

Pedro Cisalpino Pinheiro

**Análise espacial da mortalidade e das internações
hospitalares por acidentes de motocicleta no
Brasil**

Belo Horizonte, MG

Cedeplar/UFMG

2016

Pedro Cisalpino Pinheiro

Análise espacial da mortalidade e das internações hospitalares por acidentes de motocicleta no Brasil

Dissertação apresentada ao curso de Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Demografia

Orientador: Professor Bernardo Lanza Queiroz

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2016

Folha de Aprovação

À Vanessa

AGRADECIMENTOS

Agradeço à Vanessa que, sem ela, esse processo não teria sido possível. À minha família, pelo apoio incondicional. Particularmente, ao meu irmão Tiago que, além de “doar” a ideia dessa dissertação, é uma importante referência. Ao Professor Bernardo, pela excelência na orientação. Aos demais professores do Programa de Pós-Graduação em Demografia do Cedeplar/UFMG, pela qualidade das aulas e da convivência. Aos meus amigos e colegas, pelo apoio.

SUMÁRIO

1.Introdução.....	1
2.Revisão da Literatura.....	7
2.1.Pequenas Áreas.....	7
2.2.A relação entre desenvolvimento econômico e a ocorrência de acidentes.....	10
2.3.Impactos econômicos associados aos AT.....	13
2.4.Os ciclos econômicos e a ocorrência de acidentes de AT.....	16
2.5.Os acidentes de motocicletas no contexto brasileiro.....	19
3. Dados e Métodos.....	24
3.1.População em estudo, nível de análise, fontes de informação e construção das taxas brutas.....	24
3.2.Padronização.....	26
3.3 Suavização bayesiana.....	27
3.4. Autocorrelação espacial.....	29
3.5. Correlação espacial multivariada.....	34
4.Resultados.....	36
4.1.1 Distribuição das taxas padronizadas de mortalidade.....	36
4.1.2.Distribuição das taxas padronizadas de internação.....	43
4.2.1. Suavização das taxas de mortalidade.....	49
4.2.2. Suavização das taxas de internação.....	54
4.3. Autocorrelação espacial.....	57
4.4. A relação entre renda e Mortalidade/Internação.....	63
5.Considerações Finais.....	73
6.Referências Bibliográficas.....	79
7.Anexos.....	84

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

TABELA 1 – TAXAS PADRONIZADAS DE MORTALIDADE (TBM ^S) MÉDIA DOS MUNICÍPIOS, DESVIO PADRÃO, MÁXIMO E MÍNIMO, POR SEXO, POR REGIÃO E POR PORTE DO MUNICÍPIO.....	37
FIGURA 1 – TAXAS PADRONIZADAS DE MORTALIDADE (TBM ^S) PELA UTILIZAÇÃO DE MOTOCICLETA, HOMENS, POR MUNICÍPIO, BRASIL, MÉDIA 2009, 2010 E 2011, POR 100.000 HABITANTES.....	38
FIGURA 2 – TAXAS PADRONIZADAS DE MORTALIDADE (TBM ^S) PELA UTILIZAÇÃO DE MOTOCICLETA, MULHERES, POR MUNICÍPIO, BRASIL, MÉDIA 2009, 2010 E 2011, POR 100.000 HABITANTES.....	41
FIGURA 3 – TAXAS PADRONIZADAS DE INTERNAÇÃO (TBI ^S) PELA UTILIZAÇÃO DE MOTOCICLETA, HOMENS, POR MUNICÍPIO, BRASIL, MÉDIA 2009, 2010 E 2011, POR 100.000 HABITANTES.....	44
FIGURA 4 – TAXAS PADRONIZADAS DE INTERNAÇÃO (TBI ^S) PELA UTILIZAÇÃO DE MOTOCICLETA, MULHERES, POR MUNICÍPIO, BRASIL, MÉDIA 2009, 2010 E 2011, POR 100.000 HABITANTES.....	46
TABELA 2 – TAXAS PADRONIZADAS DE INTERNAÇÃO (TBI ^S) MÉDIA DOS MUNICÍPIOS, DESVIO PADRÃO, MÁXIMO E MÍNIMO, POR SEXO, POR REGIÃO E POR PORTE DO MUNICÍPIO.....	47
GRÁFICO 1- TAXAS PADRONIZADAS DE MORTALIDADE (TBM ^S) x TAXAS SUAVIZADAS PELO MÉTODO BAYESIANO EMPÍRICO.....	50
FIGURA 5 – SUAVIZAÇÃO ESPACIAL DA TAXA DE EMPÍRICA DE BAYES DE MORTES DE MOTOCICLISTAS, HOMENS, POR MUNICÍPIO, BRASIL, MÉDIA DE 2009, 2010 E 2011, POR 100.000 HABITANTES.....	51
FIGURA 6 – SUAVIZAÇÃO ESPACIAL DA TAXA DE EMPÍRICA DE BAYES DE MORTES DE MOTOCICLISTAS, MULHERES, POR MUNICÍPIO, BRASIL, MÉDIA DE 2009, 2010 E 2011, POR 100.000 HABITANTES.....	53
FIGURA 7 – SUAVIZAÇÃO ESPACIAL DA TAXA DE EMPÍRICA DE BAYES DE INTERNAÇÕES DE MOTOCICLISTAS, HOMENS, POR MUNICÍPIO, BRASIL, MÉDIA DE 2009, 2010 E 2011, POR 100.000 HABITANTES.....	55
FIGURA 8 – SUAVIZAÇÃO ESPACIAL DA TAXA DE EMPÍRICA DE BAYES DE INTERNAÇÕES DE MOTOCICLISTAS, MULHERES, POR MUNICÍPIO, BRASIL, MÉDIA DE 2009, 2010 E 2011, POR 100.000 HABITANTES.....	56
GRÁFICO 2- TAXAS PADRONIZADAS DE INTERNAÇÃO (TBI ^S) x TAXAS SUAVIZADAS PELO MÉTODO BAYESIANO EMPÍRICO.....	57
FIGURA 9 – LISA CLUSTER MAP PARA AS TBM ^S , HOMENS, POR MUNICÍPIO, BRASIL	58
FIGURA 10 – LISA CLUSTER MAP PARA AS TBM ^S , MULHERES, POR MUNICÍPIO, BRASIL	60
FIGURA 11 – LISA CLUSTER MAP PARA AS TBI ^S , HOMENS, POR MUNICÍPIO, BRASIL	61
FIGURA 12 – LISA CLUSTER MAP PARA AS TBI ^S , MULHERES, POR MUNICÍPIO, BRASIL	62
GRÁFICO 3 – TAXA DE MORTALIDADE SUAVIZADA X LOG DA RENDA PER CAPITA DOS MUNICÍPIOS (2010).....	65

GRÁFICO 4 – TAXA DE INTERNAÇÃO SUAVIAVIZADA X LOG DA RENDA PER CAPITA DOS MUNICÍPIOS (2010).....	67
FIGURA 13 – LISA CLUSTER MAP (BIVARIADO) PARA TBM ^{SE} RENDA PER CAPITA DOS MUNICÍPIOS, HOMENS, BRASIL.....	68
FIGURA 14 – LISA CLUSTER MAP (BIVARIADO) PARA TBM ^{SE} RENDA PER CAPITA DOS MUNICÍPIOS, HOMENS, BRASIL.....	70
FIGURA 15 - TAXAS BRUTAS DE MORTALIDADE PELA UTILIZAÇÃO DE MOTOCICLETA, HOMENS, POR MUNICÍPIO, BRASIL, POR 100.000 HABITANTES.....	84
FIGURA 16 - TAXAS BRUTAS DE MORTALIDADE PELA UTILIZAÇÃO DE MOTOCICLETA, MULHERES, POR MUNICÍPIO, BRASIL, POR 100.000 HABITANTES.....	85
FIGURA 17 - TAXAS BRUTAS DE INTERNAÇÃO PELA UTILIZAÇÃO DE MOTOCICLETA, HOMENS, POR MUNICÍPIO, BRASIL, POR 100.000 HABITANTES.....	86
FIGURA 18 - TAXAS BRUTAS DE INTERNAÇÃO PELA UTILIZAÇÃO DE MOTOCICLETA, MULHERES, POR MUNICÍPIO, BRASIL, POR 100.000 HABITANTES.....	87

