticas públicas de proteção financeira dos indivíduos, as quais impactem na utilidade esperada desses, necessariamente não se garantirá a redução das taxas de criminalidade. Ao adotar as políticas atuais, os gestores de segurança pública nacional podem estar condicionando a tentativa de impedir o avanço da violência ao fracasso, represando a ação criminosa dos indivíduos, apenas por algum período de tempo, sem que essa redução seja permanente.

Uma análise da atual situação do sistema de segurança pública do Brasil indica que há uma relação custo-benefício bastante acentuada a favor da criminalidade. Fica assim evidenciada a importância de se melhorar as estratégias governamentais de combate ao fenômeno da violência, em troca de políticas públicas mais eficientes. Dessa forma, espera-se gerar melhores condições para enfrentar esse grave fenômeno social.

Ao produzir algum conhecimento acerca da criminalidade, importante fenômeno social que vem, de forma crescente, preocupando a sociedade civil brasileira, espera-se, de alguma forma, contribuir para que esse fenômeno seja encarado com mais seriedade pelo setor público. Apesar das perspectivas contrárias, algumas soluções podem ser observadas, elevando as possibilidades de um mundo menos violento. Ademais, deseja-se despertar, no meio científico, interesse suficiente, a ponto de induzir novos estudos que ampliem, ainda mais, o conhecimento sobre a violência no país.

Referências Bibliográficas

[1] Robert Agnew. Dire forecast: A theoretical model of the impact of climate change on crime. *Theoretical Criminology*, 16(1):21–42, 2012.

[2] Eduardo S Almeida, Eduardo A Haddad, and Geoffrey JD Hewings. The spatial pattern of crime in minas gerais: An exploratory analysis. *Economia Aplicada*, 9(1):39–55, 2005.

[3] Craig A Anderson, Brad J Bushman, and Ralph W Groom. Hot years and serious and deadly assault: empirical tests of the heat hypothesis. *Journal of personality and social psychology*, 73(6):1213, 1997.

[4] Joshua D Angrist and Jörn-Steffen Pischke. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press, 2008.

[5] Irani Arraiz, David M Drukker, Harry H Kelejian, and Ingmar R Prucha. A spatial cliff-ord-type model with heteroskedastic innovations: small and large sample results. *Journal of Regional Science*, 50(2):592–614, 2010.

[6] Edmar Lisboa Bacha and Simon Schwartzman. *Brasil: a nova agenda social*. LTC Rio de Janeiro, 2011.

[7] Siddhartha Bandyopadhyay, Samrat Bhattacharya, Marianna Koli, and Rudra Sensarma. Acquisitive crime, sentencing and detection: An analysis of england and wales. 2012.

[8] Christopher F Baum, Mark E Schaffer, Steven Stillman, et al. Instrumental variables and gmm: Estimation and testing. *Stata journal*, 3(1):1–31, 2003.

[9] Gary S Becker. Crime and punishment: An economic approach. In *The economic dimensions of crime*, pages 13–68. Springer, 1968.

[10] Kalinca LÃBecker and Ana LÃKassouf. Uma anÃ¡lise do efeito dos gastos pÃem educaÃ§Ãsobre a criminalidade no Brasil. *Economia e Sociedade*, 26:215 – 242, 04 2017.

[11] Kurt J Beron. Applying the economic model of crime to child support enforcement: a theoretical and empirical analysis. *The Review of Economics and Statistics*, pages 382–390, 1988.

[12] John Bound, David A Jaeger, and Regina M Baker. Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. *Journal of the American statistical association*, 90(430):443–450, 1995.

[13] Markus Brückner, Antonio Ciccone, and Andrea Tesei. Oil price shocks, income, and democracy. *Review of Economics and Statistics*, 94(2):389–399, 2012.

[14] Halvard Buhaug. Climate not to blame for african civil wars. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(38):16477–16482, 2010.

[15] Paolo Buonanno. Crime, education and peer pressure. *Working Paper Dipartimento di Economia Politica, Università di Milano Bicocca; 64*, 2003.

[16] Paolo Buonanno. Identifying the effect of education on crime. evidence from the italian regions. *Working Paper Dipartimento di Economia Politica, Università di Milano Bicocca; 65*, 2003.

[17] Paolo Buonanno, Milo Bianchi, and Paolo Pinotti. Do immigrants cause crime. *Paris School*, 2008.

[18] Guillermo A Calvo and Enrique G Mendoza. Petty crime and cruel punishment: lessons from the mexican debacle. *The American Economic Review*, 86(2):170–175, 1996.

