

Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Medicina
Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva

Raphael de Freitas Saldanha

Violência no trânsito e crescimento econômico no Brasil

Juiz de Fora
2017

Raphael de Freitas Saldanha

Violência no trânsito e crescimento econômico no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, área de concentração: Processo Saúde-Doecimento e seus Determinantes, da Faculdade de Medicina da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Saúde Coletiva.

Orientador: Prof. Dr. Ronaldo Rocha Bastos

Juiz de Fora

2017

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Saldanha, Raphael de Freitas.

Violência no trânsito e crescimento econômico no Brasil / Raphael de Freitas Saldanha. -- 2016.
145 f. : il.

Orientador: Ronaldo Rocha Bastos

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Medicina. Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, 2016.

1. Violência. 2. Trânsito. 3. Crescimento econômico. I. Bastos, Ronaldo Rocha, orient. II. Título.

Raphael de Freitas Saldanha

Violência no trânsito e crescimento econômico no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, área de concentração: Processo Saúde-Doecimento e seus Determinantes, da Faculdade de Medicina da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Saúde Coletiva.

Aprovada em _____

Prof. Dr. Ronaldo Rocha Bastos
Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof^o Dr. Christovam Barcellos
Fundação Oswaldo Cruz

**Prof^a Dr^a. Isabel Cristina Gonçalves
Leite**
Universidade Federal de Juiz de Fora

Juiz de Fora
2017

Dedico este trabalho à minha família, ao meu pai (*in memoriam*) e à minha mãe, que me apoia incondicionalmente na progressão de minha carreira acadêmica.

Agradecimentos

Dentre várias pessoas que contribuíram para a realização deste trabalho, agradeço especialmente ao meu orientador Profº. Dr. Ronaldo Bastos pelas ricas reuniões, conselhos e acompanhamento.

Aos membros da banca avaliadora pelos encaminhamentos realizados que ajudaram a enriquecer esta discussão sobre o tema.

Ao Profº Dr. Antonio Fernando de Castro Alves Beraldo pela longa parceria, amizade e confiança, possibilitando a realização desta conquista e outras mais que vieram e que estão por vir.

The vast majority of these “accidents” are preventable and should be prevented. A better sense of responsibility in driving motor-cars than hitherto existed should be established.

(The Lancet, 24 de setembro de 1904.)

Resumo

A violência no trânsito tem apresentado números preocupantes e crescentes no contexto internacional e brasileiro, sublinhando a importância deste tema para o campo da Saúde Coletiva através do conceito de saúde ampliada. A violência no trânsito encontra raízes na formação histórica da sociedade, onde a introdução do automóvel reflete a estrutura de classes de sua época, cujos reflexos ainda são encontrados na sociedade. O acesso à automóveis e outros meios de transporte através do incremento da renda torna este fator um importante determinante social da saúde para o estudo da violência no trânsito. Este trabalho visa compreender a relação entre o crescimento econômico e a violência no trânsito nos municípios brasileiros, utilizando um painel de dados espaciais de 12 anos. Os resultados do Modelo de Erro Espacial de Durbin apontam para a existência de uma Curva de Kuznets nesta relação, onde covariáveis relativas a frota de veículos, investimentos em transportes, urbanização e o IDH são significativas. Estes resultados indicam que a violência no trânsito pode ser influenciada através de políticas públicas que objetivem resultados nestas covariáveis, não requerendo que os municípios atinjam patamares de renda mais elevados para ocasionar a redução da mortalidade no trânsito.

Palavras-chave: violência; trânsito; painel de dados espaciais.

Abstract

There is a concerning and increasing quantity of traffic violence internationally and in Brazil, underlining the importance of this theme to Public Health through an expanded health concept. Traffic violence finds roots in the historical formation of society, where the introduction of automobiles reflects the arrangement of classes of that time, and these reflections still can be seen in today's society. Access to automobiles and other means of transport through the increase of wealth makes income an important social determinant of health in the study of traffic violence. This study aims to understand the relationship between the increase of income and traffic violence using a spatial data panel of 12 years. The results of the Spatial Durbin Error Model point to the occurrence of a Kuznets Curve for this relation, where the factors of the vehicle fleet, investments on traffic infrastructure and urbanization and the HDI are significant. As a result, traffic violence can be affected by public policies that target these factors, instead of requiring that the municipalities reaches more elevated levels of income to observe a reduction in traffic violence.

Keywords: violence; traffic; spatial data panel.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Dez principais causas de morte na faixa etária de 15 a 29 anos, 2012 . .	19
Figura 2 – Número de mortes no trânsito no mundo, 2013	20
Figura 3 – População, mortes no trânsito e número de veículos registrados por situação econômica dos países	21
Figura 4 – Países que apresentam mudança no número de mortes relacionadas ao trânsito no período de 2010 a 2013, por situação econômica	21
Figura 5 – Mortalidade relacionada ao trânsito (por 100.000 habitantes). Brasil e macrorregiões, 1991-2014.	24
Figura 6 – Mortalidade relacionada ao trânsito por tipo de vítima, 1996-2014. . .	25
Figura 7 – “Quando motoristas sem habilitação estão à solta”	27
Figura 8 – “ <i>The Swan Car</i> ”	29
Figura 9 – Fotografia sem título. Augusto Malta, Rio de Janeiro, 1920-1930	31
Figura 10 – Gravura sem título. Calixto Cordeiro, 1907.	33
Figura 11 – <i>Frame</i> do filme <i>Metropolis</i>	36
Figura 12 – Helicóptero sobrevoa a metrópole moderna.	36
Figura 13 – Peça publicitária do Pacto Nacional pela Redução de Acidentes, 2014. .	39
Figura 14 – Peça publicitária de automóvel marca Hyundai.	39
Figura 15 – Curva de Kuznets teórica para mortalidade no trânsito	41
Figura 16 – Modelagem de painel de dados	46
Figura 17 – Matrizes de contiguidade espacial	49
Figura 18 – Autocorrelação espacial	53
Figura 19 – Comparação de diferentes especificações de modelos	59
Figura 20 – Logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2001-2012	67
Figura 21 – Renda <i>per capita</i> em mil reais. Brasil, 2001-2012	68
Figura 22 – Diagrama de dispersão entre o logaritmo da renda <i>per capita</i> e o coeficiente de mortalidade	69
Figura 23 – Logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2001	71
Figura 24 – Logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2012	72
Figura 25 – Diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2001	73
Figura 26 – Diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2012	74
Figura 27 – Mapa LISA do logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2001	76

Figura 28 – Mapa LISA do logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2012	77
Figura 29 – Logaritmo da renda <i>per capita</i> em mil reais. Brasil, 2001	79
Figura 30 – Logaritmo da renda <i>per capita</i> em mil reais. Brasil, 2012	80
Figura 31 – Diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo da renda <i>per capita</i> . Brasil, 2001	81
Figura 32 – Diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo da renda <i>per capita</i> . Brasil, 2012	82
Figura 33 – Mapa LISA do logaritmo da renda <i>per capita</i> . Brasil, 2001	83
Figura 34 – Mapa LISA do logaritmo da renda <i>per capita</i> . Brasil, 2012	84
Figura 35 – Diagrama de dispersão da renda <i>per capita</i> e coeficiente de mortalidade, capitais, 2001 a 2012.	93
Figura 36 – Rio Branco, Acre	116
Figura 37 – Macapá, Amapá	117
Figura 38 – Manaus, Amazonas	118
Figura 39 – Belém, Pará	119
Figura 40 – Porto Velho, Rondônia	120
Figura 41 – Boa Vista, Roraima	121
Figura 42 – Palmas, Tocantins	122
Figura 43 – Maceió, Alagoas	123
Figura 44 – Salvador, Bahia	124
Figura 45 – Fortaleza, Ceará	125
Figura 46 – São Luiz, Maranhão	126
Figura 47 – João Pessoa, Paraíba	127
Figura 48 – Recife, Pernambuco	128
Figura 49 – Teresina, Piauí	129
Figura 50 – Natal, Rio Grande do Norte	130
Figura 51 – Aracaju, Sergipe	131
Figura 52 – Brasília, Distrito Federal	132
Figura 53 – Goiânia, Goiás	133
Figura 54 – Cuiabá, Mato Grosso	134
Figura 55 – Campo Grande, Mato Grosso do Sul	135
Figura 56 – Vitória, Espírito Santo	136
Figura 57 – Belo Horizonte, Minas Gerais	137
Figura 58 – Rio de Janeiro, Rio de Janeiro	138
Figura 59 – São Paulo, São Paulo	139
Figura 60 – Juiz de Fora, Minas Gerais	140
Figura 61 – Curitiba, Paraná	141
Figura 62 – Florianópolis, Santa Catarina	142

Figura 63 – Porto Alegre, Rio Grande do Sul	143
---	-----

Lista de tabelas

Tabela 1 – Mortalidade proporcional (%) por grupos de causas e faixa etária. Brasil, 2014.	26
Tabela 2 – Mortalidade proporcional (%) das causas externas e faixa etária. Brasil, 2014.	26
Tabela 3 – Exemplo de dados em painel no formato largo	45
Tabela 4 – Exemplo de dados em painel no formato longo	46
Tabela 5 – Estatísticas descritivas do coeficiente de mortalidade no trânsito (por 100.000 hab). Brasil, 2001–2012	65
Tabela 6 – Estatísticas descritivas da renda <i>per capita</i> . Brasil, 2001–2012	66
Tabela 7 – Verificação da hipótese da Curva de Kuznets nos municípios, consolidado por estados	92

Lista de Quadros

1	Interpretação dos coeficientes	47
2	Critérios de escolha dos modelos	61
3	Variáveis utilizadas no estudo	62
4	Coeficientes modelo não espacial, modelo A	86
5	Coeficientes do modelo SAC, modelo A	86
6	Impactos do modelo SAC, modelo A	87
7	Coeficientes do modelo SDM, modelo A	88
8	Impactos do modelo SDM, modelo A	88
9	Coeficientes do modelo SDEM, modelo A	88
10	Coeficientes do modelo SLX, modelo A	89
11	Coeficientes do modelo SAR, modelo A	89
12	Impactos do modelo SAR, modelo A	89
13	Coeficientes do modelo SEM, modelo A	90
14	Coeficientes modelo não espacial, modelo B	96
15	Coeficientes do modelo SAC, modelo B	97
16	Impactos do modelo SAC, modelo B	97
17	Coeficientes do modelo SDM, modelo B	98
18	Impactos do modelo SDM, modelo B	98
19	Coeficientes do modelo SDEM, modelo B	99
20	Coeficientes do modelo SLX, modelo B	99
21	Coeficientes do modelo SAR, modelo B	100
22	Impactos do modelo SAR, modelo B	100
23	Coeficientes do modelo SEM, modelo B	101

Lista de abreviaturas e siglas

IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
CD	<i>Cross-section</i>
DataSUS	Departamento de Informática do SUS
Denatran	Departamento Nacional de Trânsito
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
LISA	<i>Local Indicators of Spatial Association</i>
MS	Ministério da Saúde
OMS	Organização Mundial da Saúde
SAC	Modelo de Kelejian-Prucha
SAR	Modelo de Defasagem Espacial
SDEM	Modelo Espacial do Erro de Durbin
SDM	Modelo Espacial de Durbin
SEM	Modelo de Erro Espacial
SLX	Modelo Regressivo Espacial
SUS	Sistema Único de Saúde

Sumário

	INTRODUÇÃO	17
1	CARACTERIZAÇÃO DO PROBLEMA	19
2	OBJETIVOS	43
3	METODOLOGIA	44
3.1	Organização de dados em painel	45
3.2	Modelagem de dados em painel	46
3.3	Autocorrelação espacial	48
3.3.1	Matrizes de vizinhança espacial	48
3.3.2	Estatística <i>I</i> de Moran	51
3.4	Modelagem de dados espaciais em painel	54
3.4.1	Modelos de efeitos não observados	54
3.4.2	Efeitos de interação espacial	56
3.4.3	Escolha do modelo	60
3.4.4	Estimação do modelo	61
3.5	Dados	62
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	65
4.1	Análise Estatística Exploratória	65
4.1.1	Associação entre os indicadores	69
4.2	Análise Espacial Exploratória	70
4.2.1	Coeficiente de mortalidade no trânsito	70
4.2.2	Renda <i>per capita</i>	78
4.3	Modelo A	85
4.3.1	Efeitos não observados	85
4.3.2	Efeitos de interação espacial	85
4.3.3	Resultados individuais	91
4.4	Modelo B	95
4.4.1	Efeitos não observados	95
4.4.2	Efeitos de interação espacial	95
5	CONCLUSÕES	103
	REFERÊNCIAS	105

APÊNDICES	115
APÊNDICE A – RESULTADOS POR CAPITAIS	116

Introdução

A violência, tão como as doenças, sempre estiveram presentes na experiência humana, sendo tanto consequência da organização da sociedade quanto fator determinante em sua constituição histórica (MINAYO, 1994; DAHLBERG; KRUG, 2006). Embora sempre presente, a violência não pode ser vista como um fenômeno inevitável da condição humana, sendo prevenível ou limitada através de sistemas legais e religiosos, dentre outros (DAHLBERG; KRUG, 2006). Como Arendt (1972) aponta, ao se estudar a história e a política, é impossível não perceber o importante papel desempenhado pela violência, mesmo que tão raramente tenha sido objeto de consideração.

Em termos numéricos, estima-se que 1,3 milhões de pessoas no mundo morrem, anualmente, em resultado da violência (WHO, 2014), figurando entre as vinte principais causas de perda de anos de vida corrigido por incapacidade (WOLF; GRAY; FAZEL, 2014). No Brasil, a violência é responsável por 12,5% de todas as mortes, principalmente em homens mais jovens, conforme dados do DataSUS compilados por Reichenheim et al. (2011), para 2007. Além disso, pode-se perceber que a mortalidade é apenas a “ponta do *iceberg*” ao se considerar a morbidade, ainda pouco abordada neste contexto (JORGE; LAURENTI, 1997; LAW, 2015).

A percepção da violência como objeto de estudo da saúde, e especificamente da Saúde Coletiva, pode ser considerada relativamente nova no Brasil, com trabalhos específicos no campo da Saúde Coletiva gerados principalmente a partir das décadas de 1980 e 1990 (MINAYO, 1990).

Conforme apontam Garbois, Sodre e Dalbello-Araujo (2014) e Minayo (2006), o entendimento da violência como um problema de saúde é dificultado pela rasa compreensão dos fenômenos sociais e seus diversos reflexos através do modelo biomédico. A partir de uma concepção naturalista de Ciência, categoriza-se as violências como “causas externas”. Se as causas são externas ao plano biológico, estas também são, contudo, inerentes ao plano social, que se materializa na saúde.

A própria compreensão do conceito de saúde ampliada convida à reflexão sobre as violências, ao reconhecer que a saúde é fruto, antes de tudo, “das formas de organização social da produção, as quais podem gerar grandes desigualdades nos níveis de vida” (BRASIL, 1986). Ao considerar as “formas de organização social da produção”, se faz necessário compreender o fenômeno da violência e suas inerentes relações com a sociedade que a produz, tanto numa perspectiva histórica quanto transdisciplinar para se compreender suas relações com a saúde (LUZ, 2009; ALMEIDA FILHO, 2005).

Jorge e Laurenti (1997) e Minayo e Souza (2005) muito bem conceituam a relevância

da violência como objeto da Saúde Coletiva.

Ao se incursionar por suas raízes [do ato violento], sejam as históricas, as econômicas ou as sociais, é possível mostrar o quão diverso é o espectro que o constitui [...] Embora não seja ele um problema específico da área da saúde, é sobre esta que vai recair o maior ônus de todas as suas consequências (JORGE; LAURENTI, 1997, p. 2).

Embora as causas complexas da violência precisem ser analisadas em seus componentes sociohistóricos, econômicos, culturais e subjetivos, é preciso lembrar que suas consequências afetam a saúde individual e coletiva e os serviços do setor. As unidades de serviços, antes muito mais orientadas para as enfermidades de origem biomédica, são hoje chamadas para dar respostas às vítimas de lesões e traumas físicos e emocionais, devendo equipar-se para isso (MINAYO; SOUZA, 2005, p. 12).

Minayo (2012) aponta que o modelo *flexneriano*¹, ainda enraizado nos serviços e em certos campos do saber, tende a ignorar a importância das mortes por causas violentas, no sentido de que, por não serem de origem biológica, não se encaixam nas grandes categorias patológicas. Neste sentido, Minayo (2006) apresenta o princípio ético: “se todos morrem e todas as vidas são preciosas, o investimento nas várias áreas é importante e crucial”, no sentido de que também são necessários investimentos para a pesquisa e prevenção das violências, do mesmo modo que as doenças.

Ao considerar o fenômeno das causas externas, a visão clássica do conceito de saúde – estado de “ausência de doença” – torna-se inaplicável em um enfoque amplo. No estudo das causas externas, a Saúde Coletiva se concentra nos determinantes sociais do fenômeno, buscando na transdisciplinaridade a produção de conhecimento sobre o tema. Neste sentido, a violência deve ser entendida, também, como um problema de saúde pública (HAEGERICH; DAHLBERG, 2011; OLIVEIRA, 2008).

Dentre as diversas formas de violência, a violência no trânsito emerge como um dos grandes problemas de saúde da atualidade, internacionalmente e no Brasil (POLINDER et al., 2015; BASTOS et al., 2015; HYDER; VECINO-ORTIZ, 2014). No capítulo 1, este recorte da violência é detalhado, buscando-se apresentar suas dimensões históricas e geográficas, suas relações com os determinantes sociais e, em especial, com o crescimento econômico.

¹ Em 1910, Abraham Flexner publica o estudo *Medical education in the United States and Canada – A report to the Carnegie Foundation for the Advanced Learning*, onde propõe a instalação de uma nova ordem para pautar o modelo de ensino médico, de forma assumidamente positivista e reducionista, guiando-se pela ciência e experimentação e na ênfase ao modelo biomédico, centrado na doença e no hospital. Sugere-se o ensaio de Pagliosa e Da Ros (2008) para uma reflexão crítica.

1 Caracterização do problema

Dentre as 1,3 milhões de mortes anuais em razão da violência, aproximadamente 1,2 milhões de pessoas no mundo morreram por traumas atribuídos a acidentes de trânsito (WHO, 2015) e, caso nada seja feito, estima-se o montante de 2,4 milhões de mortes no ano de 2030 (WHO, 2013). Este comportamento apresenta forte relação com as taxas de desenvolvimento econômico, principalmente nos países em desenvolvimento (HYDER; VECINO-ORTIZ, 2014; KOPITS; CROPPER, 2005). A OMS – Organização Mundial da Saúde, estima que as consequências econômicas da insegurança no trânsito envolvem de 1% a 5% dos produtos internos brutos dos países (WHO, 2015), totalizando em 500 bilhões de dólares (WHO, 2011).

Em todo o mundo, os acidentes de trânsito constituem a principal causa externa de mortes na faixa de idade de 15 a 29 anos (conforme ilustra a figura 1), a segunda causa principal entre 5 e 14 anos, e a terceira causa principal na faixa de idade 30 a 44 anos (CAMPOS et al., 2014; WHO, 2015; WHO, 2013). Ressalta-se que, em geral, estas mortes podem ser consideradas evitáveis e preveníveis (WHO, 2015).

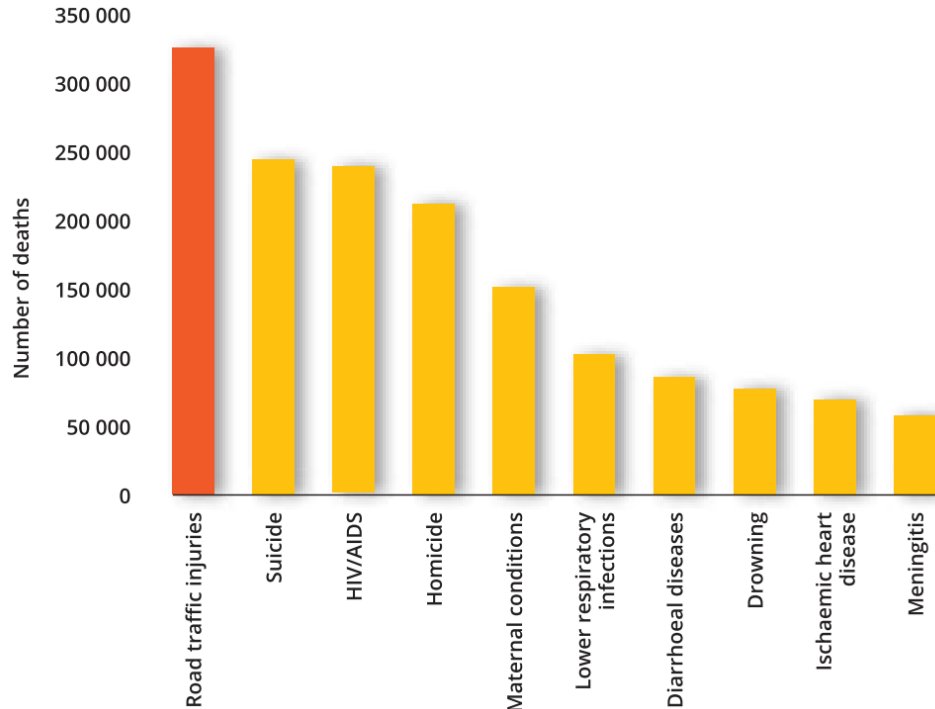


Figura 1 – Dez principais causas de morte na faixa etária de 15 a 29 anos, 2012

Fonte: reproduzido de WHO (2015).

Considerando os países classificados como de renda baixa ou média, os acidentes de trânsito concentram 90% das mortes, apesar destes países representarem menos da metade da frota de veículos automotores mundial (CAMPOS et al., 2014; WHO, 2013).

Dados compilados pela OMS mostram que o número de mortes relacionadas à violência no trânsito tem se mostrado estável deste 2007, na casa de 1,25 milhões em 2013 (WHO, 2015), conforme ilustra a figura 2.

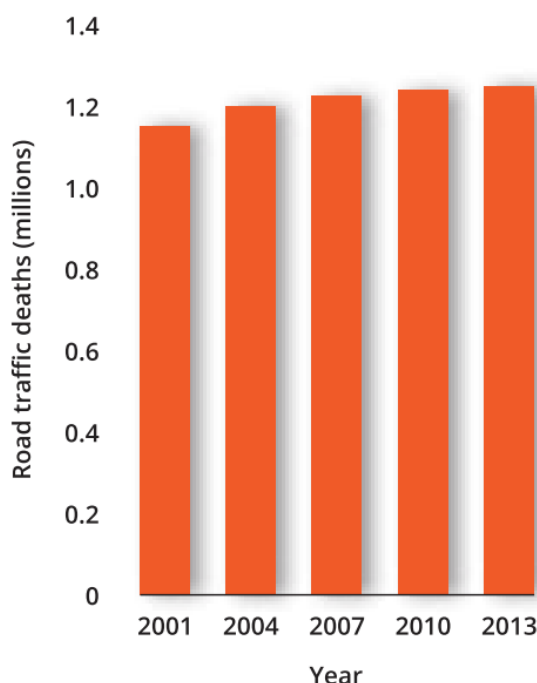


Figura 2 – Número de mortes no trânsito no mundo, 2013

Fonte: reproduzido de WHO (2015).

Considerando o crescimento populacional de 4% entre 2010 e 2013 e o aumento de 16% na frota global de veículos, a estabilização no número total de mortes relacionadas ao trânsito demonstra que as ações tomadas mundialmente no sentido de prevenção apresentam certa eficiência (WHO, 2015). Contudo, ainda não há sinais de declínio na mortalidade e os mesmos dados mostram que a violência no trânsito em países menos desenvolvidos economicamente é mais grave e discrepante, apresentando taxas até duas vezes maiores que a média mundial e tendências diferentes de evolução no tempo.

Conforme ilustra a figura 3, 90% das mortes no trânsito ocorrem em países de renda baixa ou média e, apesar destes países representarem 82% da população mundial, eles apresentam um número de mortes no trânsito desproporcional ao número de veículos, onde detêm a 54% da frota mundial.

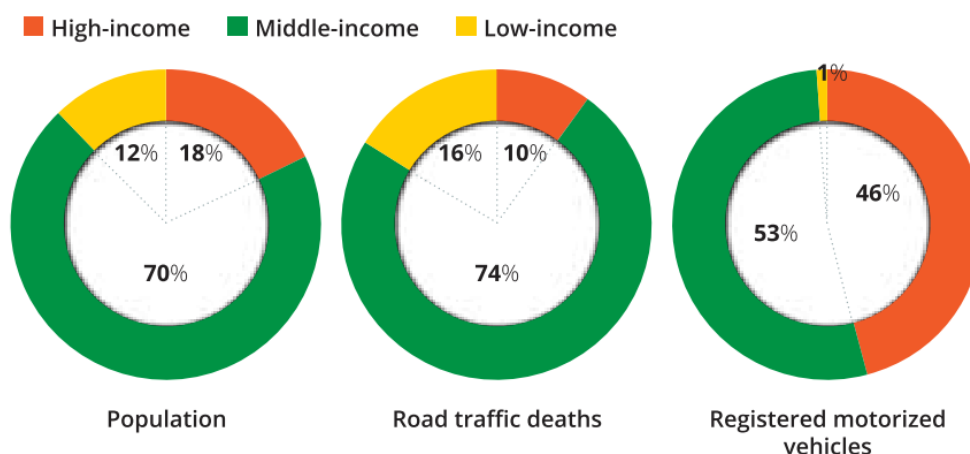


Figura 3 – População, mortes no trânsito e número de veículos registrados por situação econômica dos países

Fonte: reproduzido de WHO (2015).

Considerando a evolução no número de mortes relacionadas ao trânsito no período de 2010 a 2013, dados mais recentes da OMS mostram que, dentre os países de renda mais alta, 35 países apresentam tendência de queda contra 11 países que apresentaram tendência de aumento. Já nos países considerados como de baixa renda, 23 países apresentaram tendência de aumento no número de mortes, contra apenas 4 países com tendência de redução, conforme ilustra a figura 4. Isto significa que 84% dos países considerados como de renda baixa ou média apresentaram aumento no número de mortes relacionadas ao trânsito (WHO, 2015).

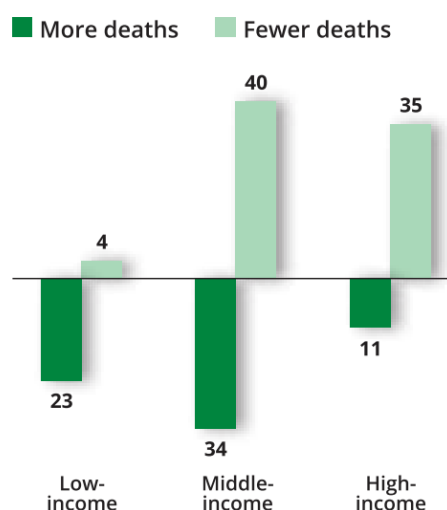


Figura 4 – Países que apresentam mudança no número de mortes relacionadas ao trânsito no período de 2010 a 2013, por situação econômica

Fonte: reproduzido de WHO (2015).

Em razão da relevância do tema, a OMS declarou a década de 2011 – 2020 como a “Década de ação para a segurança nas estradas”, indicando os objetivos globais de redução de fatalidades no trânsito (WHO, 2011).

No Brasil, o rápido processo de industrialização – fortemente ligado à indústria automotiva – propiciou um crescente número de acidentes após a década de 1960, quando o transporte rodoviário tornou-se predominante (VASCONCELLOS, 1999). Os primeiros estudos epidemiológicos sobre mortes relacionadas ao trânsito no Brasil, do final década de 1970, já apresentavam taxas altas e crescentes de mortalidade (REICHENHEIM et al., 2011).

Com a implantação do Código Nacional de Trânsito em 1998, a taxa de mortalidade de acidentes de trânsito tem-se mantido estável, oscilando em torno de 24 mortes por 100.000 habitantes (BACCHIERI; BARROS, 2011). Contudo, como pode ser observado na figura 5, o efeito de novas legislações tende a não perdurar após alguns anos. Por exemplo, após o declínio da mortalidade em todas as regiões em resposta ao Novo Código de Trânsito em 1998, observa-se novamente uma tendência de ascensão após três anos.

Além de avanços na legislação, mesmo a melhoria na segurança dos veículos e a fiscalização eletrônica nas estradas e cidades não foi capaz de reduzir a taxa de mortalidade no trânsito (BACCHIERI; BARROS, 2011). Em 2007, as mortes relacionadas ao trânsito representavam 30% das mortes por causas externas no Brasil (REICHENHEIM et al., 2011).

Estudos apontam que um importante fator de risco para mortes no trânsito é o consumo de bebidas alcoólicas e direção (MALTA et al., 2014; VOAS et al., 2012; MOURA et al., 2009; MCMILLAN; LAPHAM, 2006; ROMANO; TIPPETTS; VOAS, 2006; VOAS; TIPPETTS; FELL, 2003; EVANS, 1990). Com a vigência da chamada “Lei Seca”¹ no Brasil, à partir de 2008, obteve-se uma queda significativa no número de pessoas que dirigem alcoolizadas (MALTA et al., 2014; MOURA et al., 2009).

Contudo, como pode ser observado na figura 5, mesmo com a redução no número de pessoas dirigindo alcoolizadas, as taxas continuaram apresentando tendências de aumento em todas as regiões brasileiras, com exceção da região sudeste, após a edição da Lei 11.705. Apenas após a edição da Lei 12.760, que agrava as penalidades ao condutor embriagado, é que as taxas começaram a apresentar uma tendência de queda.

Conforme aponta Marin-Leon et al. (2012) ao refletir sobre as alterações no Código Brasileiro de Trânsito, “os acidentes de trânsito ainda representam uma importante causa de mortalidade precoce e evitável no Brasil”, concluindo que “países que tem implantado com êxito medidas de regulamentação, fiscalização e educação vêm apresentando taxas muito menores de óbitos por essa causa”.

¹ Leis 11.705 de 2008 e 12.760 de 2012

Aliado a esta observação, nota-se que a tendência de estabilização das taxas de mortalidade, e possível queda após a Lei Seca, pode ocultar importantes variações internas, incluindo as de natureza classificatória e espacial.

A figura 6 ilustra as taxas de mortalidade no trânsito pelo tipo de vítima. Observa-se o declínio da taxa para pedestres que, contudo, ainda encontra-se elevada no ano de 2014. A taxa de mortalidade referente a motociclistas merece especial atenção: com forte ascensão desde 1998, ela supera a taxa de ocupantes em 2009 e a taxa de pedestres em 2011. Em 2012, a taxa de ocupantes supera a taxa de pedestres.

Marin-Leon et al. (2012) apontam que, além do aumento crescente da frota de motocicletas, o comportamento infrator dos motociclistas – aliados a fatores do tempo, como chuvas, da qualidade das vias e a natural instabilidade do veículo – são fatores essenciais para se compreender o crescimento expressivo da taxa de mortalidade deste tipo de veículo.

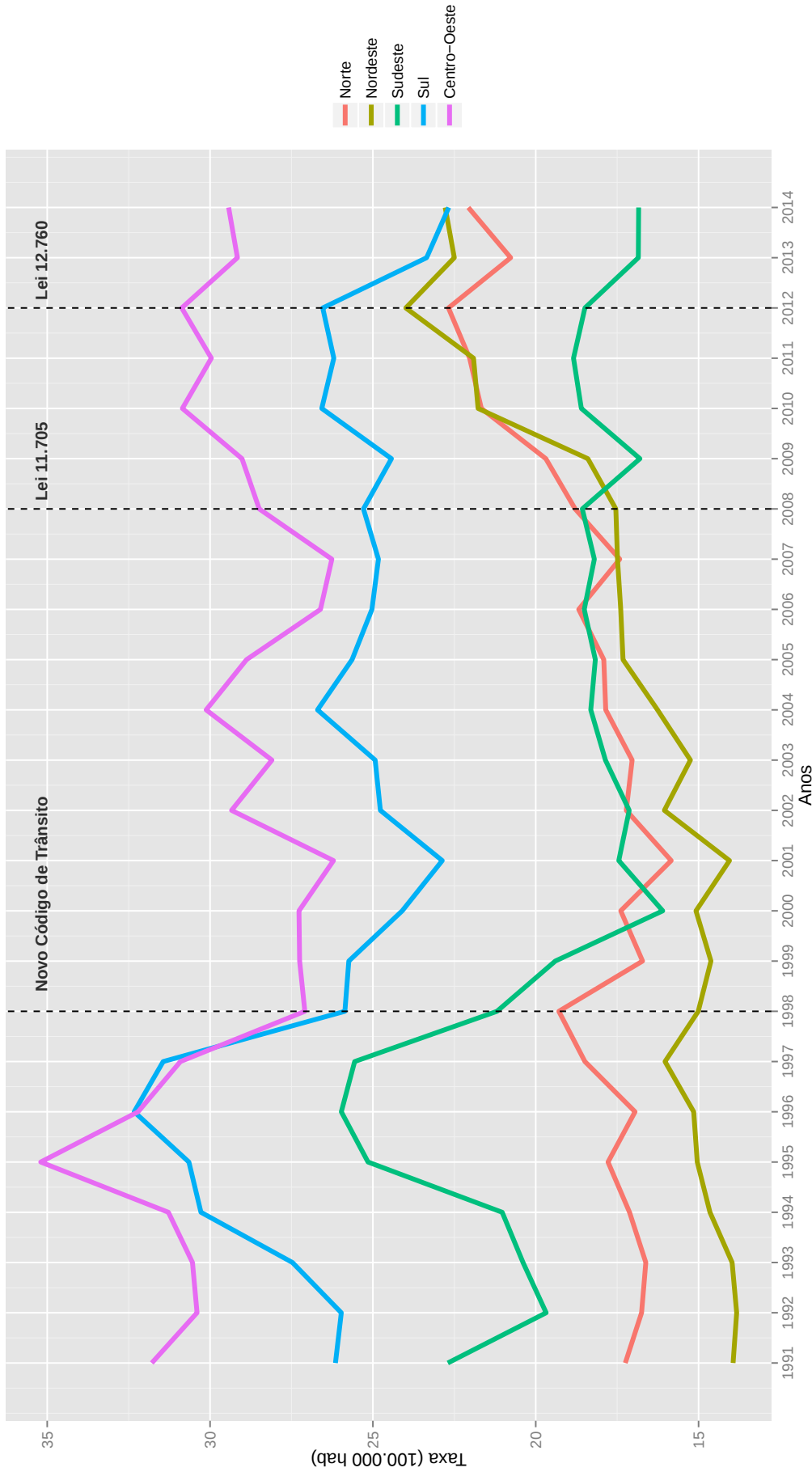


Figura 5 – Mortalidade relacionada ao trânsito (por 100.000 habitantes). Brasil e macrorregiões, 1991-2014.

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

Nota: Coeficiente de mortalidade padronizado por idade, de acordo com a população padrão da OMS (AHMAD; BOSCHI-PINTO; LOPEZ, 2001).
Dados de 2014 são preliminares.

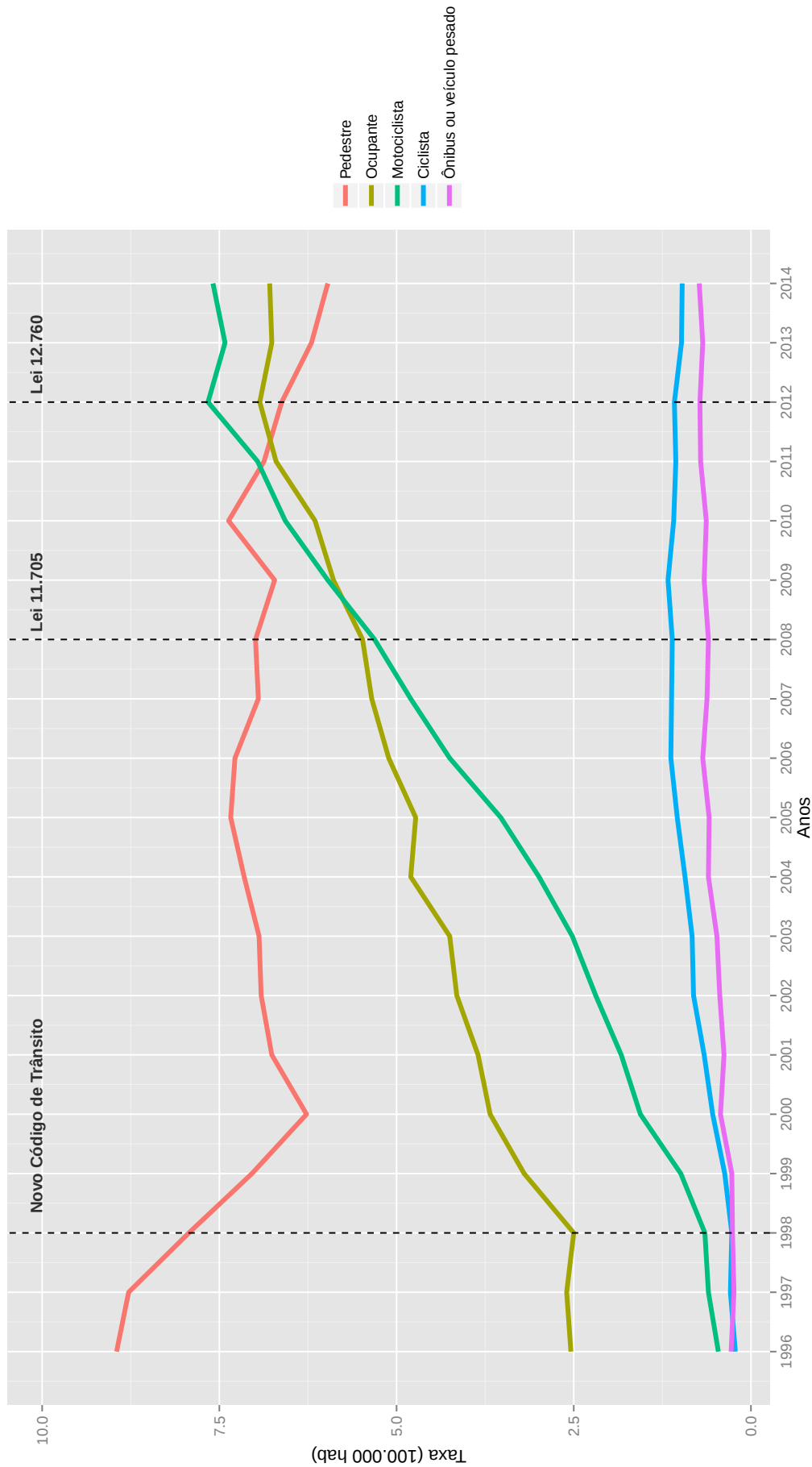


Figura 6 – Mortalidade relacionada ao trânsito por tipo de vítima, 1996-2014.

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

Nota: Coeficiente de mortalidade padronizado por idade, de acordo com a população padrão da OMS (AHMAD; BOSCHI-PINTO; LOPEZ, 2001).
Dados de 2014 são preliminares.

Dados consolidados para o Brasil ainda apontam para a importância das causas externas (tabela 1) e dos acidentes de transporte (tabela 2) como objeto de estudo da Saúde Coletiva.

Tabela 1 – Mortalidade proporcional (%) por grupos de causas e faixa etária. Brasil, 2014.

Grupo de causas	<1	1-4	5-9	10-19	20-59	60>
Doenças infecciosas e parasitárias	4,42	9,99	6,68	2,38	6,25	3,34
Neoplasias	0,37	9,28	17,44	5,57	17,07	17,44
Doenças do aparelho circulatório	1,01	3,62	3,77	3,70	19,32	33,95
Doenças do aparelho respiratório	4,92	15,57	8,21	3,19	5,66	14,54
Afecções originadas no período perinatal	58,25	0,76	0,31	0,07	0,01	0,00
Causas externas	2,63	22,24	32,28	69,56	28,62	3,58
Demais causas definidas	28,39	38,54	31,31	15,53	23,06	27,15

Fonte – Elaborado pelo autor com dados preliminares de MS (2016).

Notas: Dados numéricos arredondados.

Pode-se observar na tabela 1 que as causas externas ainda figuram como principal causa entre todas as faixas etárias entre 5 e 59 anos de idade, sendo responsável por 69,56% da mortalidade nesta faixa etária. As causas externas também apresentam maior expressão nas faixas de 10 a 19 e 20 a 59 anos de idade, para dados de 2014.

Tabela 2 – Mortalidade proporcional (%) das causas externas e faixa etária. Brasil, 2014.

Grupo CID10	<1	1-4	5-9	10-19	20-59	60>
Acidentes de transporte	10,52	27,93	43,56	23,09	30,70	24,15
Outras causas externas de lesões acident.	70,24	56,15	40,21	10,51	11,58	46,05
Lesões autoprovocadas voluntariamente	-	-	0,34	4,24	7,78	5,84
Agressões	9,33	8,07	9,79	56,22	43,28	8,15
Eventos cuja intenção é indeterminada	8,04	6,81	5,50	4,55	5,66	11,61
Intervenções legais e operações de guerra	-	-	-	1,25	0,41	0,01
Complic. da assist. médica e cirúrgica	1,88	0,74	0,52	0,08	0,36	3,44
Sequelas de causas externas	-	0,30	0,09	0,07	0,25	0,75

Fonte – Elaborado pelo autor com dados preliminares de MS (2016).

Notas: Dados numéricos arredondados.

(-) Dado numérico igual a zero não resultante de arredondamento.

Detalhando a mortalidade proporcional por causas externas, é possível observar na tabela 2 que os acidentes de transporte constituem a primeira causa de mortalidade na faixa etária de 5 a 9 anos, e ocupa a segunda posição nas faixas etárias de 1 a 4, 10 a 19, 20 a 59 e maiores que 60 anos.

Através destes dados, evidencia-se a importância do estudo da violência do trânsito para a saúde. A seguir, é apresentado um panorama histórico do surgimento da violência no trânsito.

Uma perspectiva histórica da violência no trânsito

Para que se possa melhor compreender as atuais taxas de mortalidade no trânsito, se faz necessário considerar a perspectiva histórica da relação do homem com os veículos automotores. Propõe-se aqui uma perspectiva histórica desta relação.

Neste sentido, considera-se a história dos veículos automotores a partir de meados do século XIX, momento em que estes veículos passam a deixar de serem invenções e curiosidades científicas, e são introduzidos como produtos na sociedade, e em especial, na Era Vitoriana² (PATERSON, 2008).