RESUMO

Nos últimos anos, o crescimento da mortalidade e da ocorrência de internações relacionadas aos ocupantes de motocicletas, no Brasil, vem chamando a atenção de diversos pesquisadores. As consequências dos acidentes podem ser sentidas no nível dos indivíduos, das famílias e da sociedade como um todo. A análise da distribuição da mortalidade e das internações nos municípios brasileiros, neste contexto, é fundamental para o entender a ocorrência destes fenômenos, bem como para a elaboração de estratégias para minimizar a ocorrência dos mesmos. No entanto, a análise de taxas em pequenas áreas requer que alguns cuidados sejam tomados para lidar com problemas nas estimativas. Neste sentido, o principal objetivo desse trabalho é gerar estimativas mais confiáveis para a mortalidade e a ocorrência de internações hospitalares de ocupantes de motocicletas nos municípios brasileiros, bem como analisar a distribuição das mesmas. Adicionalmente, pretendeu-se identificar a presença de padrões espaciais na distribuição destas taxas e a possível associação entre as taxas de mortalidade e de internação e a renda per capita dos municípios, em 2010. As taxas brutas de foram construídas com base no número de internações e de óbitos de motocicletas, por município de residência, por sexo, considerando a média das ocorrências nos anos de 2009, 2010 e 2011. As taxas brutas de mortalidade e de internação foram padronizadas diretamente e suavizadas pelo método bayesiano empírico. A identificação da presença de padrões espaciais foi realizada a partir de indicadores locais de autocorrelação espacial (LISA). Aplicamos a análise espacial multivariada para analisar a relação entre renda e as taxas. Entre os principais resultados podem ser destacados, as taxas de mortalidade e de internação mais elevadas foram observadas em municípios da região Nordeste e Centro-Oeste. Os municípios da região Norte apresentaram, em média, mortalidade entre as mais elevadas. Essas regiões, também, concentraram a maior parte aglomerados de municípios com padrão alto-alto na distribuição espacial das taxas de mortalidade e de internação. A análise da associação entre renda e as taxas de mortalidade e de internação mostrou os padrões espaciais na relação entre renda distintos entre os municípios das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste e as regiões Sul e Sudeste. A utilização de técnicas de suavização das taxas de mortalidade e de internação se mostraram eficientes para lidar com os valores extremos das taxas, ampliando a confiabilidade das estimativas, da mesma forma que melhoraram a visualização das mesmas no mapa.

Palavras-chave:

mortalidade; internações hospitalares; motocicletas; municípios; análise espacial; pequenas áreas

ABSTRACT

In the past few years, the mortality and the hospitalization related to motorcycle accidents in Brazil rose substantially and has been studied by some scholars. The consequences of this kind of accidents can be felt in individual, family and societal level. The analysis of the distribution of deaths and hospitalizations in Brazilian municipalities is fundamental to the development of policies focused in the prevention of their occurrence. Although, in small areas, some additional care is needed to estimate those rates. The main objective of this dissertation is to create estimates of the risk of dying and being hospitalized related by the use of a motorcycle in the Brazilian municipalities, as well as to analyse their distribution. Additionally, we intended to identify the presence of spatial patterns in the rates distribution and to investigate their association with income. The rates were constructed considering the mean number of deaths and hospitalization, for each sex, by municipality of residence, registered in the years of 2009, 2010 and 2011. The rates were age standardized and then we used the empirical bayes smoothing method. To the identification of spatial patterns we used local indicators of spatial association (LISAs). The association between income and the rates were analysed by multivariate spatial analyses tools. In general, the higher mortality and hospitalization rates were observed in municipalities located in the North-East and Central-West regions. The municipalities located in the North region were among those with higher mortality rates. The North, North-East and Central-West concentrated most of the high-high mortality and hospitalizations rate clusters. The analysis of the relation between mean income and the mortality and hospitalization rates showed different patterns for the North, North-East and Central-West and for the Southeast and South regions. The use of empirical bayes smoothing method were efficient to handle with extreme rates values, as well as the maps visualization were consistently improved by it use.

Key words: mortality; hospitalization; motorcycle; municipalities; spatial analysis; small areas

1. Introdução

No dia a dia das grandes cidades, não é raro observar e acompanhar no noticiário o registro de um número considerável de acidentes com motos. Dada à natureza do veículo, muitos destes acidentes resultam em morte, em ferimentos graves, ou em sequelas permanentes (MIKI et al., 2014; BLINCOE et al., 2015; MILLER, 1993). Nas últimas duas décadas, houve um grande aumento da frota de motocicletas no Brasil, bem como na ocorrência de acidentes relacionados às mesmas, podendo ser observado em grandes cidades, nas cidades de pequeno porte, em áreas rurais e urbanas (LUZ et al., 2009; MORAIS NETO et al., 2012; MARTINS et al., 2013; CHANDRAN et al., 2008; IPEA, 2010).

Uma análise preliminar dos dados de mortalidade pela utilização de motocicletas permite visualizar de forma um pouco mais nítida o problema em questão, ainda que a qualidade dos registros, ao longo do tempo, tenha evoluído de modo significativo. Entre 1996 e 2013, segundo o Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) - Datasus¹, foram observados 109.015 óbitos pela causa “Motociclista traumatizado em acidente de transporte”, segundo a Classificação Internacional de Doenças (CID-10). Ao longo desses anos, houve um aumento considerável do número absoluto de mortes pela causa em destaque. No ano de 1996, por exemplo, foram observados 725 óbitos de motociclistas, enquanto em 2012 foram registradas 12.480 mortes pela mesma causa.

Outro impacto diretamente associado aos acidentes com motocicletas pode ser observado na assistência à saúde. Os dados do Sistema de Internações Hospitalares (SIH), do Datasus, indicam que, em 2014, foram registradas 95.170 internações hospitalares por esta causa. O valor total gasto pelo Sistema Único de Saúde (SUS) com estes atendimentos foi equivalente a R\$ 124.543.518,99. Em 1998, em contrapartida, foram registradas 15.232 internações hospitalares relacionadas à utilização de motocicleta. O custo dessas internações foi de R\$ 8.125.823,41.

Entre 1996 e 2012, pode ser identificada uma elevação considerável, também, no número de municípios que tiveram registro de mortes com relacionadas às motos. Em 1998, por exemplo, 99% dos municípios com menos de 10 mil habitantes não apresentaram nenhum registro de óbito vinculado às mesmas. Mesmo nos municípios com mais de 1 milhão de habitantes (que eram 13 àquela época), três deles não registraram nenhum óbito, naquele

¹ www.datasus.gov.br

ano. Em 2012, entre os municípios com população inferior a 10.000 habitantes, 67% não apresentaram nenhum óbito pela causa aqui considerada. Entre os 16 municípios com mais de 1 milhão de habitantes, 2012, todos apresentaram pelo menos uma morte vinculada ao uso de motocicleta. No entanto, a análise da ocorrência de eventos, em pequenas áreas (caso dos municípios), requer alguns cuidados, uma vez que pode sofrer com problemas como a flutuação aleatória.

Estes números brutos dão um indicativo da dimensão do crescente problema relacionado às motocicletas no Brasil. Neste contexto, a intenção da presente dissertação é contribuir para a discussão sobre o crescimento da ocorrência de óbitos e internações hospitalares pelo transporte com motocicletas. O objetivo principal deste trabalho, neste sentido, é produzir estimativas da mortalidade e da ocorrência de internações hospitalares, por causa, bem como analisar a distribuição das taxas de mortalidade e de internação hospitalar de ocupantes de motocicletas, nos municípios brasileiros, para ambos os sexos, tendo o ano de 2010 como referência.

Os objetivos específicos são: 1) estimar taxas de internação e de mortalidade pela utilização de motocicletas, por sexo, por município; 2) verificar a existência de padrões espaciais de distribuição das taxas de mortalidade e de internação estimadas; 3) analisar a possível associação entre a renda domiciliar per capita dos municípios brasileiros, em 2010, com as taxas de mortalidade e internação de ocupantes de motocicletas estimadas.