[19] Antoni Calvó-Armengol and Yves Zenou. Social networks and crime decisions: The role of social structure in facilitating delinquent behavior. *International Economic Review*, 45(3):939–958, 2004.

[20] José CARRERA-FERNANDEZ and Rogério PEREIRA. A criminalidade na região policial da grande são paulo sob a ótica da economia na criminalidade. *Revista Econômica do Nordeste*, 31, 2000.

[21] José Carrera-Fernandez, Rogério Pereira, et al. A economia do crime: Uma abordagem a partir da região policial da grande são paulo. *Economia*, 3(1):193–230, 2002.

[22] Raul Caruso, Ilaria Petrarca, and Roberto Ricciuti. Climate change, rice crops, and violence: Evidence from indonesia. *Journal of Peace Research*, 53(1):66–83, 2016.

[23] Daniel Cerqueira and Waldir Lobão. Determinantes da criminalidade: arcabouços teóricos e resultados empíricos. *DADOS-Revista de ciências sociais*, 47(2), 2004.

[24] Daniel RC Cerqueira, Alexandre XY Carvalho, Waldir JA Lobão, and Rute I Rodrigues. Análise dos custos e conseqüências da violência no brasil. 2007.

[25] Daniel Ricardo de Castro Cerqueira. *Causas e consequências do crime no Brasil*. 2014.

[26] John C Chao and Norman R Swanson. Consistent estimation with a large number of weak instruments. *Econometrica*, 73(5):1673–1692, 2005.

[27] Victor Chernozhukov and Christian Hansen. Instrumental variable quantile regression. 2004.

[28] Dan Chiras and Dominic Crea. The effect of education on crime: Evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. *The American Economic Review*, 94(1):155–189, 2004.

[29] Antonio Ciccone. Estimating the effect of transitory economic shocks on civil conflict. 2011.

[30] IBGE Cidades. Instituto brasileiro de geografia e estatística, 2010.

[31] Andrew David Cliff and J Keith Ord. *Spatial processes: models & applications*. Taylor & Francis, 1981.

[32] William S Comanor and Llad Phillips. The impact of income and family structure on delinquency. *Journal of Applied Economics*, 5(2), 2002.

[33] Christopher Cornwell and William N Trumbull. Estimating the economic model of crime with panel data. *The Review of economics and Statistics*, pages 360–366, 1994.

[34] Giuseppe Trevisan Cruz, Tatiane Almeida De Menezes, and José Luiz de Amorim Ratton Júnio. Estudo da criminalidade violenta na cidade do recife: O espaço realmente é relevante? *Anais do XLI Encontro Nacional de Economia, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia*, 2014.

[35] Michael L Davis. Time and punishment: an intertemporal model of crime. *Journal of Political Economy*, 96(2):383–390, 1988.

[36] John J DiIulio. Help wanted: Economists, crime and public policy. *The Journal of Economic Perspectives*, 10(1):3–24, 1996.

[37] John J Donohue III and Steven D Levitt. The impact of legalized abortion on crime. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2):379–420, 2001.

[38] Marcelo Justus Dos Santos and Ana Lúcia Kassouf. Estudos econômicos das causas da criminalidade no brasil: evidências e controvérsias. *Revista EconomiA*, 9(2):343–372, 2008.

[39] David M Drukker, Ingmar R Prucha, Rafal Raciborski, et al. Maximum likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances. *Stata Journal*, 13(2):221–241, 2013.

[40] Isaac Ehrlich. The deterrent effect of capital punishment: A question of life and death, 1973.

[41] Isaac Ehrlich. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of political Economy*, 81(3):521–565, 1973.

[42] Isaac Ehrlich. On the usefulness of controlling individuals: an economic analysis of rehabilitation, incapacitation and deterrence. *The American Economic Review*, 71(3):307–322, 1981.

[43] Isaac Ehrlich. Crime, punishment, and the market for offenses. *The Journal of Economic Perspectives*, 10(1):43–67, 1996.

[44] Isaac Ehrlich and Gary S Becker. Market insurance, self-insurance, and self-protection. *Journal of political Economy*, 80(4):623–648, 1972.

[45] Isaac Ehrlich and George D Brower. On the issue of causality in the economic model of crime and law enforcement: Some theoretical considerations and experimental evidence. *The American Economic Review*, 77(2):99–106, 1987.

[46] James D Fearon and David D Laitin. Ethnicity, insurgency, and civil war. *American political science review*, 97(1):75–90, 2003.