Conforme Tuan (1980) aponta, até a Era Vitoriana, eram os pedestres, mais que as carruagens, que dominavam as ruas das cidades. Já na segunda metade do século XIX, veículos de diversos tipos começam a produzir congestionamentos em Londres, ainda que transportassem apenas uma pequena fração da população. Bondes puxados à cavalo, veículos movidos à vapor e elétricos, carroças, e agora, automóveis, faziam parte deste cenário urbano de transição para a modernidade (SINGER, 2004). A figura 7 ilustra, entre outras leituras, os sobressaltos e perigos do novo tráfego urbano (SINGER, 2004).

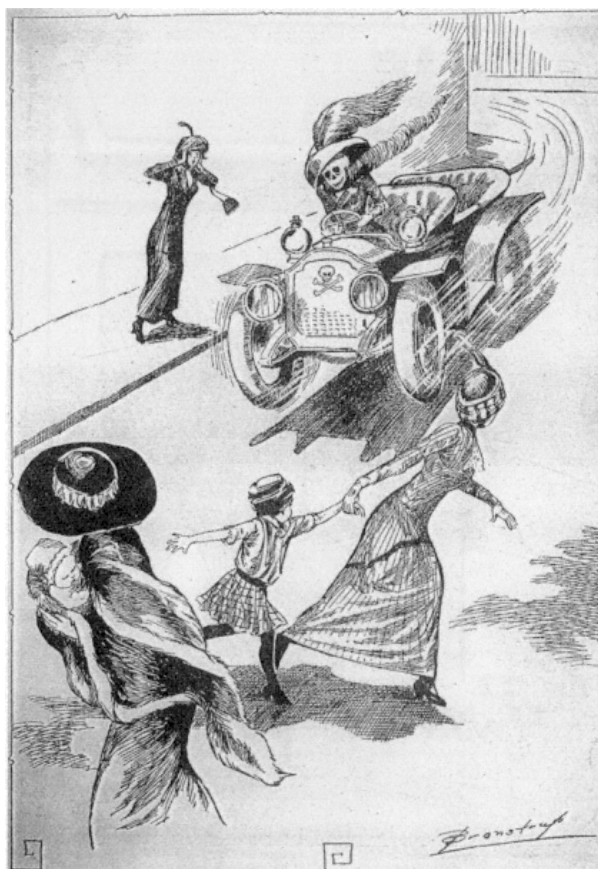


Figura 7 – “Quando motoristas sem habilitação estão à solta”

Fonte: Ilustração da revista *Cartoons* (1913), reproduzida por Singer (2004).

² Período de reinado da Rainha Vitória na Inglaterra, de junho de 1837 a janeiro de 1901, marcado pela situação de paz, prosperidade econômica, auge e consolidação da revolução industrial.

No começo do século XX, periódicos médicos como o *The Lancet* começam a refletir uma preocupação da sociedade com esta nova máquina, o automóvel. Abaixo, uma menção encontrada em uma edição de 1901 do periódico.

The present state of affairs brought about by the introduction of the motor-car is obviously a transitional one. Probably the horse will never be banished, but there can be no doubt that the motor-car is going to be something more than a mere passing fad or fashion. (LANCET, 1901).

Ao se considerar artigos e menções desta época no periódico, percebe-se que as principais preocupações em termos de saúde estavam em torno da fumaça produzida pelos veículos e pelos acidentes que causavam nas ruas. Em 1905, um cidadão londrino escreve ao *The Lancet*:

In the course of the last few years, the public has been brought in contact with the petrol engine as a result of the latter being adopted for road traction. I have seen no mention in the medical or motor papers, nor I am sure are owners of cars and their mechanics aware of the danger of inhaling the waste gases (WINTON, 1905).

Em seguida, este cidadão descreve os sintomas de um mecânico que passou 20 minutos realizando a manutenção de um veículo em um espaço fechado e inalando os gases emitidos pelo veículo, e como tratou este novo tipo de intoxicação.

Nesta sociedade, os automóveis eram artigos de extremo luxo, mais vistos como uma excentricidade ou modalidade de esporte do que um meio de transporte. Organizavam-se encontros, viagens e corridas, onde os suficientemente abastados pudessem praticar este novo esporte que envolvia velocidade, um certo perigo e um equipamento – ou brinquedo – excepcionalmente caro (PATERSON, 2008). Desta forma, o automóvel, inacessível a boa parte da sociedade, passa a exacerbar as diferenças entre as classes sociais nas ruas (VIEIRA, 2010a).

Vieira (2010a) relata que um senhor da alta sociedade francesa, após ser quase atropelado por um automóvel, escreve uma carta ao chefe de polícia, afirmando que os motoristas eram verdadeiros *cães loucos*, conduzindo seus veículos em velocidade de um trem expresso; e que, a partir daquele momento, passaria a portar uma arma para abater qualquer motorista de *carruagens motorizadas*. A carta foi reproduzida nos jornais, e uma revista especializada, a *La Locomotion Automobile* responde, em editorial, que se os pedestres se consideram no direito de portar armas, os motoristas deveriam portar metralhadoras.

Talvez a excentricidade e distanciamento entre classes sociais por um automóvel tenha atingido seu ápice na Índia, através da violência intencional e deliberada. Em 1910, o engenheiro britânico Robert Nicholl “Scotty” Matthewson adaptou o chassi de um *sedan*

em uma carroceria em formato de cisne, de cujo bico podia jogar água fervente sobre os transeuntes que se recusavam a dar passagem pelas ruas movimentadas de Calcutá (VIEIRA, 2010b; BURGESS-WISE, 2001).

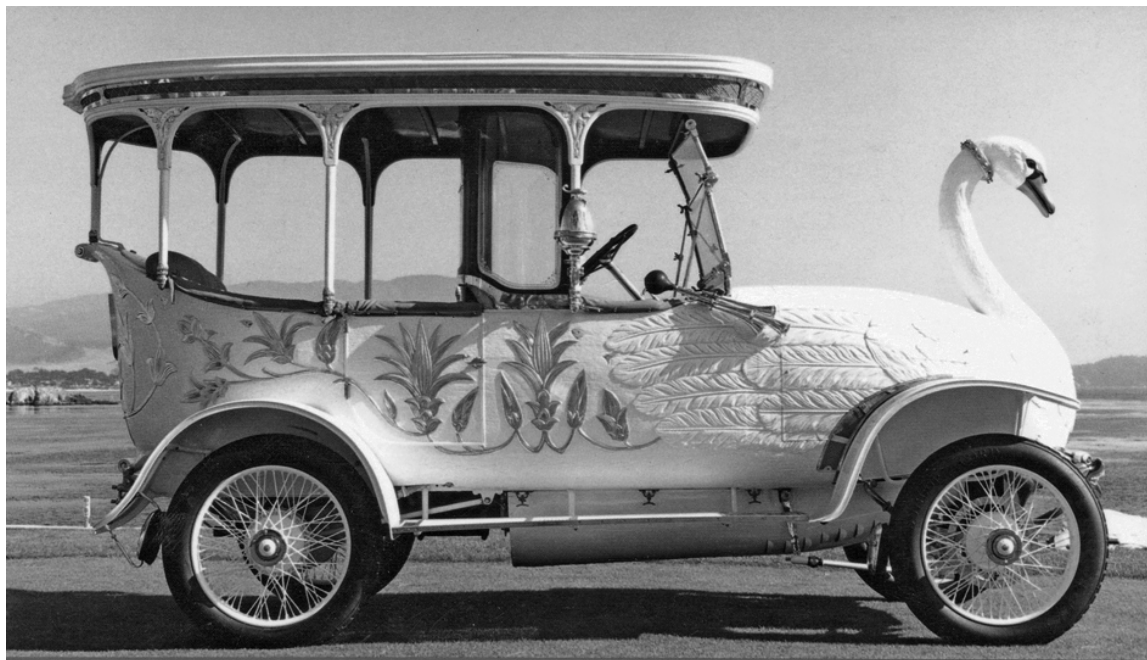


Figura 8 – “The Swan Car”

Fonte: Lowestoft Archaeological Society (2012).

Apesar desta relação conflituosa, quase belicosa, entre automóveis e pedestres, a percepção de uma vasta utilidade dos automóveis começa a ser percebida. Sendo o automóvel objeto de interesse, inicialmente, de esportistas, é em um livro editado pela biblioteca inglesa de *badminton* que se observa um dos primeiros relatos vislumbrando a utilidade dos automóveis:

It is now admitted by most people that the motor car has passed the limits of mere experiment, and that it has become a practical vehicle. Motoring has already entered, and will in the future enter yet more largely, into our social life, though we may still be far from the time when the horse-drawn vehicle will be a rarity [...] The utility of the motor car is endless. At whatever distance you may live from your station in the country, the motor is bound to shorten the time occupied on the journey [...] There is probably nothing safer in the streets of London to-day (SCOTT-MONTAGU, 1902).

Desta forma, atendendo a uma pequena elite abastada, percebe-se que o automóvel confunde-se entre esporte e meio de transporte. Nesta relação conflituosa, o perigo nas ruas é iminente, conforme as passagens abaixo, retiradas de editoriais do *The Lancet* do início do século XX, alertam:

“Motor” traffic is as yet an almost negligible factor on London roads. It may fairly be anticipated that this will not be so within a very few years [...] How far the substitution for horse power of electric and petrol engines will increase the public safety we cannot yet fairly judge. (LANCET, 1903).

The vast majority of these “accidents” are preventable and should be prevented. A better sense of responsibility in driving motor-cars than hitherto existed should be established. (LANCET, 1904).

[...] the probable increase of motor traffic of all kinds will render our streets extremely dangerous unless care is enforced upon drivers far more strictly than it has been up to the present and by different means. (LANCET, 1905).

Através destas passagens, pode-se notar que a responsabilidade e prudência ao dirigir são demandas antigas – e que ainda soam atuais –, frutos de uma adoção de um novo tipo de transporte, mais rápido, contudo sem a devida preparação dos *chauffeurs*³, das vias de circulação e da legislação.

Em 1865, ainda quando os veículos a vapor começaram a surgir, é promulgada em Londres uma das primeiras legislações sobre o tráfego de veículos rodoviários mecanicamente impelidos, a *Locomotives on Highways Act*, conhecida também como “A Lei da Bandeira Vermelha”, ditando as velocidades máximas que os veículos poderiam atingir em áreas urbanas (3 km/h) e rurais (6 km/h), e obrigando que todo veículo seja acompanhado por uma pessoa a pé, a 45 metros à frente, portando uma bandeira vermelha de dia, e uma lanterna de mesma cor à noite, para avisar sobre a sua passagem. Após 31 anos, esta lei é revisada, em 1896, atualizando os limites máximos de velocidade, permitindo também que os governos locais estabeleçam seus próprios limites. (VIEIRA, 2010a).

Em 1899 ocorre a primeira morte registrada por acidente automobilístico em Londres e também nos EUA (VIEIRA, 2010a). Como resposta, revistas especializadas passam a comparar o número de mortes em acidentes relacionados à cavalos com os relacionados aos carros (VIEIRA, 2010b). Naturalmente, como a circulação de veículos de tração animal ainda era muito maior na época, os números de acidentes também superavam em muito os relacionados aos automotores.

³ Palavra francesa que designava o operador da caldeira de uma locomotiva (*chauffage*). Como os primeiros automotores eram movidos à vapor – o francês *Fardier* em 1769 (VIEIRA, 2010a) –, houve um reaproveitamento deste termo.

Em termos de criminalização, o primeiro julgamento em Londres por homicídio no trânsito se deu em 1906 (Old Bailey, 2015). Considerando que o réu trafegava a 16 milhas por hora (aproximadamente 25 *km/h*) em uma das regiões mais movimentadas da cidade, o réu foi considerado culpado⁴ pela morte de duas crianças, e sentenciado a seis meses de trabalho forçado (BRAY, 1906).

Veículos automotores no Brasil

De modo não muito diferente a Europa e EUA se deu a introdução dos veículos automotores no Brasil. A reforma urbanística do tipo “bota-abaixo”, promovida por Pereira Passos na então capital Rio de Janeiro, no começo do século XX, acabou por preparar a malha viária urbana para a introdução dos automóveis, na década de 1930 (MARINS, 2006; SALIBA, 2006). Estima-se que entre 1891 e 1907, tenham sido importados cerca de 600 automóveis. Em 1910, somente, são importados 735 veículos (VIEIRA, 2010b).

A cidade brasileira, mesmo que tardiamente, passava pela revolução da velocidade. Andar a pé tornava-se mais custoso em uma cidade que expandia seus territórios para abrigar suas massas populacionais. Os cavalos, charretes e outros veículos de tração animal iam gradativamente desaparecendo. A eletricidade, além de outras benesses, tornou o transporte mais rápido com os bondes elétricos, provocando também um súbito aumento de atropelamentos. A cidade torna-se mais veloz, exigindo de sua população uma postura sempre alerta e cautelosa (SEVCENKO, 2006), conforme ilustra a figura 9.



Figura 9 – Fotografia sem título. Augusto Malta, Rio de Janeiro, 1920-1930
Fonte: Reproduzido de Sevcenko (2006).

⁴ Aplicando-se o conceito do que chama-se hoje de “dolo eventual”.

Neste sentido, ao mesmo tempo que a velocidade das máquinas urbanas exigia redobrada precaução, ela também se incorporava ao subconsciente desta sociedade em modernização. Criava-se, assim, a imagem do cidadão moderno, de passo apressado – também chamado de “passo inglês” – sempre alerta aos perigos e, ao mesmo tempo, alheio ao mundo em seu redor (SEVCENKO, 2006).

Em 1910, João do Rio⁵ publica “A alma encantadora das ruas”, apresentando diversos relatos da vida urbana carioca, incluindo o automóvel, conforme destaca-se abaixo.

Naquele delicioso percurso da Avenida Beira-Mar, toda ensopada de luz elétrica, outros automóveis de toldo arriado, outros carros, outras conduções corriam na mesma direção. Homens espapaçados nas almofadas davam vivas, mulheres de grandes chapéus estralejavam risos, era uma estrepitosa e inédita corrida para Cítera. Quando, no fim da avenida, os automóveis seguiram pelas antigas ruas, cada encontro de bonde era uma catástrofe. Os tramways, apesar de comboiarem três carros, iam com gente até aos tejadilhos, e essa gente furiosa, numa fúria que lembrava bem a vertigem de Dionísios, berrava, apostrofava, atirava bengaladas num despejo de corpos e de conveniências. Entretanto, pelas mesmas ruas, a corrida aumentava e era uma disparada louca entre vociferações, sons de corneta, tren-ten-tens de bondes, estalar de chicote. Quando passamos o túnel num fracasso de metralha e demos nos campos de Copacabana, a velocidade foi vertiginosa, e era apenas vagamente que se divisavam, fugindo à sanha dos fon-fons, ao estrépito das rodas, a linha de fiéis da redondeza marginando o capinzal e, à esquerda, num diadema de estrelas, a iluminação da Igrejinha. Recostei-me. O automóvel saltava como um orango ébrio, no piso mau. De repente fez uma curva e entrou numa rua cheia de gente, de carros, de outros automóveis. Estávamos no grande sítio. (RIO, 2007).

Curiosamente, tinha-se até então um predomínio do transporte de massa, buscando atender aos que precisavam se locomover pela cidade, transportando diversas classes sociais em um mesmo veículo, o bonde. Com a introdução dos automóveis, atende-se a demanda particular dos mais abastados. Conforme aponta Tuan (1980), a mistura das classes sociais na rua foi diminuindo com a evolução das cidades.

Como em Londres, os automóveis no Brasil também eram, neste início, uma espécie de modalidade esportiva. Os *automóveis clubs* surgiam em diversos lugares, reunindo seus adeptos (SEVCENKO, 2006). A figura 10 caracteriza a situação: que os pedestres abram passagem, ao som da buzina, para a passagem do automóvel.

⁵ Pseudônimo de João Paulo Emílio Cristóvão dos Santos Coelho Barreto



Figura 10 – Gravura sem título. Calixto Cordeiro, 1907.

Fonte: Reproduzido de Sevckenko (2006).

As ruas começavam a ser tomadas pelos automóveis, que disputavam espaço com os bondes e outros veículos mais lentos, além dos pedestres que, em curtíssimo espaço de tempo, teriam que se adaptar. Não existia uma estrutura viária adequada, sinalização ou legislação. Em 1902 é decretado, no Rio de Janeiro, a necessidade de exames de condutores, mas apenas em 1906 é que a comissão avaliadora oficial inicia seus trabalhos (VIEIRA, 2010b).

Em 1910 é editado o Decreto 8.324, criando um regulamento para serviços prestados por automóveis. Entre seus artigos, podemos destacar:

Art. 24 – O motorneiro deve estar constantemente senhor da velocidade de seu vehiculo, devendo diminuir a marcha ou mesmo parar o movimento, todas as vezes que o automóvel possa ser causa de accidentes. A velocidade deverá ser reduzida o mais possível nos pontos da estrada, onde, por qualquer obstáculos, não se possa estender á distancia o raio visual, ou quando atravessar caminhos ou ruas de povoados (DENATRAN, 2010).

Apesar das legislações, atropelamentos – mesmo com vítimas fatais – eram punidos, no máximo, com pequenas multas. Conforme afirma Sevckenko (2006), “era o convite

para o terrorismo automotor que veio para ficar, acrescentando tonalidades mecânicas aos sistemas de privilégios e opressão típicos da sociedade brasileira”, concluindo que a sociedade estava grávida de “um bando de bárbaros belicosos, com uma nova moral, embalados em seus automóveis ameaçadores”.

Não se pode afirmar que a violência no trânsito surgiu com os veículos automotores: acidentes de trânsito já ocorriam com os veículos de tração animal e pedestres. Mas é com os veículos automotores que a violência do trânsito torna-se mais frequente e fatal. Da mesma forma, esta transição não se dá em um cenário estático. A cidade, palco das transformações da sociedade, tanto acompanhou estas mudanças como participa do processo.

A violência no trânsito e o contexto urbano

A partir da Revolução Industrial, o processo de urbanização adquire uma nova velocidade, trazendo consigo profundas mudanças na organização da sociedade e de suas cidades sob a nova égide do capital. Fausto, personagem da tragédia de Goethe, parece profetizar a cidade moderna, conforme lembra Harvey (1992):

*Eröffn' ich Räume vielen Millionen,
Nicht sicher zwar, doch tätig-frei zu wohnen.*⁶
(GOETHE, 2010)

Como um dos resultados da Revolução Industrial, a crescente massa de trabalhadores necessitava se deslocar cada vez mais para chegar ao trabalho. As cidades cresciam em população e área sem algum tipo de plano de ordenamento do território. Conforme aponta Munford (1991), as cidades cresciam em torno das indústrias, que ocupavam os melhores espaços. À população, restava os espaços entre uma fábrica e outra, os “não-lugares” na terminologia de Marc Augé (AUGÉ, 1994). O espaço servia as prioridades do capital, antes de tudo.

O contexto urbano foi profundamente modificado na era vitoriana. A velocidade foi incorporada às relações sociais, dando uma nova dimensão à paisagem urbana, sendo esta agora construída para ser vista e vivida em movimento (CARLOS, 2007). Na cidade moderna, conforme aponta Tuan (1980), “as ruas podem estar congestionadas de carros enquanto as calçadas estão relativamente vazias”⁷. Prioriza-se o movimento, a rua transforma-se em lugar de deslocamento e passagem. O que importa é o percurso, como destaca Carlos (2007).

⁶ “Que haja espaços abertos para muitos milhões habitarem, / embora não seguros, mas ativos e livres.” (GOETHE, 1956).

⁷ Apesar de que, no Brasil, parece haver congestionamento em ambas.

Desta maneira, a cidade se constituía por fragmentos dispersos de terra – com seus usos e ocupações –, entrecortados por ruas e avenidas de uma natureza incoerente às necessidades de sua população.

Estas ruas e avenidas, de traçado incompreensíveis, se mantêm através dos tempos como marcos indelévels na cidade, que cresceram e se modificaram sempre moldadas por estas vias. Pode-se dizer que a paisagem urbana de hoje é inimaginável sem este emaranhado de ruas e avenidas que a molda; conformando, além de sua dimensão territorial, a própria sociedade que a produz.

Esta rugosidade de diferentes ocupações do espaço urbano concentra um emaranhado de usos e interesses próprios de seu contexto, produzindo um espaço fragmentado e articulado cujas relações espaciais manifestam-se empiricamente também através de fluxos de veículos e de pessoas, e de modo mais sutil, na produção do capital, como na circulação de decisões e valias (CORREA, 1989).

Desta maneira, a paisagem urbana, que abriga milhões sob a liberdade do capital, nunca pode privilegiar a segurança ou a saúde de seus habitantes. Com a evolução dos meios de transporte, este padrão não foi modificado.

Na visão futurista de Fritz Lang, no longa-metragem *Metropolis*, a *urbe* do século XXI apresenta uma paisagem formada por diferentes camadas sobrepostas, conforme as classes sociais, onde, no limite da segregação, o trânsito de veículos terrestres é relegado aos níveis inferiores do estrato social⁸. Ao considerarmos a metrópoles de hoje, não temos um modelo tão diferente, conforme ilustram as figuras 11 e 12.

Desta maneira, esta paisagem da cidade moderna passa a engendrar os determinantes sociais necessários para a violência no trânsito, fruto de diversos fatores de um fenômeno social (MINAYO; SOUZA, 1993).

Este fenômeno social se desenvolve sobre a paisagem urbana através das relações humanas com seu meio, à modificando e sendo modificada por ela (LOURENCAO, 2008; SANTOS, 2006). Este espaço, para Correa (2003), “é o *locus* da reprodução das relações sociais de produção”, desempenhando um papel na sociedade, e por sua vez, na saúde.

Desta forma, percebe-se que o *locus* da violência no trânsito é o espaço, e em especial, o espaço urbano. É nas cidades que se manifestam, por completo, as “relações sociais de produção”, onde se concentra a maior parte da população, e, por sua vez, a necessidade de mobilidade, promovendo uma reorganização espacial da paisagem (ANTROP, 2004). Como aponta Tuan (1980), “o automóvel transformou o aspecto da cidade e a relação do homem com seu meio ambiente urbano”.

⁸ Pode-se lembrar também da película “Blade Runner” (SCOTT, 1982).



Figura 11 – *Frame* do filme *Metropolis*.
Fonte: Reproduzido de Niels (2012).



Figura 12 – Helicóptero sobrevoa a metrópole moderna.
Fonte: Reproduzido de Black (2012).

Um aparente paradoxo se apresenta ao se confrontar estatísticas da violência no trânsito nas áreas urbanas e rurais. Nos EUA, por exemplo, apesar de 81% da população residir em áreas urbanas, 54% das fatalidades no trânsito ocorrem nas áreas rurais (NHTSA, 2014). Se a violência no trânsito é também resultante do processo urbanizatório, como pode apresentar tamanha incidência nas áreas rurais? Ao se considerar que 55% das fatalidades em áreas rurais estão relacionadas ao consumo de álcool e 31% à alta velocidade, pode-se propor uma possível resolução deste paradoxo: as estradas atuam nas áreas rurais como verdadeiras falanges da urbanização e suas diversas consequências⁹.

Desta maneira, a turbulência produzida pela velocidade das metrópoles, onde a rua ou estrada é um mero percurso, faz com que o trânsito seja um lugar de insegurança, pois o que importa é o deslocamento, veloz e pragmático, entre origem e destino. Como aponta Carlos (2007) o percurso é apenas meio para um fim nesta sociedade.

Contudo, a violência no trânsito não é homogênea ou mesmo proporcional dentro das cidades e entre diferentes regiões. Diversos fatores associados à urbanização alteram os padrões com que a violência no trânsito se distribui na sociedade.

Determinantes sociais da saúde e a violência no trânsito

O conceito de determinantes sociais da saúde enriquece a compreensão do processo de saúde-doença ao estabelecer que as condições de trabalho e de vida são essenciais ao adoecimento. A compreensão deste processo é incompleta ao se considerar apenas os fatores biológicos e naturalistas do modelo biomédico (GARBOIS; SODRE; DALBELLO-ARAUJO, 2014). Desta maneira, admite-se que fatores sociais, econômicos, culturais, étnicos/raciais, psicológicos e comportamentais, conforme enumera Buss e Pellegrini Filho (2007), são decisivos ao processo de adoecimento, tão como de recuperação. Neste sentido, compreende-se “doença” e “adoecimento” não apenas atreladas à patologias biológicas, mas também à tudo que aflige a integridade do corpo, mente e espírito, como as violências (BOFF, 1999; SILVA et al., 2005).

Como argumenta Barata (2012), os atuais processos sociais que permeiam a sociedade produzem uma repartição desigual ao acesso a bens e serviços necessários à conquista e manutenção da saúde. Este processo social está naturalmente atrelado à repartição do poder e da propriedade que, desta forma, acabam por cercear o acesso à saúde. Desta forma, considera-se, além da simples presença dos determinantes sociais da saúde, a sua distribuição, concentrações e iniquidades.

Neste sentido, os determinantes sociais da saúde constituem um conceito fundamental para a compreensão da violência, sendo especialmente pertinente à violência no

⁹ Para uma comparação mais detalhada entre fatalidades em áreas urbanas e rurais, ver Clark e Cushing (2004).

trânsito.

Através do modelo proposto por Dahlgreen e Whitehead, adotado pela Comissão Nacional sobre Determinantes Sociais da Saúde (CNDSS, 2008), pode-se compreender que a violência no trânsito é atrelada à aspectos individuais e coletivos dos determinantes sociais da saúde.

Como argumenta Paim (1997), além dos aspectos individuais relacionados à saúde – como o poder aquisitivo – as políticas públicas que buscam garantir o atendimento das necessidades básicas de sobrevivência são essenciais, trazendo assim uma dimensão política aos determinantes. Neste sentido, também argumenta Chor (1999), ao afirmar que os indivíduos não são independentes de seus grupos sociais na escolha de seus hábitos de vida.

Desta maneira, pode-se inferir que a violência no trânsito também é fruto do estilo de vida dos indivíduos, ao se considerar a conduta irresponsável no trânsito perante a coletividade e o desrespeito à legislação vigente, e também pelas condições socioeconômicas, culturais e ambientais gerais da sociedade, que alimentam, sugerem, ou mesmo, coíbem o comportamento de risco.

Ao se considerar, por exemplo, as campanhas governamentais pela segurança do trânsito e as campanhas da indústria automotiva, é possível perceber o atrito entre os níveis individual e coletivo, conforme discutido a seguir.

A figura 13 ilustra uma campanha governamental que foca na segurança no sentido coletivo, enquanto que a indústria oferece em seus produtos a solução de necessidades individuais, conforme ilustra a figura 14. Nesta, apresenta-se a performance e potência do veículo, localizado – não coincidentemente – no *grid* de largada de um autódromo, evocando a natureza esportiva do veículo¹⁰. Este desejo do indivíduo pela esportividade é apoiado pelo próprio histórico da inserção do automóvel na sociedade, cuja natureza as campanhas governamentais têm dificuldade em minimizar.

¹⁰ Pode-se ainda analisar a presença sugestiva da figura feminina na imagem, associada à velocidade, modernidade e prosperidade.



Figura 13 – Peça publicitária do Pacto Nacional pela Redução de Acidentes, 2014.
Fonte: Reproduzido de Brasil (2014).



Figura 14 – Peça publicitária de automóvel marca Hyundai.
Fonte: Reproduzido de Hyundai (2015).

Das diversas abordagens para compreender como os determinantes sociais conduzem à desigualdades de saúde em diferentes grupos e à violência no trânsito, podemos nos ater a ideia básica da relação entre saúde e riqueza.

Como Weil (2006) aponta, a relação entre o desenvolvimento econômico e a saúde de uma sociedade é clara e inegável, de forma que esta relação constitui apenas o início da discussão. A compreensão da direção e intensidade desta relação é que estende e enriquece a discussão.

Para Buss e Pellegrini Filho (2007), apesar da riqueza de uma sociedade ser fator necessário para melhores condições de vida e saúde, compreender como sociedades de diferentes níveis de renda obtêm condições de saúde desproporcionais é possível apenas ao se compreender a relação existente entre renda e saúde.

Violência no trânsito e crescimento econômico

A ideia geral de que existe uma associação entre riqueza e saúde é bem estabelecida, conforme aponta Kawachi e Kennedy (1997). Contudo, as possíveis causalidades da relação entre renda e saúde não atingiram um consenso entre economistas e pesquisadores da saúde, como um todo. Como aponta Deaton (2003), a relação direcional saúde → renda é mais aceita, posto que o trabalhador saudável e apto ao trabalho resulta, em geral, em melhores resultados econômicos.

Contudo, a literatura econômica ainda se mostra cética sobre relação renda → saúde, sendo percebida a presença de algum fator mediador desta relação, como educação ou cultura (DEATON, 2003). Em concordância, Marmot (2002) argumenta que a renda pode estar ligada de forma causal à saúde não por meios materiais, mas através de meios de participação social e controle das próprias condições de saúde. Neste sentido, Marmot (2002) sugere uma divisão básica da relação renda-saúde em três aspectos iniciais: (1) não haver renda suficiente (2) má distribuição da renda na sociedade e (3) má escolha de investimentos.

Estas considerações são especialmente úteis para se compreender a relação entre crescimento econômico e a violência no trânsito. Enquanto se verifica que as taxas de mortalidade tendem a diminuir conforme uma sociedade se desenvolve economicamente (WEIL, 2006; KAWACHI; KENNEDY, 1997), a relação entre violência no trânsito e desenvolvimento econômico segue um comportamento diferenciado.

Como apontam Kopits e Cropper (2005), o crescimento econômico de uma região é usualmente acompanhado do crescimento do número de veículos em circulação, e este crescimento da frota leva, em geral, a maiores taxas de mortalidade relacionadas ao trânsito. Este comportamento pode ser observado, por exemplo, nas sociedades londrina e brasileira

do início do século XX, conforme visto na seção *Uma perspectiva histórica da violência no trânsito* (página 27).

Entretanto, estudos empíricos demonstram que esta relação se dá até certos níveis de crescimento econômico que, após superados, passam a apresentar uma tendência de queda das taxas de mortalidade e morbidade relacionadas ao trânsito (LAW, 2015; NISHITATENO; BURKE, 2014; KOPITS; CROPPER, 2005; LAW; NOLAND; EVANS, 2011).

Este comportamento é ilustrado pela figura 15, onde a violência no trânsito é representada pelo indicador de mortalidade¹¹, e o crescimento econômico pela renda *per capita*.

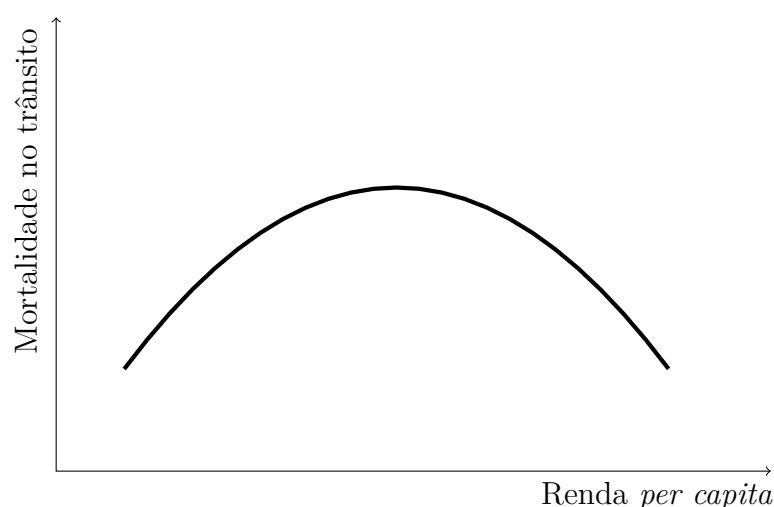


Figura 15 – Curva de Kuznets teórica para mortalidade no trânsito

Fonte: adaptado de Almeida (2012), Law, Noland e Evans (2011).

Esta relação parabólica relacionada ao crescimento econômico foi inicialmente proposta por Kuznets (1955), observando este padrão na relação entre renda *per capita* e desigualdade da distribuição de renda, e também observada pioneiramente por Grossman e Krueger (1991) na relação entre crescimento econômico e degradação ambiental.

A presença desta relação – na forma de “U” invertido – entre crescimento econômico e violência no trânsito se dá, como sintetiza Bishai et al. (2006), pelo fato de que economias em estágios iniciais de desenvolvimento alocam menos recursos para formular e implementar políticas de segurança no trânsito, enquanto que economias em estágios mais avançados de desenvolvimento conseguem promover um ambiente mais seguro no trânsito.

Esta lógica compreende que, nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico, a baixa renda *per capita* não permite o acesso a bens de consumo duráveis em quantidade significativa; tão como a sociedade, neste estágio, desencoraja investimentos na capacidade regulatória do Estado. Posteriormente, quando as economias em desenvolvimento se

¹¹ Law (2015) apresenta evidências para esta mesma relação com indicadores de morbidade.

voltam a aquisição de bens de consumo duráveis como os automóveis, observa-se um rápido aumento em seu consumo que, em geral, não é acompanhado das políticas públicas necessárias para este novo cenário. Apenas quando o desenvolvimento econômico atinge certos níveis de acúmulo de capital, acompanhado do reconhecimento da sociedade das consequências à médio e longo prazo do maior número de veículos em circulação, é que passa-se a investir significativamente nas instituições regulatórias, controle da poluição, qualidade das vias e na segurança dos veículos, entre outros fatores (LAW, 2015; LAW; NOLAND; EVANS, 2011; BISHAI et al., 2006).

Nesta hipótese, a violência no trânsito apresenta tendência de crescimento nos estágios iniciais de desenvolvimento econômico, onde o crescimento da renda *per capita* permite a aquisição de automóveis, cuja demanda é incentivada, dentre outros fatores, pela precarização dos meios de transportes coletivos e pelo incentivo oficial do Estado à compra de automóveis, em vista a acelerar o crescimento econômico industrial (MCINTOSH et al., 2014; ALVARENGA et al., 2010). Apenas quando a economia atinge certo nível de crescimento e maturidade na definição de prioridades, é que passa-se a investir em outros meios de transporte e em marcos regulatórios da segurança em vista de reduzir a violência no trânsito (LAW; NOLAND; EVANS, 2011).

Dos trabalhos empíricos que investigam esta relação, podemos destacar Kopits e Cropper (2005), que examina um painel de 36 anos para 88 países; Bishai et al. (2006) com um painel de quatro anos e 41 países; Law, Noland e Evans (2011) com um painel de 32 anos para 60 países; e Law (2015) com um painel de 46 anos e 90 países. Com certa diversidade metodológica, estes trabalhos apresentam, em comum, o fato de trabalharem com dados longitudinais, usando países como unidade de análise.

Trabalhos que estudam a violência no trânsito em menores escalas¹², como os de Bastos et al. (2015), Melchor et al. (2015), Kweon (2015), Miranda et al. (2014), Campos et al. (2014), Martins, Boing e Peres (2013), Neves Nunes e Costa Nascimento (2012), não verificam diretamente a hipótese de relação entre violência no trânsito e crescimento econômico, constituindo um dos objetivos deste trabalho, conforme a seguir.

¹² Municípios e condados, por exemplo.

2 Objetivos

Compreender a relação entre crescimento econômico e violência no trânsito nos municípios brasileiros.

Objetivos específicos

1. Verificar qual é a relação empírica entre violência no trânsito e crescimento econômico nos municípios brasileiros;
2. Detectar alguns dos fatores associados à violência no trânsito que mediam a relação com a renda ou que sejam representados pela renda.

3 Metodologia

A verificação da hipótese da Curva de Kuznets em diversos cenários, como naqueles representativos da desigualdade de renda ou degradação ambiental, se dá geralmente por especificações de modelos para unidades agregadas de análise, configurando assim, um estudo ecológico.

Em geral, conforme levanta Law, Noland e Evans (2011), diversos estudos empíricos utilizaram dados agregados para países e encontraram evidências favoráveis a hipótese de existência da Curva de Kuznets na relação violência no trânsito e crescimento econômico, mesmo trabalhando com diferentes indicadores e metodologias.

Ao investigar a relação entre crescimento econômico e graus de degradação ambiental, os trabalhos de Wang et al. (2013), Oliveira et al. (2011) e Maddison (2006) sugerem importantes acréscimos teóricos e metodológicos. Estes consideram a heterogeneidade espacial como um fator relevante na relação entre crescimento econômico e degradação ambiental, trabalhando inclusive com unidades de agregação menos extensas que países. Conforme argumentam, além da correlação existente entre crescimento econômico e degradação ambiental, observa-se também uma correlação intrínseca, onde cada variável apresenta uma correlação consigo mesma ao se considerar a sua distribuição espacial. Esta *autocorrelação* acaba por violar o pressuposto de independência dos erros, comum em boa parte das técnicas de estimação de modelos estatísticos.

De acordo com Mohamed, Hofe e Mazumder (2014) e Noland e Quddus (2004), a autocorrelação espacial também está presente na violência no trânsito, principalmente ao se considerar menores unidades de agregação, como municípios, jurisdições ou setores censitários.

Desta maneira, torna-se relevante a adoção de uma técnica de estimação que permita lidar com a heterogeneidade espacial do fenômeno para melhor compreender a relação entre crescimento econômico e violência no trânsito nos municípios brasileiros.

Conforme afirma Elhorst (2014), a crescente disponibilidade de dados agregados por unidades espaciais e acompanhados no decorrer do tempo tem favorecido o desenvolvimento de técnicas como a de modelos de painel espaciais. Através desta abordagem é possível considerar, além da relação longitudinal dos dados, a relação transversal (*cross-section*) das unidades espaciais, incorporando assim a heterogeneidade espacial que se manifesta nos parâmetros da regressão pela autocorrelação espacial.

Estes modelos tem sido utilizados por alguns autores para a verificação da hipótese da curva de Kuznets, onde podem ser citados os trabalhos de Liu e Guo (2015), Linhares et al. (2012), Almeida (2012) e Oliveira et al. (2011), dentre outros.

A seguir, serão apresentados alguns conceitos fundamentais para a compreensão desta técnica e seu método de utilização para a verificação da hipótese da curva de Kuznets na relação entre violência no trânsito e crescimento econômico.

3.1 Organização de dados em painel

A análise de dados em painel consiste em uma análise longitudinal, na qual observa-se medidas para as mesmas unidades de análise no decorrer do tempo (ANDRESS; GOLSCH; SCHMIDT, 2013; BALTAGI, 2005). Suas primeiras aplicações datam da década de 1940, sendo esta metodologia usada atualmente em diversos campos das ciências sociais (ANDRESS; GOLSCH; SCHMIDT, 2013).

A organização de dados em painel pode diferir da organização de *estrutura de casos*, mais conhecida na Epidemiologia. Dados em painel podem ser organizados de duas formas: o *formato largo*, onde cada registro faz referência única a uma unidade de análise i , e as variações no tempo são representadas em T colunas; e o *formato longo*¹, onde vários registros podem se referir a mesma unidade de análise i , e as variações no tempo são representadas em uma única coluna, conforme ilustrado nas tabelas 3 e 4.

Pode-se notar que ambas as tabelas apresentam as mesmas informações, contudo em estruturas diferentes. Por apresentar vantagens computacionais², o *formato longo* será adotado sempre que possível neste trabalho.

Tabela 3 – Exemplo de dados em painel no formato largo

Município	População 1991	População 2000	População 2010
Rio de Janeiro	5.480.768	5.857.904	6.320.446
São Paulo	9.646.185	10.435.546	11.253.503
Belo Horizonte	2.020.161	2.238.526	2.375.151

Fonte – Elaborado pelo autor a partir de Andress, Golsch e Schmidt (2013) com dados de IBGE (2015).

¹ Também chamado de *empilhado*.

² Como a dimensionalidade da matriz, por exemplo.

Tabela 4 – Exemplo de dados em painel no formato longo

Município	Ano	População
Rio de Janeiro	1991	5.480.768
Rio de Janeiro	2000	5.857.904
Rio de Janeiro	2010	6.320.446
São Paulo	1991	9.646.185
São Paulo	2000	10.435.546
São Paulo	2010	11.253.503
Belo Horizonte	1991	2.020.161
Belo Horizonte	2000	2.238.526
Belo Horizonte	2010	2.375.151

Fonte – Elaborado pelo autor a partir de Andress, Golsch e Schmidt (2013) com dados de IBGE (2015).

3.2 Modelagem de dados em painel

A modelagem de dados em painel considera que as medidas tomadas em T momentos são dependentes na mesma unidade de análise i , e independentes entre as n unidades de análise.

Para a modelagem da relação entre violência no trânsito e crescimento econômico, tem-se como *variável de desfecho* o fator indicativo da violência no trânsito, como um coeficiente de mortalidade ou morbidade; e nas *variáveis explicativas* utilizam-se a renda *per capita* e funções de exponenciação aplicadas a mesma, tão como variáveis confundidoras.

A figura 16 ilustra como um painel de dados lida com uma variável explicativa e a variável de desfecho³ no decorrer do tempo T .

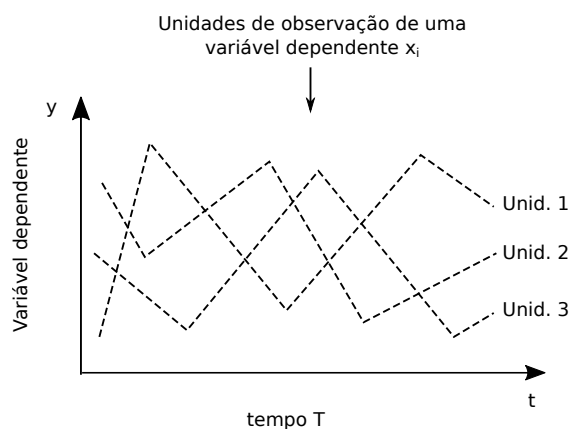


Figura 16 – Modelagem de painel de dados

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Andress, Golsch e Schmidt (2013).

³ Considera-se neste trabalho, como sinônimos, os termos *desfecho* e *dependente*, e *explicativas*, *confundidoras* e *independentes*, quando referidos a variáveis de um modelo estatístico.

Assim, para a avaliação da hipótese da Curva de Kusnetz para a violência no trânsito no Brasil, um modelo geral não espacial, pode ser formulado como (ALMEIDA, 2012; OLIVEIRA et al., 2011):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t^2 + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Onde y_t é a variável de desfecho, referente a violência no trânsito, β_0 é o intercepto do modelo e x_t se refere ao crescimento econômico no momento t . Desta maneira, β_1 irá refletir a relação linear, enquanto que β_2 irá refletir a relação quadrática entre violência no trânsito e crescimento econômico, permitindo a verificação da hipótese da Curva de Kuznets, conforme o quadro 1.