Nos últimos anos, muitos autores voltaram sua atenção para a análise das consequências dos acidentes de motocicleta no Brasil. Boa parte destes estudos são regionalizados, focados, principalmente, na análise de municípios e estados específicos (BARROS et al., 2003; PAIXÃO et al., 2015; SILVA et al, 2011; MARÍN-LÉON et al., 2012; LUZ et al., 2009; PORDEUS et al., 2010). Marín-Léon e colegas (2012), por exemplo, observaram expressivo crescimento da mortalidade de motociclistas em Campinas, entre 1995 e 2008. Pordeus et al. (2010), por sua vez, traçaram o perfil das pessoas hospitalizadas em um hospital de Fortaleza (CE). Santos e colegas (2008) realizam esforço semelhante para um hospital de Teresina (PI).

Outros autores analisaram a mortalidade de motociclistas no Brasil, de modo mais amplo (CHANDRAN et al., 2012; MARTINS et al., 2013; MORAIS-NETO). Chandran e colegas (2012) apresentam a evolução a mortalidade de pedestres, ciclistas e motociclistas (Vulnerable Road Users - VRU). Estes autores observaram, por exemplo, que a

mortalidade de ocupantes de motocicletas, entre 2000 e 2008, cresceu de 1,4 para 4,71, por 100.000 habitantes. Martins e colegas (2013), também, observaram o crescimento da mortalidade de motociclistas no Brasil, por estado, no período entre 1996 e 2009. Estes autores destacam que o crescimento da mortalidade foi mais expressivo nos estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. O trabalho de Morais Neto e colegas (2012), a partir de informações dos municípios e dos estados, considera a evolução da mortalidade de AT (assim como de motociclistas) e salienta o aumento dos aglomerados de risco de mortalidade elevada, entre 2000 e 2010, com base em análise espacial.

Os impactos dos acidentes para o SUS são, também, alvo de atenção (MELLO JORGE e KOIZUMI al., 2004; MELIONE e MELLO-JORGE, 2008). Mello-Jorge e colegas (2004) analisaram os gastos do SUS com atendimento hospitalar de causas externas, para o estado de São Paulo, em 2000, e observou que o gasto médio da assistência às vítimas de acidentes de transporte era o mais elevado no conjunto das causas externas (para aqueles que tiveram alta). O gasto médio com os acidentes de transporte, também, foi o mais alto, entre o conjunto das causas externas, em São José dos Campos, considerando dados 2003 (MELIONE e MELLO JORGE, 2008). Este cenário ressalta a importância de se conhecer a distribuição das internações hospitalares no Brasil e, assim, contar com informações relevantes para desenvolver estratégias para minimizar a ocorrência e as consequências relacionadas.

Os problemas relacionados aos AT não são exclusividade do Brasil. A Organização Mundial da Saúde (WHO) estima que no mundo, anualmente, cerca de 1,2 milhão de vidas são perdidas em função dos AT. Os países de renda baixa e média respondem por 90% das mortes registradas. Mais da metade desses óbitos ocorrem em Vulnerable Road Users (WHO, 2015). O mesmo documento observa que, em relação aos motociclistas, entre 2010 e 2013, as mortes registradas nas Américas passaram de 15% para 20% do total. Os acidentes de transporte e as suas consequências são objeto de pesquisa de diversos autores, considerando diferentes países (BLINCOE et al., 2015; LAW et al., 2008; MICHA e MICHA, 2013; TAPIA-GRANADOS, 2008; STUCKLER et al., 2008; LAW et al., 2005; ERDOGAN, 2009).

A análise das taxas de ocorrência da doença de interesse através dos mapas viabiliza a identificação e avaliação de padrões de distribuição no espaço. O mapeamento de taxas de doenças, como salientam Carvalho et al. (2012), pode ser uma importante ferramenta para o direcionamento de políticas públicas. Este quadro é, também, verdadeiro para a

ocorrência de internações hospitalares e mortes de ocupantes de motocicletas. No entanto, para pequenas áreas (como os municípios), a utilização de taxas brutas pode ser problemática, uma vez que estas apresentam grande flutuação aleatória, principalmente para os municípios menos populosos (CARVALHO et al., 2012; ASSUNÇÃO et al., 1998; FREIRE et al.; 2014; MARSHALL, 1991). As taxas brutas podem sofrer influência, também, estrutura etária dos municípios, sendo necessário minimizar os efeitos da composição da população em grupos de idade nas taxas a serem analisadas (PRESTON et al., 2001).

Em municípios de pequena população, como salientam Assunção e colegas (1998), naturalmente, há um número menor de pessoas expostas ao risco, assim, o acréscimo ou decréscimo de uma unidade do evento de interesse pode causar grandes mudanças nas taxas brutas. Neste sentido, uma das contribuições dessa dissertação será a incorporação das ferramentas desenvolvidas para lidar com os problemas de pequenas áreas para estimar as taxas mortalidade e das internações de ocupantes de motocicletas dos municípios brasileiros. Para tanto, optamos pela utilização do método de suavização bayesiana empírica das taxas de ocorrência.

A utilização de ferramentas de análise espacial, também proposta como objetivo, justifica-se pelo fato de que a ocorrência de fenômenos sociais, econômicos e de saúde podem sofrer influência de questões de natureza espacial. Além da localização absoluta de um determinado evento de interesse, um importante aspecto da análise de informações espacialmente distribuídas é sua posição relativa (ANSELIN, 1992). Neste sentido, Anselin (1992) destaca que o arranjo espacial é, por si só, um fator determinante de interação espacial. Como salientam Bailey e Gatrell (1995), o reconhecimento do espaço como dimensão de análise, em algumas situações, pode representar a obtenção de resultados relevantes e mais significativos.

O período de crescimento da frota de motocicletas, no Brasil, coincide, em grande medida, com um importante momento de crescimento econômico. Há série de trabalhos que identificam a associação entre desenvolvimento econômico e a mortalidade por acidentes de transporte (LAW et al., 2008, VAN BEECK et al. 2000; KOPITS e CROPPER, 2005; BISHAIA et al., 2006). A relação entre crescimento desenvolvimento econômico e a ocorrência de acidentes transportes, no entanto, não é linear. Para níveis relativamente baixos de desenvolvimento, o aumento da renda apresenta associação positiva com a mortalidade por AT. A partir de um determinado ponto, o aumento da

renda passa a representar um fator protetivo (VAN BEECK et al. 2000). Law e colegas (2008) identificaram a mesma relação considerando a mortalidade de ocupantes de motocicleta. Neste sentido, é de se esperar que o comportamento da relação entre estas variáveis, no Brasil, reflita as diferenças no estágio de desenvolvimento dos municípios brasileiros.

A maior compreensão da mortalidade das internações de motocicletas ganha importância, também, à luz dos impactos econômicos associados, principalmente, em um país com tamanhos desafios sociais a serem superados. O aumento das ocorrências de acidentes, bem como da distribuição dos mesmos no território, naturalmente, significa, também, ampliação dos custos associados. Autores como Gujuraj (2008), Mohan (2008) e Miller (2000), identificam vários impactos econômicos para os indivíduos, para as famílias e para a sociedade como um todo. A perda de poupança, o endividamento das famílias, os danos nos veículos e danos à propriedade, ausência no trabalho e escola e os gastos com serviços de resgate e de saúde estão entre as possíveis consequências econômicas. Estes últimos, tornam-se ainda mais relevantes quando consideramos que os jovens do sexo masculino são as mais frequentes vítimas (WHO, 2013).

Ao incorporar a metodologia de suavização bayesiana empírica para as estimativas das taxas de mortalidade e de internação de ocupantes de motocicletas dos municípios brasileiros, será possível uma visualização mais precisa da distribuição do problema no território nacional. A análise espacial será útil na identificação de aglomerações de municípios com padrões similares (e distintos) de distribuição das taxas e que podem, posteriormente, ser alvo de investigação pormenorizada em busca de características comuns. A análise de associação entre a renda e ambas as taxas pode auxiliar na compreensão de possíveis determinantes e, assim, servir de subsídio para a adoção de medidas de prevenção.

Com o intuito de atingir os objetivos apresentados, destacamos como esta dissertação será organizada. Além desta introdução, o segundo capítulo será estruturado com uma revisão da literatura que trata do crescimento da utilização da motocicleta no Brasil, da elevação da mortalidade e das internações relacionadas à mesma. No mesmo capítulo apresentaremos como muitos pesquisadores identificam a relação entre a ocorrência de acidentes de motocicleta e variáveis socioeconômicas. Discutiremos também a relação já identificada na literatura entre os períodos de crise econômica e a redução dos acidentes

por AT. Ainda, no segundo capítulo, será apresentada um pouco da problematização relacionada à construção de indicadores para pequenas áreas.