[47] Bernard Fingleton and Julie Le Gallo. Estimating spatial models with endogenous variables, a spatial lag and spatially dependent disturbances: finite sample properties. *Papers in Regional Science*, 87(3):319–339, 2008.

[48] Gisela Forattini. Agência nacional de águas.

[49] FBS Forum de Seguranca. Anuario brasileiro de seguranca publica, 2016.

[50] Richard B Freeman. Why do so many young american men commit crimes and what might we do about it? Technical report, National Bureau of Economic Research, 1996.

[51] Francis FUKUYAMA. A grande ruptura: uma revolução silenciosa que já começou. *O Estado de São Paulo. São Paulo*, 30, 1999.

[52] William J Furlong. A general equilibrium model of crime commission and prevention. *Journal of Public Economics*, 34(1):87–103, 1987.

[53] Evelina Gavrilova. A partner in crime: assortative matching and bias in the crime market. 2014.

[54] Carlos Alberto Gonçalves Jr and Pery Francisco Assis Shikida. Determinantes da reincidência penal no estado do paraná: uma análise empírica da economia do crime/determinants of criminal recidivism in the state of paraná: an empirical analysis of the economics of crime. *Economic Analysis of Law Review*, 4(2):315, 2013.

[55] Holger Görg, Aoife Hanley, et al. Does outsourcing increase profitability. *The Economic and Social Review*, 35(3):267–288, 2004.

[56] Eleftherios Goulas and Athina Zervoyianni. Economic growth and crime: does uncertainty matter? *Applied Economics Letters*, 20(5):420–427, 2013.

[57] Jeffrey Grogger. Certainty vs. severity of punishment. *Economic Inquiry*, 29(2):297–309, 1991.

[58] Jeffrey Grogger. The effect of arrests on the employment and earnings of young men. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1):51–71, 1995.

[59] Manish Gupta and Payal Sachdeva. Economic, demographic, deterrent variables and crime rate in india. 2017.

[60] Kirstine Hansen and Stephen Machin. Spatial crime patterns and the introduction of the uk minimum wage. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(supplement):677–697, 2002.

[61] Cullen S Hendrix and Sarah M Glaser. Trends and triggers: Climate, climate change and civil conflict in sub-saharan africa. *Political geography*, 26(6):695–715, 2007.

[62] Solomon M Hsiang, Marshall Burke, and Edward Miguel. Quantifying the influence of climate on human conflict. *Science*, 341(6151):1235367, 2013.

[63] Solomon M Hsiang, Kyle C Meng, and Mark A Cane. Civil conflicts are associated with the global climate. *Nature*, 476(7361):438–441, 2011.

[64] Ayse İmrohoroğlu, Antonio Merlo, and Peter Rupert. What accounts for the decline in crime? *International Economic Review*, 45(3):707–729, 2004.

[65] Harry H Kelejian and Ingmar R Prucha. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1):99–121, 1998.

[66] Morgan Kelly. Inequality and crime. *The Review of Economics and Statistics*, 82(4):530–539, 2000.

[67] Il-Joong Kim, Bruce L Benson, David W Rasmussen, and Thomas W Zuehlke. An economic analysis of recidivism among drug offenders. *Southern Economic Journal*, pages 169–183, 1993.

[68] Yuichi Kitamura and Peter CB Phillips. Fully modified iv, give and gmm estimation with possibly non-stationary regressors and instruments. *Journal of Econometrics*, 80(1):85–123, 1997.

[69] Philip Kostov. A spatial quantile regression hedonic model of agricultural land prices. *Spatial Economic Analysis*, 4(1):53–72, 2009.

[70] Tomislav V Kovandzic, Mark E Schaffer, Lynne M Vieraitis, Erin A Orrick, and Alex R Piquero. Police, crime and the problem of weak instruments: Revisiting the “more police, less crime” thesis. *Journal of quantitative criminology*, 32(1):133–158, 2016.

[71] Kevin Lang and Duran Bell. An economic model of the intake disposition of juvenile offenders. *Journal of Public Economics*, 32(1):79–99, 1987.

[72] Robert J Lemke and Isaac C Rischall. Skill, parental income, and iv estimation of the returns to schooling. *Applied Economics Letters*, 10(5):281–286, 2003.

[73] Siu Fai Leung. Dynamic deterrence theory. *Economica*, pages 65–87, 1995.

[74] Steven D Levitt. The effect of prison population size on crime rates: Evidence from prison overcrowding litigation. *The quarterly journal of economics*, 111(2):319–351, 1996.

[75] Lance Lochner. Education, work, and crime: A human capital approach. *International Economic Review*, 45(3):811–843, 2004.