Quadro 1 – Interpretação dos coeficientes

Condição	Interpretação
$\beta_1 = \beta_2 = 0$	Não há relação entre violência no trânsito e crescimento econômico.
$\beta_2 = 0, \beta_1 \neq 0$	Existe uma relação linear entre violência no trânsito e crescimento econômico.
$\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$	A relação entre violência no trânsito e crescimento econômico se dá na forma de “U”.
$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$	A relação entre violência no trânsito e crescimento econômico se dá na forma de “U” invertido.
$\beta_1 < 0, \beta_2 < 0$	Há uma relação negativa não linear entre violência no trânsito e crescimento econômico.
$\beta_1 > 0, \beta_2 > 0$	Há uma relação positiva não linear entre violência no trânsito e crescimento econômico.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Liu e Guo (2015).

Além da relação quadrática, expressa por x_t^2 , alguns trabalhos como o de Oliveira et al. (2011), acrescentam o termo x_t^3 , que permite a verificação de uma relação na forma de “N” entre as variáveis.

Contudo, como ressaltado anteriormente, existem evidências empíricas apontando para a existência de autocorrelações espaciais estatisticamente significativas em indicadores da violência no trânsito, o que impactaria desfavoravelmente nos resultados estimados pelo modelo acima. Em razão disto, pode-se recorrer a uma modelagem espacial de dados em painel. Contudo, antes de apresentar esta modelagem, torna-se relevante melhor compreender o que vem a ser autocorrelação espacial.

3.3 Autocorrelação espacial

De maneira semelhante a Análise Exploratória de Dados, a Análise Espacial Exploratória de Dados se dedica a identificação de padrões e tendências nos dados espaciais.

Um importante padrão espacial é a existência de autocorrelação espacial. A existência de autocorrelação espacial significativa estatisticamente revela que a distribuição espacial do fenômeno não se dá tão somente em razão do acaso, mas que as medidas encontradas são afetadas por sua vizinhança.

A ocorrência de autocorrelação espacial é viável no campo teórico ao se admitir a primeira Lei da Geografia, formulada pelo geógrafo suíço Waldo Tobler, que rege: “Todas as coisas estão relacionadas, mas as coisas mais próximas estão mais relacionadas do que as mais distantes” (TOBLER, 1970). Desta maneira, a autocorrelação espacial torna-se viável ao se esperar que entidades mais próximas espacialmente apresentem medidas mais semelhantes entre si do que com entidades mais distantes espacialmente.

Neste sentido, torna-se necessário definir um critério capaz de determinar graus de proximidade entre entidades.

3.3.1 Matrizes de vizinhança espacial

Ao se considerar municípios, por exemplo, diversas maneiras surgem para se determinar quais municípios são vizinhos entre si.

O modo mais simples seria considerar como *municípios vizinhos* os municípios que divisam alguma faixa de terra entre si. Contudo, alguns municípios não compartilham entre si uma fronteira longa, mas podem ser vizinhos por um ponto, como nas tríplices fronteiras.

Ainda assim, por este critério de contato entre fronteiras, algumas injustiças podem ser criadas. Em certas ocasiões, municípios que não dividem uma fronteira em comum podem ser tão relacionados entre si quanto os municípios que partilham uma faixa de terra em comum.

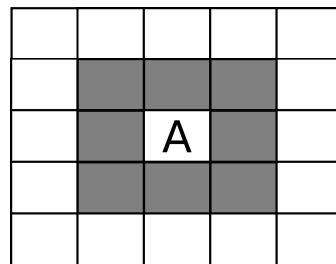
Torna-se claro com estes exemplos que não existe um critério único para se determinar a vizinhança entre unidades espaciais. Conforme aponta Elhorst (2014), as matrizes de vizinhança espacial, como meio de exprimir a relação espacial entre entidades, não podem ser estimadas, mas precisam ser especificadas conforme a teoria subjacente. Desta forma, o melhor critério é o que melhor se corresponde e adiciona sentido, em termos práticos, ao fenômeno estudado. A seguir, são apresentadas alguns dos principais métodos para a construção de matrizes de vizinhança espacial.

3.3.1.1 Matrizes de vizinhança espacial por contiguidade

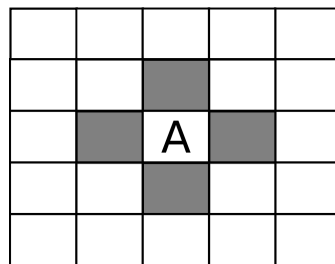
São convencionadas três principais tipologias de vizinhança espacial por contiguidade, denominadas conforme movimentos do jogo de Xadrez: *rainha*, *torre* e *bispo*. A figura 17 ilustra os conceitos aplicados para denominá-las.

Nestes três casos, o critério essencial de vizinhança é de que as entidades devem partilhar entre si um trecho e/ou um ponto entre seus limites.

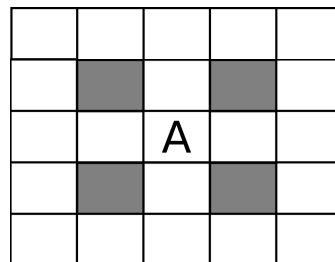
A vizinhança ou proximidade entre entidades espaciais pode ser expressida de maneira binária ([0] não vizinho, [1] vizinho), como neste caso, ou através de uma medida ou peso de proximidade, conforme apresentado a seguir.



Convenção tipo "rainha"
de contiguidade



Convenção tipo "torre"
de contiguidade



Convenção tipo "bispo"
de contiguidade

Figura 17 – Matrizes de contiguidade espacial
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Almeida (2012).

3.3.1.2 Matrizes de vizinhança espacial por distância geográfica

Uma outra abordagem para a construção de matrizes de vizinhança é considerar a distância entre os elementos como critério de decisão, onde podemos citar o método da distância inversa e o método de k vizinhos espaciais. Ambos os métodos apresentam a vantagem de que todos os elementos terão vizinhos em algum grau, evitando-se “ilhas” de descontinuidade espacial.

No método da distância inversa, o grau de proximidade entre as entidades espaciais é expresso pelo inverso da distância entre elas. Existem variações deste método, onde a distância inversa ao quadrado e a existência de uma distância limite (*threshold*) podem ser aplicadas.

Importante ressaltar que nas matrizes de vizinhança por distância geográfica, a relação entre as unidades espaciais não é indicada de maneira binária, mas através da distância euclidiana⁴ dos centroides⁵ das unidades espaciais.

No método dos k vizinhos espaciais, elege-se arbitrariamente um número k de vizinhos que todo elemento deverá ter. Desta forma, a distância máxima necessária para que os elementos sejam considerados vizinhos é função de k .

Para se determinar qual o melhor número k de vizinhos a ser adotado, Baumont (2004) sugere que se teste um número progressivo de valores k , como de 1 a 20, e adotar o k que apresentar a maior autocorrelação espacial para a variável de interesse. Elhorst (2014) destaca a prática de se avaliar a robustez dos resultados encontrados à partir de uma determinada matriz de pesos espaciais, comparando os resultados obtidos com os provenientes de outras matrizes de pesos espaciais.

3.3.1.3 Outras matrizes de vizinhança

Outras matrizes de vizinhança podem ser formadas, como a de *pesos espaciais gerais de Cliff-Ord* e até mesmo matrizes de vizinhança não espaciais. Neste último caso, os elementos são considerados vizinhos ou próximos não pela distância geográfica entre si, mas pela distância (diferença) entre valores de uma variável, como um indicador socio-econômico, por exemplo. Mais informações sobre estas matrizes podem ser encontradas em Almeida (2012) e Anselin (1988).

⁴ Em casos específicos, podem ser usadas outras distâncias como a de *Malahanobis* e *Manhattan*.

⁵ Um centroe pode ser definido como o centro geométrico de um polígono, sendo conhecido também como *centro de massa*.

3.3.1.4 Padronização de matrizes de vizinhança

A padronização de matrizes de vizinhança permite uma melhor compreensão dos resultados, dando significado à média dos valores dos vizinhos (ALMEIDA, 2012). Em geral, padroniza-se a matriz de vizinhança na linha, conforme abaixo:

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (3.2)$$

Desta maneira, o somatório em cada linha é igual a 1:

$$\sum_j w_{ij}^* = 1 \quad (3.3)$$

Contudo, conforme aponta Anselin (1988), a padronização da matriz de vizinhança não é recomendada em todos os casos, como nas matrizes de distância inversa, pois a noção de queda da influência de uma região conforme sua distância é perdida com a padronização.

3.3.2 Estatística I de Moran

Considerando-se as possibilidades descritas anteriormente para a construção de matrizes de vizinhos espaciais, torna-se possível averiguar se a semelhança entre elementos ditos como vizinhos é fruto do acaso ou de algum processo espacial.

Esta semelhança entre vizinhos espaciais pode ser vista como uma autocorrelação, onde admite-se que os valores de um elemento afetam, e são afetados, pelos elementos vizinhos.

Esta autocorrelação espacial pode ser mensurada a partir de diversas abordagens, sendo a estatística I de Moran (MORAN, 1948) a mais conhecida, e dada por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (3.4)$$

Onde n é o número de elementos ou regiões, z representa os valores da variável de interesse padronizada⁶ e S_0 é a soma de todos os elementos da matriz de pesos espaciais w , dada por:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad (3.5)$$

A estatística I de Moran considera a média e a variância da variável de interesse, calculando a diferença de cada valor i para a média $\bar{X}$. Os valores encontrados destas

⁶ $z_i = \frac{\bar{X} - x_i}{S}$

diferenças para os elementos considerados vizinhos pela matriz de vizinhança w são multiplicados, criando um *produto cruzado*. Desta maneira, quando os valores são *ambos maiores* ou *ambos menores* que a média, obtêm-se um produto cruzado positivo. Quando um deles é maior e o outro menor, obtêm-se um produto cruzado negativo (ESRI, 2015).

Assim, se os valores da variável de interesse apresentam a tendência de agrupamento espacial (*clusters*), onde valores altos estão próximos de valores altos e valores baixos estão próximos de valores baixos, o valor I de Moran será positivo pois os produtos cruzados obtidos serão positivos. Quando valores altos não estão rodeados de valores altos, ou valores baixos não estão rodeados de valores baixos, a estatística I de Moran será negativa (ALMEIDA, 2012).

Importante considerar que, de maneira diferente dos coeficientes de correlação não espaciais, o I de Moran não é centrado em zero, apesar de seu valor esperado convergir para zero no limite (ALMEIDA, 2012).

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(I) = 0 \quad (3.6)$$

A interpretação da autocorrelação espacial I de Moran se assemelha aos coeficientes de correlação clássicos. Valores próximos a $|1|$ indicam a presença de correlação espacial, evidenciando a *similaridade espacial* da variável de interesse.

Correlações positivas apontam para uma similaridade direta, onde valores altos da variável de interesse estão rodeados também por valores altos, ou valores baixos rodeados de valores baixos. Correlações negativas indicam uma similaridade inversa, onde valores altos da variável de interesse estão rodeados por valores baixos, ou valores baixos rodeados por valores altos (ALMEIDA, 2012; ESRI, 2015), conforme ilustra a figura 18.

Desta maneira, destaca-se que o método utilizado para a construção das matrizes de vizinhança exercem grande influência nos resultados da estatística I de Moran, afetando, por sua vez, a modelagem de dados espaciais em painel, conforme tratado a seguir.

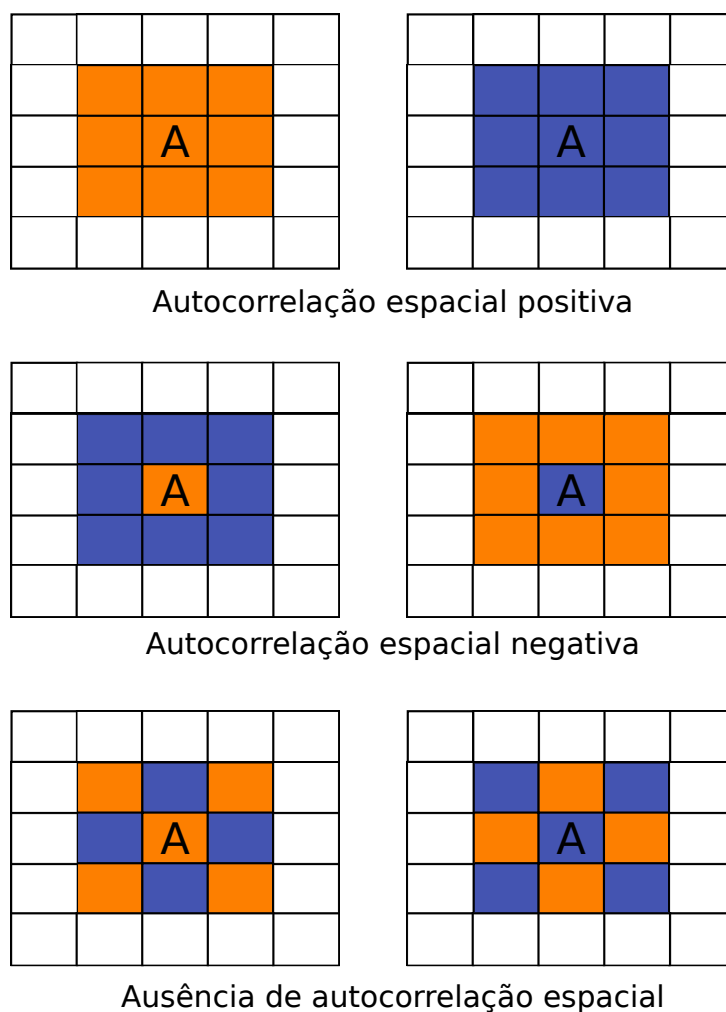


Figura 18 – Autocorrelação espacial

Áreas em laranja indicam valores da variável de interesse acima da média, áreas em azul indicam valores abaixo da média.

Fonte: Elaborado pelo autor.

3.4 Modelagem de dados espaciais em painel

De modo diferente à modelagem de dados em painel, para se considerar os efeitos da autocorrelação espacial a análise de dados espaciais em painel trata, além da dependência serial das observações em T momentos, a autocorrelação espacial entre as n unidades de análise. Conforme atesta Elhorst (2014), a especificação e a estimação de painel de dados espaciais tem obtido significativo espaço na última década na área de econometria espacial.

3.4.1 Modelos de efeitos não observados

Uma prática usual em análises espaciais é iniciar a especificação do modelo de maneira não-espacial e linear, e então testar se este modelo inicial necessita ser estendido para uma especificação espacial (ELHORST, 2014).

Inicialmente, pode-se considerar que a variável dependente seja modelada somente a partir de variáveis independentes observadas.

$$y_t = X_t\beta + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Contudo, ao se pressupor que existam efeitos não observados afetando a estimação da variável dependente, torna-se necessário o acréscimo de um termo que possa captar estes efeitos, representado aqui por α . Este modelo é chamado de *modelo de efeitos não observados*.

Uma maneira de se verificar a existência de efeitos não observados no modelo, como os efeitos da autocorrelação espacial, é através do teste de Breusch-Pagan (BREUSCH; PAGAN, 1979), que toma por hipótese nula a homocedasticidade dos resíduos do modelo.

Considerando as limitações apresentadas pelo teste de Breusch-Pagan na situação de um n grande e um t pequeno, que é a situação empiricamente mais comum, Pesaran (2004) sugere um teste de verificação de dependência em *cross-section* (“CD”), que também elimina a necessidade de escolha de uma matriz de vizinhança espacial *a priori*.

3.4.1.1 Modelo de efeitos fixos

Uma estratégia de inserção do termo de efeitos não observados é inseri-lo no lado direito da equação de regressão.

$$y_t = \alpha + X_t\beta + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

Nesta estratégia, chamada de *modelo de efeitos fixos*, os efeitos não observados das regiões são tratados criando-se um intercepto α_i para cada região, sendo tratado como um parâmetro a ser estimado.

3.4.1.2 Modelo de efeitos aleatórios

Uma outra possibilidade de tratar os efeitos não observados é considerá-lo como uma variável aleatória, inserindo o termo α no componente de erro da regressão.

$$y_t = X_t\beta + \xi_t, \quad \xi_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

3.4.1.3 Critério de decisão

Conforme aponta Elhorst (2014), os modelos de efeitos aleatórios são mais comuns em painel de dados. Contudo, uma importante observação deve ser feita: os modelos de efeitos aleatórios consideram que o conjunto de regiões são o resultado de uma amostra aleatória de uma população de regiões (ELHORST, 2014; ALMEIDA, 2012; BEENSTOCK; FELSENSTEIN, 2007).

Considerando que, ao se trabalhar com dados espaciais se faz necessária a construção de uma matriz de vizinhos espaciais, o conceito de uma amostra aleatória de regiões ganha pouco sentido. Ao se selecionar aleatoriamente as regiões, estas regiões selecionadas não terão todos os seus vizinhos na matriz, o que a deixaria incompleta (ELHORST, 2014). Desta forma, ao se trabalhar com painéis de dados espaciais, os modelos de efeitos fixos parecem ser, em geral, mais apropriados.

O processo de escolha entre modelos de efeitos fixos e aleatórios é um tema em debate nos periódicos de econometria e outras áreas que utilizam este método. Ambas abordagens apresentam especificidades, vantagens e desvantagens (BELL; JONES, 2015). Pode-se citar, por exemplo, a possível maior presença de viés em modelos de efeitos aleatórios e a menor robustez nos modelos de efeitos fixos (CLARK; LINZER, 2015).

O teste de especificação de Hausman pode ser considerado como critério secundário de escolha entre modelos de efeitos fixos e aleatórios (BALTAGI, 2005; HAUSMAN, 1978). Contudo este também é alvo de questionamentos, como o poder de distinguir estatisticamente correlações diferentes de zero (CLARK; LINZER, 2015).

Os modelos de efeitos fixos apresentam uma importante característica: variáveis explicativas constantes no tempo serão perfeitamente colineares em modelos de efeitos fixos, impossibilitando sua estimação (CLARK; LINZER, 2015; BELL; JONES, 2015).

Estas propriedades irão acarretar em algumas escolhas tomadas neste trabalho. Considerando a maior aplicabilidade teórica dos modelos de efeitos fixos para painéis de dados espaciais, esta abordagem foi utilizada na estimação dos modelos que envolvem somente a violência no trânsito e o crescimento econômico. Nos modelos que envolvem variáveis explicativas que sejam constantes no tempo, os modelos de efeitos aleatórios foram utilizados.

3.4.2 Efeitos de interação espacial

Além dos efeitos não observados, ao se trabalhar com dados que apresentam dependência espacial, se faz necessário a inserção destes efeitos de interação espacial no modelo.

Os efeitos de interação espacial podem se manifestar basicamente de três formas (ELHORST, 2014). Na primeira, através do efeito endógeno, onde o valor da variável dependente de uma unidade espacial afeta, e é afetado, pelo valor da mesma variável dependente de uma unidade espacial vizinha. No caso da violência no trânsito, admite-se nesta suposição que o nível de violência no trânsito de um município afeta, e é afetado, pela violência no trânsito dos municípios vizinhos.

Na segunda forma de interação, encontra-se um efeito exógeno, onde o valor da variável dependente de uma unidade espacial afeta, e é afetado, pelos valores de variáveis independentes de unidades espaciais vizinhas. No exemplo, consideraria-se que a violência no trânsito de um município afeta, e é afetado, pela renda *per capita* e outras variáveis explicativas de municípios vizinhos.

Na terceira forma, a interação espacial se dá através dos termos de erro. Neste caso, ocorre que variáveis explicativas do modelo são omitidas e sua autocorrelação espacial se manifesta no termo de erro.

Importante ressaltar que estas três formas básicas de interação espacial podem ser combinadas, resultando em uma miríade de modelos possíveis, apesar de alguns serem alvo de críticas ou atenderem apenas a interesses teóricos (ELHORST, 2014).

A seguir, serão apresentadas algumas especificações de maior relevância prática na forma de painel de dados. A figura 19 apresenta um diagrama de conversão entre estes modelos.

3.4.2.1 Modelo de dependência espacial geral (GSM)

Nesta especificação, são admitidos os efeitos espaciais endógenos, exógenos e do termo de erro. Em notação matricial, este pode ser formulado como:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + W X_t \theta + u_t, \quad u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

Onde y_t é a variável dependente, $\rho W y_t$ é a variável dependente defasada espacialmente por uma matriz de vizinhos espaciais W , $X_t \beta$ é um conjunto de variáveis explicativas não defasadas espacialmente, $W X_t \theta$ é o mesmo conjunto de variáveis explicativas defasadas espacialmente pela matriz W , e u_t é o termo de erro também defasado pela matriz W .

A partir deste modelo, podem-se obter os modelos SAC, SDM e SDEM, anulando-se certos efeitos espaciais, conforme mostrado a seguir.

3.4.2.2 Modelo de Kelejian-Prucha (SAC)

Ao se considerar θ igual a zero, ou seja, não aplicando a defasagem espacial nas variáveis explicativas, obtêm-se o modelo de Kelejian-Prucha⁷, conforme abaixo.

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + u_t, \quad u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Neste modelo, admite-se os efeitos espaciais endógenos e no termo de erro, somente.

3.4.2.3 Modelo Espacial de Durbin (SDM)

Considerando λ igual a zero, anula-se o efeito espacial no termo de erro, obtendo-se o Modelo Espacial de Durbin.

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + W X_t \theta + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

Neste modelo, os efeitos espaciais endógenos e exógenos são incorporados simultaneamente.

3.4.2.4 Modelo Espacial de Erro de Durbin (SDEM)

Anulando-se ρ somente, o efeito espacial endógeno da variável dependente é descartado.

$$y_t = X_t \beta + W X_t \theta + u_t, \quad u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

A partir dos modelos SAC, SDM e SDEM, podem-se obter outras especificações, conforme descrito a seguir.

3.4.2.5 Modelo Regressivo Cruzado Espacial (SLX)

Anulando-se ρ e λ , retiram-se o efeito espacial endógeno da variável dependente e do termo de erro, passando a considerar apenas os efeitos espaciais exógenos.

$$y_t = X_t \beta + W X_t \theta + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

⁷ Conforme aponta Elhorst (2014), os autores não apresentaram o significado da sigla “SAC”.

3.4.2.6 Modelo de Defasagem Espacial (SAR)

Ao se anular θ , retira-se o efeito espacial exógeno, mantendo-se apenas os efeitos endógenos, tornando-se um modelo auto-regressivo.

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

3.4.2.7 Modelo de Erro Espacial (SEM)

Ao se considerar $\theta = -\rho\beta$, eliminam-se os efeitos endógenos e exógenos mantendo apenas os efeitos espaciais do termo de erro, obtendo-se um modelo autorregressivo espacial.

$$y_t = X_t \beta + u_t, \quad u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

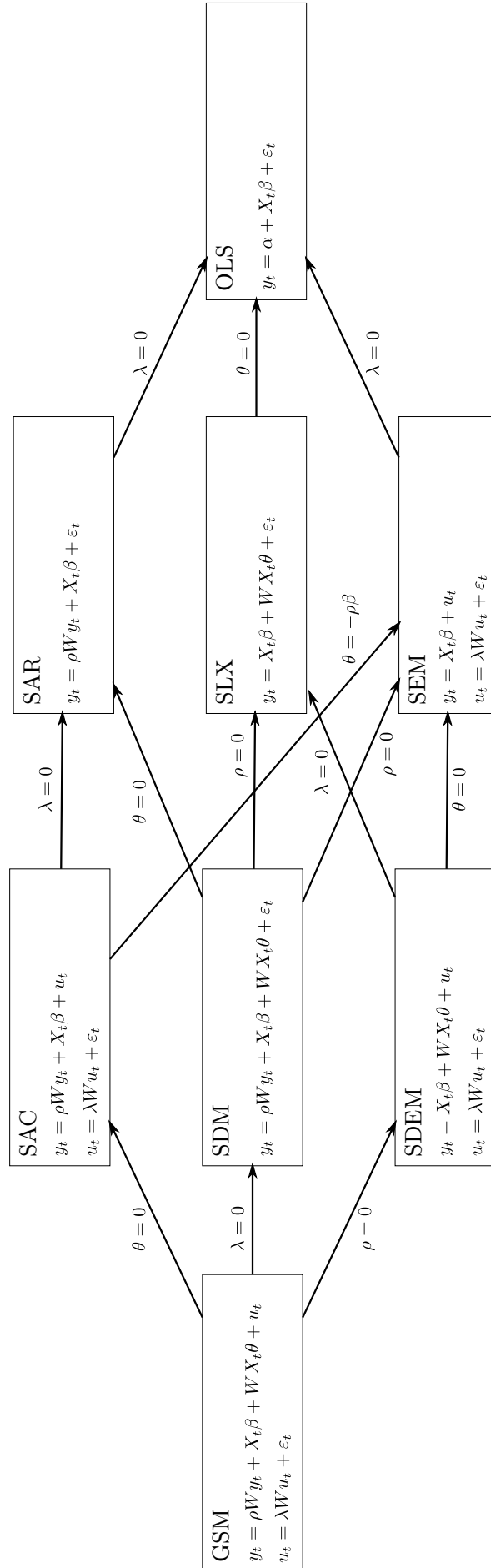


Figura 19 – Comparação de diferentes especificações de modelos
Fonte: Elhorst (2014).

3.4.3 Escolha do modelo

A escolha do modelo adequado necessita passar por diversas considerações. A primeira é a verificação da existência de efeitos não observados, conforme explorado na subseção 3.4.1 (página 54), que pode ser realizado através do teste CD de Pesaran ao se trabalhar com dados espaciais.

Dada a existência de indícios de efeitos não observados, torna-se necessário optar por um modelo de efeitos fixos ou aleatórios. Conforme explanado na subseção 3.4.1.3 (página 55), o modelo de efeitos fixos é o que melhor se ajusta ao se trabalhar com dados populacionais, na ausência de variáveis constantes no tempo.

Prosseguindo-se neste sentido, torna-se possível a escolha dos modelos SAR, SEM, SLX, SAC, SDM e SDEM.

Conforme verificado por Saldanha e Bastos (2015), a violência no trânsito (variável dependente do modelo) apresenta correlação espacial. Assim, a consideração do modelo SLX torna-se inadequada do ponto de vista teórico por defasar espacialmente apenas as variáveis explicativas.

Neste sentido, restam os modelos de defasagem espacial da variável dependente ou de defasagem do termo de erro (modelos SAR e SEM, respectivamente), e os modelos que, além destas defasagens, também defasam as variáveis explicativas (modelos SDM e SDEM).

Do ponto de vista teórico, ao se verificar a existência de autocorrelação espacial significativa nas variáveis explicativas, a adoção dos modelos SDM e SDEM apresenta maior relevância. A escolha final dentre estes dois pode ser feita ao se observar a significância de λ no modelo SDEM. Conforme considera Elhorst (2014), os modelos SDM e SDEM apresentam maior flexibilidade, sendo um ponto de partida recomendado para estudos empíricos.

Ainda assim, recuperando-se as definições de efeitos de interações espaciais endógenos e exógenos apresentados no início deste seção (página 56), pode-se concluir que o efeito endógeno da violência no trânsito encontra pouco respaldo prático, pois um efeito de transbordamento espacial da violência no trânsito não poderia ser explicado sem se recorrer à influência de variáveis explicativas subjacentes. Desta maneira, ao se considerar que a autocorrelação espacial da violência no trânsito é fruto de efeitos exógenos de variáveis independentes, o modelo SDEM apresenta melhor viabilidade teórica. Desta maneira, os resultados do modelo SDEM serão comparados com os demais modelos estimados buscando-se verificar empiricamente este constructo.

O quadro 2 apresenta de maneira resumida os critérios de seleção apresentados.

Quadro 2 – Critérios de escolha dos modelos

Tipologia dos modelos	Teste de Hausman	Teste CD de Pesaran	Coeficiente λ
Modelos de efeitos aleatórios não espacial	Não sig.	Não sig.	—
Modelos de efeitos fixos não espacial	Significativo	Não sig.	—
Modelos de efeitos aleatórios com defasagem espacial	Não sig.	Significativo	Não sig.
Modelos de efeitos aleatórios de erro espacial	Não sig.	Significativo	Significativo
Modelos de efeitos fixos com defasagem espacial	Significativo	Significativo	Não sig.
Modelos de efeitos fixos de erro espacial	Significativo	Significativo	Significativo

Fonte: Elaborado pelo autor.

3.4.4 Estimação do modelo

Conforme aponta Anselin (1988), a estimação de modelos espaciais através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é inviabilizada por apresentar viés e inconsistência. Desta maneira, métodos de estimação por máxima verossimilhança são recomendados por apresentarem propriedades desejáveis na presença de variáveis defasadas espacialmente.

A escolha do método de estimação deve considerar se os efeitos não observados são fixos ou aleatórios. Considerando a opção por um modelo de efeitos fixos, será utilizado o estimador *within* conforme proposto por Baltagi (2005), trabalhando-se com as variáveis instrumentais (variáveis explicativas e suas defasagens) no método de Máxima Verossimilhança, conforme explorado na seção 3.4.1.3 (página 55)

A estimação dos modelos será realizada no pacote estatístico R, versão 3.1.2 (R Core Team, 2014), com a compilação fornecida pela *Revolution Analytics* versão comunitária (*Revolution R Open – RRO*). Esta compilação se diferencia da original, disponibilizada pelo CRAN, por ser otimizada para alta performance em computação de multinúcleos, utilizando biblioteca matemática fornecida pela Intel (*Math Kernel Library – MKL*). Para a estimação dos painéis espaciais, será utilizado o pacote *splm* (MILLO; PIRAS, 2012).

3.5 Dados

Os dados utilizados neste trabalho compreendem 5.570 municípios brasileiros⁸, consolidados anualmente para um período de 12 anos, entre 2001 e 2012. Destes, foram descartados municípios com dados faltantes, trabalhando-se ao fim com 5.559 municípios.

O período de 2001 – 2012 foi escolhido pela vigência e consolidação do novo Código de Trânsito Nacional de 1997, contendo a aplicação de novas legislações relacionadas à segurança no trânsito como a chamada “Lei Seca” (2008) e a obrigatoriedade de *airbags* e freios do tipo *ABS*. Neste período também é observado um relevante crescimento econômico brasileiro e a aplicação do programa de distribuição de renda “bolsa família”, influenciando assim a renda *per capita*.

As variáveis utilizadas neste estudo são apresentadas no quadro 3 e foram escolhidas com base em associações observadas em outros estudos (LAW, 2015; LAW; NOLAND; EVANS, 2011; KOPITS; CROPPER, 2005). Cabe ressaltar que a violência no trânsito será medida através do coeficiente de mortalidade no trânsito e o crescimento econômico através da renda *per capita*. Deste modo, optou-se no presente trabalho pelos óbitos segundo o local de residência.

Quadro 3 – Variáveis utilizadas no estudo

n.	Variável	Periodicidade	Fonte
1.	Coeficiente de mortalidade no trânsito	Anual	DataSUS
2.	Renda <i>per capita</i>	Anual	IBGE
3.	Frota de automóveis <i>per capita</i>	Anual	Denatran
3.	Frota de motocicletas e motonetas <i>per capita</i>	Anual	Denatran
6.	Densidade demográfica (por km^2)	Anual	IBGE
7.	Investimentos <i>per capita</i> com habitação e urbanismo	Anual	Tesouro Nacional
8.	Investimentos <i>per capita</i> com transporte	Anual	Tesouro Nacional
9.	Índice de Desenvolvimento Humano	Constante	PNUD

Fonte – Elaborado pelo autor.

Dados referentes ao nível educacional para os municípios foram buscados, contudo não se obteve uma fonte capaz de fornecer dados agregados por município para o painel pretendido.

⁸ Conforme a Divisão Territorial Brasileira – DTB de 2013, adotada pelo DataSUS.

Coeficiente de mortalidade no trânsito

Como medida da violência no trânsito, foi considerada a taxa de mortalidade entre os óbitos enquadrados nas categorias V01 a V89 do CID-10 e o total, padronizado pela idade de acordo com a população padrão da OMS (AHMAD; BOSCHI-PINTO; LOPEZ, 2001).

Os dados referentes a óbitos foram obtidos no Sistema de Informações de Mortalidade do DataSUS e os dados populacionais de perfil etário, necessários à padronização, foram obtidos junto ao IBGE. O coeficiente é apresentado para 100.000 habitantes (Ex. 10,2 mortes por 100.000 habitantes).

Os dados referentes a mortalidade no trânsito foram obtidos usando-se a agregação pelo local de residência. Ao se considerar que, em geral, os determinantes sociais relacionados ao agravo ou óbito exercem sua influência no local de residência dos indivíduos, torna-se necessário também usar um coeficiente ligado ao local de residência e cujo denominador diga respeito a esta população. Nota-se que óbitos ou internações podem ser ocasionados em municípios distantes do local de residência do indivíduo; contudo, não há uma metodologia definida para relacionar os determinantes sociais, como a renda por exemplo, do local do óbito com o local de residência.

Em determinados contextos de aplicação neste trabalho, foi utilizado o logaritmo do coeficiente de mortalidade no trânsito para suavizar o peso dos valores mais altos, considerando a assimetria da variável. Nestes casos, o coeficiente foi somado a uma constante $c = 0,5$ para possibilitar o cálculo do logaritmo nos municípios com coeficiente igual a zero.

Renda *per capita*

Representado o crescimento econômico, a renda *per capita* dos municípios foi obtida junto ao IBGE, com dados deflacionados para 2002. A renda *per capita* é apresentada para 100.000 habitantes (Ex. 4.021,13 reais por 100.000 habitantes).

Frota de veículos *per capita*

A quantidade total de veículos nos municípios foi obtido junto ao Denatran. Foram calculados os indicadores *per capita* do número de automóveis e do número de motocicletas e motonetas (Ex. 0,15 automóveis por habitante).

Densidade demográfica

A densidade demográfica foi obtida pela razão entre a população do município e a área do mesmo, em quilômetros quadrados (Ex. 3,91 habitantes por km^2). A mesma área

territorial foi utilizada em todo o painel.

Investimentos *per capita* com habitação e urbanização

O investimento (despesa) municipal com habitação e urbanização foi obtida com o Tesouro Nacional, através da “Execução orçamentária dos municípios – FINBRA”. A variável é apresentada como reais por habitante (Ex. 33,95 reais por habitante).

Investimentos *per capita* com transportes

O investimento (despesa) municipal com transportes foi obtido com o Tesouro Nacional, através da “Execução orçamentária dos municípios – FINBRA”. A variável é apresentada como reais por habitante (Ex. 33,95 reais por habitante).

Índice de Desenvolvimento Humano – IDH

O IDH dos municípios foi obtido junto ao PNUD, utilizando o cálculo para o ano de 2013, admitindo-se que seja constante no período do estudo.

Utilização dos dados

Inicialmente, para a verificação da hipótese da curva de Kuznets, o modelo analisado será composto pelo coeficiente de mortalidade e pela renda *per capita* e exponenciações somente, sendo denominado “Modelo A”. Após a verificação da hipótese inicial, o modelo será decomposto adicionando-se as variáveis explicativas, apresentado como “Modelo B”.

4 Resultados e discussão

Para a apresentação dos resultados, optou-se por incluir neste capítulo uma análise descritiva e uma análise exploratória espacial das variáveis utilizadas, apresentando por fim os resultados dos modelos.

4.1 Análise Estatística Exploratória

A tabela 5 apresenta algumas estatísticas descritivas para os coeficientes de mortalidade no trânsito para os anos de 2001 a 2012, padronizado segundo a população mundial de referência (AHMAD; BOSCHI-PINTO; LOPEZ, 2001).

Tabela 5 – Estatísticas descritivas do coeficiente de mortalidade no trânsito (por 100.000 hab). Brasil, 2001–2012

Ano	Média	DP	Mediana	Mínimo	Máximo	Assimetria	Curtose
2001	15,40	23,65	7,48	-	344,26	3,65	24,90
2002	17,16	26,15	9,46	-	561,77	4,77	53,54
2003	16,41	23,22	9,60	-	400,80	3,70	30,07
2004	19,44	27,77	11,13	-	457,11	3,56	25,29
2005	18,67	26,92	11,68	-	407,78	3,90	29,30
2006	18,61	25,78	11,81	-	329,84	3,37	20,34
2007	18,02	25,42	10,94	-	451,54	3,79	31,02
2008	18,87	25,58	12,79	-	443,93	3,87	31,00
2009	19,64	26,15	13,19	-	392,11	3,70	26,14
2010	21,60	26,11	15,87	-	298,96	2,88	14,74
2011	25,55	28,80	16,32	-	359,58	3,53	21,97
2012	24,48	28,21	18,20	-	344,72	2,81	15,19

Fonte – Elaborado pelo autor com dados preliminares de MS (2016).

Notas: Dados numéricos arredondados.

(-) Dado numérico igual a zero não resultante de arredondamento.

Observa-se na tabela 5 que tanto a média quanto a mediana do coeficiente de mortalidade no trânsito assumem uma tendência de crescimento no período, mais anunciada na mediana, que apresenta um valor em 2012 superior em mais que o dobro do primeiro ano da série. O desvio padrão mostra-se relativamente estável entre os anos. Os coeficientes de assimetria e curtose mostram-se relativamente estáveis, apresentando distribuições assimétricas positivas e platicúrticas em todos os anos.

Na figura 20 (página 67) são apresentados gráficos *boxplot* para os coeficientes do período. Optou-se por apresentá-los na forma logarítmica devido a forte presença de valores discrepantes em todos os anos. Neste gráfico, pode-se sublinhar a contínua elevação dos primeiros e terceiros quartis, indicando a tendência de crescimento. Nota-se também a forte presença de *outliers* em todos os anos.

A tabela 6 apresenta algumas estatísticas descritivas da renda *per capita* para o mesmo período.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas da renda *per capita*. Brasil, 2001–2012

Ano	Média	DP	Mediana	Mínimo	Máximo	Assimetria	Curtose
2001	4.568,74	5.044,62	3.416,35	814,00	154.701,13	9,66	198,45
2002	5.356,74	5.962,22	4.078,96	879,69	159.908,58	8,68	148,73
2003	6.529,94	7.427,56	4.847,01	1.047,12	172.102,49	7,50	104,63
2004	7.229,94	8.704,45	5.401,68	1.066,72	194.119,47	8,24	116,93
2005	7.442,65	8.713,30	5.716,65	1.206,71	210.344,64	8,60	134,43
2006	8.179,85	9.543,05	6.262,66	1.211,86	216.723,74	8,50	123,29
2007	9.182,29	10.580,82	6.903,68	1.114,23	227.462,34	8,20	114,91
2008	10.360,09	11.637,10	7.894,29	1.722,96	232.493,68	7,44	93,79
2009	11.003,25	11.840,72	8.374,33	1.932,90	259.738,64	7,39	99,99
2010	12.779,32	14.140,94	9.809,90	2.272,44	296.786,28	7,84	107,74
2011	14.178,21	15.673,36	10.899,04	2.462,15	387.136,99	8,33	126,85
2012	14.880,48	16.660,60	11.504,65	2.066,94	511.967,24	9,71	193,04

Fonte – Elaborado pelo autor com dados preliminares de MS (2016).

Notas: Dados numéricos arredondados.

Valores em Reais, deflacionados na referência de 2002.

Observa-se na tabela 6 o contínuo crescimento da renda *per capita* no país para o período observado, onde pode-se destacar que inclusive os valores mínimos apresentam tendência de crescimento. Na figura 21, que descreve a evolução da renda *per capita* brasileira ao longo do período de estudo, pode-se observar que o crescimento da mediana é acompanhado por um contínuo crescimento do intervalo interquartil, indicando assim uma maior variação da renda *per capita*, o que é corroborado pelos valores de desvios padrão apresentados na tabela 6.

Cabe destacar que o terceiro quartil do ano de 2007 equivale a mediana do ano de 2012, apontando que o valor da renda *per capita* do 25% mais ricos de 2007 foi atingida por mais 25% da população após 5 anos.

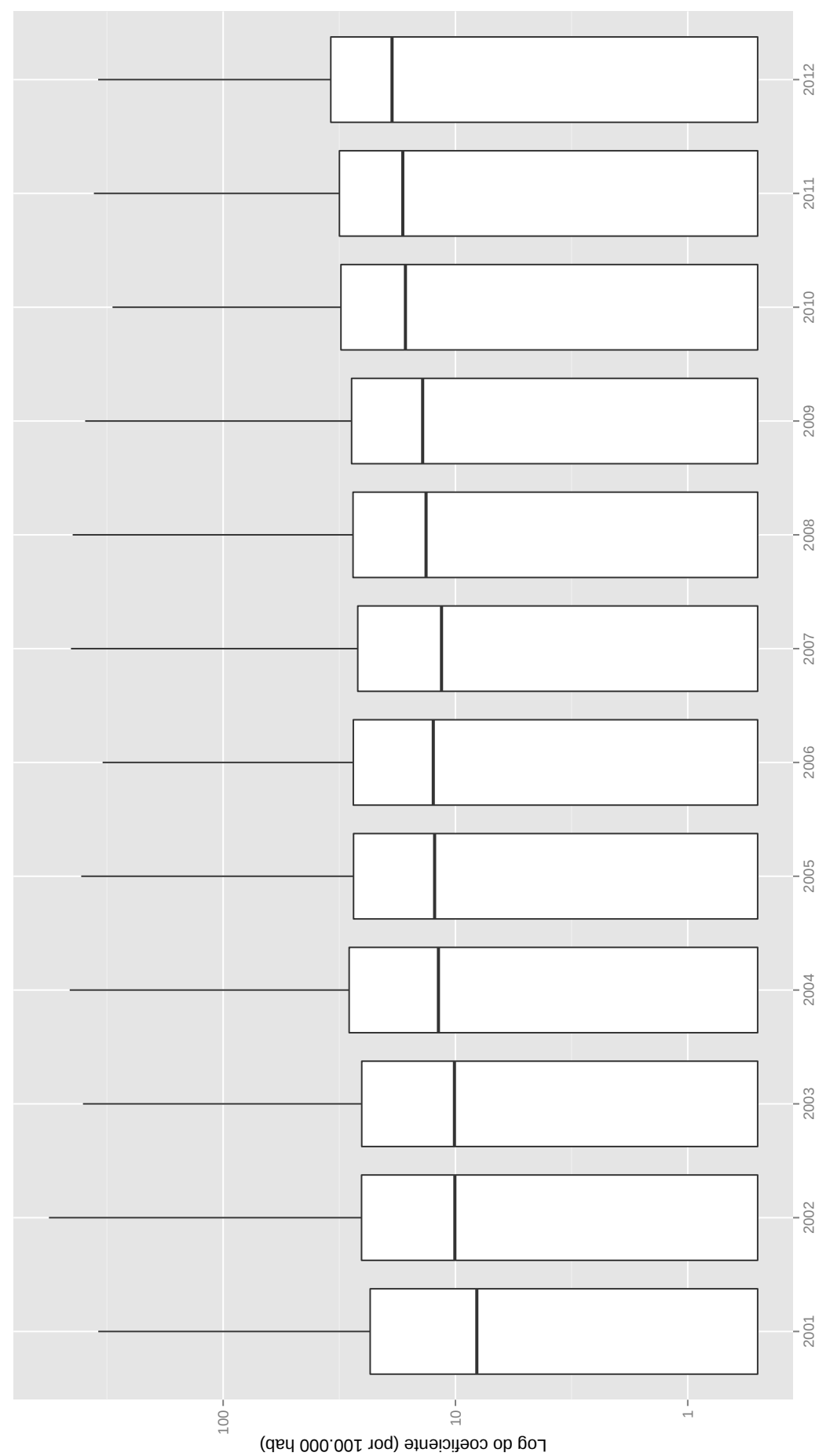


Figura 20 – Logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2001-2012

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

Nota: Coeficiente de mortalidade padronizado por idade, de acordo com a população padrão da OMS (AHMAD; BOSCHI-PINTO; LOPEZ, 2001).