O terceiro capítulo é composto da parte metodológica utilizada no presente trabalho. No mesmo, serão destacados, de maneira pormenorizada, todos os passos seguidos tanto para: a construção das taxas brutas de mortalidade e de internação padronizadas, por município brasileiro, considerando os anos de 2009, 2010 e 2011; a construção das mesmas taxas suavizadas utilizando o estimador bayesiano empírico local; bem como os procedimentos de análise exploratória de dados espaciais e análise espacial multivariada. Os resultados identificados e a discussão dos mesmos à luz das referências bibliográficas serão apresentados no quarto capítulo. O último capítulo representa as conclusões desta dissertação e alguns possíveis passos para pesquisas futuras.

2. Revisão da literatura

No presente capítulo, serão discutidas algumas temáticas presentes na literatura que servem como base de sustentação para este trabalho. Será apresentado parte do debate sobre a relação entre o desenvolvimento econômico e a ocorrência de acidentes transportes. Trataremos, também, dos impactos econômicos associados aos acidentes de transportes, assim como da relação entre a ocorrência de acidentes de transporte e as variações cíclicas da economia. Além da problematização das estimativas para pequenas áreas, será apresentado um panorama dos trabalhos que tratam das mortes e internações causadas pela utilização de motocicletas no Brasil.

2.1 Pequenas Áreas

Carvalho e colegas (2012) entendem o mapeamento das taxas de ocorrência dos eventos como um importante instrumento para o direcionamento de políticas públicas. Marshall (1991), na mesma linha, considera o mapeamento de taxas de mortalidade e de doença uma ferramenta epidemiológica de grande utilidade. Os mapas de incidência, como apresentam Assunção e colegas (1998), apresentam três objetivos principais: descritivo, ou seja, para a visualização da distribuição espacial da doença; exploratório, que visa identificar possíveis determinantes locais e, assim, auxiliar na formulação de hipóteses; apontar associações, para os casos em que há suspeita prévia.

A identificação de padrões espaciais de distribuição pode auxiliar no desenvolvimento de medidas de prevenção e controle, por exemplo. No entanto, as taxas brutas observadas em municípios pequenos são pouco indicadas para a realização das análises necessárias, uma vez que podem sofrer grande influência de flutuação aleatória (CARVALHO et al., 2012; ASSUNÇÃO et al., 1998; MARSHALL, 1991; SOUZA et al., 2001; CAVALLINI e LÉON, 2007; JUSTINO et al., 2013).

Por serem pouco populosos, afirmam Carvalho et al. (2012), o baixo número de casos observados em um município pequeno pode levar a estimativas pouco representativas, ou mesmo distorcidas da realizada observada e do risco subjacente. Os mesmos autores observam que para eventos relativamente raros (a morte de um motociclista, por exemplo), muitas vezes, as taxas brutas podem ser iguais a zero, o que não significa dizer que há ausência de risco associado. Em alguns casos, as taxas brutas iguais a zero são

reflexos de uma janela temporal que não foi suficientemente longa (CARVALHO et al. 2012).

Outro problema potencial com as taxas pequenas áreas é que, como o denominador é pequeno, a variabilidade nas estimativas tende a ser muito grande. Assumpção e colegas (1998) afirmam que, de modo geral, pequenas regiões apresentarão uma menor população sob risco de ocorrência do fenômeno de interesse. E que, assim, o acréscimo ou decréscimo de uma unidade pode representar grande variação nas estimativas. O grau de variabilidade aleatória está associado ao tamanho das unidades geográficas analisadas (ASSUNÇÃO et al., 1998).

Assunção e colegas (1998) destacam, ainda, que, estatisticamente, em função da diferença na variância, as estimativas dessas áreas não são comparáveis. Para estudos de causas específicas, a flutuação aleatória pode ser ainda mais significativa (ASSUNÇÃO et al., 1998). Para lidar com este tipo de problema, estes autores destacam que métodos bayesianos empíricos ou inteiramente bayesianos têm sido utilizados. Este tipo de metodologia utiliza informações de outras áreas para reduzir os efeitos da flutuação aleatória.

Como observam Cavalini e Leon (2007), os chamados estimadores bayesianos empíricos promovem uma aproximação dos valores das estimativas para pequenas áreas em direção a uma média global, composta por todas as áreas menores. Esta contração é realizada de forma inversamente proporcional ao tamanho da população da pequena área. Assim, os estimadores das taxas das pequenas áreas se aproximam dos valores observados na grande área (CAVALINI e LEON, 2007). No entanto, como observado por Marshall (1991), abordagens globais são espacialmente invariantes. Neste sentido, para este autor, é razoável considerar que áreas mais próximas apresentam padrões similares do evento de interesse.

Segundo Marshall (1991), um meio de incorporar a localização no estimador bayesiano é através da definição de estruturas de vizinhança para cada área. A definição dos vizinhos de cada observação servirá de base para a definição dos parâmetros à priori. Ou seja, as taxas das pequenas áreas, principalmente, irão convergir em direção à média das taxas de seus vizinhos (MARSHAL, 1991). Em relação às abordagens globais, para Carvalho e colegas (2012), a estimativa considerando a média local dos vizinhos apresentará uma suavidade espacial mais próxima da realidade dos eventos de interesse.

A decisão da utilização de estimativas baseadas em estatística bayesiana é pautada, de modo geral, em um trade-off entre diminuição da variância e a inclusão de viés, destacam Best e Thomson (2005). A redução da variância é obtida à medida que as estimativas de pequenas áreas convergem para os valores observados em outras localidades. No entanto, espera-se que a utilização de diferentes padrões espaciais na definição de vizinhança leva à diferentes aproximações nas estimativas, o que pode representar a inclusão de viés (BEST e THOMSON, 2005).

Na literatura, há uma série de exemplos de trabalhos que utilizam estimadores bayesianos empíricos para lidar com a flutuação aleatória em pequenas áreas. Justino e colegas (2013) utilizaram este tipo de técnica, bem como o algoritmo EM (Estimation Maximization), para estimar o sub-registro de óbitos nos municípios do Rio Grande do Norte. Os autores utilizaram duas diferentes formas de definição de vizinhos, considerando a mesorregião e através da análise de *cluster*. No exercício por eles proposto, os resultados, considerando as diferentes matrizes de vizinhança, não apresentaram diferença estatisticamente significativa. No entanto, Justino e colegas (2013) consideram os resultados obtidos a partir das mesorregiões mais satisfatórios, uma vez que apresentaram valores médios e medianos mais elevados.

Os estimadores bayesianos empíricos de suavização local foram utilizados por Cavalini e Leon (2007), com o intuito de estimar o sub-registro de óbitos e internações por causas mal definidas para os municípios brasileiros. Para as estimativas de mortalidade, os autores, também, utilizaram a mesorregião para a definição de vizinhança, considerada mais eficaz para correção do que a taxa UF como base. Os vizinhos de cada observação, para a estimativa das internações, foram construídos com base na análise de *clusters*.

Souza e colegas (2001) utilizaram os mesmos estimadores bayesianos para estudar a distribuição das taxas de detecção de hanseníase no município do Recife (PE). O critério de adjacência dos bairros foi utilizado para definição da estrutura de vizinhança. A utilização do método permitiu a visualização da distribuição espacial de ocorrência da doença menos fragmentada, ao mesmo tempo que viabiliza a identificação de bolsões de maior gravidade (SOUZA et al., 2001).

2.2. A relação entre desenvolvimento econômico e a ocorrência de acidentes

A relação entre desenvolvimento econômico e a mortalidade é marcada, de modo geral, por uma associação negativa entre estas variáveis (SOARES, 2007; WILMOTH e DENNIS, 2006). No caso dos acidentes de transporte, pelo menos no início do processo de desenvolvimento, essa relação é inversa (VAN BEECK et al., 2000; LAW et al., 2009; KOPITS e CROPPER, 2005; PAULOZZI et al., 2007; BISHAI et al., 2006). Van Beeck e colegas (2000), analisando dados de 21 países da OECD, entre 1962 e 1990, observam que, na década de 1960, quando os níveis de desenvolvimento eram mais baixos, havia uma associação (cross-section) positiva entre prosperidade e a mortalidade por acidentes de transporte (AT).