[76] Thomas Lux. The markov-switching multifractal model of asset returns: Gmm estimation and linear forecasting of volatility. *Journal of Business Economic Statistics*, 26:194–210, 2008.

[77] Stephen Machin, Olivier Marie, and Sunčica Vujić. Youth crime and education expansion. *German Economic Review*, 13(4):366–384, 2012.

[78] GS Maddala, Peter CB Phillips, and Thirukodikaval Nilakanta Srinivasan. *Advances in Econometrics and Quantitative Economics: Essays in Honor of Professor CR Rao*. B. Blackwell, 1995.

[79] TA Magalhães. Desemprego e crime—uma análise de séries temporais para o distrito federal: 1992-1996, 1997.

[80] Tatiane Menezes, Raul Silveira-Neto, Circe Monteiro, and José Ratton. Spatial correlation between homicide rates and inequality: Evidence from urban neighborhoods. 120:97–99, 07 2013.

[81] Edward Miguel. Poverty and violence: An overview of recent research and implications for foreign aid. *Too poor for peace*, pages 50–59, 2007.

[82] Edward Miguel and Shanker Satyanath. Understanding transitory rainfall shocks, economic growth and civil conflict. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2010.

[83] Edward Miguel, Shanker Satyanath, and Ernest Sergenti. Economic shocks and civil conflict: An instrumental variables approach. *Journal of political Economy*, 112(4):725–753, 2004.

[84] Brazil Ministério da Saúde and Ministério da Saúde. Datasus, 2014.

[85] Denis Mizne. „fases e tendências no debate sobre políticas públicas de segurança no brasil. *Brasil: A nova agenda social. Rio de Janeiro: LTC*, 2011.

[86] Chihiro Muroi and Robert Baumann. The non-linear effect of wealth on crime. 2009.

[87] Samuel L Myers. Estimating the economic model of crime: Employment versus punishment effects. 1983.

[88] José Luis Montiel Olea and Carolin Pflueger. A robust test for weak instruments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3):358–369, 2013.

[89] Pablo Fajnzylber, Daniel Lederman, and Norman Loayza. Inequality and violent crime. *The Journal of Law and Economics*, 45(1):1–39, 2002.

[90] André Luiz Greve Pereira and Robson Antonio Grassi. Compreendendo a redução dos homicídios no estado de são paulo no período 1998-2008. *Revista Teoria e Evidência Econômica*, 19(40), 2013.

[91] Carolin E Pflueger and Su Wang. A robust test for weak instruments in stata. 2014.

[92] Carolin E Pflueger, Su Wang, et al. weakivtest: Stata module to perform weak instrument test for a single endogenous regressor in tsls and liml. *Statistical Software Components*, 2015.

[93] Raaj K Sah. Social osmosis and patterns of crime. *Journal of political Economy*, 99(6):1272–1295, 1991.

[94] Paula Eugenio dos Santos. O impacto dos gastos em segurança pública na criminalidade do distrito federal. 2016.

[95] Luiz Guilherme Scorzafave and Milena Karla Soares. Income inequality and pecuniary crimes. *Economics Letters*, 104(1):40–42, 2009.

[96] Pery Francisco Assis Shikida. Economia do crime: Uma análise sobre a maioridade penal a partir de detentos paranaenses/the economics of crime: An analisys about the criminal majority in the paraná prisoner context. *Economic Analysis of Law Review*, 7(1):249, 2016.

[97] Pery Francisco Assis Shikida, Carlos Alberto Gonçalves Júnior, Barbara Françoise Cardoso, and Luiz Gilberto Birck. Reincidência penal: Uma análise a partir da "economia do crime" para subsidiar decisões judiciais. doi: 10.5212/publicatioci. soc. v. 22i1. 0004. *Publicatio UEPG: Ciências Sociais Aplicadas*, 22(1):41–51, 2014.

[98] Rodrigo R Soares. Development, crime and punishment: accounting for the international differences in crime rates. *Journal of Development Economics*, 73(1):155–184, 2004.

[99] Douglas O Staiger and James H Stock. Instrumental variables regression with weak instruments, 1994.

[100] George J Stigler. The optimum enforcement of laws. *Journal of Political Economy*, 78(3):526–536, 1970.

[101] James H Stock, Jonathan H Wright, and Motohiro Yogo. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4):518–529, 2002.

[102] Vladimir K Teles. The effects of macroeconomic policies on crime. *Economics Bulletin*, 11(1):1–9, 2004.

[103] Rafael Di Tella and Ernesto Schargrodsky. Happiness, ideology and crime in argentine cities. 2009.