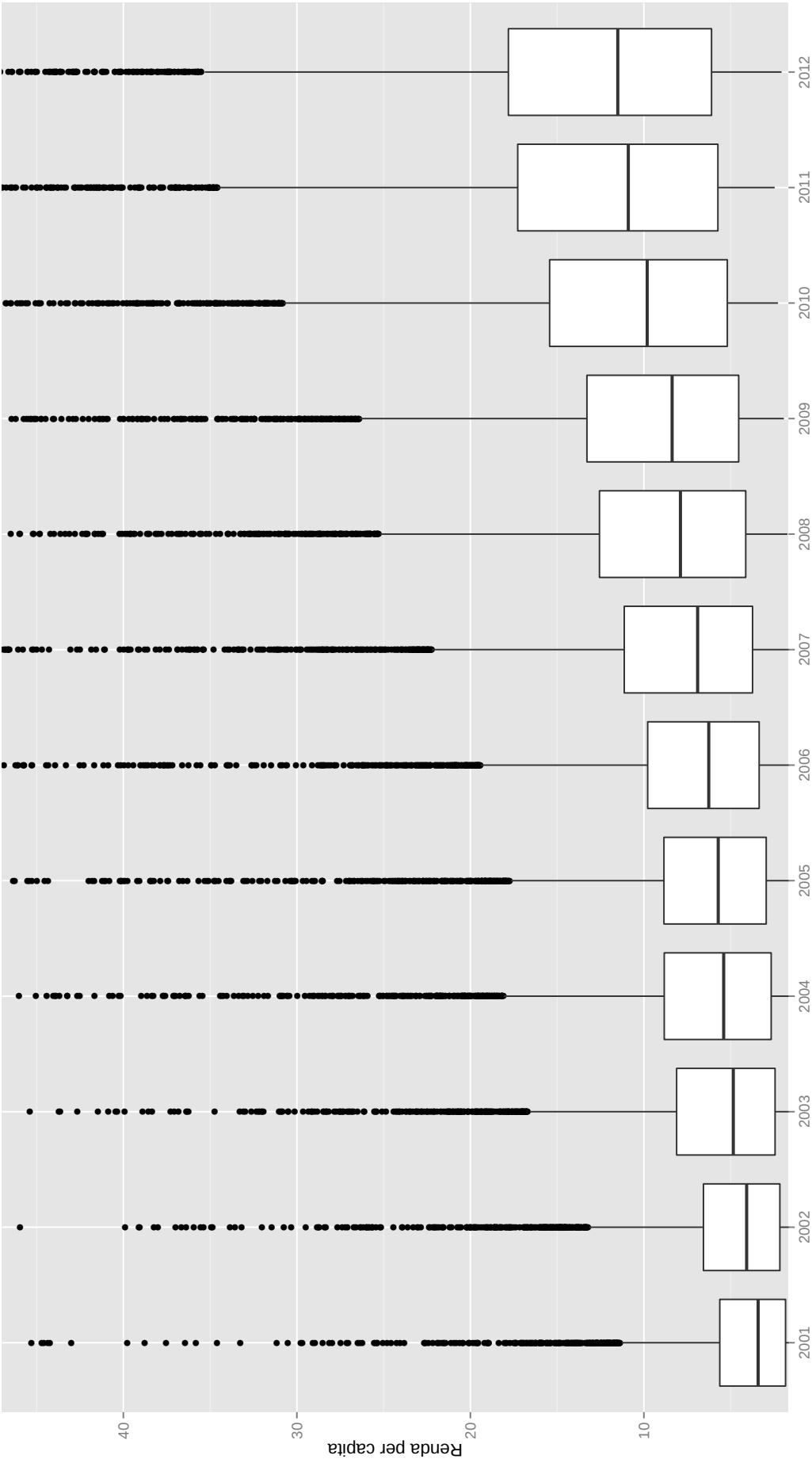


Figura 21 – Renda *per capita* em mil reais, Brasil, 2001-2012
Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

4.1.1 Associação entre os indicadores

A figura 22 apresenta um diagrama de dispersão entre o coeficiente de mortalidade no trânsito e a renda *per capita* para todos os municípios brasileiros com observações de todo o período. Neste diagrama, cada município apresenta 12 pontos, relativos aos anos de 2001 a 2012. Através do método *B-Spline* para polinômios com 3 graus de liberdade (HASTIE, 1992), foi obtida uma curva de ajuste para tendências não lineares, cujo sombreamento em cinza representa o intervalo de confiança para $\alpha = 0,05$. Pode-se observar pela curva de ajuste e pelo intervalo de confiança obtido a presença de uma tendência não linear entre as variáveis, conforme já sugerido pela literatura.

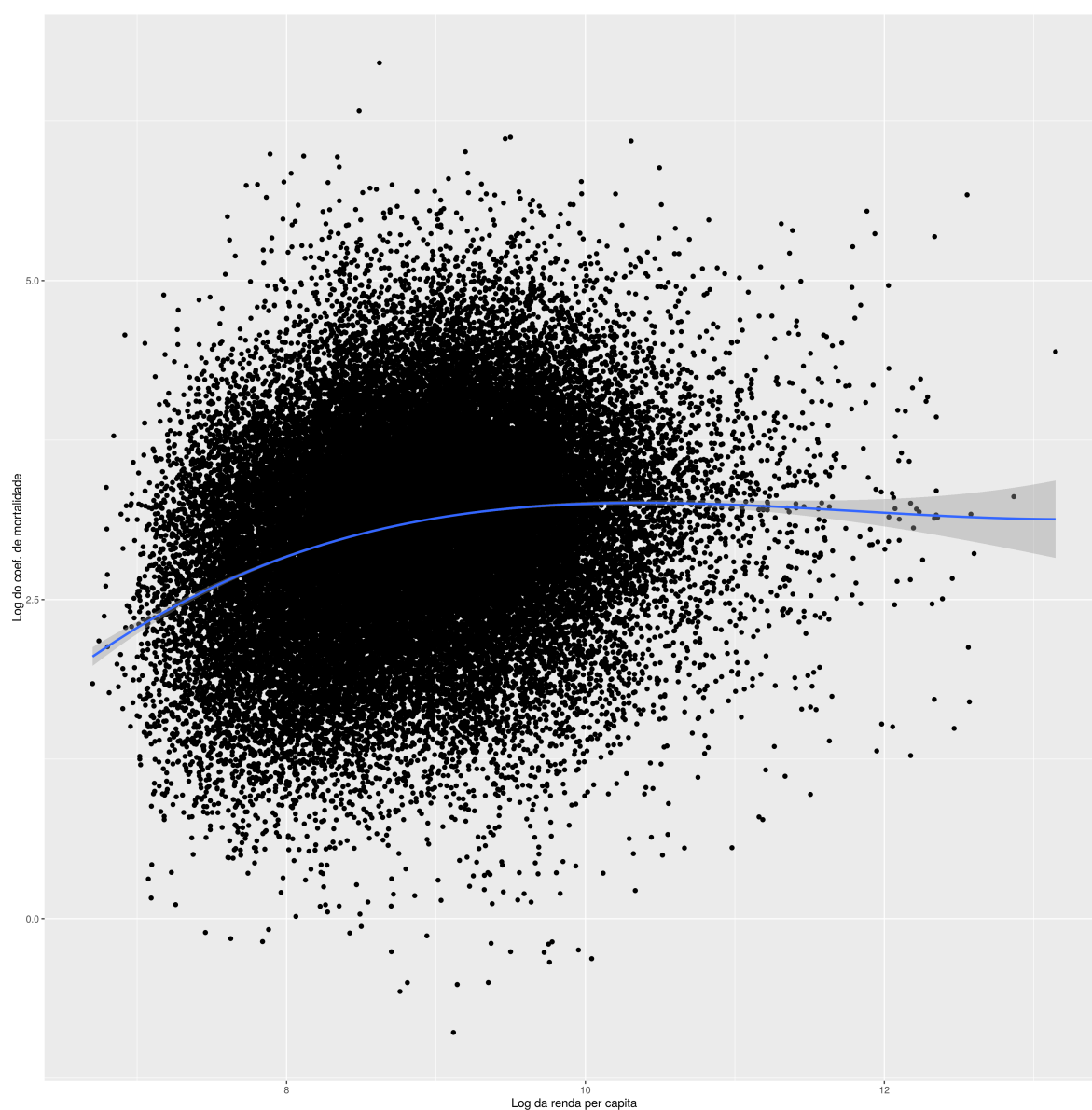


Figura 22 – Diagrama de dispersão entre o logaritmo da renda *per capita* e o coeficiente de mortalidade

Fonte: elaborado pelo autor.

Nota: a linha representa a curva de ajuste do método *B-Spline*, com uma faixa cinza representando o intervalo de confiança para NC de 95%.

4.2 Análise Espacial Exploratória

Nesta seção são apresentados os resultados da Análise Espacial Exploratória realizada nos coeficientes de mortalidade no trânsito e renda *per capita*. Para efeitos de comparação, são apresentadas análises para os anos de 2001 e 2012 para ambas as variáveis.

4.2.1 Coeficiente de mortalidade no trânsito

A distribuição espacial do coeficiente de mortalidade no trânsito para os anos de 2001 e 2012 são exibidos nas figuras 23 e 24, respectivamente. Considerando a presença de *outliers*, optou-se por apresentar a variável em seu logaritmo.

Uma versão animada da distribuição espacial do coeficiente de mortalidade, incluindo todos os anos, pode ser acessada no link: <<https://github.com/rfsaldanha/vtransito>>.

A comparação das figuras 23 e 24 permite observar que o coeficiente de mortalidade no trânsito apresenta uma tendência geral de aumento nos municípios. Pode-se perceber que em alguns estados, como Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, mais municípios apresentam coeficientes maiores entre os anos de 2001 e 2012.

Para 2001, o município que apresentou o maior coeficiente de mortalidade foi o de Cristiano Ottoni – MG, com 344,26 óbitos por cem mil habitantes. Para 2012, o município de maior coeficiente é o de Estrela do Norte – GO, com 344,72 óbitos por cem mil habitantes.

A simples observação dos mapas não permite, porém, revelar padrões espaciais de agrupamento (*clustering*), talvez em razão da diversidade das áreas territoriais dos municípios. Desta forma, nas figuras 25 e 26 são apresentados os diagramas de dispersão de Moran para o coeficiente de mortalidade nos anos de 2001 e 2012.

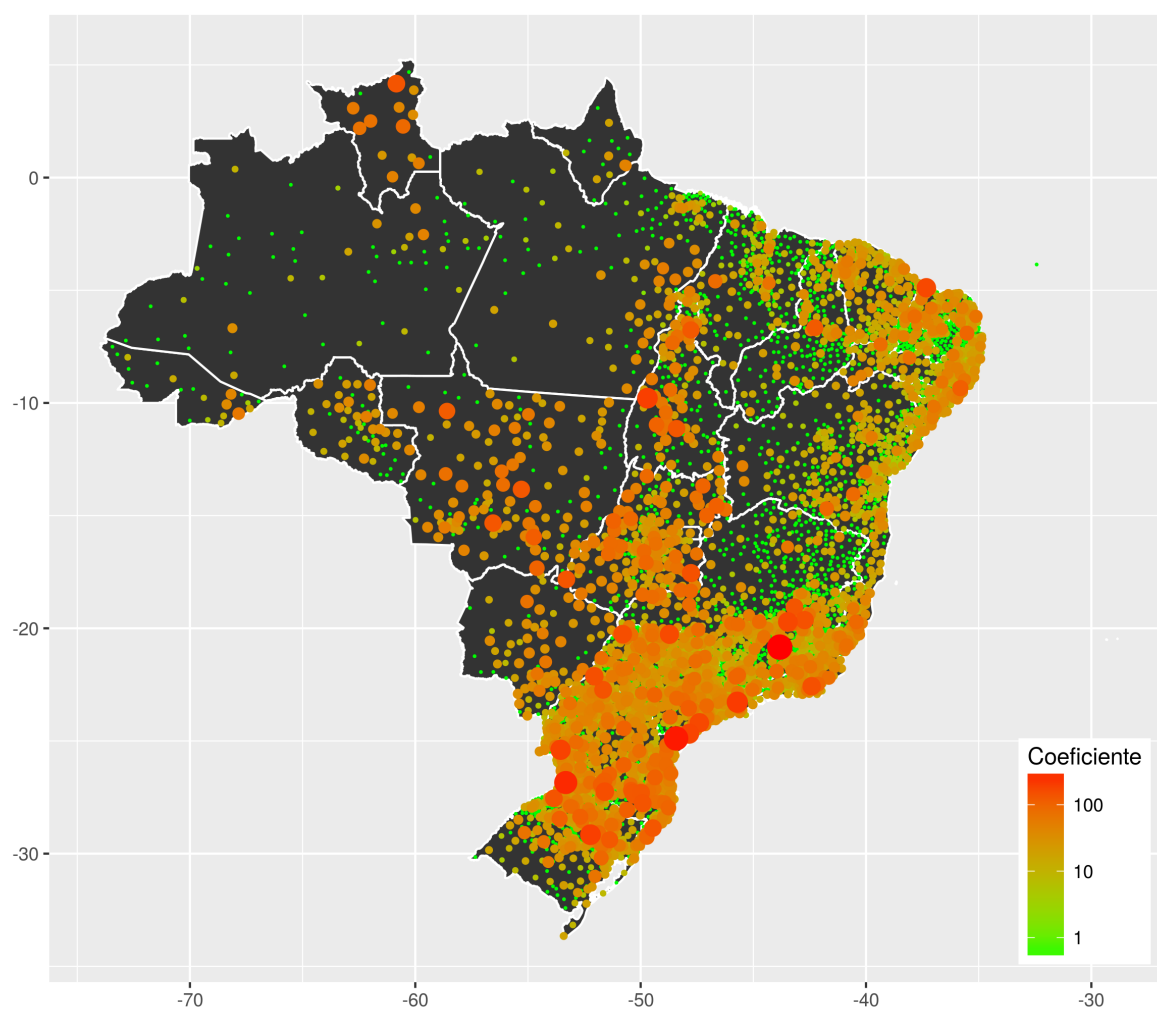


Figura 23 – Logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2001
Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

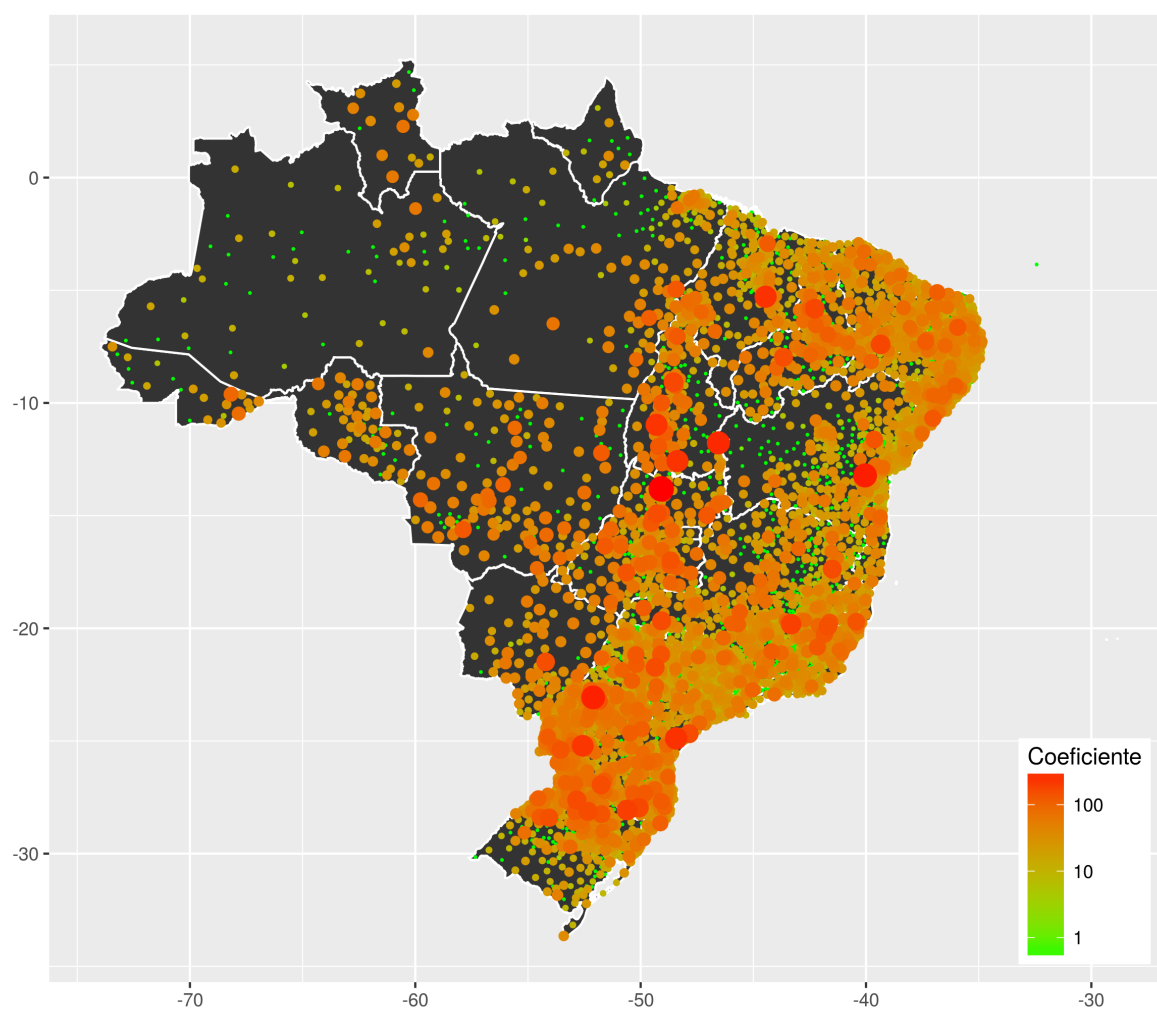


Figura 24 – Logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2012
Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

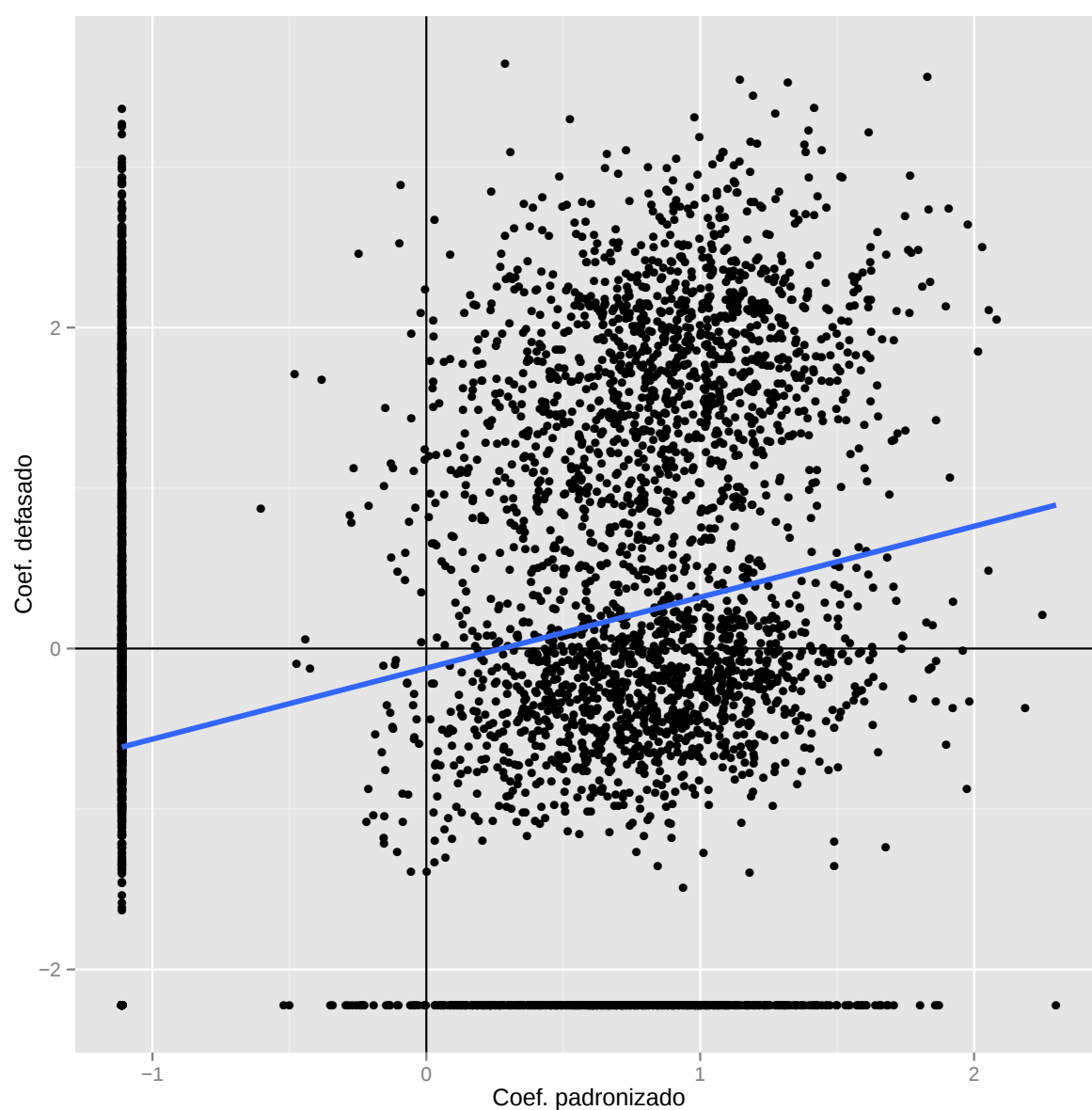


Figura 25 – Diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2001

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

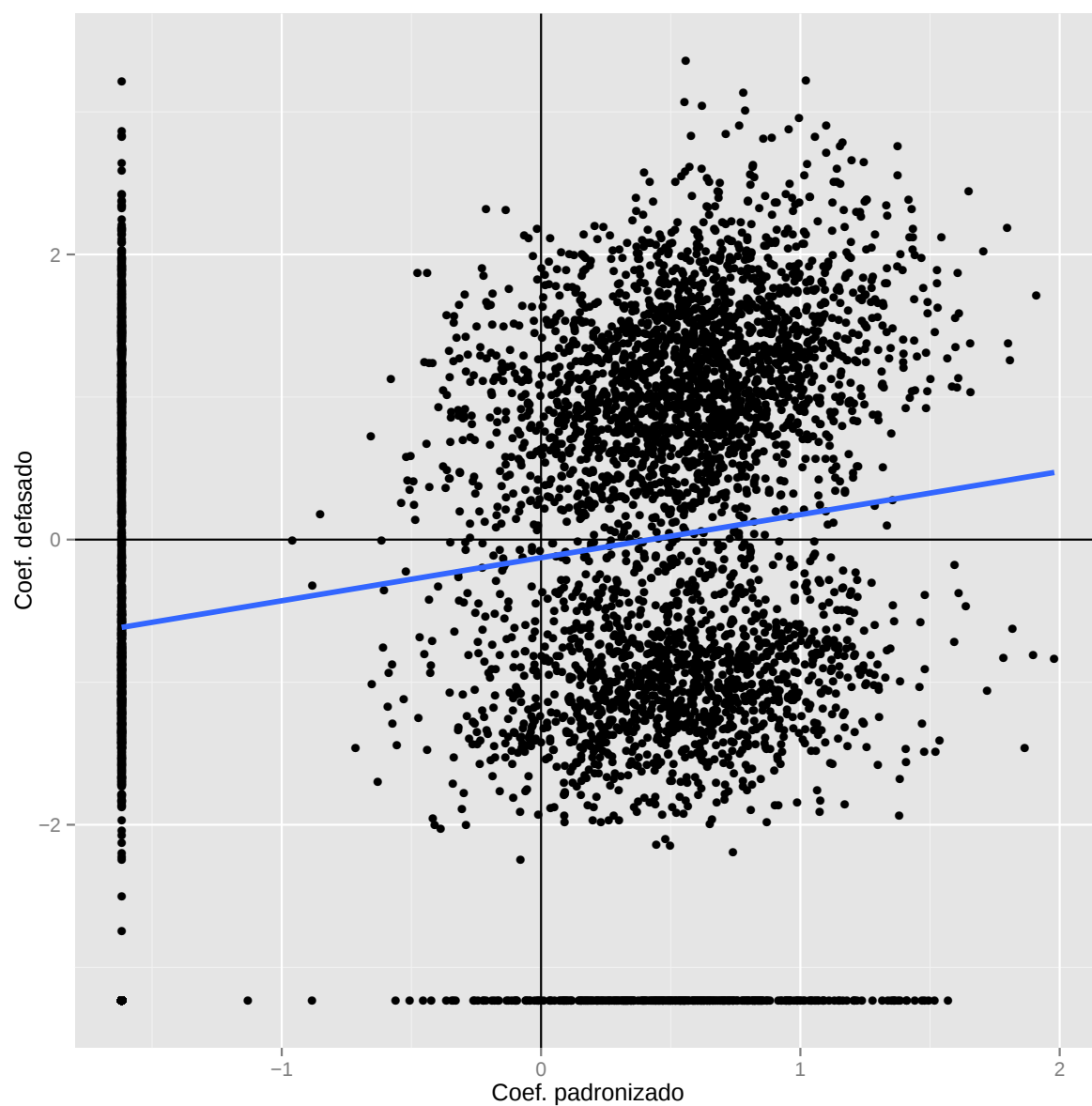


Figura 26 – Diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab). Brasil, 2012

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

Um diagrama de dispersão de Moran apresenta no eixo das abscissas a variável padronizada e no eixo das coordenadas a mesma variável defasada espacialmente. Neste arranjo, é possível analisar como cada observação é semelhante aos seus vizinhos, dada uma determinada matriz de vizinhança, neste caso, uma matriz de $k = 1$ vizinhos.

Comparando-se as figuras 25 e 26, observa-se que ambas apresentam uma tendência de correlação linear, destacada pela reta de regressão na cor azul. A estatística global de Moran para os coeficientes de 2001 e 2012 são, respectivamente, 0,2211 (valor- $p = 2.2e - 16$) e 0,1510 (valor- $p = 2.2e - 16$).

Em ambas as figuras, pode-se observar a existência de pontos com valores constantes em nos eixos. Estes pontos correspondem aos municípios que apresentaram o coeficiente de mortalidade igual à zero ou muito baixos. Para a utilização da função logarítmica para amenização dos *outliers*, foi necessário somar uma constante $c = 0,5$ nos coeficientes. Deste modo, existem municípios que apresentam diversos valores padronizados, mas cujo valor defasado espacialmente é igual a -2,32, tão como existem municípios que apresentam diversos valores para o coeficiente defasado espacialmente, mas cujo valor padronizado é igual a -1,16.

Contudo, em ambas as figuras pode-se observar a existência de duas massas de observações diferenciadas, com médias diferentes no coeficiente defasado espacialmente. Desta maneira, a aplicação direta do coeficiente global de autocorrelação de Moran pode não ser a aproximação mais recomendada a medir a autocorrelação espacial.

Para observar a autocorrelação espacial local dos municípios, são apresentados nas figuras 27 e 28 os mapas LISA (*Local Indicators of Spatial Association*) (ANSELIN, 1995; CARVALHO; NOBRE, 2001). Nestes mapas, é calculado para cada município a estatística I de Moran em relação aos seus vizinhos, segundo a matriz de vizinhança de $k = 1$ vizinhos.

Desta forma, caso um município apresente valores acima da média para a variável de interesse e seus vizinhos também apresentem valores acima da média, este município é classificado como Alto-Alto (AA). Se um município apresenta valores acima da média e seus vizinhos apresentam valores abaixo da média, ele é classificado como Alto-Baixo (AB). Se um município apresenta valores abaixo da média e seus vizinhos apresentam valores acima da média, ele é classificado como (BA). Por último, caso um município apresente valores abaixo da média tão como seus vizinhos, este é classificado como Baixo-Baixo (BB). Importante ressaltar que esta classificação é atribuída apenas nos municípios cujos I de Moran local seja estatisticamente significativo.

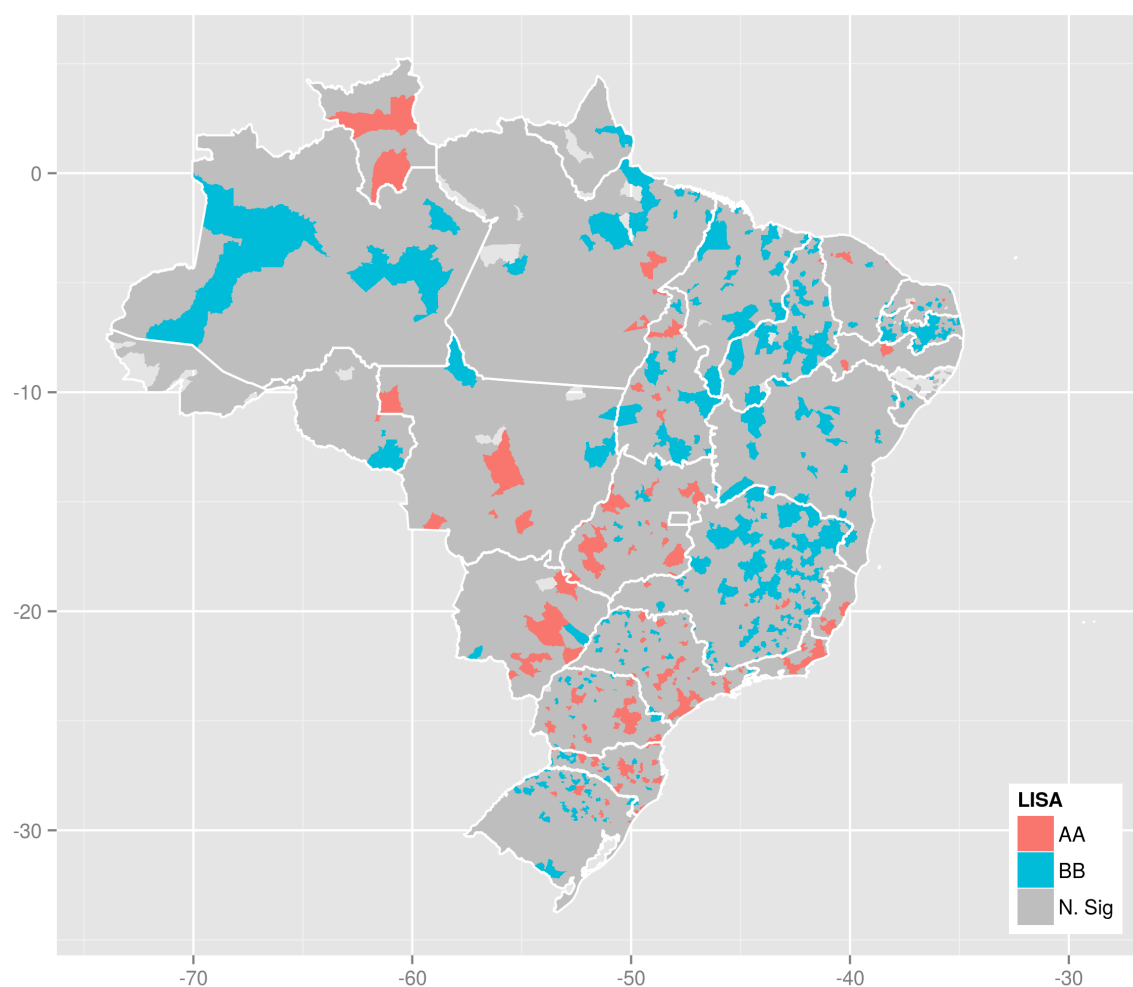


Figura 27 – Mapa LISA do logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab.).
Brasil, 2001

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

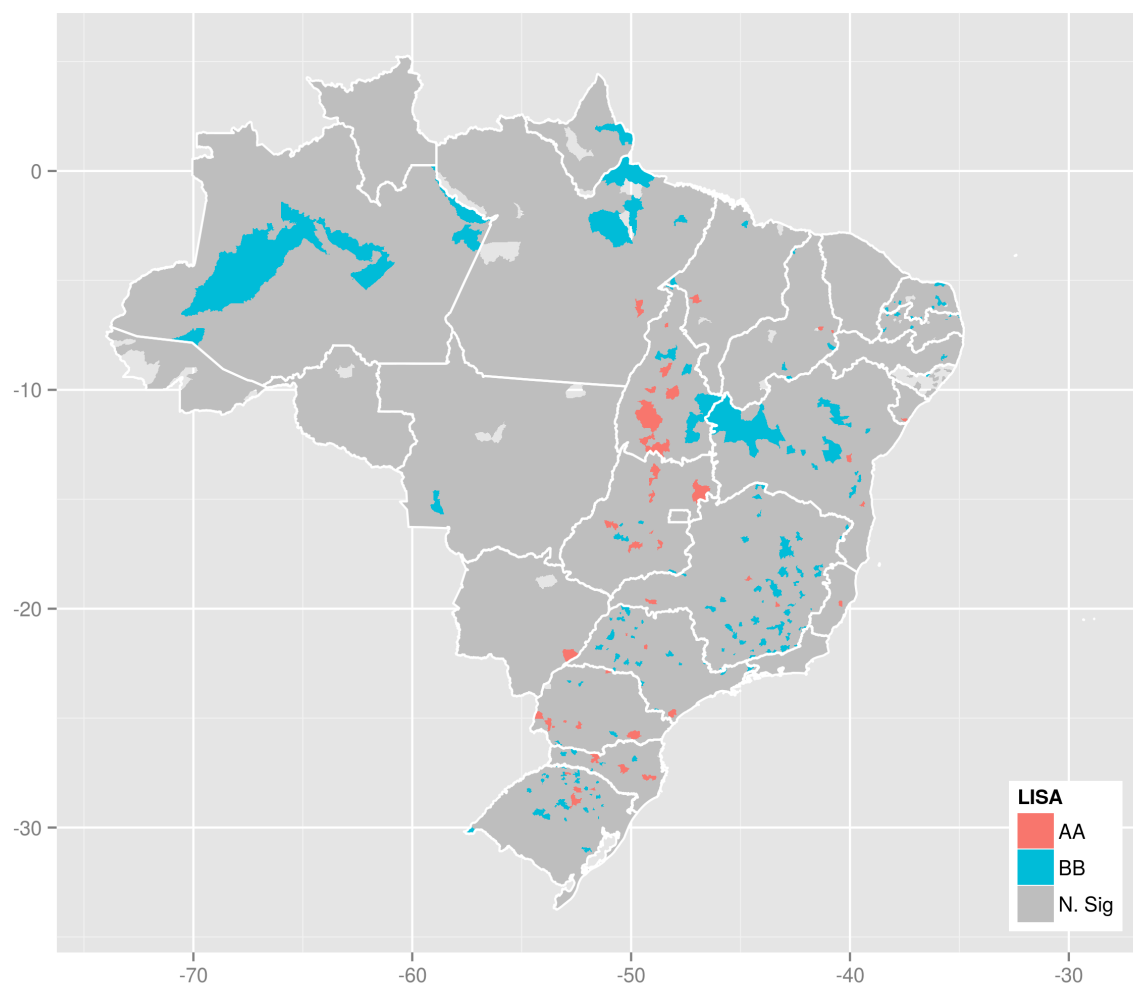


Figura 28 – Mapa LISA do logaritmo do coeficiente de mortalidade (por 100.000 hab).
Brasil, 2012

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

Pode-se observar nas figuras 27 e 28 que, em ambos os anos, foram identificados apenas municípios AA e BB. Em 2001, 264 municípios foram classificados como AA e 824 municípios como BB. Já em 2012, 77 municípios foram classificados como AA e 319 municípios foram classificados como BB, apresentando assim um menor número de agrupamentos em ambas as classificações, em concordância com o menor I de Moran global em relação ao ano de 2001. Ainda assim, pode-se observar que no estado de Tocantins houve um aumento de municípios classificados como AA e que, no estado de Minas Gerais, são apresentados menos municípios classificados como BB, indicando uma maior variabilidade espacial do coeficiente de mortalidade no trânsito.

A seguir são apresentados resultados da Análise Exploratória Espacial para a renda *per capita*, nos anos de 2001 e 2012.

4.2.2 Renda *per capita*

As figuras 29 e 30 apresentam a espacialização da renda *per capita* no Brasil para os anos de 2001 e 2012, respectivamente.

Uma versão animada da distribuição espacial da renda *per capita*, incluindo todos os anos, pode ser acessada no link: <<https://github.com/rfsaldanha/vtransito>>.

Pode-se observar que a renda *per capita* apresenta uma tendência de crescimento no período em quase todos os estados. Nota-se uma tendência de maior agrupamento espacial, a ser confirmado a seguir.

O município que apresentou maior renda *per capita* em 2001 foi São Francisco do Conde – BA, com R\$ 154.701,13; e em 2012, Presidente Kennedy – ES, com R\$ 387.136,99 *per capita*¹.

As figuras 31 e 32 apresentam o diagrama de dispersão de Moran para a renda *per capita* para os anos de 2001 e 2012.

¹ Ambos os municípios são conhecidos por terem pequena população e grande parte de seu PIB advindo da indústria petroleira.