À medida que a prosperidade seguiu aumentando, houve uma inversão na associação entre desenvolvimento e a mortalidade por AT. Entre os 21 países analisados por estes autores, a reversão da tendência foi observada em 19 deles. (VAN BEECK et al., 2000). Van Beeck e colegas (2000) afirmam que o crescimento da mobilidade, depois de atingindo determinado nível de prosperidade, tende a desacelerar. Deste momento em diante, o aumento da prosperidade passa a representar um efeito protetivo em relação à mortalidade por AT, uma vez que há uma redução no número de mortes por veículo (VAN BEECK et al., 2000).

A maior parte dos países industrializados já apresentam associação negativa entre o aumento da riqueza e a mortalidade por AT. Aparentemente, os efeitos protetivos do aumento da prosperidade se manifestam através de mecanismos de adaptação relacionados à prevenção, melhoria da assistência médico-hospitalar e melhoria da infraestrutura (VAN BEECK et al., 2000). Para Paulozzi e colegas (2007), no entanto, as razões que explicam esta reversão de tendência, bem como o comportamento futuro da mortalidade por AT nos países desenvolvidos, ainda não foram satisfatoriamente esclarecidos.

Kopits e Cropper (2005) observam que a mortalidade por AT é consequência da relação veículos por pessoas e da letalidade por veículo. Neste sentido, estes autores enfatizam que a variação da fatalidade relacionada aos acidentes de transporte depende tanto do número de veículos por habitante, como da relação entre o número de veículos e as mortes a eles associadas (KOPITS e CROPPER, 2005). Paulozzi e colegas (2007), de modo análogo, observam que, abaixo de um determinado nível do PIB per capita (US\$ 2.000),

o pequeno número de veículos por habitante atenua os efeitos da elevada relação mortes por veículo. À medida que o PIB per capita aumenta, observa-se a elevação a relação veículos/pessoa. Por um determinado período, a relação veículo/pessoa cresce a taxas mais elevadas que a redução da relação mortes/veículo (PAULOZZI et al., 2007).

Diversos estudos (LAW et al., 2008; KOPITS e CROPPER, 2005; BISHAI et al., 2006) destacam que a relação entre crescimento econômico e a mortalidade por AT pode ser identificada em uma curva em formato de U-invertido, similar à curva de Kuznets. Como apresentam Bishai et al. (2006), no contexto da literatura que analisa a chamada Environmental Kuznets Curve (EKC), os pesquisadores investigam a relação entre o crescimento econômico e as externalidades a ele associadas. Estes autores, destacam, nesta linha de argumentação, por exemplo, o trabalho de Dasgupta et al. (2002), que observam que as externalidades relacionadas à poluição aumentariam e, em seguida, diminuiriam, com o crescimento econômico, ao longo do processo de industrialização.

Neste sentido, as mortes por acidentes de transporte podem ser consideradas uma externalidade do aumento da motorização. Atingido certo grau de desenvolvimento, o crescimento econômico age de modo a reduzir estas externalidades (KOPPITS e CROPPER, 2005; LAW et al., 2008). Para Bishai e colegas (2006), no entanto, as fatalidades associadas aos acidentes de transporte são o tipo de dano com maior impacto à saúde que apresentam comportamento similar à curva de Kuznets.

A análise de Bishai et al. (2006) foi realizada com base em informações de 41 países, considerando o período entre 1992 e 1996. Os autores destacam que a relação entre PIB e mortalidade por AT foi positiva para os países de renda mais baixa, enquanto nos países mais ricos a renda apresenta efeito protetivo em relação à mortalidade por AT (BISHAI et al., 2006). A complexidade desta relação, afirmam Bishai e colegas (2006), em grande medida, pode ser explicada pela correlação existente entre PIB e variáveis como o grau de urbanização, a composição dos tipos de veículos existentes, a qualidade das vias e a estrutura de serviços de saúde.

Os resultados de Bishai et al., (2006), cabe ressaltar, não dão suporte à visão que, para níveis mais baixos de renda, a associação entre crescimento do PIB e aumento da mortalidade por AT teriam relação com a elevação da motorização. Com a elevação do PIB per capita, os autores observam o aumento das mortes, do número de acidentes e de pessoas feridas, mantidos constantes a população e a relação veículo por habitante.

Apesar da redução da fatalidade por AT, com o aumento da renda, não foi percebida queda no número de acidentes registrados, nem do número de pessoas feridas em função dessas ocorrências (BISHAI et al., 2006). Em contraposição a autores que, como Van Beeck et al. (2000), sugerem que as melhorias nas condições de infraestrutura possam levar a uma redução tanto da fatalidade como do número de acidentes propriamente ditos, Bishai e colegas (2006) não identificam efeito do aumento do PIB per capita na redução na ocorrência de acidentes. Ao contrário das fatalidades, o número de acidentes e de feridos não se comporta como a curva de Kuznets (BISHAI et al., 2006).

Noland (2003) analisa a relação entre algumas variáveis usadas como proxy de avanço tecnológico médico (taxa de mortalidade infantil, médicos por habitante e tempo médio de internação por condições agudas) e o respectivo impacto na redução da mortalidade relacionada ao tráfego. O autor, analisando dados dos países da OECD, entre 1970 e 1996, destaca que a maior parte desses países apresentou redução na mortalidade por AT. Nos modelos estimados, estas três variáveis apresentaram impacto na redução do número de mortes por AT, indicando que os avanços tecnológicos podem ter sido importantes na redução da mortalidade por AT observadas nestes países (NOLAND, 2003).

Law et al. (2008), com base em informações de mortalidade pela utilização de motocicleta de 25 países, entre 1970 e 1999, analisam se o aumento da renda apresenta o mesmo comportamento daquele observado com acidentes de transporte, de modo geral. Como esperado, o aumento da renda, inicialmente, é associado a uma elevação da mortalidade de motociclistas e, depois de um determinado ponto, apresenta relação negativa. A curva em formato de U invertido se mantém, mesmo com a inclusão uma série de variáveis de controle (LAW et al., 2008).

No modelo elaborado por Law e colegas (2008), os autores observam que a taxa mortalidade infantil (TMI), utilizada como proxy de tecnologia médica, está positivamente associada à mortalidade por acidentes de motocicletas. Ou seja, países com TMI mais baixas apresentaram, em média, um número menor de mortes de motociclistas. A variável número de médicos por habitante, outra proxy para assistência médica, indicou que o aumento destes profissionais se associa de modo negativo com o número de mortes relacionadas às motos. O número de motocicletas por habitante foi outra variável que apresentou associação positiva com as mortes analisadas (LAW et al., 2009).

2.3. Impactos econômicos associados aos AT

Segundo estudo da Organização Mundial da Saúde (OMS, 2013), anualmente, em todo o mundo, aproximadamente, 1,24 milhão de pessoas morrem por causas relacionadas aos acidentes de transporte (AT). O mesmo estudo chama a atenção também para o fato de que esta já a causa mais importante de morte para os jovens entre 15 e 29 anos. A OMS projeta que, em 2030, esta será a quinta principal causa de morte no mundo. Além do número de mortes, o mesmo estudo destaca que o número de pessoas feridas por AT, por ano, circula em torno de 20 e 50 milhões. O impacto desses acidentes, além das vítimas, naturalmente, pode ser identificado nas famílias, comunidades e na sociedade como um todo. Tais consequências, de modo geral, são percebidas de forma mais pesada nas famílias mais pobres (OMS, 2013).

A OMS afirma que, entre impactos econômicos diretos e indiretos, estima-se que o custo associado aos AT, em nível nacional, está entre 1 e 2% do PIB. A OMS aponta, ainda, para o crescimento das ocorrências nos países de renda mais baixa e média, que apresentam taxas de acidentes duas vezes mais elevadas que aquelas observadas nos países desenvolvidos. Os autores do documento sugerem que as taxas mais elevadas nos países em desenvolvimento têm relação com um processo de motorização de modo mais acelerado, ao mesmo tempo que não houveram melhorias nas condições de infraestrutura em ritmo similar.

Em estudo sobre a Índia, por exemplo, Gururaj (2008) observa que os acidentes de transporte já são a sexta principal causa de morte, além de representar impacto bastante significativo no número de hospitalizações. No contexto indiano, os acidentes com automóveis foram mais significativos para os estratos mais elevados da sociedade, enquanto as ocorrências com motocicletas estão associadas com indivíduos da classe média urbana e rural (GURURAJ, 2008). Este autor chama a atenção para o impacto econômico dos acidentes de transporte para o país, bem como para as famílias e indivíduos.