[104] Maria Isabel Accoroni Theodoro. *Um estudo da relação entre polarização de renda e criminalidade para o Brasil*. PhD thesis, Universidade de São Paulo, 2011.

[105] William N Trumbull. Estimations of the economic model of crime using aggregate and individual level data. *Southern Economic Journal*, pages 423–439, 1989.

[106] Rodrigo Vergara et al. *Crime prevention programs: evidence for a developing country*. Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía, Oficina de Publicaciones, 2009.

[107] Matti Viren. Modelling crime and punishment. *Applied Economics*, 33(14):1869–1879, 2001.

[108] Matti Viren. Gun laws and crime: An empirical assessment. *International Journal of Social Science Studies*, 1(1):13–21, 2012.

[109] Ann Dryden Witte. Estimating the economic model of crime with individual data. *The Quarterly Journal of Economics*, 94(1):57–84, 1980.

[110] Yue-Chim Richard Wong. An economic analysis of the crime rate in england and wales, 1857-92. *Economica*, pages 235–246, 1995.

ANEXO A

Regressões de *Kriging*

Tabela A.1 Regressões de *Kriging* de Chuvas nos Municípios do Brasil: 2010-2012

Resultados	**Anos**		
	2010	2011	2012
Observações	984	984	984
parâmetros no espaco nulo	3	3	3
parâmetros para preenchimento fixo espacial	3	3	3
graus de liberdade efetivos	261.6	270.4	299.2
graus de liberdade dos residuos	722.4	713.6	684.8
MLE sigma	271	300.4	244.8
GCV sigma	271.4	300.9	245.1
MLE rho	659500	863600	699200
parametro de suavizacao lambda	0.1114	0.1045	0.08568
Estatistica descritiva para os residuos			
min.	-941	-1067	-1244
mediana	-5.558	-18.76	-7.943
max.	1416	2082	1195

Fontes: IBGE, DATASUS, ANA e FIRJAN. Elaborado pelo autor.

ANEXO B

Distribuição da Previsão do *Kriging*

Figura B.1 Distribuição das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2010

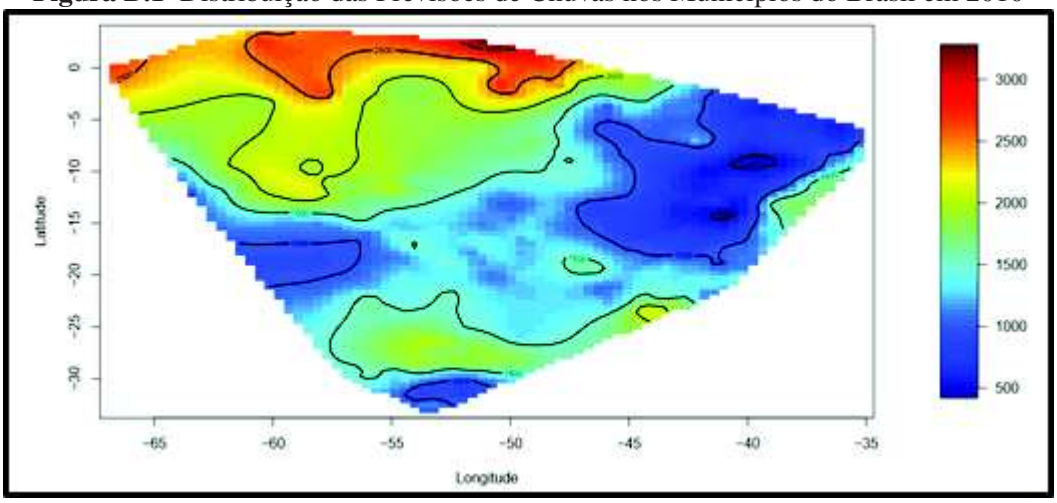


Figura B.2 Distribuição das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2011