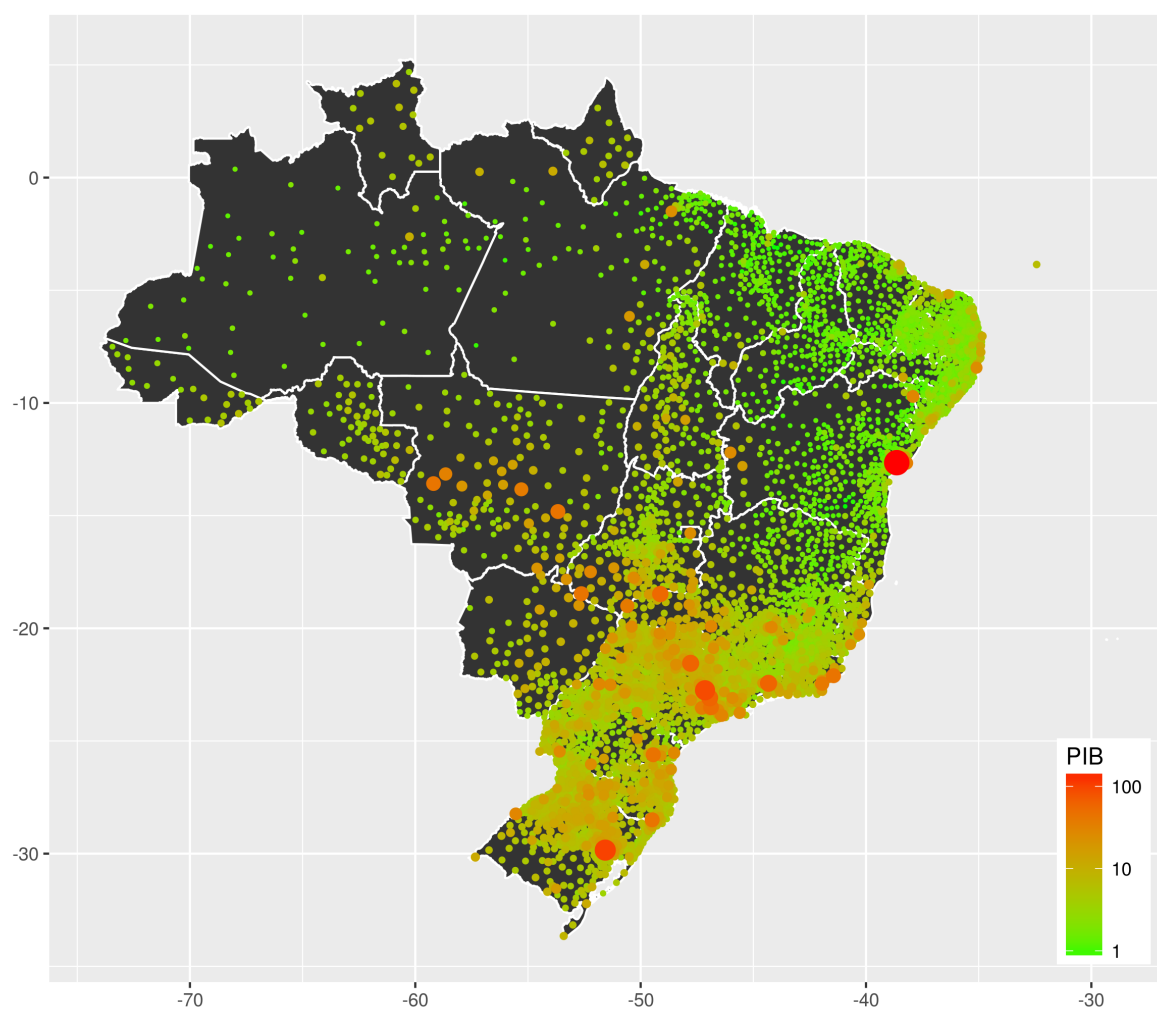


Figura 29 – Logaritmo da renda *per capita* em mil reais. Brasil, 2001

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

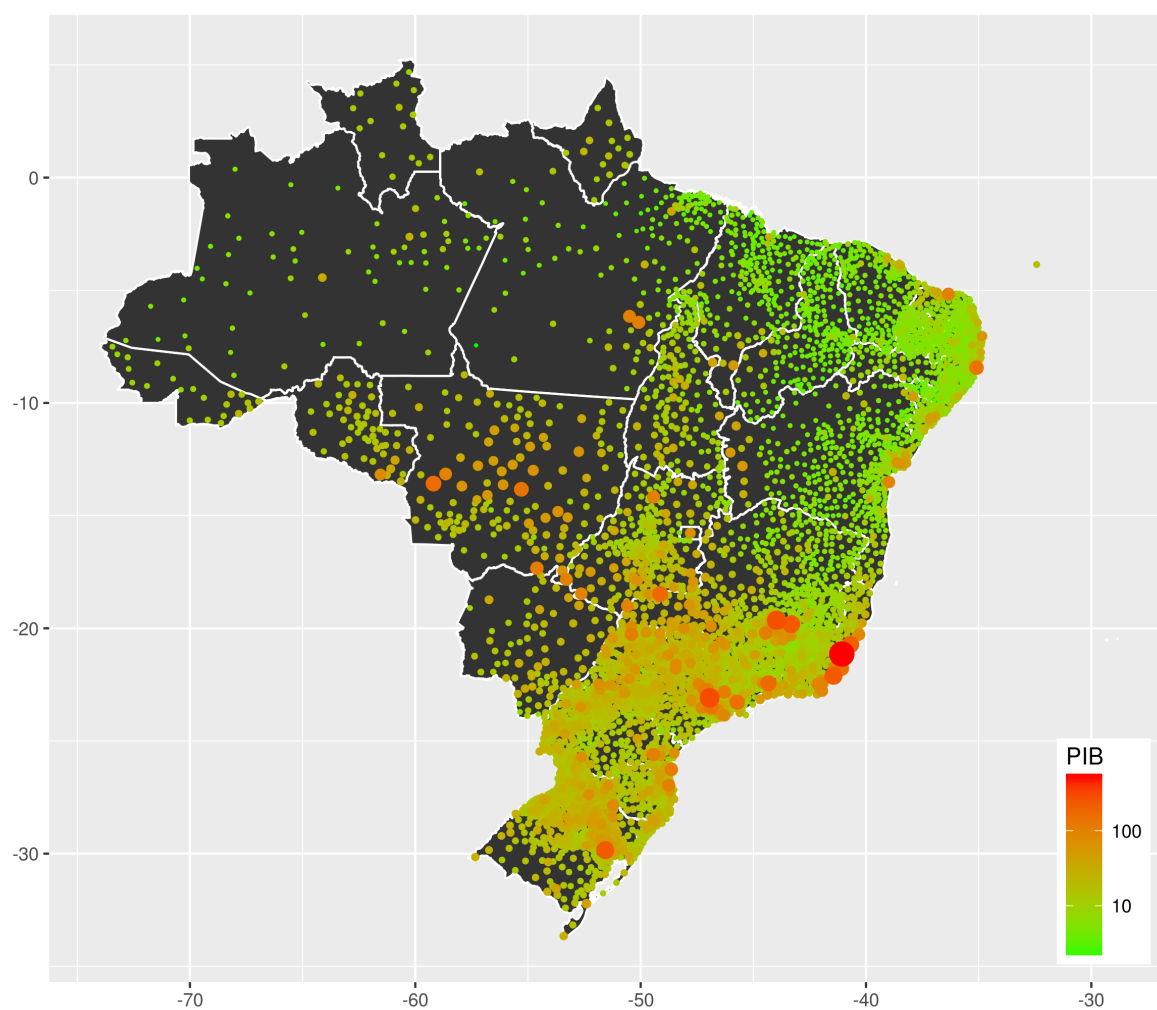


Figura 30 – Logaritmo da renda *per capita* em mil reais. Brasil, 2012

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

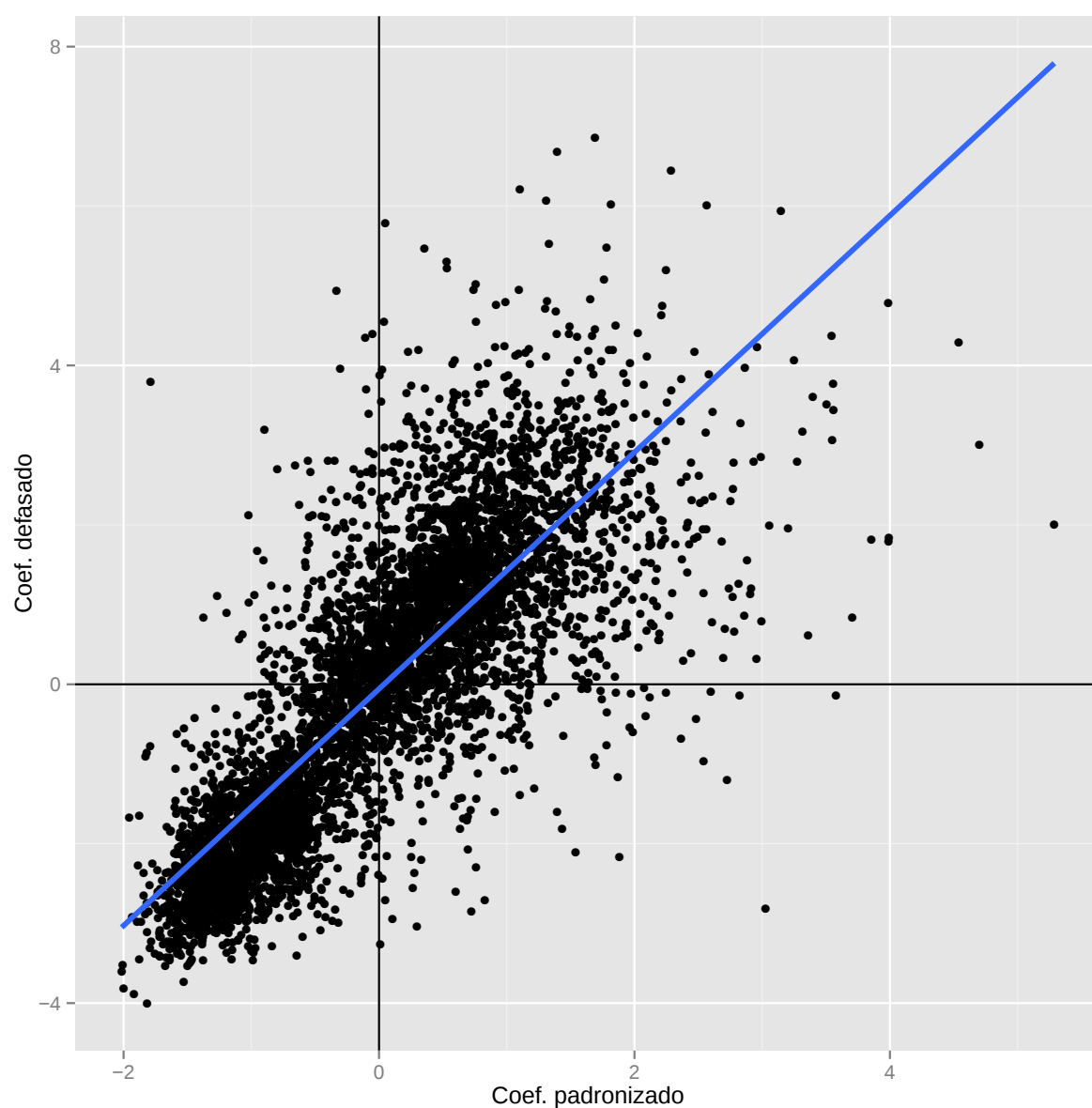


Figura 31 – Diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo da renda *per capita*. Brasil, 2001

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

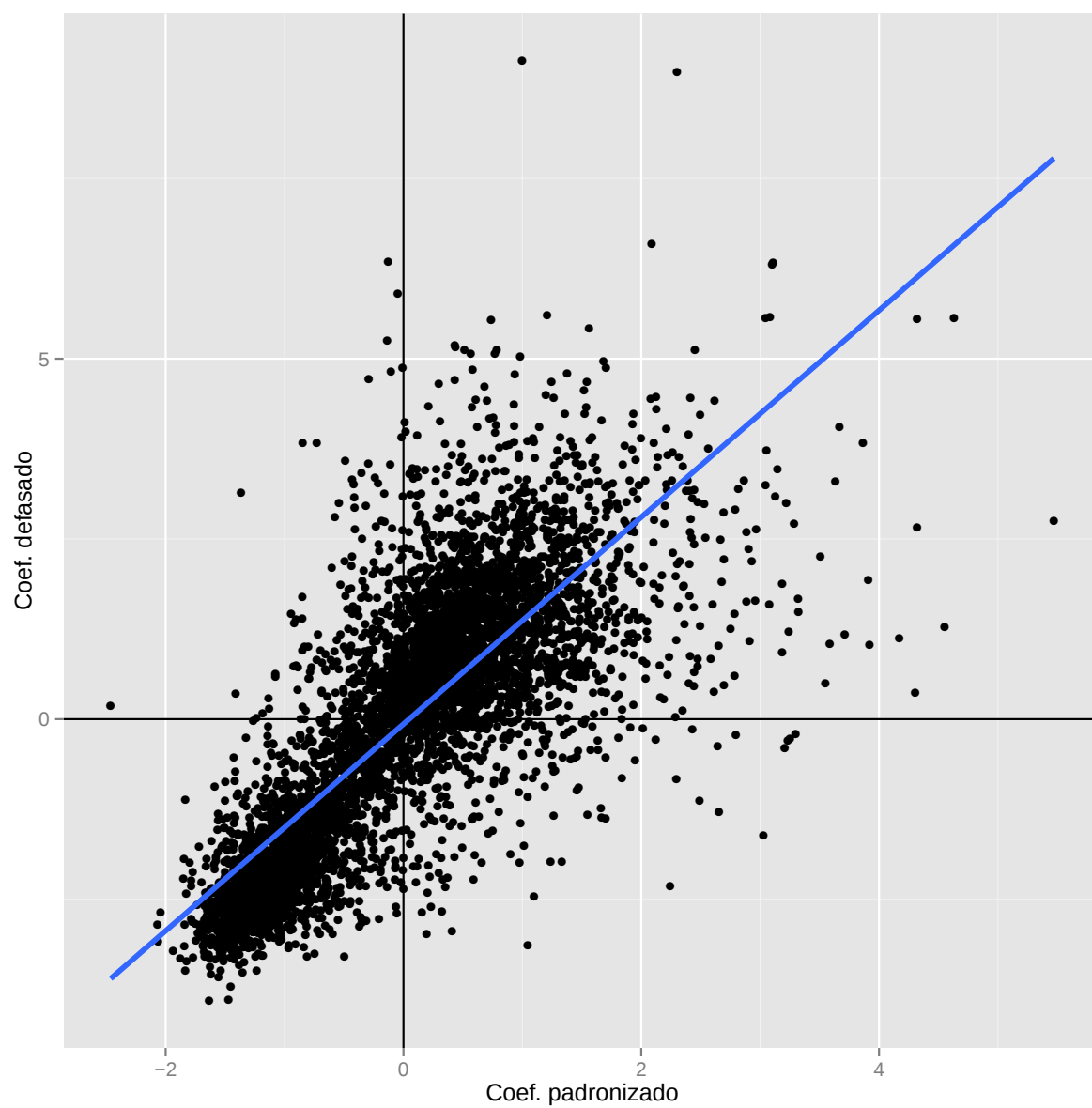


Figura 32 – Diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo da renda *per capita*. Brasil, 2012

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

Observa-se em ambos diagramas que uma forte tendência autocorrelação espacial, o que é corroborado pelas estatísticas I de Moran de 0,7423 (valor- $p= 2.2e - 16$) e 0,7174 (valor- $p= 2.2e - 16$), para os anos de 2001 e 2012, respectivamente.

As figuras 33 e 34 a seguir retratam a tendência de agrupamento espacial através dos mapas LISA para a renda *per capita* para os anos de 2001 e 2012, respectivamente.

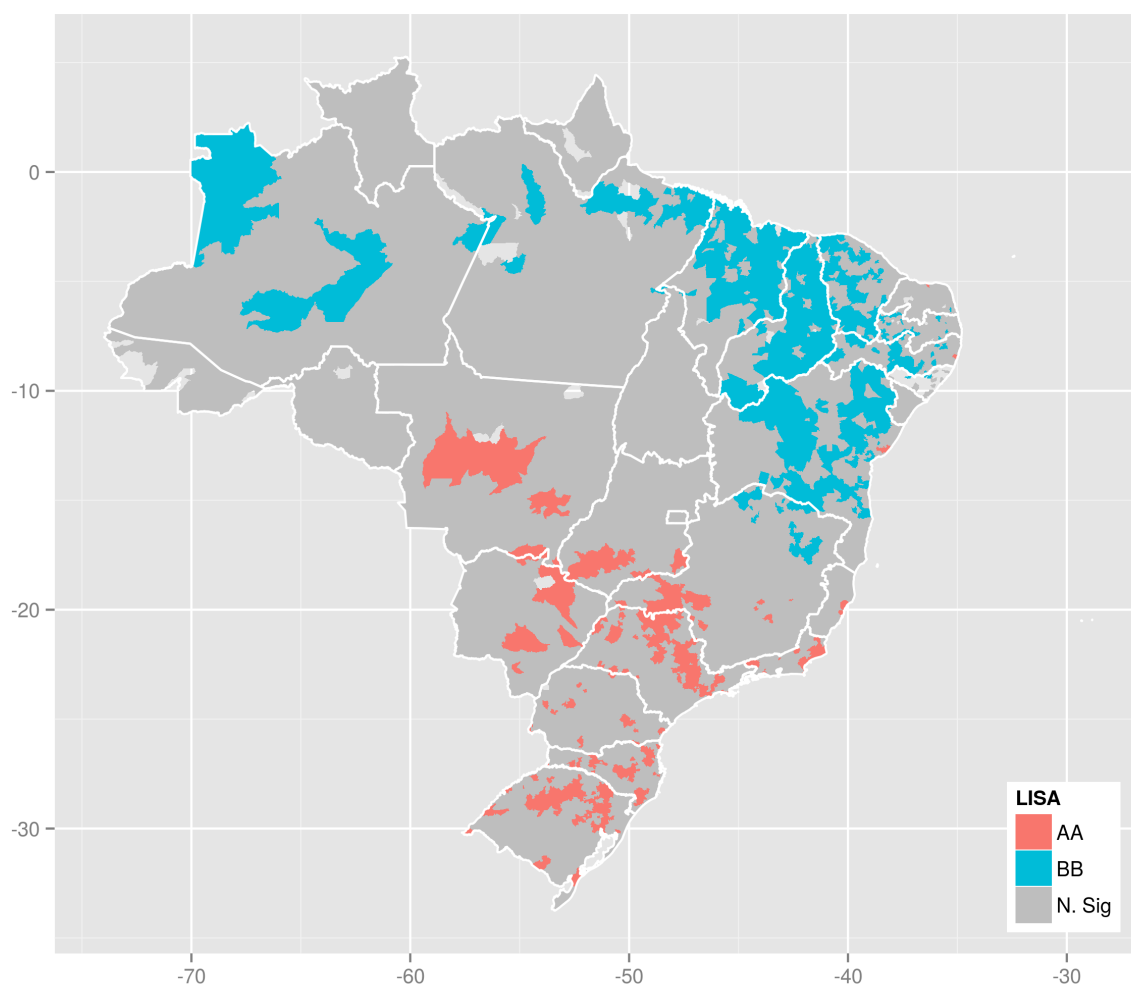


Figura 33 – Mapa LISA do logaritmo da renda *per capita*. Brasil, 2001

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

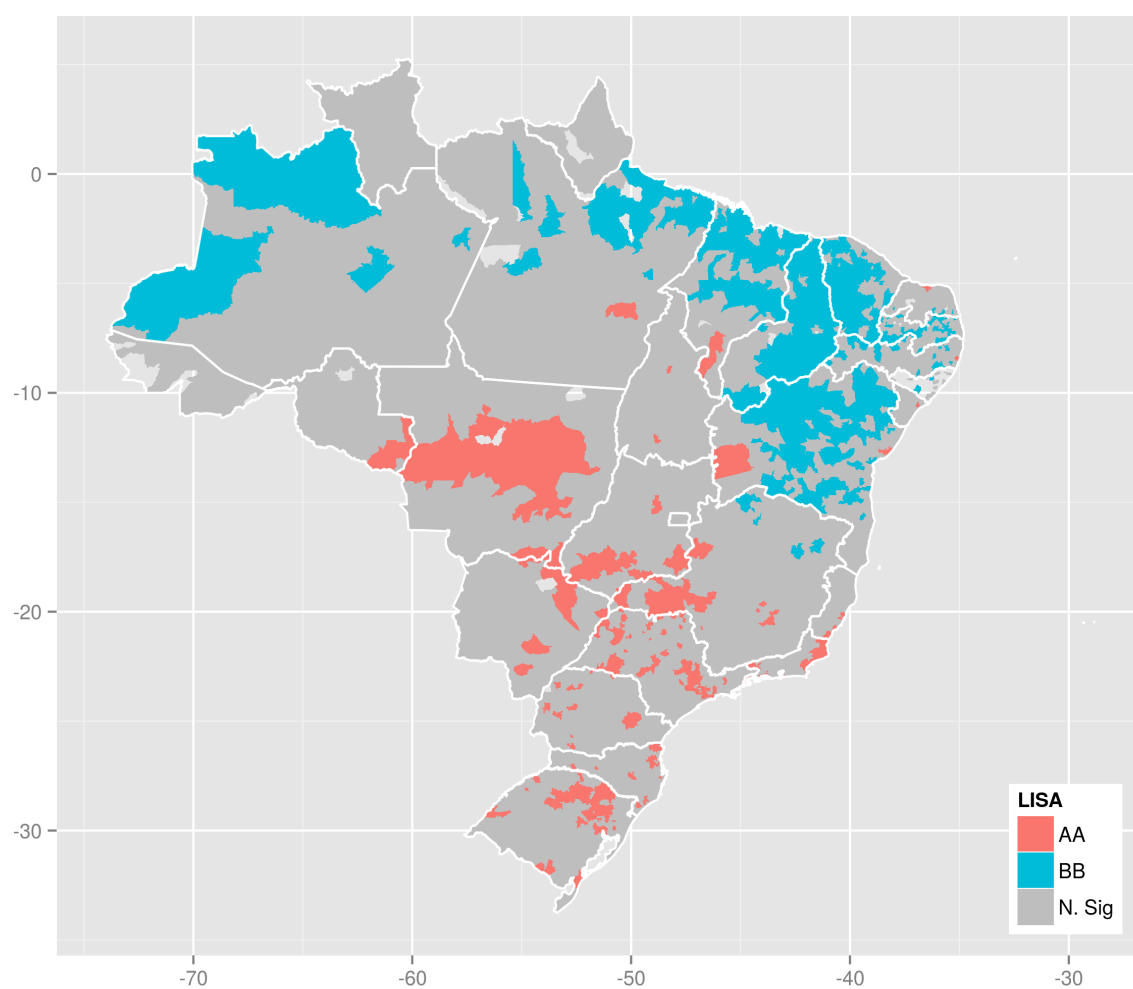


Figura 34 – Mapa LISA do logaritmo da renda *per capita*. Brasil, 2012

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

Pode-se observar nas figuras 33 e 34 que, em ambos os anos, há uma tendência de concentração de municípios classificados como AA nas regiões sul, sudeste e centro-oeste e uma concentração de municípios classificados como BB nas regiões norte e nordeste do Brasil. Em 2001, 531 municípios foram classificados como AA e 832 municípios como BB, enquanto que em 2012, 465 municípios foram classificados como AA e 870 municípios foram classificados como BB.

Nota-se que no ano de 2012, a presença de alguns municípios classificados como AA na região norte e nordeste pode ser notada, mais precisamente nos estados da Bahia, Maranhão, Tocantins e Pará.

A seguir, são apresentados os resultados dos modelos, a começar pelo *Modelo A*, referente à violência no trânsito e crescimento econômico.

4.3 Modelo A

4.3.1 Efeitos não observados

Conforme abordado na seção 3.4.1 (página 54), a existência de efeitos não observados pode ser verificada através do teste de dependência em *cross-section* de Pesaran. O teste apresentou um valor z de 48,6462 e valor p de $2.2\text{e-}16$; indicando a existência de dependência em *cross-section*.

Além dos critérios teóricos, o teste de Hausman foi executado adicionalmente para escolha entre um modelo de efeitos fixos ou aleatórios. Com χ^2 de 194,0358 e dois graus de liberdade, o teste de Hausman obteve valor p de $2.2\text{e-}16$; indicando o modelo de efeitos fixos.

4.3.2 Efeitos de interação espacial

Para o reconhecimento e tratamento dos efeitos de interação espacial, seis especificações de modelos espaciais foram estimadas, cujos resultados são apresentados a seguir. Nos modelos que incluem a variável dependente defasada no lado direito da equação de regressão, as medidas de impacto também são informadas. Além dos modelos espaciais, uma especificação não espacial foi estimada para comparação.

Considerando a impossibilidade de se trabalhar com o logaritmo do coeficiente de mortalidade nos municípios em que não houveram óbitos para algum dos anos considerados, os coeficientes de todos os municípios foram somados a uma constante $c = 0,5$. A interpretação dos valores dos coeficientes e efeitos dos modelos deve ser deflacionada do valor desta constante.

Para a estimação dos modelos espaciais, foi utilizada uma matriz de k -vizinhos

espaciais. Através do procedimento proposto por Baumont (2004), foi adotado $k = 1$, apresentando um I de Moran de 0,1424 (valor p de 0,001), para o coeficiente de mortalidade no trânsito.

As seções a seguir apresentam as especificações dos modelos e os quadros com as estimativas dos coeficientes.

Modelo não espacial

Este modelo foi estimado utilizando-se a técnica de painel de dados tradicional, sem o componente espacial, através do estimador de máxima verossimilhança.

Especificação:

$$y_t = \alpha + X_t\beta + \varepsilon_t$$

Quadro 4 – Coeficientes modelo não espacial, modelo A

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
$\log(PIB)$	4.3972292	0.1682030	26.142	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0.2106748	0.0095399	-22.084	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

Neste modelo não espacial, pode-se observar que os coeficientes de $\log(PIB)$ e $\log(PIB)^2$ são significativos e que este último têm sinal negativo, indicando a ocorrência da Curva de Kuznets (conforme quadro 1, página 47). Contudo, a ocorrência de dependência em *cross-section* indicada pelo teste de Pesaran deve ser tratada, como nos modelos espaciais apresentados a seguir.

Modelo de Kelejian-Prucha (SAC)

Especificação:

$$y_t = \alpha + \rho W y_t + X_t\beta + u_t, \quad u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t$$

Quadro 5 – Coeficientes do modelo SAC, modelo A

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
ρ	0,2811819	0,0067040	41,942	2.2e-16
λ	-0,2634510	0,0067985	-38,751	2.2e-16
$\log(PIB)$	3,3532700	0,1330946	25,195	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0,1622376	0,0075200	-21,574	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 6 – Impactos do modelo SAC, modelo A

Impactos	Diretos	Indiretos	Total
$\log(PIB)$	3,5001366	1,16484065	4,6649773
$\log(PIB)^2$	-0,1693433	-0,05635723	-0,2257005

Nota: Todos os impactos apresentaram valor p iguais a 2.22e-16.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo SAC lida com a dependência espacial defasando espacialmente a variável dependente e a incluindo no modelo como uma variável explicativa, tão como defasando espacialmente o termo de erro. Pode-se observar que ambos os coeficientes espaciais (ρ e λ) são significativos.

Ao adicionar a variável dependente defasada espacialmente no modelo, esta especificação reconhece que haja efeitos de transbordamento (*spillover*) da variável dependente. Neste caso, admite-se que o coeficiente de mortalidade no trânsito de um município influencia, e também é influenciado, pelos municípios considerados vizinhos pela matriz W . Em razão disto, a interpretação dos coeficientes do modelo não pode ser realizada diretamente, sendo necessário computar os efeitos diretos e indiretos do modelo (ELHORST, 2014; PIRAS, 2014; LESAGE, 2008).

Os efeitos diretos medem a influência das variáveis independentes na variável dependente em um mesmo município, enquanto que os efeitos indiretos medem a influência das variáveis independentes de municípios vizinhos sobre a variável dependente de um município (ELHORST, 2014).

Desta maneira, pode-se observar no modelo SAC que os efeitos diretos da renda *per capita* são maiores que os indiretos, indicando que o coeficiente de mortalidade no trânsito de um município é mais influenciado por sua própria renda *per capita* do que dos municípios vizinhos. Deste modo, o efeito de transbordamento (efeito indireto), apesar de significativo estatisticamente, é menor que o efeito direto. Interpretando-se os sinais dos efeitos, observa-se a existência da curva de Kuznets neste modelo.

Modelo Espacial de Durbin (SDM)

Especificação:

$$y_t = \alpha + \rho W y_t + X_t \beta + W X_t \theta + \varepsilon_t$$

No modelo SDM, a variável dependente é defasada espacialmente no lado direito da equação, tão como as variáveis independentes. Neste caso, admite-se que o coeficiente de mortalidade apresenta efeitos de transbordamento espacial e que a renda *per capita* deva ser defasada espacialmente.

Quadro 7 – Coeficientes do modelo SDM, modelo A

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
ρ	0,0213039	0,0031414	6,7817	1.187e-11
$\log(PIB)$	4,0840924	0,1630001	25,0558	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0,1965683	0,0092632	-21,2203	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 8 – Impactos do modelo SDM, modelo A

Impactos	Diretos	Indiretos	Total
$\log(PIB)$	4,0850385	0,087955180	4,1729937
$\log(PIB)^2$	-0,1966139	-0,004233304	-0,2008472

Nota: Todos os impactos apresentaram valor p iguais ou inferiores 2.0300e-11.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Observa-se que o coeficiente espacial ρ é positivo e significativo. Analisando-se impactos do modelo SDM, nota-se que os impactos diretos são superiores em magnitude que os indiretos, e que o impacto direto de $\log(PIB)^2$ é negativo, indicando a ocorrência de uma curva de Kuznets.

Modelo Espacial de Erro de Durbin (SDEM)

Especificação:

$$y_t = \alpha + X_t\beta + WX_t\theta + u_t, \quad u_t = \lambda Wu_t + \varepsilon_t$$

Quadro 9 – Coeficientes do modelo SDEM, modelo A

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
λ	0,0182696	0,0031494	5,801	6.591e-09
$\log(PIB)$	4,1446448	0,1646012	25,180	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0,1993426	0,0093580	-21,302	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo SDEM aplica a defasagem nas variáveis explicativas e no termo de erro. Por não incluir a variável dependente defasada no lado direito da equação, a interpretação das estimativas dos coeficientes pode ser realizada diretamente.

Observa-se que o coeficiente espacial θ é positivo e significativo estatisticamente, ressaltando a necessidade da defasagem espacial do termo de erro devido a autocorrelação espacial presente na variável dependente.

Os coeficientes de $\log(PIB)$ e $\log(PIB)^2$ são significativos estatisticamente, sendo este último de valor negativo, indicando a ocorrência da curva de Kuznets.

Cabe lembrar que, dentre os modelos apresentados até este momento, o modelo SDEM é o que melhor se adéqua teoricamente à deste trabalho, conforme discutido na 3.4.3 (página 60).

Modelo Regressivo Cruzado Espacial (SLX)

Especificação:

$$y_t = \alpha + X_t\beta + W X_t\theta + \varepsilon_t$$

Quadro 10 – Coeficientes do modelo SLX, modelo A

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
$W\log(PIB)$	4,1776315	0,1699645	24,579	2.2e-16
$W\log(PIB)^2$	-0,2010150	0,0096657	-20,797	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo SLX considera a defasagem espacial apenas das variáveis explicativas. Como é conhecido que a variável dependente apresenta autocorrelação espacial significativa estatisticamente, os resultados deste modelo não serão considerados.

Modelo de Defasagem Espacial (SAR)

Especificação:

$$y_t = \alpha + \rho W y_t + X_t\beta + \varepsilon_t$$

Quadro 11 – Coeficientes do modelo SAR, modelo A

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
ρ	0,0207857	0,0031402	6,6192	3.613e-11
$\log(PIB)$	4,3128415	0,1613415	26,7311	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0,2067107	0,0091436	-22,6072	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 12 – Impactos do modelo SAR, modelo A

Impactos	Diretos	Indiretos	Total
$\log(PIB)$	4,3137925	0,090597501	4,4043900
$\log(PIB)^2$	-0,2067563	-0,004342259	-0,2110986

Nota: Todos os impactos apresentaram valor p iguais a 2.22e-16.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo SAR defasa espacialmente a variável dependente incluindo-a no lado direito da equação e não defasa espacialmente as variáveis explicativas. Considerando que o coeficiente θ estimado pelo modelo SDEM é significativo, esta abordagem torna-se inapropriada, ainda que os coeficientes estimados também apontem para a ocorrência da curva de Kuznets.

Modelo de Erro Espacial (SEM)

Especificação:

$$y_t = \alpha + X_t\beta + u_t, \quad u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t$$

Quadro 13 – Coeficientes do modelo SEM, modelo A

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
λ	0,0196749	0,0031492	6,2476	4.167e-10
$\log(PIB)$	4,3748900	0,1630191	26,8367	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0,2094853	0,0092428	-22,6647	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo SEM apresenta a defasagem espacial do termo de erro, não defasando as variáveis explicativas. Considerando que o coeficiente θ estimado pelo modelo SDEM é significativo estatisticamente, esta abordagem torna-se inapropriada, ainda que os coeficientes estimados também apontem para a ocorrência da curva de Kuznets.

Conforme abordado na seção 3.4.3 (página 60), os modelos SDM e SDEM são os mais adequados para os objetivos desta pesquisa e, constatado que o coeficiente θ é significativo, o modelo SDEM pode ser adotado, dentre todos os modelos apresentados, como a escolha final para a validação da hipótese da curva de Kuznets na relação entre violência no trânsito e crescimento econômico.

4.3.3 Resultados individuais

Os resultados dos modelos anteriormente apresentados se referem ao painel de dados referente a todos os municípios brasileiros, verificando deste modo a viabilidade do modelo em nível geral.

Dentre os significados dos modelos estatísticos de regressão, pode-se afirmar que estes medem o *ajuste geral* dos dados à uma relação especificada, ou seja, uma forma funcional. Deste modo, deve-se esperar que alguns municípios fujam ao comportamento deste *ajuste geral*. Esta variabilidade não invalida os resultados dos modelos de regressão, posto que é a partir desta variabilidade que criou-se o conceito de regressão em direção à média (MOSTELLER; TUKEY, 1977; GALTON, 1886).

Visando mensurar a aplicabilidade do modelo individualmente, uma regressão de série temporal foi ajustada para cada município brasileiro, considerando o período de estudo, com esta especificação:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}^2 + \varepsilon \quad (4.1)$$

Onde y representa o coeficiente de mortalidade no trânsito e x_{t-1} representa a renda *per capita* defasada em $t - 1$. Importante ressaltar que neste modelo, a correlação espacial não é tratada.

Desta maneira, dos 5.559 municípios considerados neste estudo, 472 municípios apresentaram resultados coerentes com o quadro 1 (página 47 para a relação de “U” invertido). Isto significa que 8,48% dos municípios brasileiros já percorreram a trajetória completa da Curva de Kuznets, cobrindo o processo de aumento da renda *per capita* em conjunto com o coeficiente de mortalidade, ultrapassaram o apogeu da curva, e agora apresentam um coeficiente de mortalidade com tendência de decréscimo acompanhado do crescimento da renda *per capita*.

A tabela 7, a seguir, apresenta a contagem de municípios que apresentam a curva de Kuznets para violência no trânsito e crescimento econômico, por regiões e estados.

Conforme foi verificado nos modelos espaciais apresentados anteriormente, o Brasil como um todo apresenta a relação da Curva de Kuznets, onde municípios que estão no início de sua trajetória são compensados por municípios em outros estágios, mesmo que, destes, apenas 8,48% tenham percorrido toda a trajetória da curva para o período estudado. Interessante notar na tabela 7 que as regiões nordeste e norte apresentam o maior percentual de municípios e que, no estado de São Paulo – o de maior PIB *per capita* –, apenas 6,35% dos municípios apresentam a Curva de Kuznets. As razões para estas diferenças não são objetivo deste trabalho, mas sugere-se uma investigação sob à luz da distribuição de renda e concentração populacional para verificação.

Tabela 7 – Verificação da hipótese da Curva de Kuznets nos municípios, consolidado por estados

	Contagem	Municípios	Percentual
Norte	42	450	9,33
Acre	1	22	4,54
Amapá	2	16	12,50
Amazonas	4	62	6,45
Pará	11	144	7,64
Rondônia	7	52	13,46
Roraima	-	15	-
Tocantins	17	139	12,23
Nordeste	156	1.609	9,70
Alagoas	2	102	1,96
Bahia	33	417	7,91
Ceará	4	184	2,17
Maranhão	23	217	10,60
Paraíba	34	223	15,25
Pernambuco	11	185	5,95
Piauí	27	224	12,05
Rio Grande do Norte	20	167	11,98
Sergipe	2	75	2,67
Centro-Oeste	25	467	5,35
Distrito Federal	-	1	-
Goiás	12	246	0,49
Mato Grosso	10	141	7,09
Mato Grosso do Sul	3	79	3,80
Sudeste	146	1.668	8,75
Espírito Santo	3	78	3,84
Minas Gerais	100	853	11,72
Rio de Janeiro	2	92	2,17
São Paulo	41	645	6,35
Sul	103	1.191	8,65
Paraná	35	399	8,77
Santa Catarina	26	295	8,81
Rio Grande do Sul	42	497	8,45

Fonte – Elaborado pelo autor.

Notas: Dados numéricos arredondados.

(-) Dado numérico igual a zero não resultante de arredondamento.

Visando ilustrar a variabilidade interna contida no modelo, são apresentadas na figura 35 todas as capitais em um diagrama de dispersão do logaritmo da renda *per capita* e do coeficiente de mortalidade.

No Apêndice A (página 116), são apresentados diagramas de dispersão individuais para todas as capitais, Distrito Federal e para a cidade de Juiz de Fora – MG, acompanhadas dos resultados do modelo. Nestas figuras, o intervalo de confiança à 5% de significância da curva do modelo é representado por uma faixa cinza.

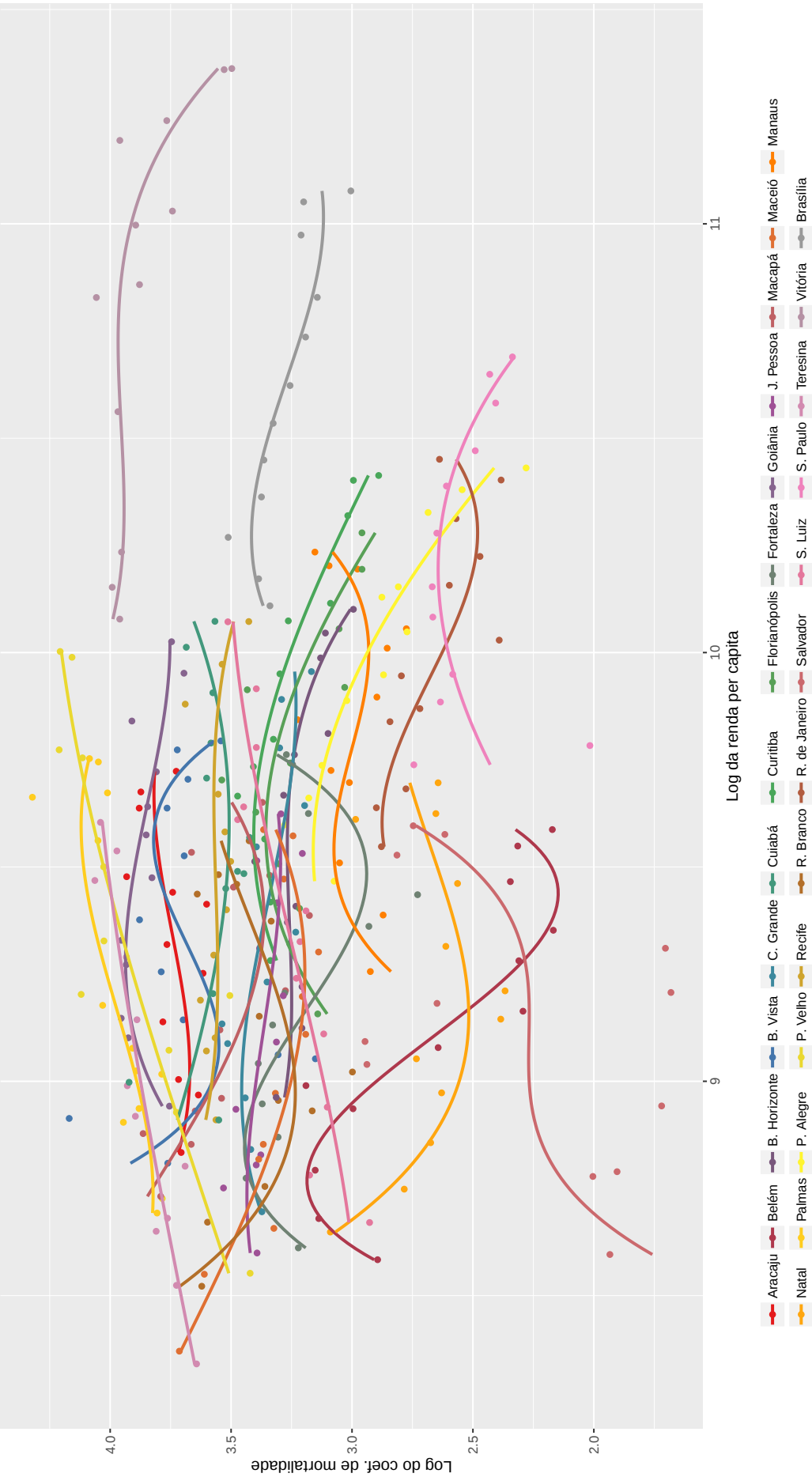


Figura 35 – Diagrama de dispersão da renda *per capita* e coeficiente de mortalidade, capitais, 2001 a 2012.

Fonte: elaborado pelo autor, com dados de MS (2016)

Nota: Coeficiente de mortalidade padronizado por idade, de acordo com a população padrão da OMS (AHMAD; BOSCHI-PINTO; LOPEZ, 2001).

Observa-se na figura 35 que as capitais brasileiras apresentam grande diversidade na relação entre a renda *per capita* e o coeficiente de mortalidade, onde algumas capitais iniciam o período de estudo com o logaritmo da renda *per capita* inferior a 9 e terminam o período de estudo com valores inferiores à marca de início de outras capitais. Pode-se destacar a capital de São Paulo, com o formato de “U” invertido mais característico (apêndice, página 139); a capital Rio Branco (AC), com uma relação oposta à Curva de Kuznets (apêndice, página 116); e por fim a capital Belém (PA), que apresenta uma relação na forma de “N” (apêndice, página 119).

A diversidade na forma da relação entre a violência no trânsito e o crescimento econômico nas capitais reflete os contrastes econômicos, sociais e na saúde existentes no território nacional. Deste modo, os resultados da estimação dos painéis envolvendo todos os municípios refletem uma tendência geral significativa, ainda que existam comportamentos diferenciados entre os municípios.

4.4 Modelo B

Nesta seção são apresentados os resultados do “Modelo B”, estimados utilizando-se variáveis de controle, conforme a seção 3.5 (página 62).

Para fins de apresentação, as variáveis de controle foram abreviadas conforme abaixo:

auto Frota de automóveis *per capita*;

moto Frota de motocicletas e motonetas *per capita*;

dens Densidade demográfica (por km^2);

trans Investimentos *per capita* com transporte;

urb Investimentos *per capita* com habitação e urbanismo;

idh Índice de Desenvolvimento Humano.

De acordo com a seção 3.4.1.3 (página 55), os efeitos indiretos dos modelos com variáveis de controle foram tratados como aleatórios, permitindo a consideração de variáveis constantes no tempo e variáveis no espaço, como o IDH.

4.4.1 Efeitos não observados

O teste de dependência em *cross-section* de Pesaran apresentou um valor z de 14,697 e valor p de $2.2e-16$; indicando a existência de dependência em *cross-section*.

4.4.2 Efeitos de interação espacial

Para a estimação dos modelos espaciais, foi utilizada uma matriz de k -vizinhos espaciais. Através do procedimento proposto por Baumont (2004), foi adotado $k = 2$, apresentando um I de Moran de 0.1315 (valor p de 0,001), para o coeficiente de mortalidade no trânsito.

As seções a seguir apresentam as especificações dos modelos e os quadros com as estimativas dos coeficientes, interpretados ao nível de significância de 5%.

Modelo não espacial

Especificação:

$$y_t = X_t\beta + \xi_t, \quad \xi_t = \alpha + \varepsilon_t$$

Quadro 14 – Coeficientes modelo não espacial, modelo B

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
Intercepto	-14.183612608	0.829910121	-17.0905	2.2e-16
$\log(PIB)$	3.505817225	0.206800486	16.9527	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0.168757246	0.011626155	-14.5153	2.2e-16
auto	-0.314406449	0.169637301	-1.8534	0.063831
moto	0.472808002	0.219986501	2.1493	0.031619
dens	-0.000925976	0.000293929	-3.1503	0.001632
trans	0.000042409	0.000078434	0.5407	0.588716
urb	0.000115559	0.000048050	2.4050	0.016178

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por ser um modelo puramente longitudinal, desconsiderando a variabilidade espacial, a variável IDH é descartada durante a estimação por ser constante no tempo em cada município.

Pode-se observar nos coeficientes referentes à renda *per capita* a presença da Curva de Kuznets, mesmo com a presença das variáveis explicativas. Interessante notar neste modelo que as variáveis relativas ao número de automóveis *per capita* e os investimentos em transportes não foram significativas ao nível de confiança de 95%. Já o número de motocicletas *per capita* contribuiu positivamente para o aumento do coeficiente de mortalidade no período.

Modelo de Kelejian-Prucha (SAC)

Especificação:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + u_t, \quad u_t = \alpha + \lambda W u_t + \varepsilon_t$$

Quadro 15 – Coeficientes do modelo SAC, modelo B

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
Intercepto	-9.562791643	0.664041473	-14.4009	2.2e-16
λ	-0.1620666	0.0057195	-28.336	2.2e-16
ρ	0.1788911	0.0050932	35.123	2.2e-16
$\log(PIB)$	1.852914017	0.152804059	12.1261	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0.084129426	0.008593135	-9.7903	2.2e-16
auto	-0.729537985	0.124765188	-5.8473	4.997e-09
moto	0.997217534	0.161455942	6.1764	6.558e-10
dens	0.000033622	0.000026318	1.2775	0.2014
trans	-0.000659178	0.000063076	-10.4505	2.2e-16
urb	0.000030118	0.000042216	0.7134	0.4756
idh	1.597662940	0.244460477	6.5355	6.341e-11

Fonte: Elaborado pelo autor.

Agora considerando os efeitos espaciais através da matriz W , nota-se que os coeficientes λ e ρ são significativos.