São vários impactos econômicos associados aos acidentes de transporte (GURURAJ, 2008; OMS, 2013; MOHAN, 2002 IPEA, 2003; MILLER, 2000; BLINCOE et al., 2015) Entre estes, podem ser destacados: os gastos com cuidados médicos (curto/médio/longo prazo); gastos com despesas legais e funeral; ausências no trabalho e escola; perda de poupança; necessidade de recorrer a empréstimos não previstos; custos para o

empregador associados à substituição do profissional ausente. Mohan (2002) lista, além dos custos já citados, os gastos com a polícia, com os bombeiros, com os serviços de transporte, bem como danos à propriedade. Este autor atribui peso importante também às perdas de qualidade de vida. No último caso, podem ser vinculadas à dor, sofrimento e piora nas condições de sobrevivência dos acidentados e de seus familiares (MOHAN, 2002).

Os acidentes de transportes podem ser associados, também, à pobreza e à desigualdade (GURURAJ, 2008). Este autor aponta para um volume maior de ocorrência de acidentes com pessoas mais pobres. Em referência a estudo realizado em Bangalore, também na Índia, Gururaj (2008) destaca que as taxas de mortalidade por acidentes de transporte foram mais elevadas, tanto na área urbana como na área rural, para as pessoas de renda mais baixa. O autor destaca que, com base no mesmo estudo, em sete de cada dez domicílios pobres com alguma vítima de acidente, houve perda de renda em função do acidente.

Em nove de dez domicílios pobres, segundo mesmo estudo de Bangalore, algum dos membros do domicílio teve que ausentar-se do trabalho ou escola para oferecer cuidado ao acidentado (GURURAJ, 2008). Esta informação ganha importância quando consideramos que, como destaca Mohan (2002), uma parcela importante dos domicílios mais pobres depende de renda diária (em grande medida, de trabalho informal). Como na maioria das vezes estas famílias não contam com nenhum tipo de seguro, a existência de um parente acidentado gera perda significativa de renda para as famílias.

Blincoe e colegas (2015) estimam que o impacto econômico dos AT, nos EUA, em 2010, foi equivalente a US\$242 bilhões, em trabalho realizado para a National Highway Traffic Safety Administration (NHTSA). As estimativas desagregadas mostram que a maior parte desses custos tem relação com a perda de produtividade no mercado e nos domicílios (US\$ 77,4 bilhões), seguido dos danos à propriedade (US\$ 76,1 bilhões). Estes autores estimam, também, o impacto para a sociedade de forma mais ampla. Os resultados são obtidos com base no “willingness to pay”, que mede quanto a sociedade valoriza a redução de riscos associados a pontos não diretamente ligados às questões monetárias. Os custos para a sociedade foram estimados em US\$ 836 bilhões, sendo que 71% deste valor tem relação com perda de qualidade de vida (BLINCOE et al., 2015).

Neste estudo do NHTSA, os autores estimaram os impactos para as motocicletas de forma isolada. O custo social total de tais acidentes foi estimado em US\$ 66 bilhões, enquanto os impactos econômicos foram estimados em US\$12,9 bilhões (BLINCOE et al., 2015). Os autores destacam, no entanto, que, no ano por eles analisado (2010), as motocicletas respondiam por apenas 0,6 % do total de milhas percorridas por todos os tipos de veículos analisados. Segundo Blincoe et al., 2015, um motociclista apresentava 30 vezes mais chances de morrer e cinco vezes mais chances de sofrer algum tipo de ferimento, em relação a um ocupante de veículos de passageiros, por milha percorrida. Cada destacar, também, que no contexto norte-americano, as motocicletas ocupam um papel menos relevante como meio de transporte que no Brasil.

Para o Brasil, o Instituto de Pesquisas Econômicas Avançadas (IPEA) realizou dois estudos com o intuito de estimar os custos econômicos dos AT. O primeiro, publicado em 2003, analisou os impactos sociais e econômicos nas aglomerações urbanas, o segundo, publicado em 2006, considerou os acidentes ocorridos nas rodovias brasileiras. Com base nos registros do ano de 2001, o IPEA estimou o impacto econômico dos AT nas aglomerações urbanas em R\$ 5,3 bilhões, que representavam 0,4% do PIB. A maior parte deste montante tem relação com a perda de produtividade associada à morte ou à interrupção temporária das atividades em decorrência do acidente (IPEA, 2003).

Nas rodovias brasileiras, considerando o período entre julho de 2004 e junho 2005, foram registrados 110.599 acidentes (IPEA, 2006). O custo econômico destas ocorrências, considerando as rodovias municipais, estaduais e federais, foi estimado em, aproximadamente, R\$ 22 bilhões. Com base nas ocorrências identificadas nas rodovias federais, os autores dos estudos observam que a maior parte dos R\$ 6,5 bilhões podem ser associado aos custos com as pessoas (R\$ 4,46 bilhões). No conjunto dos gastos relacionados às pessoas, a perda de produtividade, assim como no caso norte-americano, representa a maior parte do valor deste montante, 64,2% (R\$ 2,9 bilhões)(IPEA, 2006).

2.4. Os ciclos econômicos e a ocorrência de acidentes de transporte

Uma outra linha de análise da relação entre indicadores econômico e a mortalidade direciona sua atenção para os momentos de flutuação econômica. Dentro dessa perspectiva, o interesse se volta para a análise das variações cíclicas na economia e seu possível impacto na mortalidade. Ao contrário da intuição de que os momentos de crescimento econômico têm relação com melhorias nas condições de saúde, há uma série de trabalhos que identificam redução da mortalidade por causas específicas em momentos de queda da atividade econômica. Como salientam Stucker et al. (2009) e Ruhm (2000), no entanto, esta relação apresenta grande variação por grupo de idade, sexo e pelo tipo de enfermidade considerada.

Ruhm (2000), por exemplo, observa que a taxa de desemprego, nos EUA, associava-se negativamente com 8 de 10 grupos de causas de morte por ele analisadas. Este autor destaca, no entanto, que a variação nas taxas de mortalidade é mais relevante para os grupos etários e para as causas de morte mais susceptíveis às variações da economia. Outra ressalva importante apresentada, é que quaisquer efeitos prejudiciais à saúde causados por variações no ritmo da atividade deixam de ser relevantes em função dos benefícios causados pelo crescimento de longo prazo (RUHM, 2000).

De modo similar, Tapia Granados (2008) analisa os impactos das variações cíclicas da economia na mortalidade do Japão, depois da década de 1950. O interesse pelo Japão, como ressalta o autor, é explicado pela elevada expectativa de vida observada, pelas taxas sustentáveis de crescimento econômico observadas desde a década de 1950 e pelos baixos índices de desemprego. As variáveis que medem flutuação econômica apresentaram correlação negativa com a taxa de desemprego para causas como doença cardíaca, doença hepática, bem como mortalidade por acidentes de transporte (TAPIA-GRANADOS, 2008).

Stucker e colegas (2009) identificam uma elevação no número de homicídios e de suicídios com o aumento do desemprego. No sentido oposto, no entanto, estes autores percebem uma redução na mortalidade por causas relacionadas ao transporte. Considerando 26 países da União Europeia (UE), entre 1970 e 2007, Stucker et al. (2009) estimam que o aumento de 1% da taxa de desemprego pode ser associado a uma redução de 1,39% no número de mortes relacionadas aos acidentes de transporte. Os resultados observados por Ruhm (2000) foram mais expressivos que aqueles observado por Stucker

et al. (2009). Considerando os 50 estados dos EUA, entre 1972 e 1991, este autor observa que a elevação em um ponto percentual na taxa de desemprego representou uma queda de 3% na mortalidade predita por acidentes de veículos motorizados.

Em análise posterior, com o intuito de compreender os impactos da crise financeira na Europa, em 2008, Stucker et al. (2011) observam que as mortes por acidentes de transporte e os suicídios são as causas que apresentam maior variabilidade de curto prazo. Os autores identificaram redução da mortalidade por acidentes de tráfego, principalmente nos países em que a mortalidade por tais causas era mais elevada. Na Lituânia, por exemplo, a taxa de mortalidade por acidentes de transporte caiu, aproximadamente, 50%. No outro extremo, a queda na Holanda foi baixa, uma vez que não havia muito espaço para redução (STUCKLER et al., 2011).