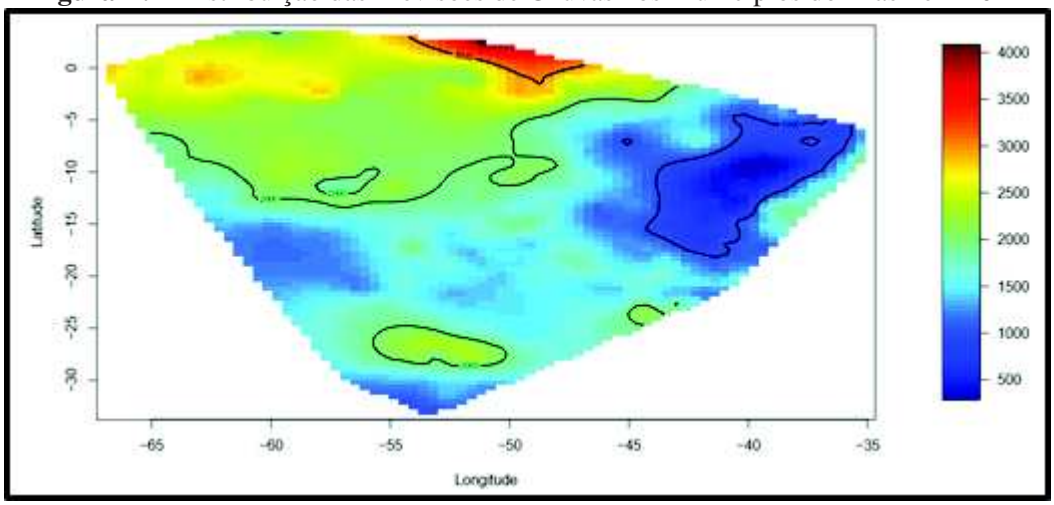
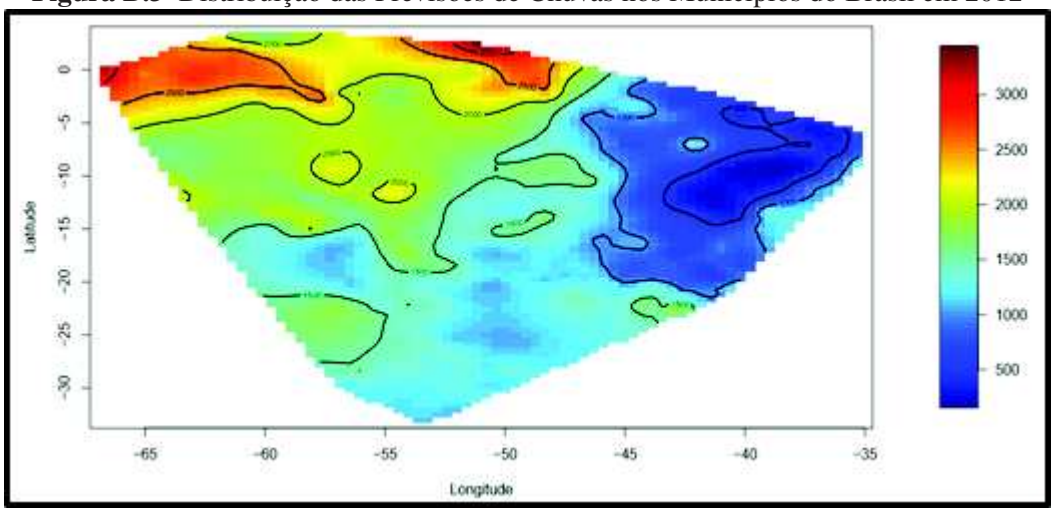


Figura B.3 Distribuição das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2012



ANEXO C

Análise dos Resíduos do *Kriging*

Figura C.1 Estatísticas dos Resíduos das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2010

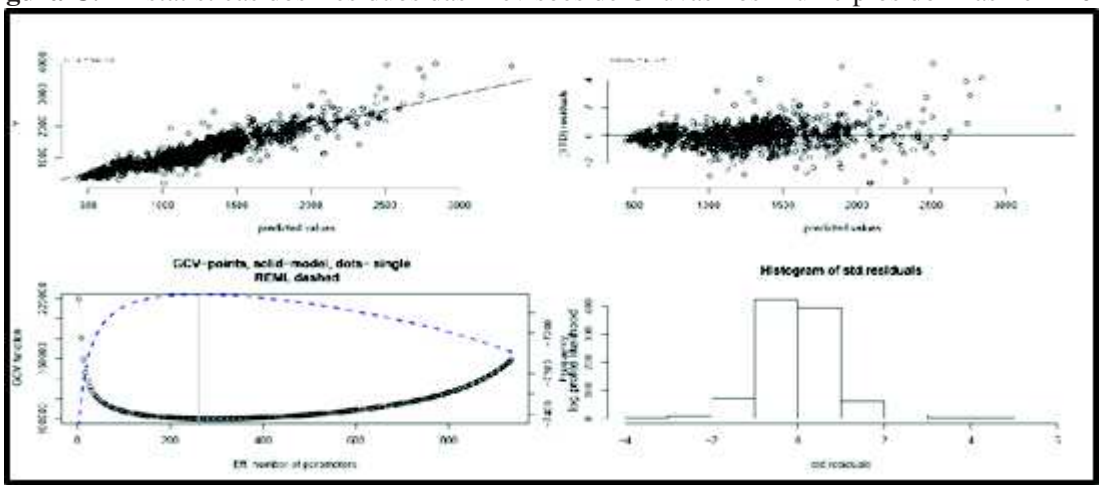


Figura C.2 Estatísticas dos Resíduos das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2011