Quadro 16 – Impactos do modelo SAC, modelo B

Impactos	Diretos	Indiretos	Total
$\log(PIB)$	1.87443039713*	0.382169337775*	2.25659973491*
$\log(PIB)^2$	-0.08510635203*	-0.017351958358*	-0.10245831039*
auto	-0.73800951482*	-0.150469501552*	-0.88847901637*
moto	1.00879740901*	0.205679249728*	1.21447665874*
dens	0.00003401193	0.000006934543	0.00004094648
trans	-0.00066683204*	-0.000135957440*	-0.00080278948*
urb	0.00003046747	0.000006211879	0.00003667935
idh	1.61621529771*	0.329523001212*	1.94573829892*

Nota: Impactos significantes com $\alpha = 0,05$ foram sinalizados com um *.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por incluir a variável dependente no lado direito da regressão, se faz necessária a avaliação dos impactos. Neste modelo, percebe-se maior magnitude dos impactos diretos, onde a Curva de Kuznets ainda pode encontrada. Cabe destacar o impacto direto positivo do número de motocicletas *per capita* e o impacto direto negativo da variável do número de automóveis *per capita*, indicando que o número de motocicletas *per capita* tende a contribuir para o aumento do coeficiente de mortalidade, enquanto que um maior número de veículos *per capita* tende a reduzir o coeficiente de mortalidade no trânsito.

Em termos estruturais, nota-se nos impactos que a densidade demográfica não é significativa neste modelo, ao passo que os investimentos em transportes e o IDH são significantes e positivos.

Modelo Espacial de Durbin (SDM)

Especificação:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + W X_t \theta + \xi_t, \quad \xi_t = \alpha + \varepsilon_t$$

Quadro 17 – Coeficientes do modelo SDM, modelo B

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
ϕ	0.495528	0.013455	36.828	2.2e-16
ρ	0.0275241	0.0022025	12.497	2.2e-16
Intercepto	-18.189560551	1.051872379	-17.2926	2.2e-16
$\log(PIB)$	4.219060627	0.229172213	18.4100	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0.194620319	0.011920753	-16.3262	2.2e-16
auto	-0.864754085	0.145842477	-5.9294	3.041e-09
moto	1.241861259	0.188961788	6.5720	4.964e-11
dens	0.000044435	0.000035172	1.2634	0.206458
trans	-0.000598977	0.000071557	-8.3706	2.2e-16
urb	0.000131479	0.000045639	2.8808	0.003967
idh	3.143856182	0.308097473	10.2041	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota-se neste modelo que ambos os coeficientes espaciais são significativos.

Quadro 18 – Impactos do modelo SDM, modelo B

Impactos	Diretos	Indiretos	Total
$\log(PIB)$	3.32801425592*	0.093289398642*	3.42130365456*
$\log(PIB)^2$	-0.15145971600*	-0.004245650631*	-0.15570536663*
auto	-0.86498252540*	-0.024246801073*	-0.88922932647*
moto	1.24218931895*	0.034820492238*	1.27700981118*
dens	0.00004444629	0.000001245898	0.00004569219
trans	-0.00059913512*	-0.000016794686*	-0.00061592981*
urb	0.00013151324*	0.000003686520*	0.00013519977*
idh	3.14468668882*	0.088150442745*	3.23283713157*

Nota: Todos os impactos apresentaram valor p inferior a 0,00.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Considerando os impactos, percebe-se que a Curva de Kuznets está presente. Os impactos diretos apresentam maior magnitude que os indiretos, com destaque para o impacto negativo para o número de automóveis *per capita* e positivo para o número de motocicletas *per capita* e do IDH.

Modelo Espacial de Erro de Durbin (SDEM)

Especificação:

$$y_t = X_t\beta + WX_t\theta + u_t, \quad u_t = \alpha + \lambda Wu_t + \varepsilon_t$$

Quadro 19 – Coeficientes do modelo SDEM, modelo B

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
ϕ	0.4958296	0.0134958	36.74	2.2e-16
λ	0.0269119	0.0024487	10.99	2.2e-16
Intercepto	-19.133960453	1.092457925	-17.5146	2.2e-16
$\log(PIB)$	3.492909037	0.230326237	15.1651	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0.159152106	0.011941507	-13.3276	2.2e-16
auto	-0.856799247	0.147863541	-5.7945	6.851e-09
moto	1.233414079	0.191662382	6.4353	1.232e-10
dens	0.000044300	0.000036596	1.2105	0.2261
trans	-0.000588341	0.000072148	-8.1547	3.502e-16
urb	0.000134053	0.000045767	2.9290	0.0034
idh	3.399596181	0.317915116	10.6934	2.2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor.

Observa-se neste modelo que apenas o coeficiente referente à densidade demográfica não é significativo. A Curvas de Kuznets está presente, e o IDH apresenta um coeficiente relativamente elevado em comparação aos demais coeficientes.

Modelo Regressivo Cruzado Espacial (SLX)

Especificação:

$$y_t = X_t\beta + WX_t\theta + \xi_t, \quad \xi_t = \alpha + \varepsilon_t$$

Quadro 20 – Coeficientes do modelo SLX, modelo B

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
Intercepto	-18.750930321	1.049602220	-17.8648	2.2e-16
$W\log(PIB)$	4.347530860	0.238833678	18.2032	2.2e-16
$W\log(PIB)^2$	-0.200460405	0.012432529	-16.1239	2.2e-16
auto	-0.244881620	0.170093273	-1.4397	0.1499617
moto	0.392866473	0.220507409	1.7816	0.0748132
dens	-0.000975153	0.000294772	-3.3082	0.0009398
trans	0.000085881	0.000077828	1.1035	0.2698306
urb	0.000127624	0.000047526	2.6854	0.0072477

Fonte: Elaborado pelo autor.

Neste modelo, observa-se que apenas as variáveis relativas à renda *per capita*, densidade demográfica e investimentos em urbanização são significantes.

Modelo de Defasagem Espacial (SAR)

Especificação:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + \xi_t, \quad \xi_t = \alpha + \varepsilon_t$$

Quadro 21 – Coeficientes do modelo SAR, modelo B

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
ρ	0.0280213	0.0021951	12.765	2.2e-16
Intercepto	-13.723206354	0.833744538	-16.4597	2.2e-16
$\log(PIB)$	2.672212020	0.189940410	14.0687	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0.122743008	0.010614374	-11.5638	2.2e-16
auto	-0.821530548	0.145161872	-5.6594	1.519e-08
moto	1.139004331	0.188296244	6.0490	1.457e-09
dens	0.000044770	0.000034470	1.2988	0.1940
trans	-0.000707136	0.000071783	-9.8510	2.2e-16
urb	0.000057713	0.000046258	1.2477	0.2122
idh	2.355606743	0.309668969	7.6069	2.808e-14

Fonte: Elaborado pelo autor.

No modelo SAR, pode-se observar que o coeficiente espacial ρ é significativo.

Quadro 22 – Impactos do modelo SAR, modelo B

Impactos	Diretos	Indiretos	Total
$\log(PIB)$	2.67294372527*	0.076305810293*	2.74924953557*
$\log(PIB)^2$	-0.12277661801*	-0.003504963174*	-0.12628158119*
auto	-0.82175550015*	-0.023459049552*	-0.84521454970*
moto	1.13931621375*	0.032524608000*	1.17184082175*
dens	0.00004478258	0.000001278430	0.00004606101
trans	-0.00070733009*	-0.000020192492*	-0.00072752259*
urb	0.00005772928	0.000001648026	0.00005937731
idh	2.35625175549*	0.067265052293*	2.42351680778*

Nota: Todos os impactos apresentaram valor p inferior a 0,00.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Considerando os impactos, as variáveis relativas à renda *per capita* são significantes, indicando a presença da Curva de Kuznets. Nota-se que o coeficiente do número de automóveis *per capita* é negativo e significativo, enquanto que o coeficiente do número de motocicletas *per capita* é positivo e significativo. Destaca-se também os investimentos em urbanização e o IDH como positivos e significantes, e os investimentos em transportes como negativo e significativo.

Modelo de Erro Espacial (SEM)

Especificação:

$$y_t = X_t\beta + u_t, \quad u_t = \alpha + \lambda W u_t + \varepsilon_t$$

Quadro 23 – Coeficientes do modelo SEM, modelo B

Coeficientes	Estimativa	Erro padrão	Valor t	Valor p
λ	0.0277129	0.0022884	12.110	2.2e-16
Intercepto	-14.396511431	0.860957236	-16.7215	2.2e-16
$\log(PIB)$	2.800553920	0.195703117	14.3102	2.2e-16
$\log(PIB)^2$	-0.128782775	0.010919663	-11.7937	2.2e-16
auto	-0.810181238	0.147258106	-5.5018	3.760e-08
moto	1.127562162	0.191088436	5.9007	3.619e-09
dens	0.000045256	0.000035891	1.2609	0.2073
trans	-0.000697612	0.000072426	-9.6321	2.2e-16
urb	0.000061207	0.000046422	1.3185	0.1873
idh	2.528869592	0.320449384	7.8916	2.983e-15

Fonte: Elaborado pelo autor.

Observa-se neste modelo que o coeficiente espacial λ é significativo tão como as variáveis relativas à renda *per capita*, indicando a presença da Curva de Kuznets. Destaca-se que o coeficiente do número de automóveis *per capita* é significativo e negativo e o número de motocicletas *per capita* é significativo e positivo. O coeficiente de investimento em transportes é negativo e significativo enquanto que o coeficiente do IDH é significativo e positivo.

Os resultados dos modelos multivariados mostram, de forma geral, que a presença da Curva de Kuznets não foi anulada frente as variáveis explicativas elencadas, demonstrando sua consistência e a existência de outras variáveis subjacentes ao fenômeno no Brasil.

Todos os modelos espaciais demonstraram que o aumento do número de motocicletas *per capita* contribui positivamente para o aumento do coeficiente de mortalidade, enquanto que o aumento de automóveis *per capita* contribui negativamente. Interessante aqui apontar para o aumento da mortalidade proporcional relativo às motocicletas, conforme ilustrado na figura 6 (página 25).

Compreende-se que os automóveis são um bem de consumo durável de maior custo de aquisição e manutenção, condizente com uma situação econômica de maior renda *per capita*. Além disto, a partir do ano de 2009 o governo federal passou a dar incentivos fiscais às montadoras de veículos, contribuindo para o crescimento da frota de automóveis, ainda que uma das justificativas fosse a modernização da frota e consequente melhoria na segurança dos veículos.

Deste modo, o crescimento da frota de automóveis em razão do crescimento da renda *per capita*, conforme apontado na seção 4.2.2 (página 78) e das políticas de incentivo reafirma a teoria da Curva de Kuznetz aplicada à violência no trânsito, ao apontar para a busca de veículos mais seguros conforme a disponibilidade de renda.

Interessante notar que todos os modelos, exceto o SLX, apontam que o investimento em transportes realizados no período do estudo contribuíram para a redução do coeficiente de mortalidade, enquanto que os investimentos em urbanização contribuem para o seu aumento.

Os investimentos em urbanização refletem a expansão urbana de um município, em geral fruto do crescimento econômico, atraindo mais postos de emprego e trabalhadores para novas áreas nas cidades ou revitalizando áreas subocupadas. Esta expansão da malha urbana, em geral realizada de maneira acelerada, orgânica e não planejada, contribui para o aumento da mortalidade no trânsito, posto que os investimentos necessários na estrutura de transportes são esquecidos ou realizados tardiamente.

Em todos modelos, pode-se observar que o IDH contribui para o crescimento do coeficiente de mortalidade. Considerando que um dos componentes do IDH é a própria renda *per capita*, e que os seus demais componentes de saúde e educação são possivelmente correlacionados com a renda, o comportamento observado pode ser compreendido. Ainda assim, o IDH contribui para o modelo na diferenciação geral dos municípios.

5 Conclusões

A violência no trânsito tem apresentado números preocupantes e crescentes no contexto internacional e brasileiro, sublinhando a importância deste tema para o campo da Saúde Coletiva.

No Brasil, a edição de leis específicas tem procurado frear a escalada da mortalidade no trânsito. Contudo, observa-se que os efeitos das legislações são, em geral, temporários e pontuais, onde pode-se destacar o crescimento contínuo da mortalidade entre motociclistas.

A compreensão da violência no trânsito como um tema da Saúde se dá através do conceito de Saúde Ampliada, onde percebe-se que o estado de bem estar é bem mais abrangente que a simples ausência de uma patologia. Neste contexto, as variadas formas de violência são reconhecidas como questões de saúde pública, pois é no serviço de saúde que seus consequentes traumas físicos e mentais, por fim, buscam remediação.

A violência no trânsito encontra raízes na formação histórica da sociedade, onde a introdução do automóvel reflete a estrutura de classes de sua época. Devido ao alto custo, sua utilização era possível apenas pelas classes mais abastadas, que logo associaram o automóvel à velocidade e esportividade. Através do poder econômico, os atos praticados por esta classe não eram passíveis de crítica, permitindo a utilização dos automóveis de maneira desregrada e inconsequente. Observa-se que, com a ampliação do acesso ao automóvel, certos aspectos desta relação ainda são visíveis na sociedade.

Desta forma, torna-se relevante a pesquisa sobre o tema da violência no trânsito sob a perspectiva da renda como um determinante social da saúde. Sabe-se que a saúde influencia a renda em diversas formas; contudo, a influência da renda sobre a saúde ainda necessita de mais estudos para o estabelecimento desta relação considerando suas diversas nuances.

Teorias econômicas e estudos empíricos apontam para uma relação não linear entre a violência no trânsito e o crescimento econômico, que é um fruto da renda. Observa-se em painéis de países que esta relação se dá na forma de um “U” invertido, chamado de Curva de Kuznets. Nesta relação, o crescimento econômico é acompanhado inicialmente do crescimento da mortalidade no trânsito. Contudo, após um certo patamar de renda, o crescimento econômico passa a ser acompanhado de um decréscimo na mortalidade.

Utilizando uma metodologia de painel de dados espaciais considerando 5.560 municípios e um período de 12 anos, este trabalho encontrou evidências da existência de uma Curva de Kuznets no Brasil para a relação entre crescimento econômico e a violência no trânsito. Destaca-se que esta relação foi significativa em diversos modelos estatísticos

testados, demonstrando consistência nesta relação.

Importante destacar que esta relação é significativa para o Brasil como um todo, mas que, como em qualquer modelo estatístico, as unidades de análise podem apresentar variações em relação ao modelo. Foi possível verificar que 8,48% dos municípios brasileiros apresentam uma Curva de Kuznets característica, enquanto que os outros se encontram em diferentes estágios da relação.

Ao considerar covariáveis que possam intermediar esta relação, foi possível concluir que os investimentos em transporte estão associados a um decréscimo na mortalidade no trânsito, enquanto que investimentos em urbanização estão associados ao aumento na mortalidade. Observou-se também que o IDH é uma importante covariável na distinção dos municípios nesta relação.

Desta forma, pode-se considerar que a relação entre violência no trânsito e crescimento econômico pode ser influenciada através de investimentos no sistemas de transporte e trânsito, tão como no controle do processo de urbanização, possibilitando aos municípios alcançar uma diminuição das taxas de mortalidade sem ser necessário atingir um patamar de renda *per capita* mais elevado.

Espera-se que os resultados deste trabalho possam ser expandidos com a disponibilização de dados mais completos sobre a mortalidade no trânsito, como a localização geográfica precisa dos acidentes e dados sócio-econômicos sobre os condutores e vítimas. Séries temporais sobre educação podem contribuir no estudo sobre a percepção do risco no trânsito e os efeitos de campanhas educativas.

Os resultados desta pesquisa apontam para a importância do estudo da violência no trânsito, considerando que a mortalidade no trânsito não é, apenas, fruto da irresponsabilidade no trânsito dos condutores, pedestres e demais atores. Admitindo que toda morte no trânsito é plenamente evitável, compreende-se que esta irresponsabilidade, causa direta dos óbitos, também é sintoma de uma relação inconsequente entre a renda, o acesso a bens de consumo e sua utilização alienada e desregrada. As raízes históricas que enlaçam os meios de transporte à conotações esportivas e levianas necessitam ser dirimidas, levando a uma relação mais civilizada entre o acesso e utilização dos meios de transporte com a sociedade.

Referências

- AHMAD, O. B.; BOSCHI-PINTO, C.; LOPEZ, A. D. Age standardization of rates: a new WHO standard. In: *GPE Discussion Paper Series: No.31; EIP/GPE/EBD World Health Organization 2001*. [s.n.], 2001. p. 1–14. Disponível em: <<http://www.who.int/healthinfo/paper31.pdf>>.
- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Alínea, 2012. 498 p. ISBN 9788575166017.
- ALMEIDA FILHO, N. de. Transdisciplinaridade e o paradigma pós-disciplinar na saúde. *Saúde e Sociedade*, v. 14, n. 3, 2005. ISSN 0104-1290.
- ALVARENGA, G. V. et al. *Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de cointegração dos impactos da redução de IPI sobre as vendas de veículos*. Brasília, 2010. (Texto para discussão 1512). Disponível em: <<http://goo.gl/J56oaE>>.
- ANDRESS, H.-J.; GOLDSCH, K.; SCHMIDT, A. W. *Applied panel data analysis for economic and social surveys*. Heidelberg: Springer-Verlag, 2013. ISBN 978-3-642-32913-5.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Springer, 1988. ISBN 978-90-481-8311-1.
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93–115, sep 1995. ISSN 00167363. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>>.
- ANTROP, M. Landscape change and the urbanization process in Europe. *Landscape and Urban Planning*, v. 67, n. 1-4, p. 9–26, mar 2004. ISSN 01692046. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169204603000264>>.
- ARENDT, H. On Violence. In: *Crises of the Republic*. London: Harcourt, 1972. p. 105–198. ISBN 0156232006.
- AUGE, M. *Não lugares: introdução a uma antropologia da supermodernidade*. 7. ed. Campinas: Papirus, 1994. ISBN 8530802918.
- BACCHIERI, G.; BARROS, A. J. D. Acidentes de trânsito no Brasil de 1998 a 2010: muitas mudanças e poucos resultados. *Revista de Saúde Pública*, Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, v. 45, n. 5, p. 949–963, oct 2011. ISSN 0034-8910. Disponível em: <http://www.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89102011000500017&lng=en&nrm>.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. 3. ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2005. ISBN 0-470-01456-3.
- BARATA, R. B. Desigualdades sociais de saúde. In: CAMPOS, G. W. d. S. et al. (Ed.). *Tratado de saúde coletiva*. 2. ed. São Paulo: Hucitec, 2012. ISBN 9788564806566.

- BASTOS, J. T. et al. Traffic fatality indicators in Brazil: State diagnosis based on data envelopment analysis research. *Accident Analysis & Prevention*, v. 81, p. 61–73, aug 2015. ISSN 00014575. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0001457515001244><http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0001457515001244>>.
- BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration Dijon (1999)? In: *Regional group seminar of the Federal Reserve Bank of Chicago*. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, 2004.
- BEENSTOCK, M.; FELSENSTEIN, D. Spatial Vector Autoregressions. *Spatial Economic Analysis*, v. 2, n. 2, p. 167–196, jun 2007. ISSN 1742-1772. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/17421770701346689>>.
- BELL, A.; JONES, K. Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data. *Political Science Research and Methods*, v. 3, n. 01, p. 133–153, jan 2015. ISSN 2049-8470. Disponível em: <http://www.journals.cambridge.org/abstract{_}S2049847014000>.
- BISHAI, D. et al. National road casualties and economic development. *Health Economics*, v. 15, p. 65–81, 2006. ISSN 10579230.
- BLACK, M. *Welcome to Sao Paulo: The city where traffic jams stretch over 112 miles every day*. 2012. Disponível em: <<http://www.dailymail.co.uk/news/article-2208254/Welcome-Sao-Paulo-The-city-traffic-jams-stretch-112-miles-day.html>>.
- BOFF, L. *Saber cuidar: Ética do humano - compaixão pela terra*. Petrópolis: Vozes, 1999.
- BRASIL. *8a Conferência Nacional de Saúde - relatório final*. Brasília: Ministério da Saúde, 1986.
- BRASIL. *Parada pela vida*. 2014. Disponível em: <<http://paradapelavida.com.br/>>.
- BRAY, J. *Manslaughter of May Smith and Dorothy Shepherd*. 1906. Disponível em: <<http://www.oldbaileyonline.org/browse.jsp?ref=t19070910-40>>.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1287, sep 1979. ISSN 00129682. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1911963?origin=crossref>>.
- BURGESS-WISE, D. *A good idea at the time: Brooke Swan Car*. 2001. Disponível em: <<http://www.telegraph.co.uk/motoring/4748478/A-good-idea-at-the-time-Brooke-Swan-Car.html>>.
- BUSS, P. M.; Pellegrini Filho, A. A saúde e seus determinantes sociais. *Physis: Revista de Saúde Coletiva*, v. 17, n. 1, p. 77–93, 2007. ISSN 01037331.
- CAMPOS, C. I. de et al. Hospitalizations by the Brazilian Health System Due to Traffic Accidents. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, v. 162, p. 282–289, dec 2014. ISSN 18770428. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1877042814063101>>.
- CARLOS, A. F. A. *O espaço urbano: novos escritos sobre a cidade*. São Paulo: LABUR, 2007.

- CARVALHO, M. S.; NOBRE, F. F. Editorial. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 17, n. 5, oct 2001. ISSN 0102-311X. Disponível em: <<http://ojps.aip.org/link/?apl/74/2268/ab>>.
- CHOR, D. Saúde pública e mudanças de comportamento: uma questão contemporânea. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 15, n. 2, p. 423–425, 1999. ISSN 0102-311X.
- CLARK, D. E.; CUSHING, B. M. Rural and urban traffic fatalities, vehicle miles, and population density. *Accident; analysis and prevention*, v. 36, n. 6, p. 967–72, nov 2004. ISSN 0001-4575. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S000145750300157X>>.
- CLARK, T. S.; LINZER, D. a. Should I Use Fixed or Random Effects? *Political Science Research and Methods*, v. 3, n. 02, p. 399–408, may 2015. ISSN 2049-8470. Disponível em: <http://www.journals.cambridge.org/abstract{_}S2049847014000>.
- CNDSS. *Relatório Final da Comissão Nacional sobre Determinantes Sociais da Saúde (CNDSS)*. 2008. 216 p. Disponível em: <http://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/causas{_}sociais{_}iniquidad>.
- CORREA, R. L. *O espaço urbano*. São Paulo: Ática, 1989.
- CORREA, R. L. Espaço: um conceito chave da Geografia. In: *Geografia: conceitos e temas*. Rio de Janeiro: Bertrand, 2003.
- DAHLBERG, L. L.; KRUG, E. G. Violência: um problema global de saúde pública. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 11, n. supl. Jan, p. 1163–1178, 2006. ISSN 1413-8123. Disponível em: <http://www.scielo.org/scielo.php?script=sci{_}arttext{\&}pid=S1413-81232006000>.
- DEATON, A. S. Health, inequality, and economic development. *Journal of Economic Literature*, Vol. XLI, n. March 2003, p. 113–158, 2003. ISSN 00220515. Disponível em: <<http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/002205103321544710>>.
- DENATRAN. *100 anos de legislação de trânsito no Brasil: 1910 - 2010*. Brasília, 2010. Disponível em: <http://www.denatran.gov.br/publicacoes/download/100{_}anos{_}Denatr>.
- ELHORST, J. P. *Spatial econometrics*. Heidelberg: Springer-Verlag, 2014. ISBN 978-3-642-40339-2.
- ESRI. *How Spatial Autocorrelation (Global Moran's I) works*. 2015. Disponível em: <<http://pro.arcgis.com/en/pro-app/tool-reference/spatial-statistics/h-how-spatial-autocorrelation-moran-s-i-spatial-st.htm>>.
- EVANS, L. The fraction of traffic fatalities attributable to alcohol. *Accident Analysis and Prevention*, v. 22, p. 587–602, 1990. ISSN 00014575.
- GALTON, F. Regression Towards Mediocrity in Hereditary Stature. *The Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*, v. 15, n. 1, p. 246, 1886. ISSN 09595295. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2841583?origin=crossref>>.
- GARBOIS, J. A.; SODRE, F.; DALBELLO-ARAUJO, M. Determinantes sociais da saúde: o “social” em questão. *Saúde e Sociedade*, v. 23, n. 4, p. 1173–1182, 2014. ISSN 0104-1290. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{_}arttext{\&}pid=S0104-12902014000401173{\&}lng=pt{\&}nrm>.

- GOETHE, J. W. von. *Fausto*. Rio de Janeiro: W. M. Jackson, 1956. Disponível em: <<http://www.dominipublico.gov.br/download/texto/eb000011.pdf>>.
- GOETHE, J. W. von. *Faust: Der Tragödie zweiter Teil*. 2010. Disponível em: <<http://www.gutenberg.org/cache/epub/2230/pg2230.html>>.
- GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. In: *Mexico-U.S. Free Trade Agreement*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1991. p. 13–56. ISBN 978-0-262-07152-9. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w3914>>.
- HAEGERICH, T. M.; DAHLBERG, L. L. Violence as a Public Health Risk. *American Journal of Lifestyle Medicine*, v. 5, n. 5, p. 392–406, 2011. ISSN 1559-8276, 1559-8284. Disponível em: <[http://ajl.sagepub.com/cgi/content/abstract/5/5/392\\$\\delimater\"026E30F\\$nhhttp://ajl.sagepub.com/content/5/5/392](http://ajl.sagepub.com/cgi/content/abstract/5/5/392$\\delimater\)>.
- HARVEY, D. *Condição pós-moderna: uma pesquisa sobre as origens da mudança cultural*. São Paulo: Loyola, 1992.
- HASTIE, T. J. Generalized additive models. In: *Statistic models in S*. Pacific Grove: Wadsworth & Brooks/Cole, 1992.
- HAUSMAN, J. a. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251, nov 1978. ISSN 00129682. Disponível em: <[http://www.jstor.org/stable/1913827\\$\\delimater\"026E30F\\$nhhttp://www.jstor.org/\\$\\delimater\"026E30F\\$nhhttp://www.jstor.org/action/showPublisher?publisherCode=econosoc.\\$\\delimater\"026E30F\\$nhhttp://www.jstor.orghttp://www.jstor.org/stable/1913827?origin=crossref](http://www.jstor.org/stable/1913827$\\delimater\)>.
- HYDER, A. a.; VECINO-ORTIZ, A. I. BRICS: opportunities to improve road safety. *Bulletin of the World Health Organization*, v. 92, n. 6, p. 423–8, 2014. ISSN 1564-0604. Disponível em: <<http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=4047807{&}tool=pmcentrez{&}rendertype=ab>>.
- HYUNDAI. *Hyundai*. 2015. Disponível em: <<http://www.hyundai-motor.com.br/>>.
- IBGE. *SIDRA*. 2015. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>.
- JORGE, M. H. P. d. M.; LAURENTI, R. Apresentação [suplemento]. *Revista de Saúde Pública*, v. 31, n. 4, p. 01–04, 1997. ISSN 0034-8910.
- KAWACHI, I.; KENNEDY, B. P. The relationship of income inequality to mortality: Does the choice of indicator matter? *Social Science & Medicine*, v. 45, n. 7, p. 1121–1127, oct 1997. ISSN 02779536. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953697000440>>.
- KOPITS, E.; CROPPER, M. Traffic fatalities and economic growth. *Accident; analysis and prevention*, v. 37, n. 1, p. 169–78, jan 2005. ISSN 0001-4575. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0001457504000685>>.
- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, v. 45, p. 1–28, 1955. ISSN 00028282. Disponível em: <<http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true{&}db=bth{&}AN=8746521{&}site=e>>.

KWEON, Y.-J. What affects annual changes in traffic safety? A macroscopic perspective in Virginia. *Journal of Safety Research*, 2015. ISSN 00224375. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022437515000158>>.

LANCET. Motor-cars and the public safety. *The Lancet*, v. 158, n. 4082, p. 1429, nov 1901. ISSN 01406736. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673601741724>>.

LANCET. The Royal Commission on London traffic. *The Lancet*, v. 161, n. 4150, p. 746, mar 1903. ISSN 01406736. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S014067360185008X>>.

LANCET. Motor Vehicles and the Public Roads. *The Lancet*, v. 164, n. 4230, p. 900–901, sep 1904. ISSN 01406736. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673601022309>>.

LANCET. Accidents Connected with Motor-Cars. *The Lancet*, v. 165, n. 4263, p. 1279–1280, may 1905. ISSN 01406736. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673601384611>>.

LAW, T. H. Factors associated with the relationship between non-fatal road injuries and economic growth. *Transport Policy*, v. 42, p. 166–172, aug 2015. ISSN 0967070X. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0967070X15300238>>.

LAW, T. H.; NOLAND, R. B.; EVANS, A. W. The sources of the Kuznets relationship between road fatalities and economic growth. *Journal of Transport Geography*, v. 19, n. 2, p. 355–365, mar 2011. ISSN 09666923. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S096669231000013X>>.

LESAGE, J. P. An introduction to spatial econometrics. *Revue D'Économie Industrielle*, v. 3, n. 123, p. 19–44, 2008.

LINHARES, F. et al. A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil. *Pesquisa e planejamento econômico*, v. 42, n. 3, p. 403–432, 2012.

LIU, J.; GUO, Q. A spatial panel statistical analysis on cultivated land conversion and chinese economic growth. *Ecological Indicators*, v. 51, p. 20–24, apr 2015. ISSN 1470160X. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1470160X14004798>>.

LOURENCAO, A. P. S. P. *Ensejos das remodelações urbanas e o Largo da Batata: O sistema de transportes e a apropriação da paisagem*. 239 p. Tese (Dissertação de mestrado) — USP, São Paulo, 2008.

Lowestoft Archaeological Society. *Lowestoft Archaeological and Local History Society*. 2012. Disponível em: <<http://www.lowestoftlocalhistory.co.uk/archive/jan12.htm>>.

LUZ, M. T. Complexidade do campo da saúde coletiva: Multidisciplinaridade, interdisciplinaridade, e transdisciplinaridade de saberes e práticas - Análise sócio-histórica de uma trajetória paradigmática. *Saude e Sociedade*, v. 18, n. 2, p. 304–311, 2009. ISSN 01041290.

- MADDISON, D. Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 51, n. 2, p. 218–230, mar 2006. ISSN 00950696. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0095069605000872>>.
- MALTA, D. C. et al. Consumption of alcoholic beverages, driving vehicles, a balance of dry law, Brazil 2007-2013. *Revista de Saúde Pública*, Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, v. 48, n. 4, p. 692–966, aug 2014. ISSN 0034-8910. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89102014000400692&lng=en&nrm>.
- MARIN-LEON, L. et al. Tendência dos acidentes de trânsito em Campinas, São Paulo, Brasil: importância crescente dos motociclistas. *Cadernos de Saúde Pública*, Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, v. 28, n. 1, p. 39–51, jan 2012. ISSN 0102-311X. Disponível em: <http://www.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2012000100005&lng=en&nrm>.
- MARINS, P. C. G. Habitação e vizinhança: limites da privacidade no surgimento das metrópoles brasileiras. In: NOVAIS, F. A.; SEVCENKO, N. (Ed.). *História da vida privada no Brasil*. São Paulo: Companhia das Letras, 2006. v. 3.
- MARMOT, M. The influence of income on health: Views of an epidemiologist. *Health Affairs*, v. 21, n. 2, p. 31–46, 2002. ISSN 02782715.
- MARTINS, E. T.; BOING, A. F.; PERES, M. A. Mortalidade por acidentes de motocicleta no Brasil: análise de tendência temporal, 1996-2009. *Revista de Saúde Pública*, Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, v. 47, n. 5, p. 931–941, oct 2013. ISSN 0034-8910. Disponível em: <http://www.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89102013000700931&lng=en&nrm>.
- MCINTOSH, J. et al. The role of urban form and transit in city car dependence: Analysis of 26 global cities from 1960 to 2000. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, v. 33, p. 95–110, dec 2014. ISSN 13619209. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S136192091400114X>>.
- MCMILLAN, G. P.; LAPHAM, S. Effectiveness of Bans and Laws in Reducing Traffic Deaths. *American journal of public health*, v. 96, p. 1944–1948, 2006. ISSN 0090-0036.
- MELCHOR, I. et al. Trends in mortality due to motor vehicle traffic accident injuries between 1987 and 2011 in a Spanish region (Comunitat Valenciana). *Accident Analysis & Prevention*, v. 77, p. 21–28, apr 2015. ISSN 00014575. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0001457515000342>>.
- MILLO, G.; PIRAS, G. Splm: Spatial Panel Data Models in R. *Journal of Statistical Software*, v. 47, n. 1, p. 1–38, 2012. ISSN 15487660. Disponível em: <<http://www.jstatsoft.org/v47/i01/paper>>.
- MINAYO, M. C. d. S. *Bibliografia comentada da produção científica brasileira sobre violência e saúde*. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Saúde Pública, 1990.
- MINAYO, M. C. d. S. Violência social sob a perspectiva da saúde pública. *Cadernos de Saúde Pública*, Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, v. 10, p.

- S7–S18, 1994. ISSN 0102-311X. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{_}arttext{\&}pid=S0102-311X1994000500002{\&}lng=en{\&}nrm>.
- MINAYO, M. C. d. S. *A inclusão da violência na agenda da saúde: trajetória histórica*. 2006. 1259–1267 p. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/csc/v11s0/a15v11s0.pdf>.
- MINAYO, M. C. d. S. Morre menos quem morre no trânsito? *Ciência & Saúde Coletiva*, ABRASCO - Associação Brasileira de Saúde Coletiva, v. 17, n. 9, p. 2237–2238, sep 2012. ISSN 1413-8123. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{_}arttext{\&}pid=S1413-81232012000900003{\&}lng=en{\&}nrm>.
- MINAYO, M. C. d. S.; SOUZA, E. R. de. Violência para todos. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 9, n. 1, 1993.
- MINAYO, M. C. d. S.; SOUZA, E. R. de. Impact of violence in the brazilians health. p. 340, 2005. Disponível em: <http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/impacto{_}violencia.>
- MIRANDA, J. J. et al. Epidemiology of Road Traffic Incidents in Peru 1973–2008: Incidence, Mortality, and Fatality. *PLoS ONE*, v. 9, n. 6, p. 1–20, 2014. ISSN 1932-6203. Disponível em: <<http://dx.plos.org/10.1371/journal.pone.0099662>>.
- MOHAMED, R.; HOFER, R. V.; MAZUMDER, S. Jurisdictional spillover effects of sprawl on injuries and fatalities. *Accident Analysis and Prevention*, v. 72, p. 9–16, 2014. ISSN 00014575.
- MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, v. 10, n. 2, p. 243–251, 1948. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2983777>>.
- MOSTELLER, F.; TUKEY, J. *Data analysis and regression: a second course in statistics*. Reading: Addison-Wesley, 1977. 588 p. ISBN 020104854X.
- MOURA, E. C. et al. *Direção de veículos motorizados após consumo abusivo de bebidas alcoólicas, Brasil, 2006 a 2009*. 2009. 891–894 p.
- MS. *DataSUS*. 2016. Disponível em: <<http://www2.datasus.gov.br>>.
- MUNFORD, L. *A cidade na história*. São Paulo: Martins Fontes, 1991.
- Neves Nunes, M.; Costa Nascimento, L. F. Análise espacial de óbitos por acidentes de trânsito, antes e após a Lei Seca, nas microrregiões do estado de São Paulo. *Revista da Associação Médica Brasileira (English Edition)*, v. 58, n. 6, p. 685–690, nov 2012. ISSN 22554823. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2255482312702722>>.
- NHTSA. *Traffic Safety Facts: Rural/Urban comparison*. Washington: U. S. Department of Transportation, 2014. 6 p. Disponível em: <<http://www-nrd.nhtsa.dot.gov/Pubs/812050.pdf>>.
- NIELS. *Architecture and Film: Fritz Lang's vision*. 2012. Disponível em: <<https://niels85.wordpress.com/2012/02/02/architecture-and-film/>>.

- NISHITATENO, S.; BURKE, P. J. The motorcycle Kuznets curve. *Journal of Transport Geography*, v. 36, p. 116–123, apr 2014. ISSN 09666923. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0966692314000520>>.
- NOLAND, R. B.; QUDDUS, M. A. A spatially disaggregate analysis of road casualties in England. *Accident; analysis and prevention*, v. 36, n. 6, p. 973–84, nov 2004. ISSN 0001-4575. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0001457503001581>>.
- Old Bailey. *Proceedings of the Old Bailey - Transport*. 2015. Disponível em: <<http://www.oldbaileyonline.org/static/Transport.jsp>>.
- OLIVEIRA, R. C. de et al. Desmatamento e crescimento econômico no Brasil: uma análise da curva de Kuznets ambiental para a Amazônia legal. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 49, n. 3, p. 709–739, 2011. ISSN 0103-2003.
- OLIVEIRA, W. F. de. Violência e Saúde Coletiva: contribuições teóricas das ciências sociais à discussão sobre o desvio. *Saúde e Sociedade*, Saúde e Sociedade, v. 17, n. 3, p. 42–53, sep 2008. ISSN 0104-1290. Disponível em: <<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{arttext}{&pid=S0104-12902008000300006{&lng=en{&nrm>>.
- PAGLIOSA, F. L.; Da Ros, M. A. O relatório Flexner: para o bem e para o mal. *Revista Brasileira de Educação Médica*, v. 32, n. 4, p. 492–499, 2008. ISSN 0100-5502.
- PAIM, J. S. Abordagens teórico-conceituais em estudos de condições de vida e saúde: notas para reflexão e ação. In: BARATA, R. B. (Ed.). *Condições de vida e situação de saúde*. Rio de Janeiro: Abrasco, 1997.
- PATERSON, M. *Life in victorian britain*. London: Robinson, 2008.
- PESARAN, M. H. *General dignostic tests for cross section dependence in panels*. Munich, 2004. (CESifo working paper no. 1229).
- PIRAS, G. Impact estimates for static spatial panel data models in R. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, v. 7, n. 3, p. 213–223, oct 2014. ISSN 1864-4031. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s12076-013-0113-8>>.
- POLINDER, S. et al. Burden of road traffic injuries: Disability-adjusted life years in relation to hospitalization and the maximum abbreviated injury scale. *Accident; analysis and prevention*, v. 80, p. 193–200, jul 2015. ISSN 1879-2057. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0001457515001426>>.
- R Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, 2014. Disponível em: <<http://www.r-project.org/>>.
- REICHENHEIM, M. E. et al. Violence and injuries in Brazil: the effect, progress made, and challenges ahead. *Lancet*, v. 377, n. 9781, p. 1962–75, jun 2011. ISSN 1474-547X. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673611600536>>.
- RIO, J. do. *A alma encantadora das ruas*. São Paulo: Crisalida, 2007. ISBN 9788587961327.
- ROMANO, E. O.; TIPPETTS, A. S.; VOAS, R. B. Language, income, education, and alcohol-related fatal motor vehicle crashes. *Journal of ethnicity in substance abuse*, v. 5, n. 2, p. 119–137, 2006. ISSN 1533-2640.

- SALDANHA, R. F.; BASTOS, R. R. Distribuição espacial da mortalidade no trânsito brasileiro, triênio 2011-2013. In: *Anais do VII Simpósio Nacional de Geografia da Saúde*. Brasília: UNB, 2015. p. 717-726.
- SALIBA, E. T. A dimensão cômica da vida privada na República. In: NOVAIS, F. A.; SEVCENKO, N. (Ed.). *História da vida privada no Brasil*. São Paulo: Companhia das Letras, 2006. v. 3.
- SANTOS, M. *A natureza do espaço: técnica e tempo, razão e emoção*. 4. ed. São Paulo: EDUSP, 2006. 259 p. ISBN 8531407133.
- SCOTT-MONTAGU, J. The utility of the motor-car. In: *Motors and motor-driving*. London: Longmans, Green and Co., 1902.
- SCOTT, R. *Blade Runner*. 1982.
- SEVCENKO, N. A capital irradiante: técnica, ritmos e ritos do Rio. In: NOVAIS, F. A.; SEVCENKO, N. (Ed.). *História da vida privada no Brasil*. São Paulo: Companhia das Letras, 2006. v. 3.
- SILVA, L. W. S. et al. O cuidado na perspectiva de Leonardo Boff, uma personalidade a ser (re)descoberta na enfermagem. *Revista Brasileira de Enfermagem*, v. 58, n. 4, p. 471-5, 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/reben/v58n4/a18v58n4>>.
- SINGER, B. Modernidade, hiperestímulo e o início do sensacionalismo popular. In: CHARNEY, L.; SCHWARTZ, V. R. (Ed.). *O cinema e a invenção da vida moderna*. São Paulo: Cosac Naify, 2004.
- TOBLER, A. W. R. A Computer Movie Simulation Urban Growth in Detroit Region. *Economic Geography*, v. 46, n. 332, p. 234-240, 1970. ISSN 0036-8075.
- TUAN, Y.-F. *Topofilia: um estudo da percepção, atitudes e valores do meio ambiente*. São Paulo: Difel, 1980.
- VASCONCELLOS, E. A. Urban development and traffic accidents in Brazil. *Accident Analysis and Prevention*, v. 31, n. 4, p. 319-328, 1999. ISSN 00014575.
- VIEIRA, J. L. *A história do automóvel v. 1*. São Paulo: Alaúde Editorial, 2010. v. 1. ISBN 9788578810573.
- VIEIRA, J. L. *A história do automóvel v. 2*. São Paulo: Alaúde Editorial, 2010. v. 2. ISBN 9788578810580.
- VOAS, R. B.; TIPPETTS, A. S.; FELL, J. C. Assessing the effectiveness of minimum legal drinking age and zero tolerance laws in the United States. *Accident Analysis and Prevention*, v. 35, p. 579-587, 2003. ISSN 00014575.
- VOAS, R. B. et al. Alcohol-related risk of driver fatalities: an update using 2007 data. *Journal of studies on alcohol and drugs*, v. 73, p. 341-50, 2012. ISSN 1938-4114. Disponível em: <<http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=3316710&tool=pmcentrez&rendertype=ab>>.

WANG, Y. et al. Estimating the environmental Kuznets curve for ecological footprint at the global level: A spatial econometric approach. *Ecological Indicators*, v. 34, p. 15–21, nov 2013. ISSN 1470160X. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1470160X13001271>>.

WEIL, D. N. Health and economic growth. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (Ed.). *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: Elsevier, 2006. ISBN 0444520430.

WHO. *Decade of Actions for Road Safety 2011-2020: Saving millions of lives*. Geneva, 2011.

WHO. *Global status report on road safety*. Geneva, 2013. 318 p. Disponível em: <<http://injuryprevention.bmj.com/content/15/4/286.short>>.

WHO. *Global status report on violence prevention 2014*. Geneva: WHO, 2014. Disponível em: <http://www.who.int/violence{_}injury{_}prevention/violence/status{_}report/2014/report/r>.