De modo similar, ao analisar crise econômica que atinge a Grécia desde o final de 2008, Micha e Micha (2013) identificaram redução importante no número de mortes associadas aos acidentes, à medida que as pessoas migraram para tipos de transporte mais baratos e diminuíram os deslocamentos. Os autores destacam que a Avenida Attiki Odos, uma das mais importantes da área metropolitana de Atenas, apresentou cerca de um terço de redução de circulação. A redução do número de mortes por acidentes de transporte, observada entre 2008 e 2012, foi de 10,2%. No mesmo período, o número de acidentes graves caiu de 1886 para 1443 (redução de 23,5%). As fatalidades associadas aos acidentes de transporte apresentaram a maior redução (37%), passaram de 1550, em 2008, para 976, em 2012 (MICHA e MICHA, 2013).

Law et al. (2005) realizaram a avaliação de um programa governamental que visava a redução da mortalidade associada aos acidentes de motocicletas na Malásia. As motocicletas na Malásia, como ressaltam os autores, em função dos baixos custos de operacionalização, são o principal meio de deslocamento da população. Naquele país, houve um crescimento bastante significativo da frota de motocicletas, entre 1976 e 2001. A partir 1988, especialmente, percebeu-se aumento considerável das fatalidades atribuíveis às motocicletas. (LAW et al. 2005).

O Governo da Malásia, em 1997, lançou um programa voltado para a redução da mortalidade de motociclistas e, já em 1998, foi possível perceber uma redução na fatalidade por essa causa (LAW et al. 2005). Estes autores realizaram uma avaliação dos resultados do programa e perceberam que, de fato, suas ações surtiram efeito significativo

na redução dos acidentes, do número de pessoas feridas e dos óbitos associadas às motos. No entanto, junto aos resultados específicos do programa, foi possível identificar o impacto associado à crise econômica naquele país. Como enfatizam os autores, os momentos de crise são associados a um número menor de deslocamentos e, conseqüentemente, a uma menor exposição aos riscos inerentes. Segundo Law e colegas (2005), a relação entre PIB e a ocorrência de acidentes tem vínculo com o ritmo da atividade econômica, bem como com a exposição ao risco, medida pela circulação de motocicletas.

2.5. Os acidentes de motocicletas no contexto brasileiro

Vasconcellos (2013) apresenta um extenso trabalho sobre as causas e conseqüências do crescimento da presença da motocicleta no Brasil, nos últimos anos. Este autor entende que o processo de ampliação da comercialização e do uso das motocicletas representou um custo social sem precedentes na história brasileira. O aumento da importância das motocicletas, como meio transporte, é um fenômeno relativamente recente. Como aponta o mesmo autor, as motos só passaram a ser economicamente relevantes no Brasil, a partir da década de 1990, quando se iniciaram os processos de liberalização e privatização.

A frota brasileira de motocicletas passou de 1,5 milhão, em 1990, para 5 milhões (2002) e, em seguida, para 17 milhões, em dezembro de 2012. As vendas de motocicletas entre 1990 e 2011, foram multiplicadas por 16, crescendo a uma taxa média anual de 14,3% (VASCONCELLOS, 2013). Vasconcellos (2013) destaca que no município de São Paulo, por exemplo, com base nos dados do Denatran (2012), a frota de motocicletas passou 50 mil, em 1990, para 750 mil em 2012.

Entre as possíveis causas para tamanho crescimento, a vantagem econômica das motocicletas em relação aos transportes coletivos deve ser salientada. Estudo da Associação Nacional de Transportes Terrestres (ANTP), de 2010, apresentado por Vasconcellos (2013), destaca que o custo com combustível para uma viagem de sete quilômetros em cidades de porte médio e grande é, em média, um terço do valor da tarifa de transporte coletivo. Além disso, o tempo médio de viagem via motocicleta é, também, um terço do tempo gasto por meio dos transportes coletivos. Outro fator determinante para o crescimento da importância relativa das motocicletas é o fato de que, em boa parte

das cidades brasileiras, os transportes coletivos não são capazes de atender as necessidades de deslocamento de grande parte população (VASCONCELLOS, 2013).

Vanconcellos (2013) salienta a importância do poder público na ampliação da comercialização das motocicletas. Este autor observa que o crescimento industrial das motocicletas no Brasil se inicia com a liberalização da importação, em 1991. Além disso, ao longo dos anos, o governo permitiu a comercialização de motocicletas através de consórcios, bem como através de sistemas de financiamento que viabilizam a aquisição com parcelas relativamente baixas. Nos dois principais bancos públicos (Caixa e Banco do Brasil), foram criados programas de financiamento específicos para as motocicletas (VASCONCELLOS, 2013).

Assim como Vasconcellos (2013), Luz e colegas (2009) chamam a atenção para o crescimento das vendas e da utilização de motocicletas, também, na zona rural. A Associação Brasileira de Fabricantes de Motocicletas, Ciclomotores, Motonetas e Bicicletas e Similares (Abraciclo) destaca que, desde 2009, a região Nordeste é o maior mercado de motocicletas do país. O Nordeste, segundo informações do Denatran (2012), é, também, a região em que a maioria dos municípios apresenta frota de motocicleta superior à de automóveis (VASCONCELLOS, 2013).

Aliado ao crescimento da frota, o crescimento das mortes e das internações relacionadas às motocicletas foi bastante significativo. Bacchieri e Barros (2011) apontam para um crescimento nestas mortes de 700%, entre 1998 e 2008, de 1.028 para 8.529, passando a representar 23% do total de mortes por AT (contra 3%, em 1998). O Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) indica que, em 2012, o total de mortos pela mesma causa foi de 12.480. O Brasil, em relação às Américas, ao lado de Colômbia e Paraguai, apresenta taxas de mortalidade de ocupantes de motocicletas “alarmantes” (RODRIGUES et al., 2014)

O crescimento da mortalidade relacionada às motocicletas aumentou em todos os estados brasileiros analisados por Moraes Neto e colegas (2012), entre 2000 e 2010. Como mostram os autores, o crescimento no número de mortes variou entre pouco mais de 10% (AM) e aproximadamente 90%, no Distrito Federal. Em sete estados, o crescimento da mortalidade de ocupantes de motocicleta cresceu mais de 80%, em outros 17 o crescimento ficou entre 50% e 79% (MORAIS NETO et al., 2012).

Os mesmos autores utilizaram a análise espacial para identificação de aglomerados de risco de mortalidade de ocupantes de motocicletas (bem como para os AT) e observaram o crescimento destes aglomerados, passando de 10 (2000) para 14 (2010). A região Nordeste apresentava a maior concentração de aglomerados de risco de mortalidade pela utilização de motocicletas, em 2010, bem como estava localizado nesta região o aglomerado mais significativo, concentrado, principalmente, no Piauí. (MORAIS NETO et al., 2012).

Silva e colegas (2011) analisaram a mortalidade de ocupantes de motocicletas nos municípios do estado de Pernambuco, no período entre 2000 e 2005, utilizando, também, ferramentas de análise espacial. Além deste tipo de metodologia, os autores aplicaram o estimador bayesiano empírico para lidar com problemas de flutuação aleatória nas taxas de mortalidade analisadas. Entre os principais resultados, foi identificada a existência de cinco aglomerados de taxas elevadas. A presença desses aglomerados foi mais importante em municípios de áreas em desenvolvimento, das regiões do Sertão e do Agreste (SILVA et al., 2011).

Quando se analisa o perfil dos usuários em acidentes de motocicleta no Brasil, é, praticamente, uma unanimidade entre os autores que a ocorrência é mais elevada nos homens mais jovens (CHANDRAN et al., 2012; MIKI et al., 2014; PORDEUS et al., 2010; OLIVEIRA e SOUSA, 2012). Chandran e colegas (2012), por exemplo, observam que, no Brasil, em 2008, 89,6% das mortes por esta causa foram registradas em homens e que os jovens entre 15 e 29 anos apresentam os maiores índices de mortalidade associados às motocicletas.

Em 2008, a maior parte dos óbitos de motocicletas se concentrava na região Sudeste, enquanto a região Norte apresentava o menor número de ocorrências (CHANDRAN et al., 2012). No entanto, os dados do SIM mostram que, a partir de 2010, a região Nordeste apresenta o maior número absoluto de óbitos relacionados à utilização de motocicletas. As regiões Norte e Nordeste, como observam Chandran e colegas (2012), considerando a população masculina, apresentavam um número de óbitos de pessoas com idades mais elevadas, em relação à população jovem, quando comparadas às demais regiões.