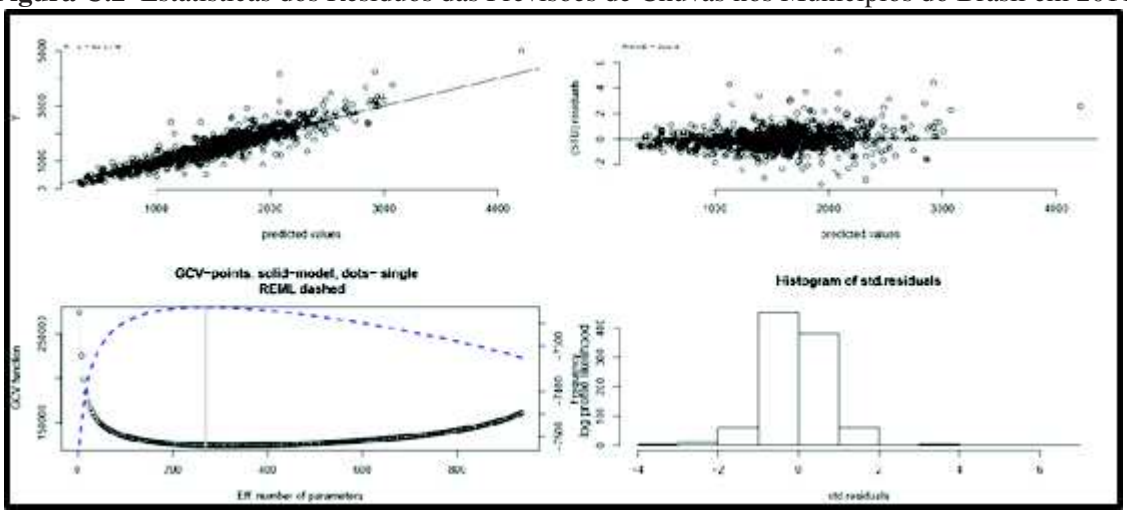
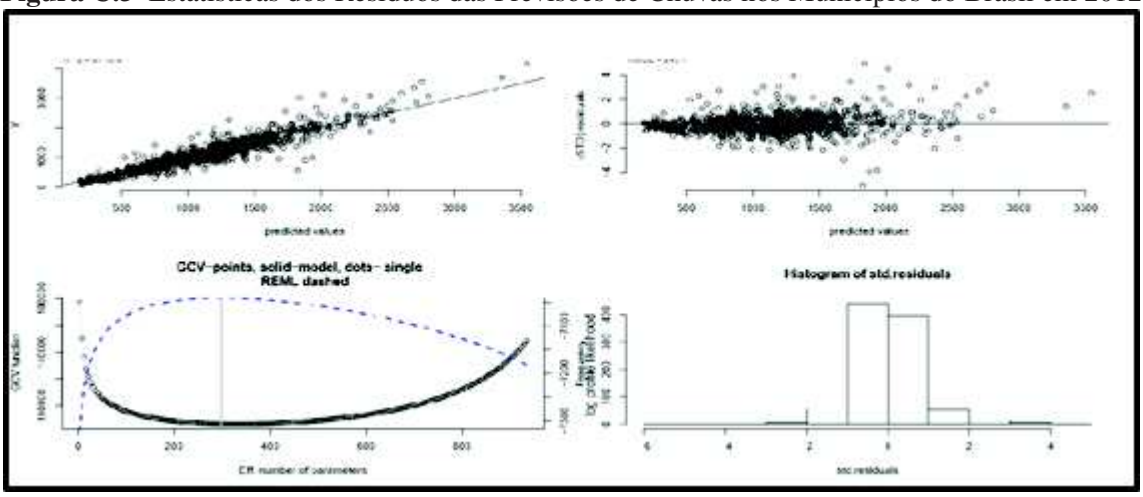


Figura C.3 Estatísticas dos Resíduos das Previsões de Chuvas nos Municípios do Brasil em 2012



ANEXO D

Regressões da Amostra Restringida

Tabela D.1 Regressões de Variavel Instrumental: amostra sem Amapá, Rondônia e Roraima