WHO. *Global status report on road safety 2015*. Geneva, 2015. 340 p.

WINTON, W. B. Poisoning by the wate of motor-car. *The Lancet*, v. 165, n. 4261, p. 1163, 1905.

WOLF, A.; GRAY, R.; FAZEL, S. Violence as a public health problem: an ecological study of 169 countries. *Social Science & Medicine*, v. 104, p. 220–7, mar 2014. ISSN 1873-5347. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953613006813>>.

Apêndices

APÊNDICE A – Resultados por capitais

Aqui são apresentados os resultados por capitais, Distrito Federal e para o município de Juiz de Fora – MG, da especificação abaixo, conforme considerado na seção 4.3.3 (página 91).

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}^2 + \varepsilon \quad (\text{A.1})$$

Norte

Rio Branco, Acre

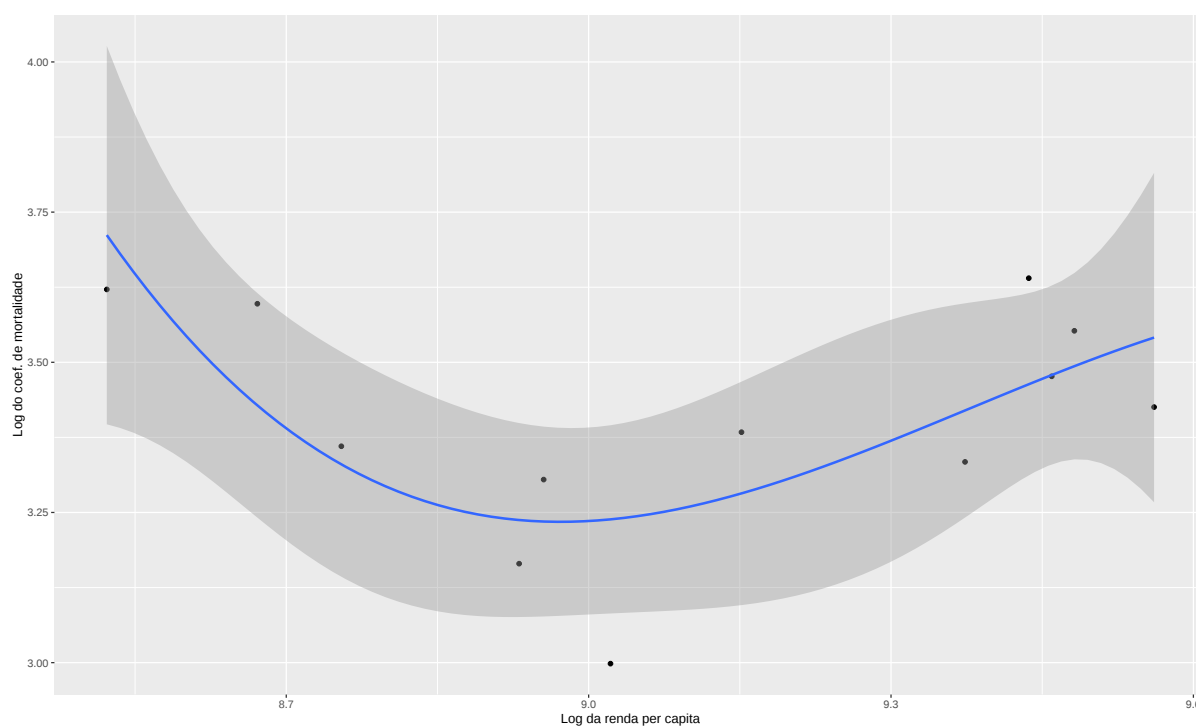


Figura 36 – Rio Branco, Acre
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	110.482205	42.1242696	2.622768	0.03051897
L(logpib)	-23.891247	9.3225199	-2.562746	0.03350354
L(logpib2)	1.330556	0.5152443	2.582379	0.03249590

Macapá, Amapá

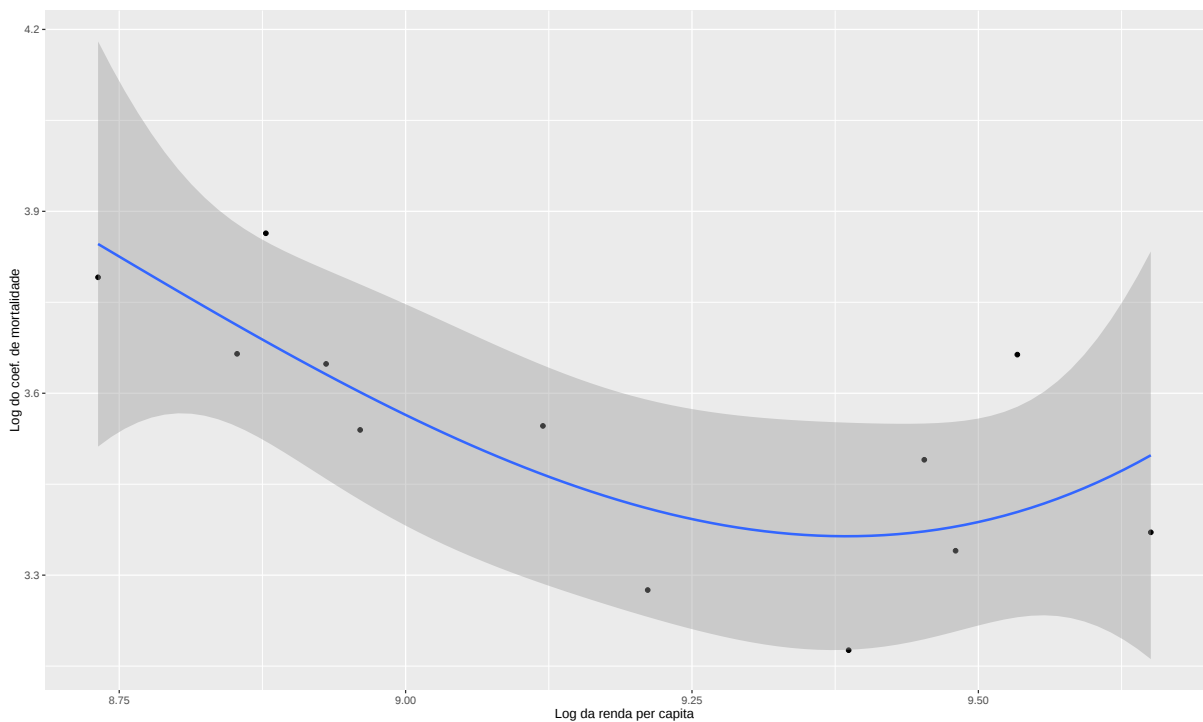


Figura 37 – Macapá, Amapá
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	204.299760	59.4342674	3.437407	0.008857591
L(logpib)	-43.531354	12.9962243	-3.349539	0.010087207
L(logpib2)	2.357041	0.7098924	3.320280	0.010535683

Manaus, Amazonas

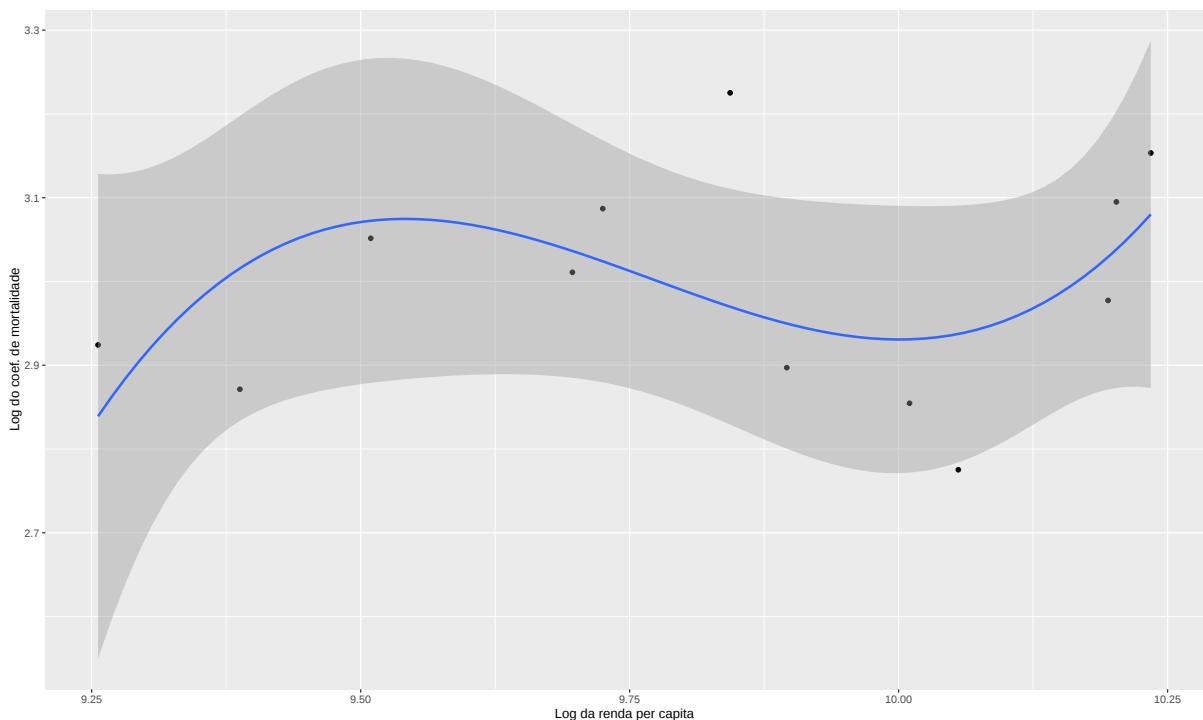


Figura 38 – Manaus, Amazonas
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-6.36389319	49.865758	-0.1276205	0.9015990
L(logpib)	1.89148067	10.226121	0.1849656	0.8578592
L(logpib2)	-0.09541596	0.523864	-0.1821388	0.8600045

Belém, Pará

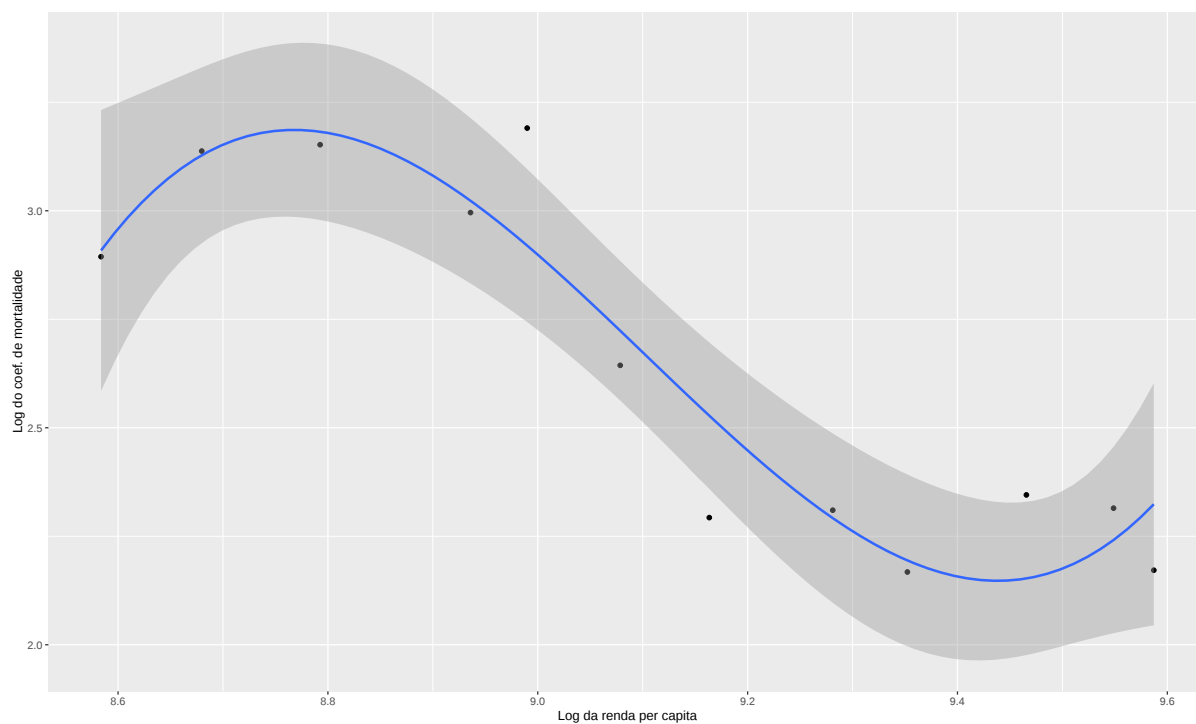


Figura 39 – Belém, Pará
 Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	67.9987119	63.6349683	1.0685746	0.3164414
L(logpib)	-13.2598501	14.0453747	-0.9440724	0.3727671
L(logpib2)	0.6664929	0.7743364	0.8607278	0.4144383

Porto Velho, Rondônia

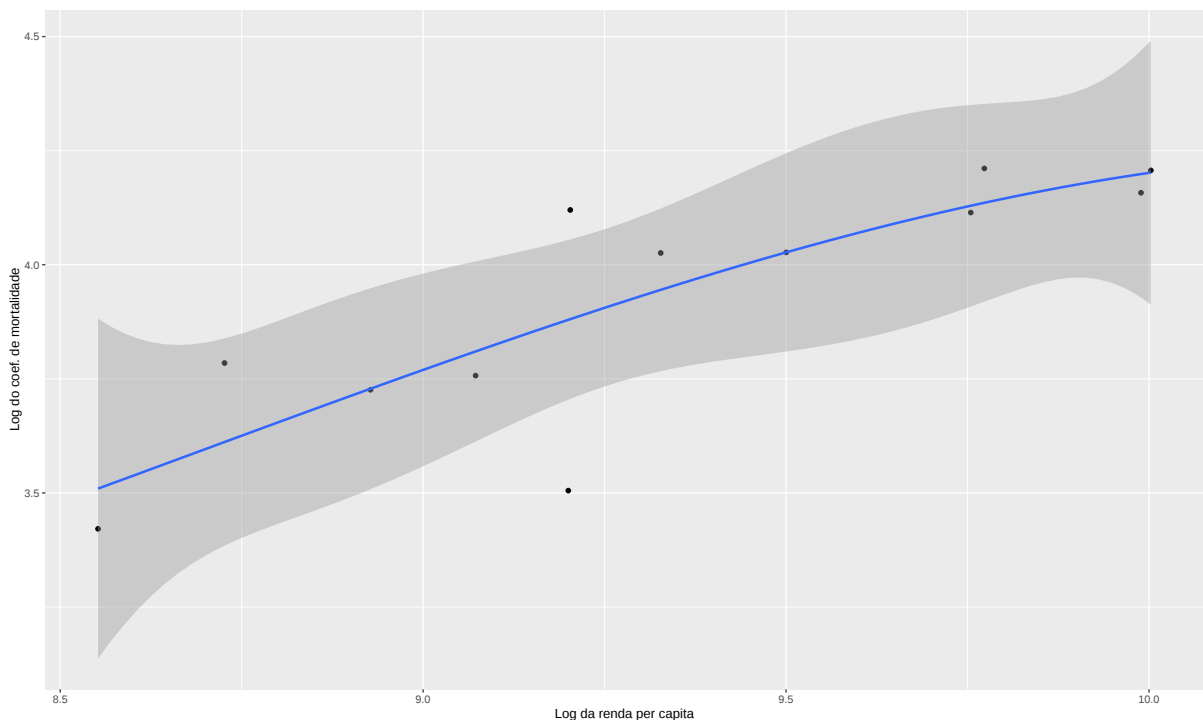


Figura 40 – Porto Velho, Rondônia
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	3.85582158	22.7330416	0.16961310	0.8695250
L(logpib)	-0.38702888	4.9065577	-0.07887992	0.9390655
L(logpib2)	0.04292683	0.2643248	0.16240182	0.8750165

Boa Vista, Roraima

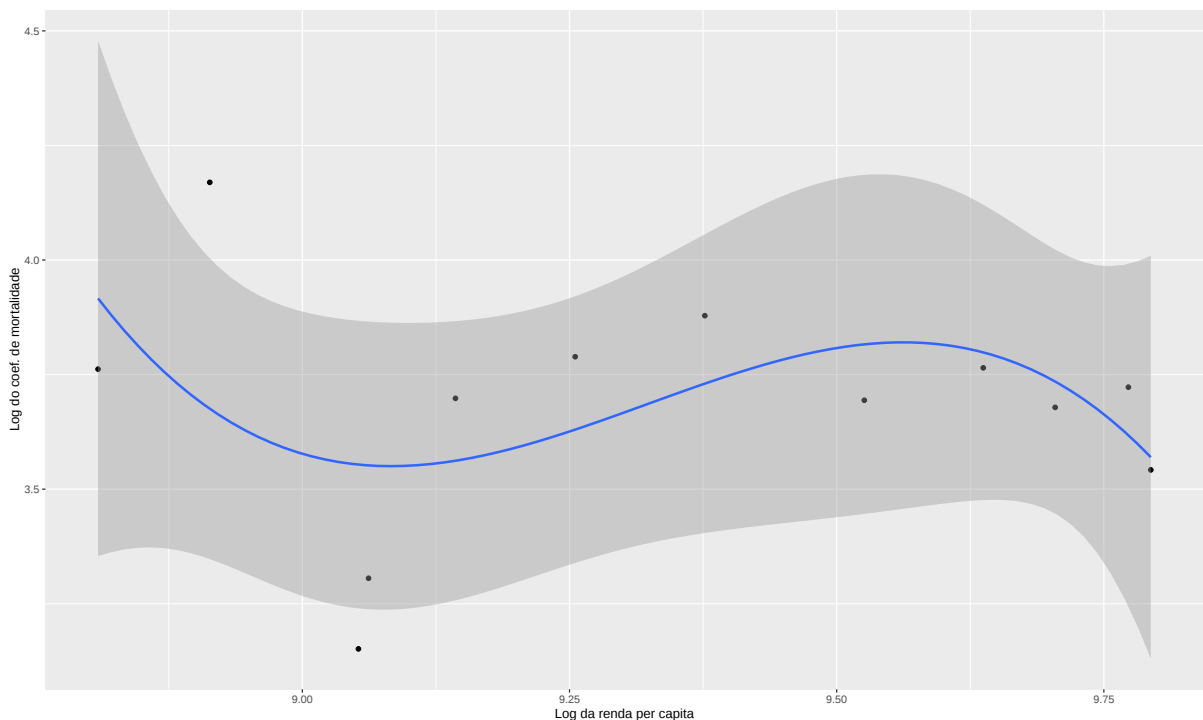


Figura 41 – Boa Vista, Roraima
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	35.0075180	97.646648	0.3585122	0.7292367
L(logpib)	-6.7140175	20.998763	-0.3197340	0.7573603
L(logpib2)	0.3592234	1.127855	0.3185015	0.7582607

Palmas, Tocantins

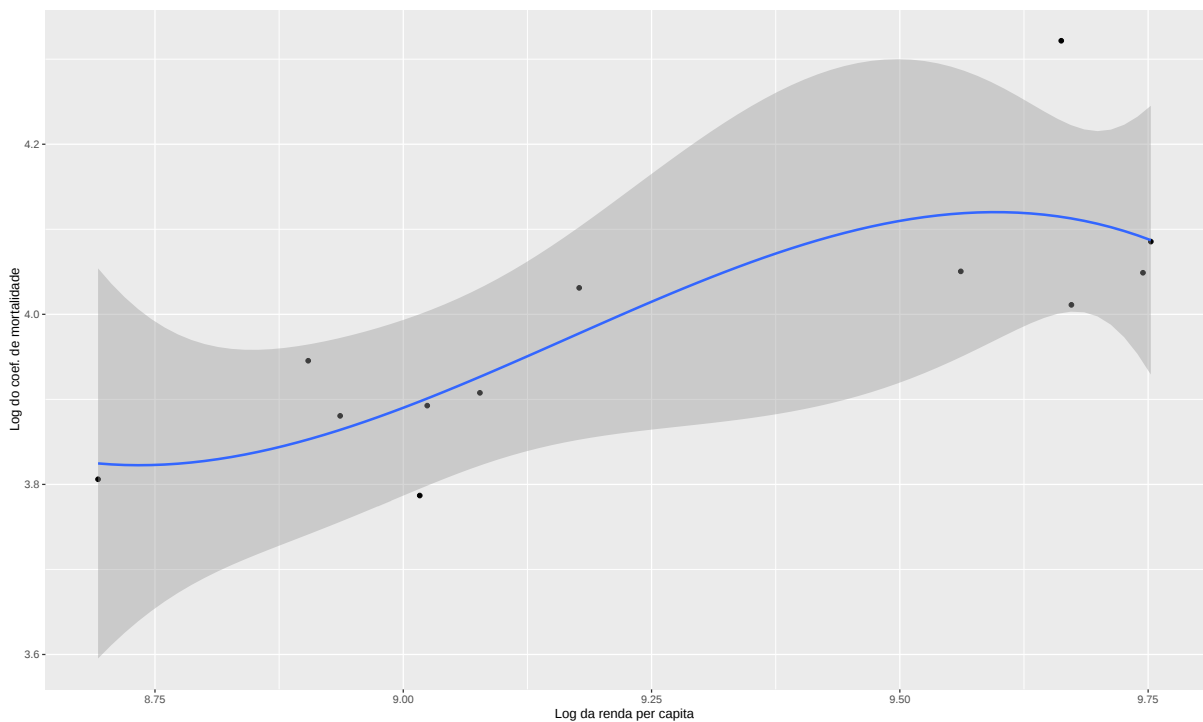


Figura 42 – Palmas, Tocantins
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-21.2044263	33.4582464	-0.6337578	0.5439290
L(logpib)	5.1939123	7.2250650	0.7188741	0.4926786
L(logpib2)	-0.2665075	0.3895511	-0.6841399	0.5132132

Nordeste

Maceió, Alagoas

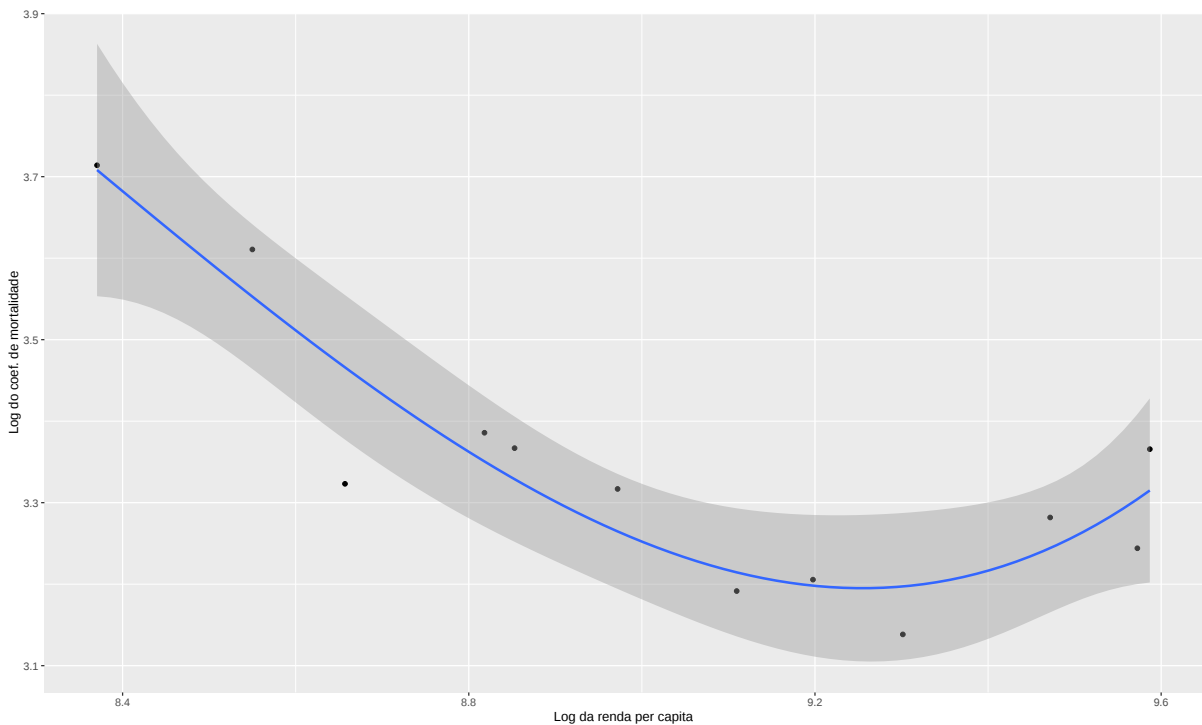


Figura 43 – Maceió, Alagoas
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	48.4059677	14.3064668	3.383503	0.009591771
L(logpib)	-9.8492547	3.1863638	-3.091064	0.014865571
L(logpib2)	0.5367284	0.1771945	3.029036	0.016333351

Salvador, Bahia

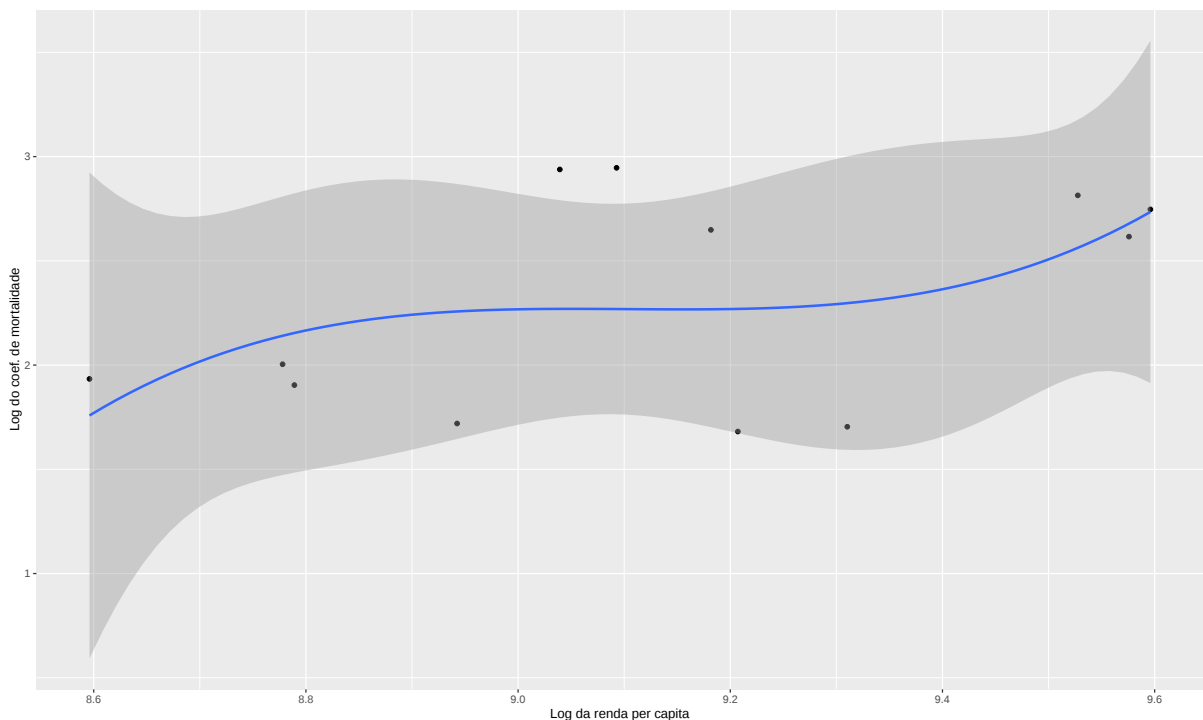


Figura 44 – Salvador, Bahia
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-26.7986054	150.395150	-0.1781880	0.8630049
L(logpib)	5.7177154	33.062067	0.1729388	0.8669949
L(logpib2)	-0.2761306	1.815656	-0.1520831	0.8828869

Fortaleza, Ceará

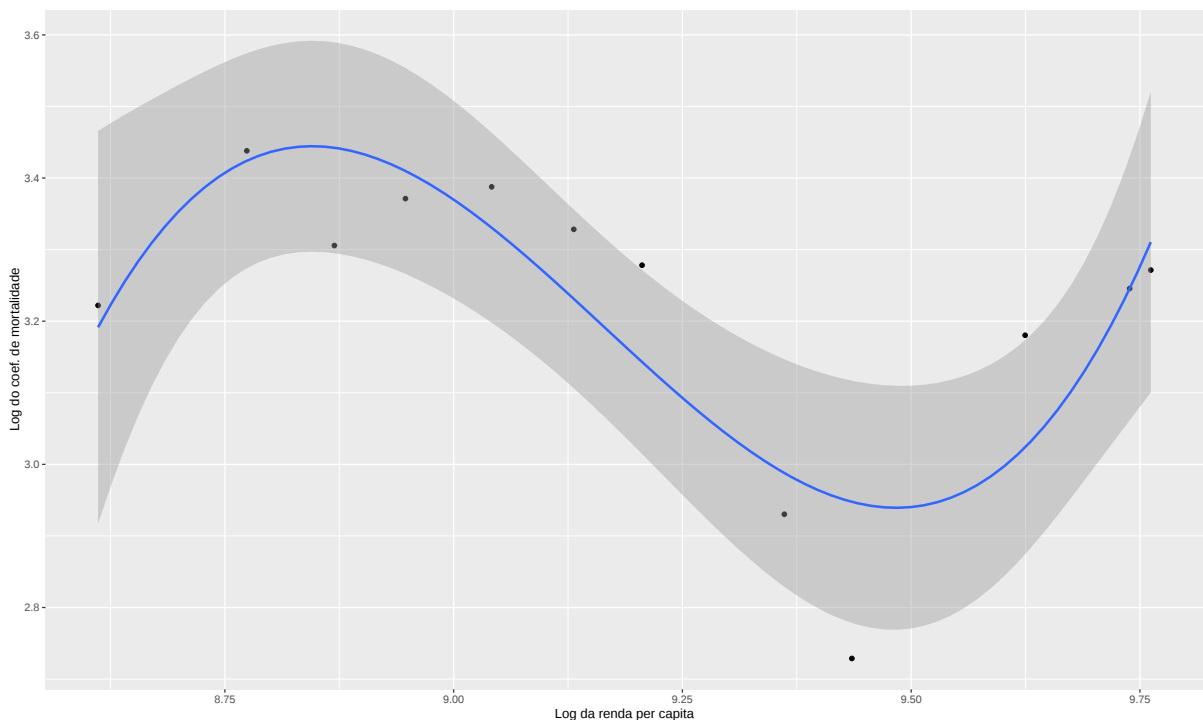


Figura 45 – Fortaleza, Ceará
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	73.0221519	41.9475550	1.740796	0.1198992
L(logpib)	-14.9577883	9.1404761	-1.636434	0.1403858
L(logpib2)	0.7999818	0.4974126	1.608286	0.1464392

São Luiz, Maranhão

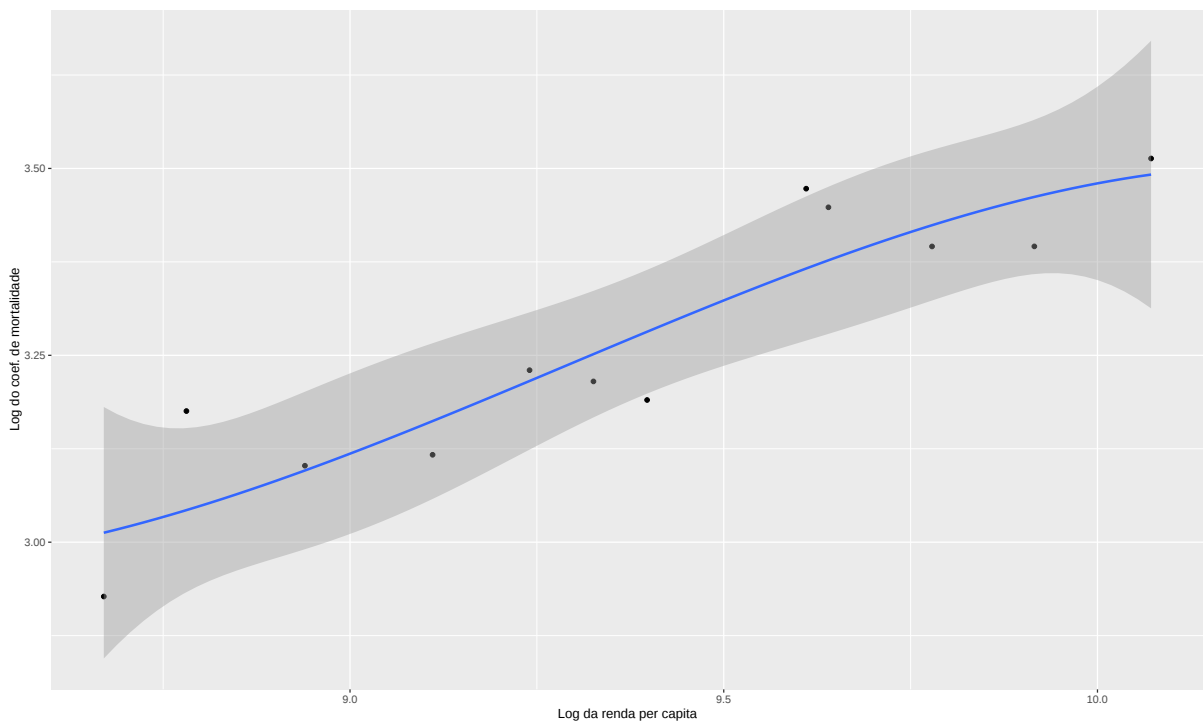


Figura 46 – São Luiz, Maranhão
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	9.2345765	15.212773	0.6070278	0.5606616
L(logpib)	-1.6058544	3.280406	-0.4895292	0.6376070
L(logpib2)	0.1037913	0.176598	0.5877262	0.5729276

João Pessoa, Paraíba

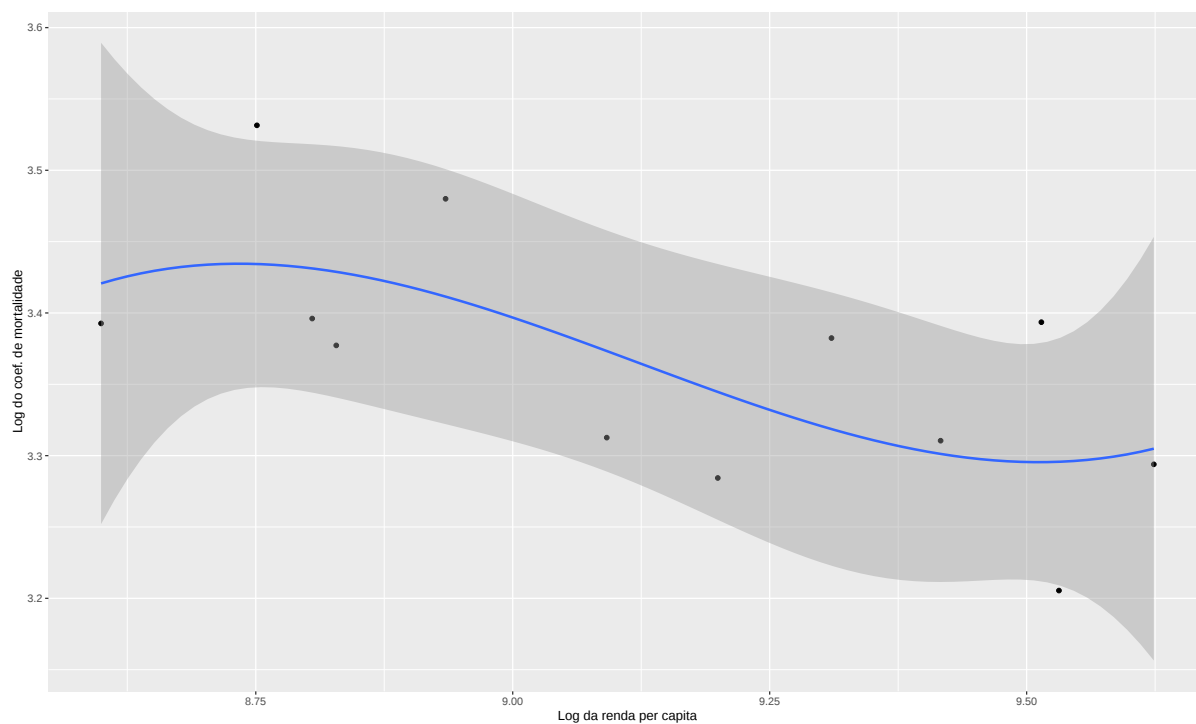


Figura 47 – João Pessoa, Paraíba

Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	25.6461199	22.6124481	1.1341594	0.2895670
L(logpib)	-4.7034984	4.9776830	-0.9449172	0.3723611
L(logpib2)	0.2474355	0.2736607	0.9041691	0.3923191

Recife, Pernambuco

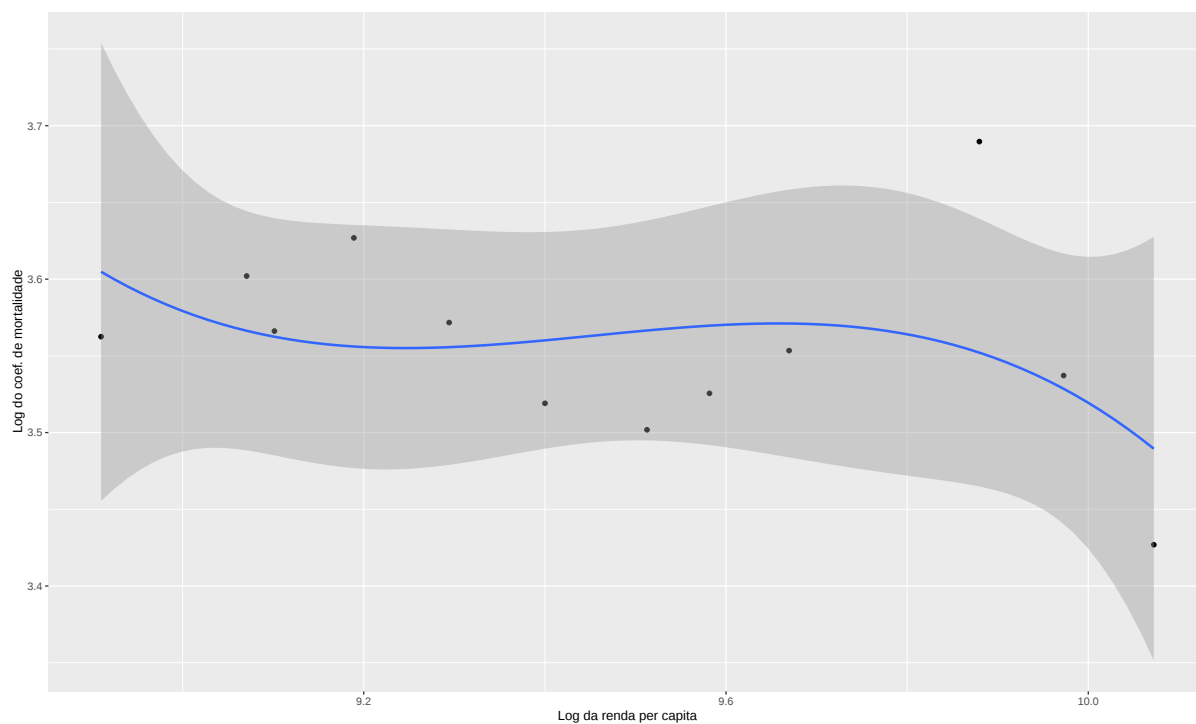


Figura 48 – Recife, Pernambuco

Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

```
> modCapital(261160)$coefficients
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-3.3224858	18.6414592	-0.1782310	0.8629722
L(logpib)	1.5407548	3.9486925	0.3901937	0.7065770
L(logpib2)	-0.0859419	0.2089102	-0.4113820	0.6915925

Teresina, Piauí

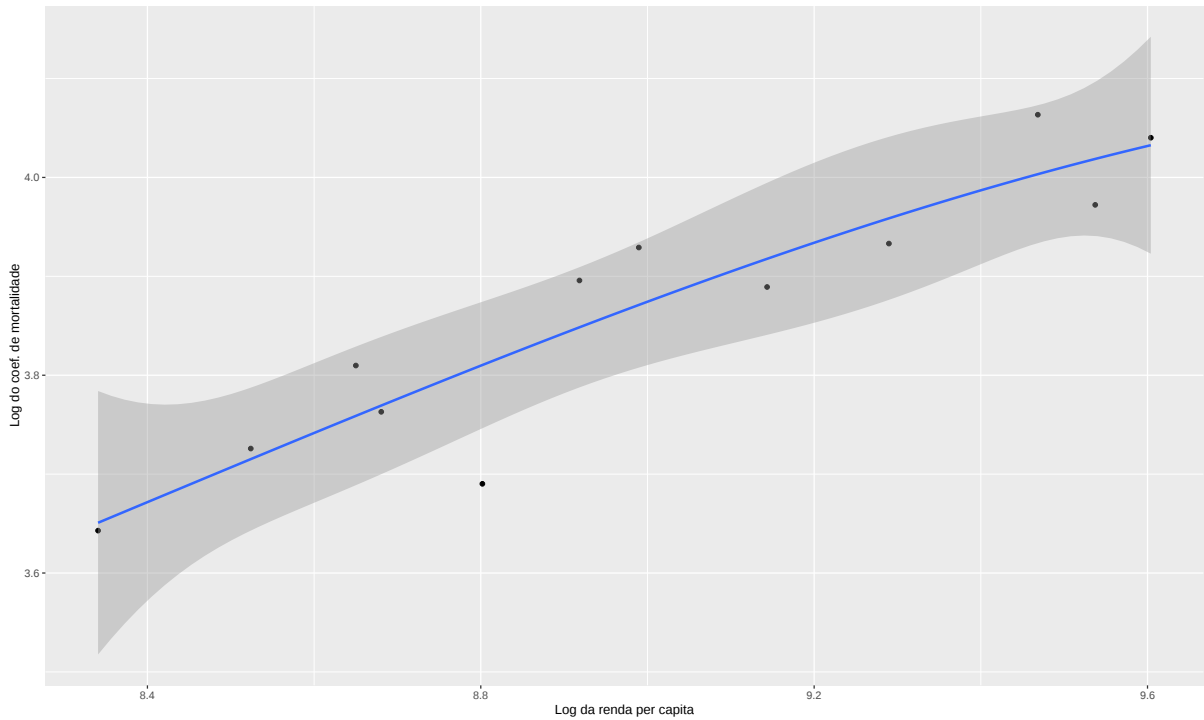


Figura 49 – Teresina, Piauí
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-2.54197382	12.1341465	-0.2094893	0.8393026
L(logpib)	1.15629877	2.7096667	0.4267310	0.6808268
L(logpib2)	-0.04886961	0.1510715	-0.3234867	0.7546210

Natal, Rio Grande do Norte

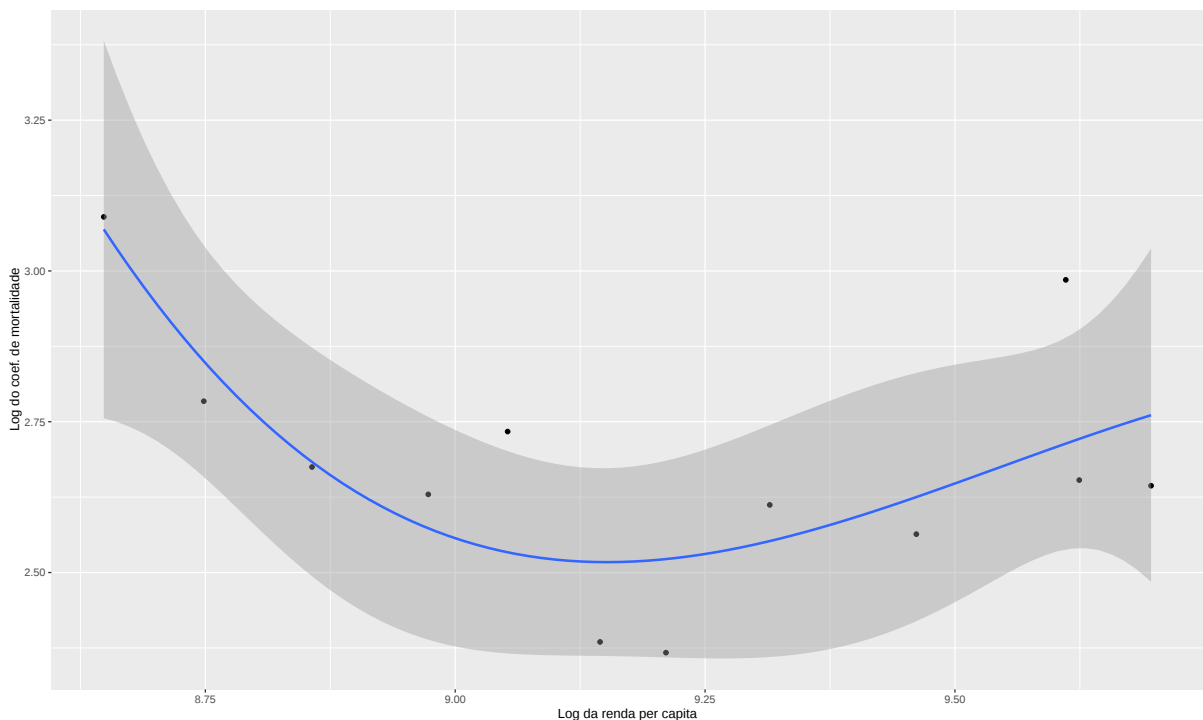


Figura 50 – Natal, Rio Grande do Norte
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	71.9983630	46.9244977	1.534345	0.1634902
L(logpib)	-15.1907187	10.2564264	-1.481093	0.1768571
L(logpib2)	0.8307516	0.5599126	1.483717	0.1761763

Aracaju, Sergipe

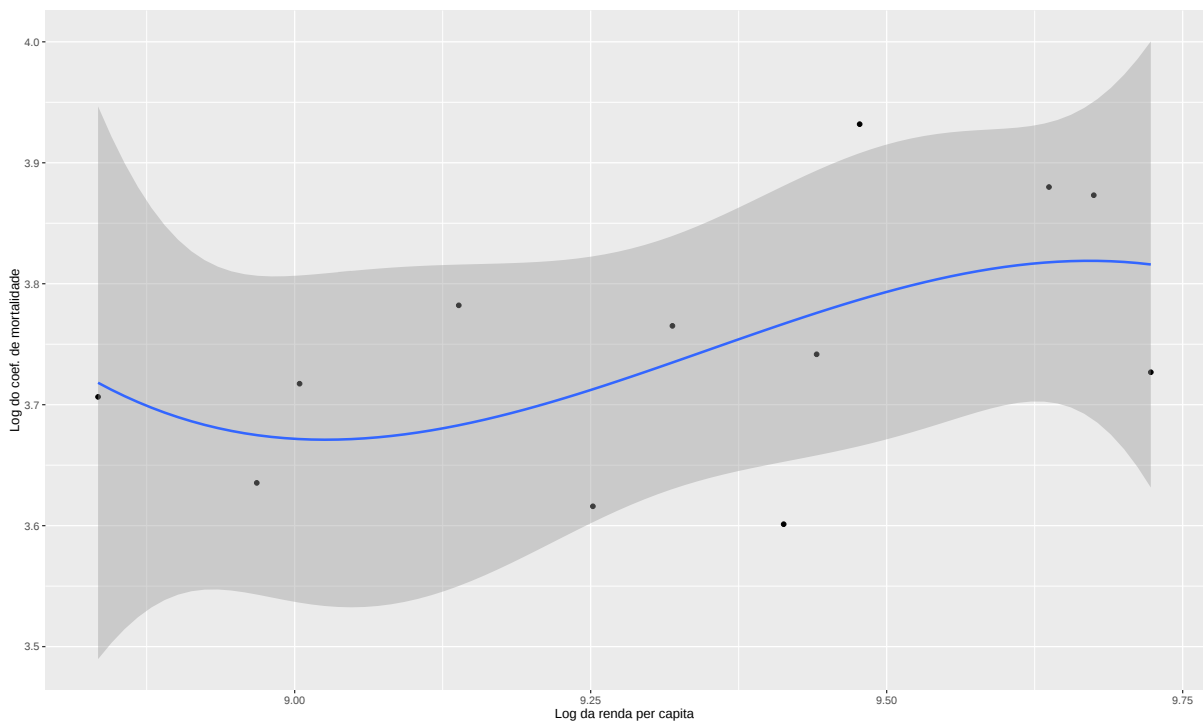


Figura 51 – Aracaju, Sergipe
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.53089151	43.0359051	0.01233601	0.9904596
L(logpib)	0.49254106	9.2979271	0.05297321	0.9590522
L(logpib2)	-0.01567766	0.5018847	-0.03123757	0.9758453

Centro-oeste

Brasília, Distrito Federal

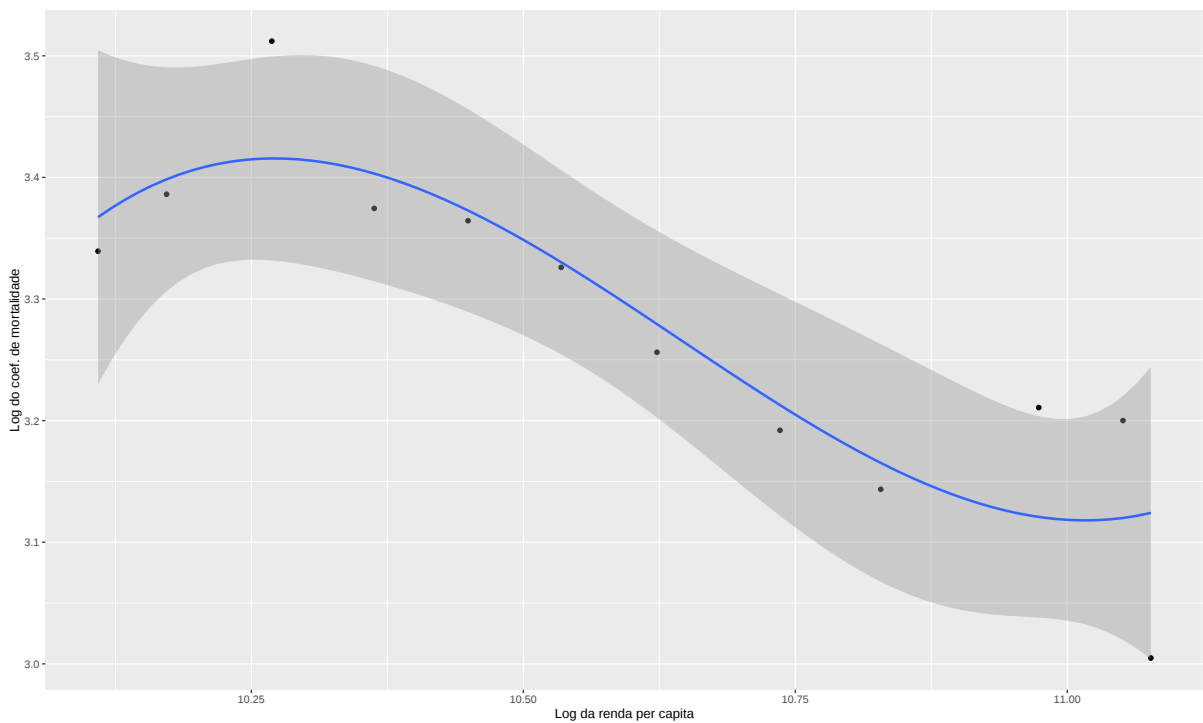


Figura 52 – Brasília, Distrito Federal
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	11.89264433	27.3412318	0.4349711	0.6750790
L(logpib)	-1.23318204	5.1727325	-0.2384005	0.8175636
L(logpib2)	0.03940625	0.2444968	0.1611729	0.8759531

Goiânia, Goiás

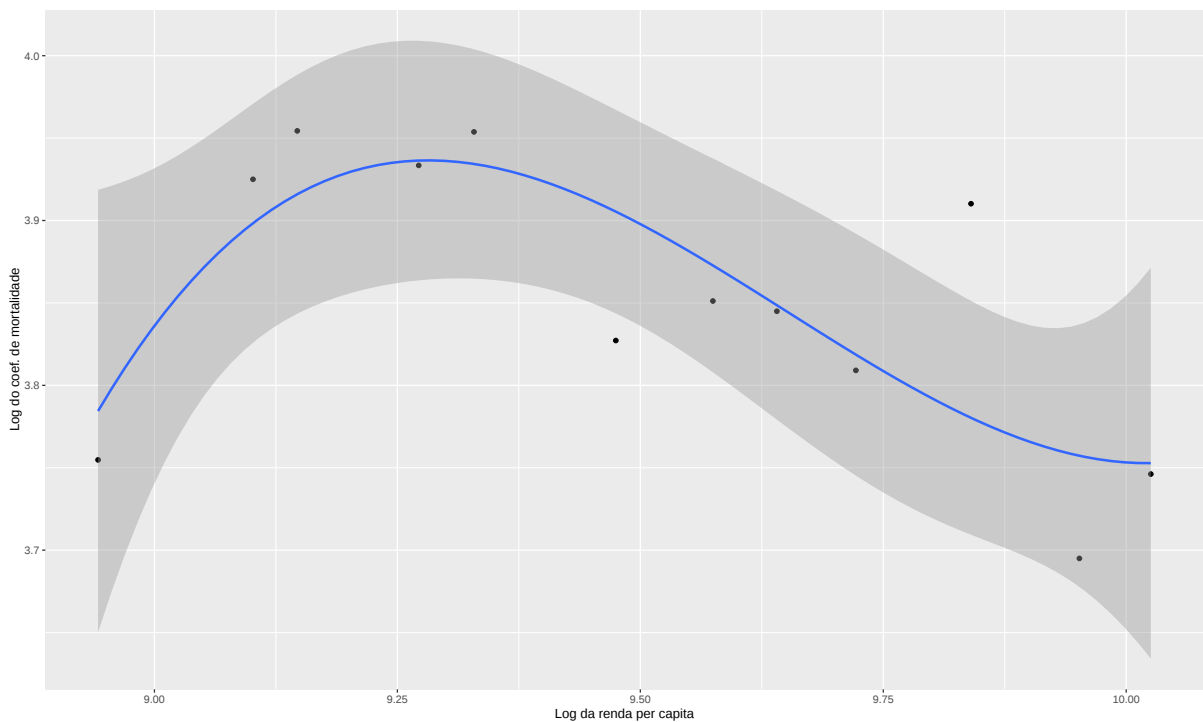


Figura 53 – Goiânia, Goiás
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-8.2699491	17.3010893	-0.4780016	0.6454375
L(logpib)	2.7805376	3.6639366	0.7588935	0.4696828
L(logpib2)	-0.1582381	0.1938197	-0.8164193	0.4378933

Cuiabá, Mato Grosso

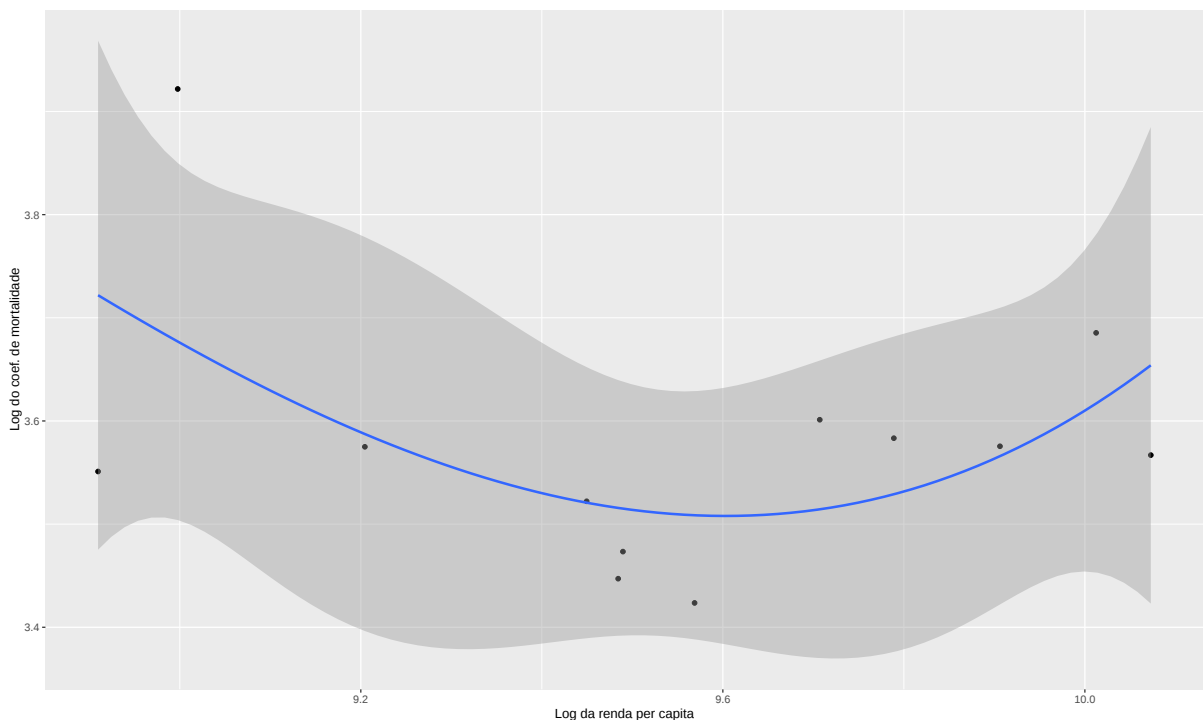


Figura 54 – Cuiabá, Mato Grosso
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	75.1228168	23.7888963	3.157894	0.01343756
L(logpib)	-15.0519357	5.0389208	-2.987135	0.01740986
L(logpib2)	0.7906966	0.2665742	2.966141	0.01797677

Campo Grande, Mato Grosso do Sul

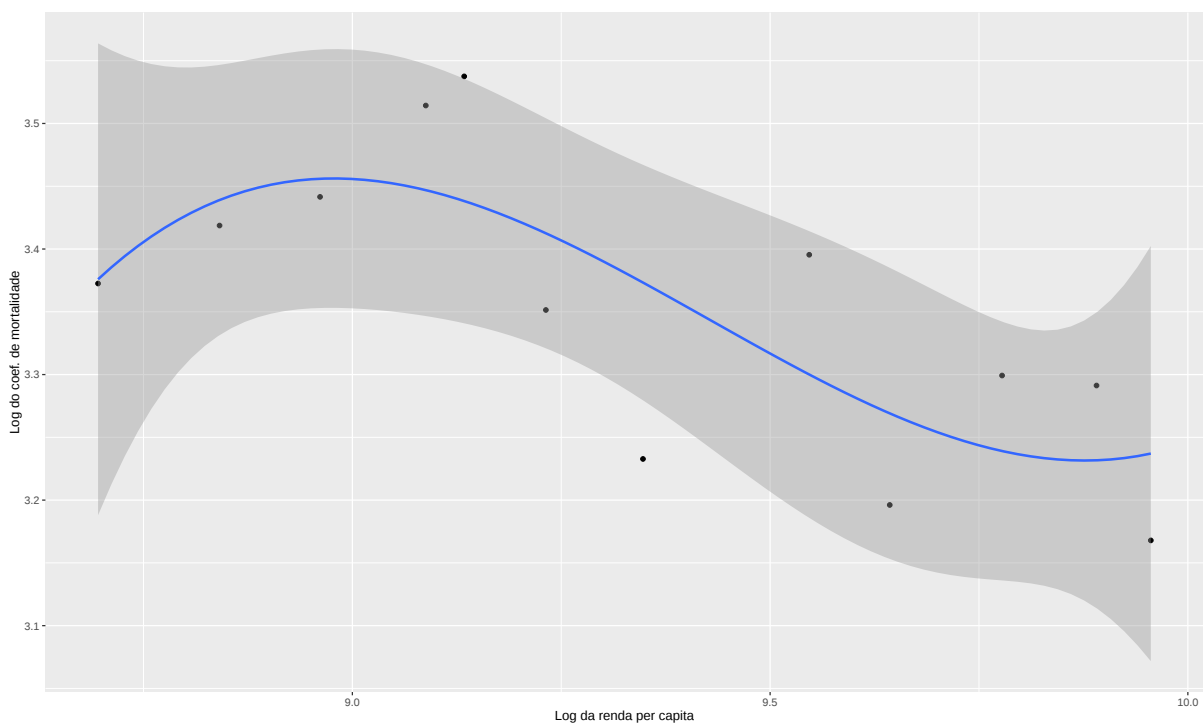


Figura 55 – Campo Grande, Mato Grosso do Sul
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-2.37852781	19.0844657	-0.1246316	0.9038900
L(logpib)	1.46902253	4.1059111	0.3577824	0.7297621
L(logpib2)	-0.09161813	0.2205588	-0.4153910	0.6887733

Sudeste

Vitória, Espírito Santo

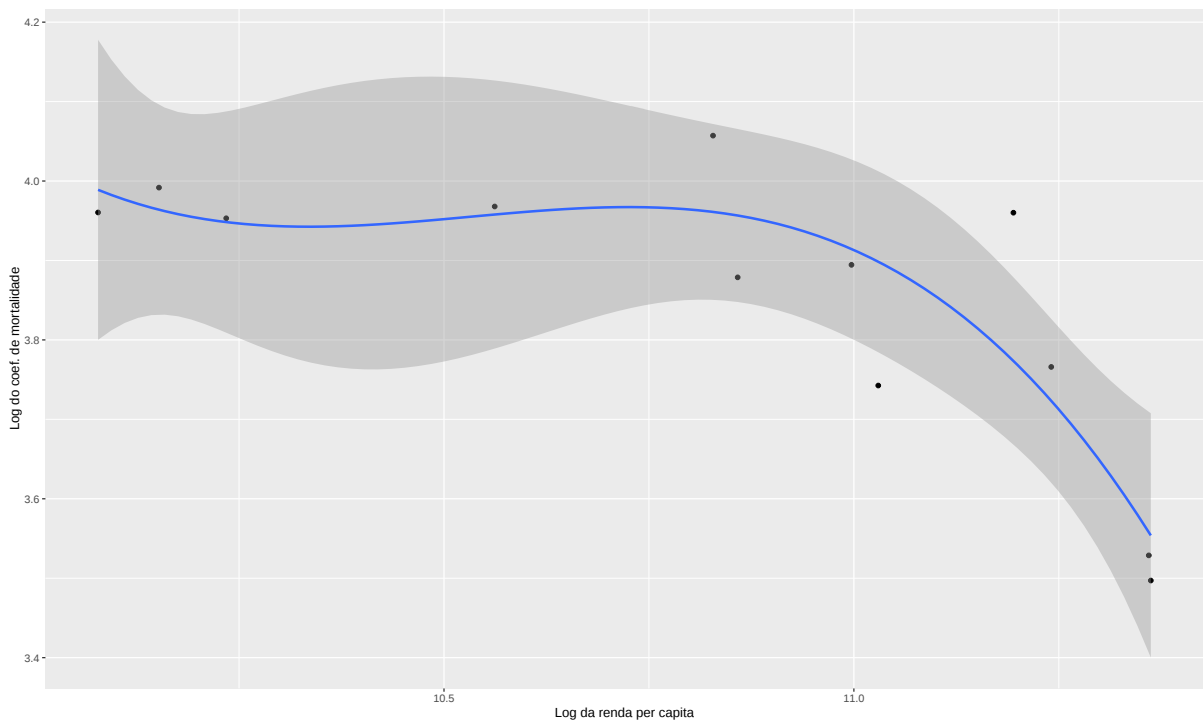


Figura 56 – Vitória, Espírito Santo
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-65.8805852	17.1760537	-3.835607	0.004978130
L(logpib)	13.3915157	3.2173971	4.162220	0.003155588
L(logpib2)	-0.6412724	0.1504499	-4.262365	0.002752542

Belo Horizonte, Minas Gerais

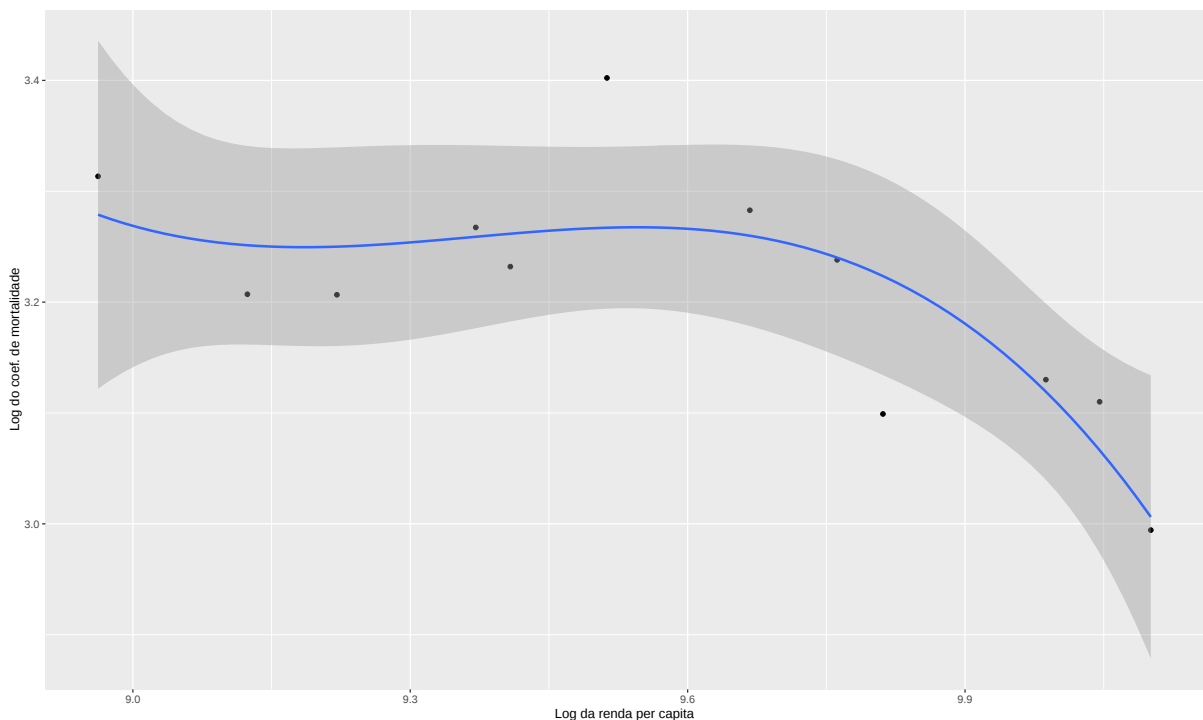


Figura 57 – Belo Horizonte, Minas Gerais
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-47.0391855	16.4126103	-2.866039	0.02095604
L(logpib)	10.7608145	3.4502348	3.118864	0.01425313
L(logpib2)	-0.5752857	0.1811479	-3.175779	0.01308032

Rio de Janeiro, Rio de Janeiro

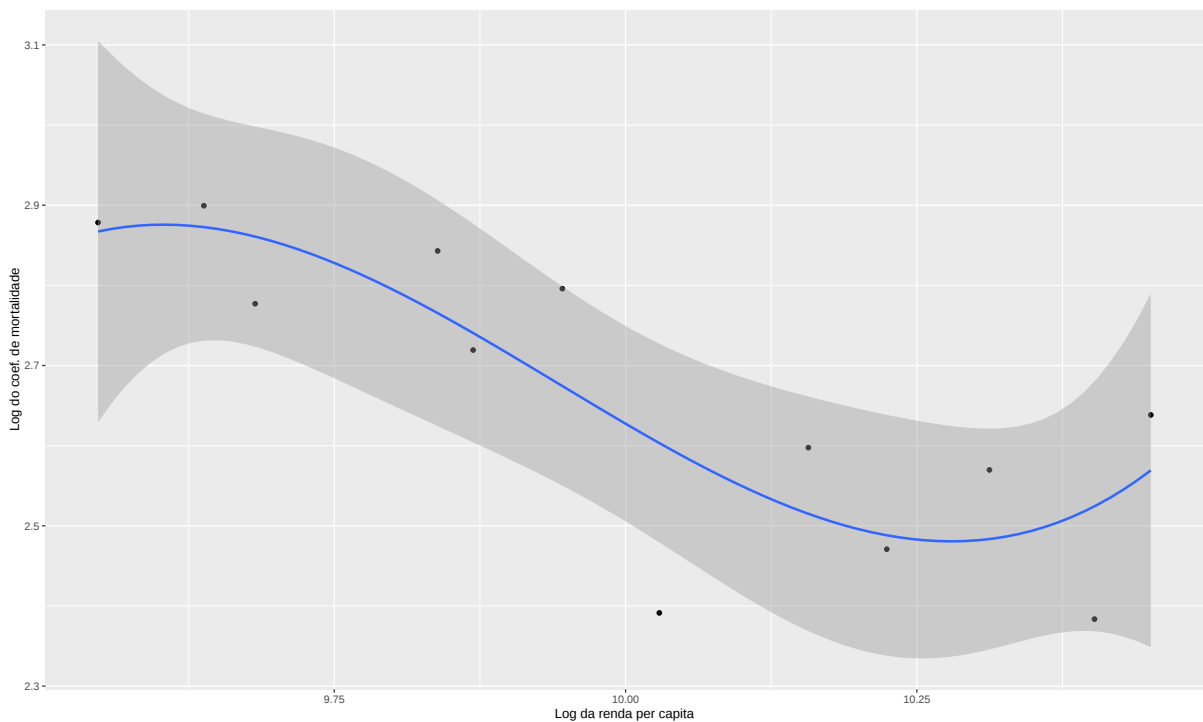


Figura 58 – Rio de Janeiro, Rio de Janeiro
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	92.9739469	54.9560431	1.691788	0.1291475
L(logpib)	-17.6625552	11.0255011	-1.601973	0.1478292
L(logpib2)	0.8621816	0.5526667	1.560039	0.1573713

São Paulo, São Paulo

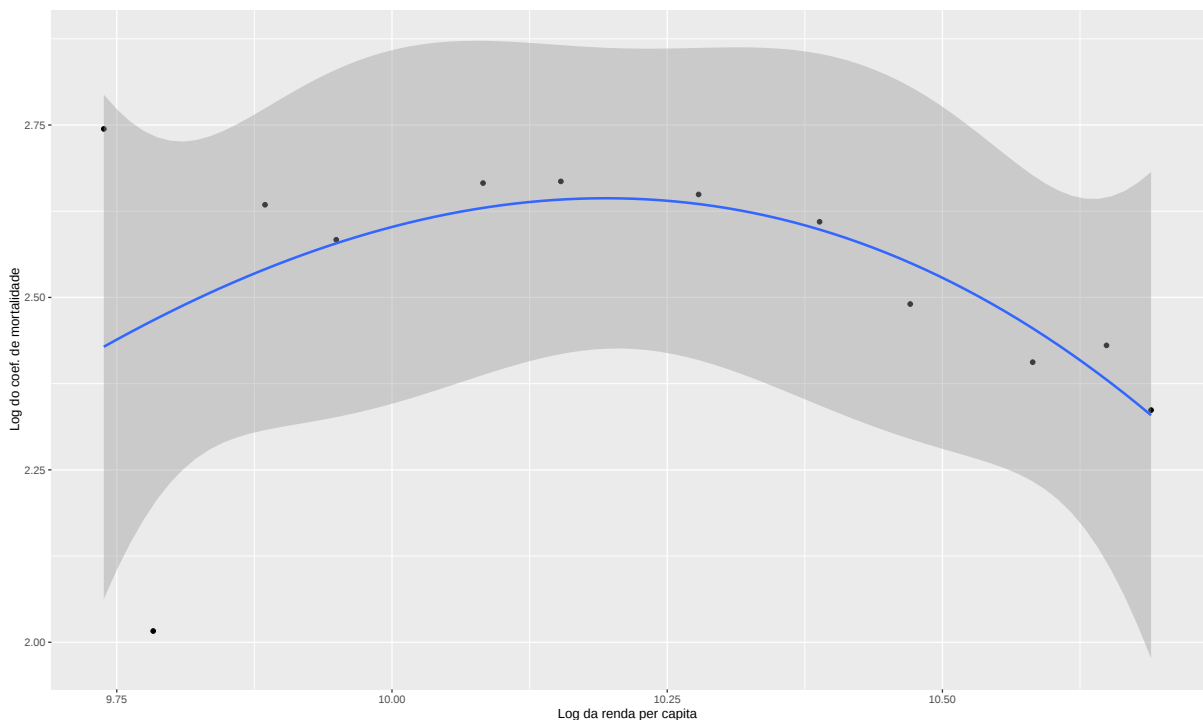


Figura 59 – São Paulo, São Paulo
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-178.934510	65.6026146	-2.727551	0.02594386
L(logpib)	35.693230	12.8868424	2.769742	0.02430636
L(logpib2)	-1.753895	0.6323908	-2.773435	0.02416819

Juiz de Fora, Minas Gerais

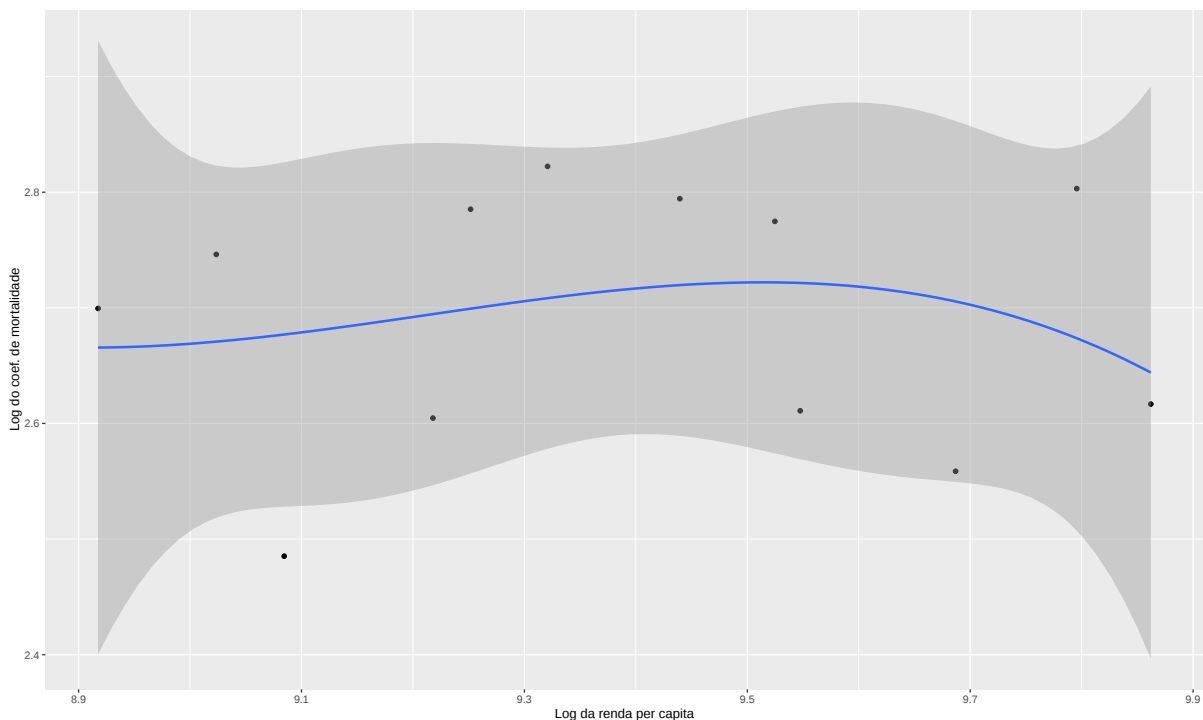


Figura 60 – Juiz de Fora, Minas Gerais
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-38.2626584	48.8886785	-0.7826487	0.4563732
L(logpib)	8.7512465	10.4590313	0.8367167	0.4270369
L(logpib2)	-0.4671237	0.5590395	-0.8355826	0.4276385

Sul

Curitiba, Paraná

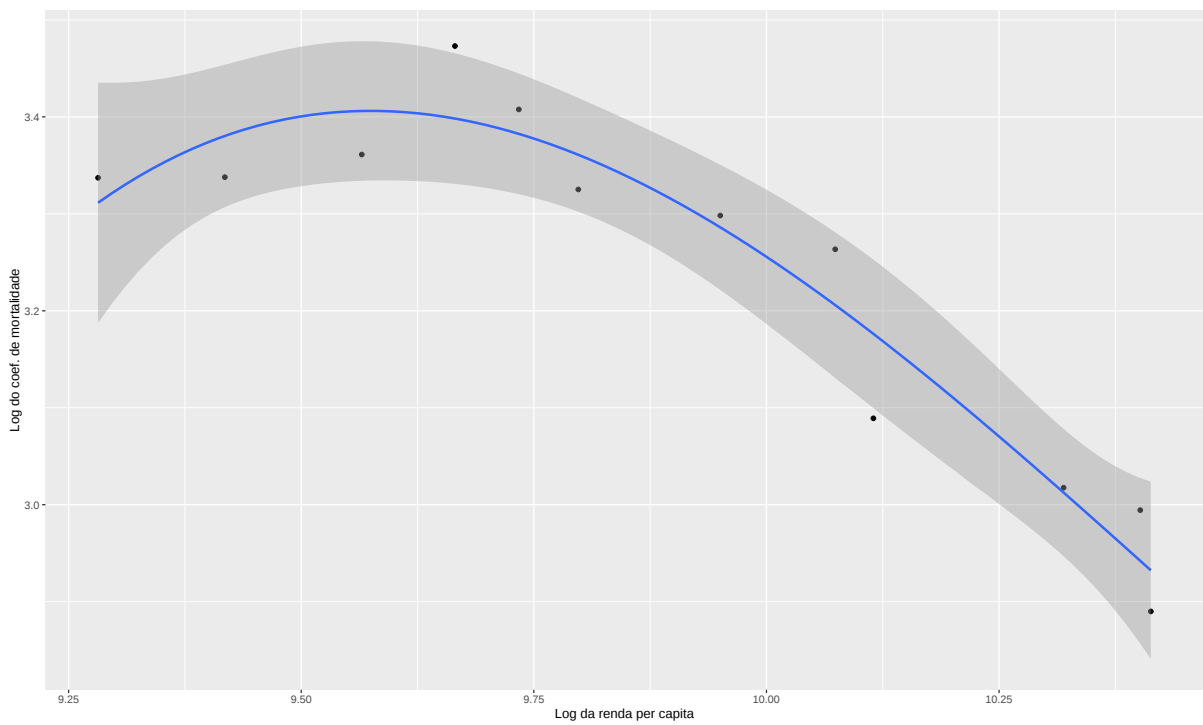


Figura 61 – Curitiba, Paraná
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-44.3883202	16.7812255	-2.645118	0.02947826
L(logpib)	10.1522948	3.4086903	2.978357	0.01764461
L(logpib2)	-0.5393184	0.1729369	-3.118585	0.01425916

Florianópolis, Santa Catarina

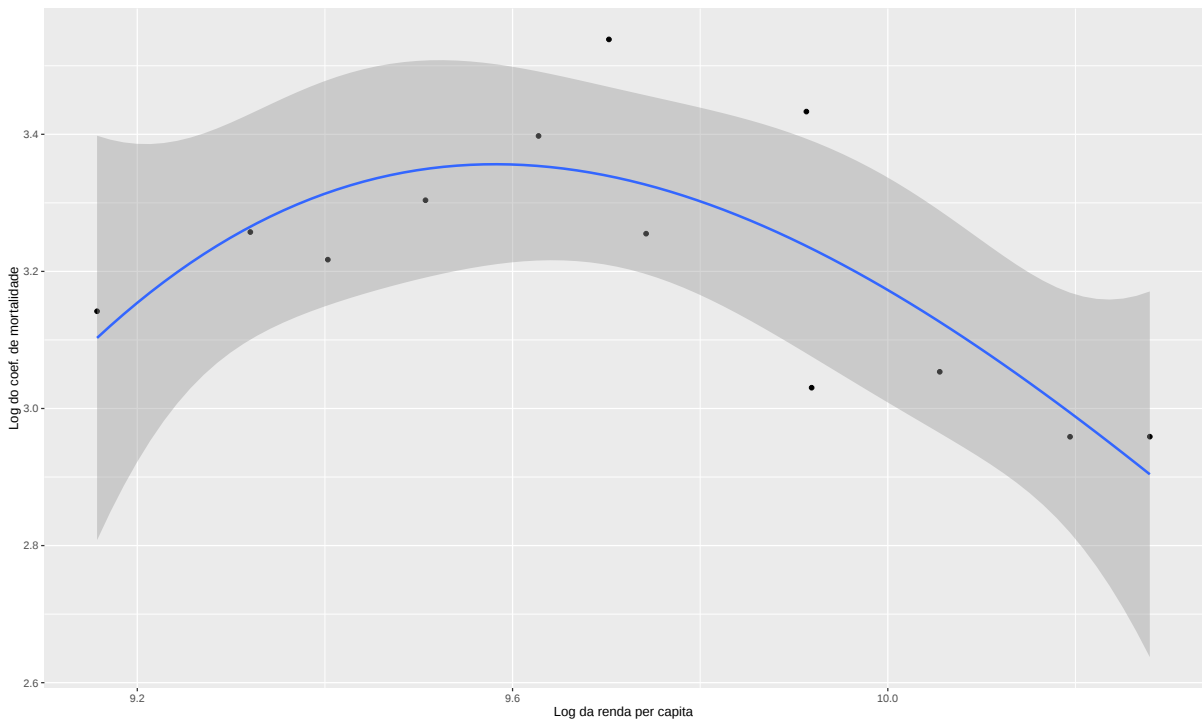


Figura 62 – Florianópolis, Santa Catarina
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-92.529574	38.2963290	-2.416147	0.04210241
L(logpib)	20.189085	7.9199275	2.549150	0.03421989
L(logpib2)	-1.062729	0.4091658	-2.597305	0.03175052

Porto Alegre, Rio Grande do Sul

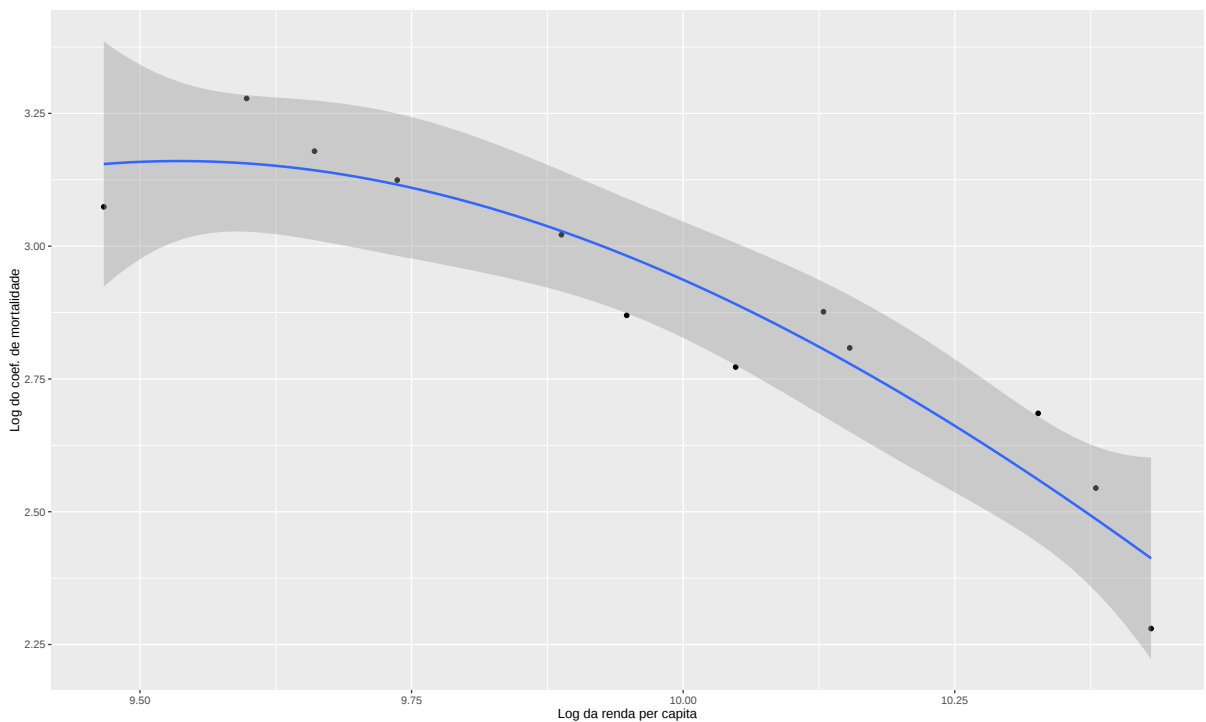


Figura 63 – Porto Alegre, Rio Grande do Sul
Fonte: elaborado pelo autor.

Resultados do modelo:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-25.4019223	34.8511721	-0.7288685	0.4868686
L(logpib)	6.6299510	7.0222978	0.9441284	0.3727402
L(logpib2)	-0.3806626	0.3535057	-1.0768218	0.3129575

Este documento foi digitado e diagramado utilizando-se as tecnologias livres T_EX, L^AT_EX, T_EXLive e T_EXMaker; com estilos providos pela classe ABNT_EX.

Gerado em 17 de janeiro de 2017 às 10:10:54