	(1)	(2)
	1o Est.	2o Est.
VARIAVEIS	PIB	tx de Hom
PIB		-0.768***
		(0.249)
Precipitacao	-0.007	
	(0.006)	
Def1_Precipitacao	0.176**1	
	(0.890)	
Ind_ Educacao	2.719***	2.583***
	(0.297)	(0.735)
Ind_Emprego	-0.461**	1.780***
	(0.220)	(0.220)
Ind_Saude	1.621***	0.629
	(0.220)	(0.481)
Densidade	-0.207***	-0.092*
	(0.139)	(0.542)
Constant	-0.097	2.832***
	(0.337)	(0.273)
Observações	5478	5478
R-squared	0.10	
F(6, 5471)	99.30***	
Wald Q2(5)		262.15***
Restrições Sobreidentificadoras		
Score Q2(2)		2.025
Teste de Endogeneidade		
Robust Score Q2(1)		24.949***
Robust Regr. F(7,5554)		25.477***
Teste Olea-Pflueger		
Effective F 5%		6.449
Tau 5%		6.076
Tau 10%		4.706

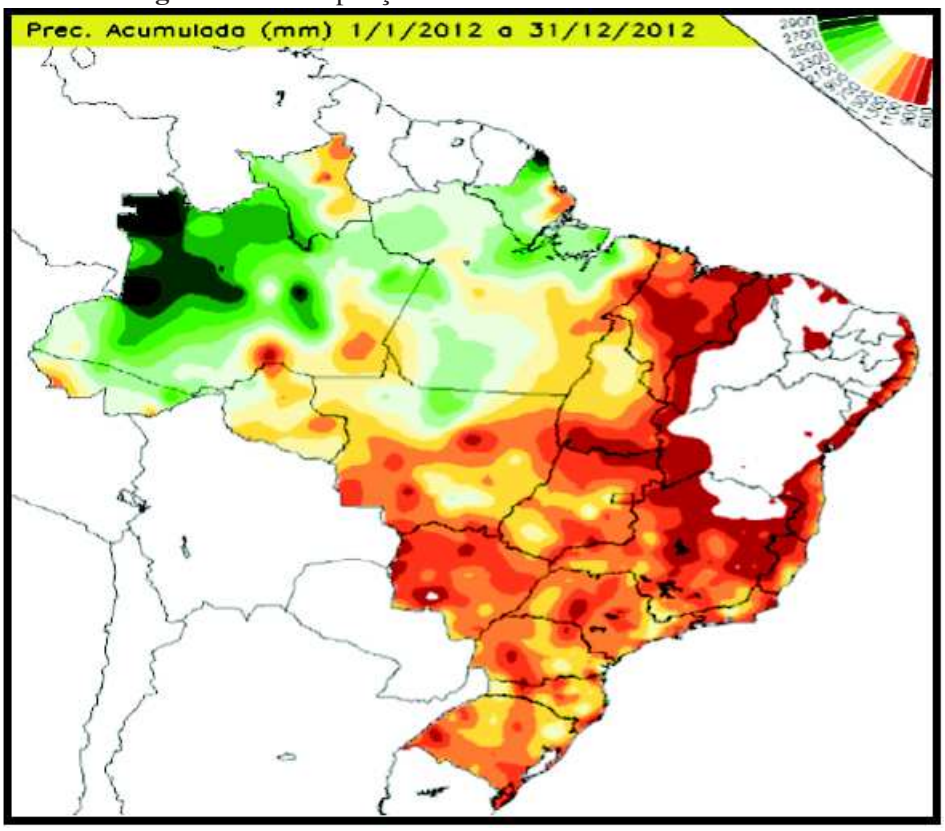
Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: IBGE, DATASUS, ANA e FIRJAN. Elaborado pelo autor.

ANEXO E

Comparações para a Precipitação de Chuvas no Brasil: 2012

Figura E.1 Precipitação de chuvas no Brasil - INPE: 2012



Fonte: Isntituto Nacional Pesquisas Espaciais. Elaboração própria.

Tabela E.1 Comparações das Médias de Precipitação do INPE e do Kriging de Dados: Acre, Paraná e São Paulo

	INPE		*Kriging*	
ESTADO	Média	Amplitude	Média	Amplitude
Acre	2104.35	900 - 2500	2210.09	412.55 - 2639.37
Paraná	1243.71	900 - 1700	1222.30	799.9 - 1450.12
São Paulo	1290	800 - 1500	1223.75	475 - 1595

Fonte: INPE e ANA. Elaborado pelo autor.