Há uma série de trabalhos que analisam a ocorrência de acidentes vinculada às motos no âmbito dos municípios. Os acidentes registrados em Belo Horizonte, considerando três fontes de dados distintas (SIM, SIH e BH10), mostram, por exemplo, que a letalidade dos

acidentes de motocicleta, em relação aos acidentes de automóveis, foi três vezes mais elevada (PAIXÃO et al., 2015). No período de análise considerado por Paixão e colegas (2015), entre 2008 e 2010, foi observada um crescimento de 43% nas hospitalizações decorrentes de acidentes de motocicleta.

Marín-León e colegas (2012), por sua vez, analisaram a ocorrência de acidentes de transporte em Campinas, no período entre 1995 e 2008. Os autores identificam que a frota de motocicletas no município, no período, triplicou. A importância relativa dos óbitos de ocupantes de motocicletas foi também bastante significativa, passando de 6,6% (1995) para 49,3% (MARÍN-LÉON et al., 2012). Ou seja, aproximadamente, metade dos óbitos por acidentes de transporte.

Em função da expansão das motocicletas como meio de transporte, também, na zona rural, Luz e colegas (2009) analisam o perfil dos condutores de motocicleta na zona rural do município de Itiúba (BA). No que diz respeito à habilitação, alarmantes 87% dos entrevistados declararam não ser habilitados para conduzir uma motocicleta. Além disso, 43,7% disseram que não faziam uso de capacete. A metade dos entrevistados da zona rural de Itiúba (BA) já haviam se envolvido em algum acidente de motocicleta (LUZ, 2009).

Além da análise das mortes propriamente ditas, há uma série de trabalhos que analisam as internações relacionada à utilização de motocicletas. Miki e colegas (2014) mostram que no setor de ortopedia e traumatologia, do Hospital da Escola Paulista (UNIFESP), nos anos de 2008 e 2009, 85% dos atendimentos foram realizados em homens, com idade média de 30,7 anos. Os autores destacam, que na maior parte dos atendimentos às mulheres, estas estavam na posição de passageiras, no momento do acidente. Em 95,4% dos atendimentos, foi necessária a realização de algum procedimento cirúrgico (MIKI et al., 2014). O que representa riscos e custos mais elevados.

Estudos similares, realizados em hospitais de referência ao trauma em Fortaleza (CE)(PORDEUS et al., 2010) e Teresina (PI) (SANTOS et al., 2008) observam resultados semelhantes aos observados por Miki et al. (2014). O trabalho de Pordeus e colegas (2010) considerou informações coletas entre outubro e dezembro de 2007, enquanto o período de análise de Santos et al. (2006) compreendeu os meses entre maio e setembro de 2006. A maior parte dos atendimentos foi realizado em homens, 88%, em Fortaleza, e 85,8%, em Teresina. O grupo entre 21 e 30 anos respondeu por 42,3% dos

atendimentos, em Fortaleza, enquanto os jovens entre 15 e 34 responderam por 68,14% das ocorrências registradas em Teresina.

Em Fortaleza, chama a atenção, no entanto, que 38,0% das ocorrências tenham sido registradas em homens com mais de 31 anos (PORDEUS et al., 2010). Merece destaque, também, o número de atendimentos a motociclistas sem habilitação (55,8%), ou seja, mais da metade dos entrevistados. O número de acidentados que não utilizavam capacete é, também, bastante significativo, 56,9% (PORDEUS et al., 2010). O consumo prévio de bebidas alcoólicas foi consideravelmente elevado nos acidentes registrados em ambas as cidades analisadas. Pordeus e colegas (2010) identificam que 40,9% dos acidentados, do estudo de Fortaleza, declaram haver consumido algum tipo de bebida alcoólica.

Em Teresina, Santos e colegas (2006) observam que o percentual de pessoas que não utilizavam capacete é mais elevado para aqueles que declaram a ingestão prévia de bebida alcoólica. Entre os condutores acidentados que declararam o consumo de álcool, 71,2% não utilizam capacete no momento do acidente. Em contrapartida, entre os que não haviam bebido, 43,3% não usavam capacete (SANTOS et al., 2006). No mesmo trabalho, fica bastante nítida a importância do capacete como meio de evitar a ocorrência de mortes, dos 13 acidentados que vieram a óbito, apenas um utilizava o capacete no momento do acidente.

Pordeus e colegas (2010) analisaram, também, a percepção dos entrevistados sobre as causas do acidente. A conduta inapropriada foi a causa mais importante. Os entrevistados identificaram o comportamento de risco do condutor/acidentado e comportamento de riscos dos outros como a principal causa em, respectivamente, 43,0% e 22,9% dos casos. O excesso de velocidade (52,2%) e a falta de atenção (36,7%) foram as principais condutas de risco identificadas pelos condutores. Em relação ao comportamento de risco dos outros, as atitudes mais vezes observadas foram o avanço de sinal (54,2%) e a falta de atenção (31,2%) (PORDEUS et al., 2010).

A mortalidade e as internações causadas pelos acidentes com motocicletas, como tentamos mostrar, é um problema relevante e que tem ocupado a espaço na agenda de uma série de pesquisadores. Dada às grandes diferenças no perfil dos municípios brasileiros, seja socioeconômica, política, administrativa, é fundamental conhecer como as mortes e internações estão distribuídas no território, como meio de adotar estratégias para minimizá-las. No entanto, a análise das taxas requer que alguns cuidados sejam

tomados para acabar as influências da estrutura etária e da flutuação aleatória. Neste sentido, a principal contribuição da presente dissertação é, provavelmente, incorporar métodos desenvolvidos para a análise de pequenas áreas para estimar as taxas de mortalidade e de internação dos municípios brasileiros. Neste sentido, espera-se que as estimativas sejam mais confiáveis e, assim, seja possível ter mais segurança para analisar a distribuição das taxas no país.

3. Dados e Métodos

No presente capítulo, apresentaremos as fontes de informação, os dados, os métodos utilizados ao longo dessa dissertação. O principal objetivo do trabalho é construir melhores estimativas dos riscos associados à mortalidade e internação de motociclistas. Para tanto, as taxas serão padronizadas pelo método direto e suavizadas com base nos estimadores bayesianos empíricos. São, também, objetivos analisar o espaço como possível variável explicativa, bem como analisar a existência de associação entre a renda e as taxas de internação e mortalidade. Em busca desses últimos, as duas etapas finais tratam dos métodos utilizados para a identificação de padrões espaciais na distribuição das taxas de internação e de mortalidade e da associação espacial entre a renda per capita dos municípios e das taxas aqui consideradas.

3.1. População em estudo, nível de análise, fontes de informação e construção das taxas brutas

A primeira etapa para a construção das taxas de mortalidade e das taxas de internação foi coletar, nos sistemas de informação do DATASUS², o número de mortes e de internações, por grupo de idade, registrados por município de residência dos indivíduos. Foram considerados os anos de 2009, 2010 e 2011. O número de óbitos pela causa “Motociclista traumatizado em um acidente de transporte” (V20-V29), segundo a Classificação Internacional de Doenças (CID-10), é disponibilizado pelo Sistema de Informações de Mortalidade (SIM). O Sistema de Informações Hospitalares (SIH) disponibiliza as informações relativas às internações hospitalares pela mesma causa. Cabe destacar que o número de internações é diferente do número de acidentes, as vítimas dos acidentes encaminhados para os hospitais públicos, que receberam algum tipo de atendimento que gerou uma Autorização de Internação Hospitalar (AIH), são contabilizados no número de internações.

Nos três anos em análise, considerando ambos os sexos, foram observados registros de óbitos com idade (13) ou município de residência ignorados (32), com estas duas informações ignoradas (6) e com o sexo desconhecido (3). Não houve ocorrência de informações ignoradas para as internações. Nos casos em que o município de residência

² www.datasus.gov.br

era conhecido, mas a idade era ignorada, estes óbitos com foram redistribuídos considerando a distribuição proporcional, por grupo de idade, da população do município. Os casos em que o sexo da vítima era desconhecido foram distribuídos considerando, primeiramente, a proporção de cada um dos sexos na população total do município. Em seguida, estes óbitos foram redistribuídos de acordo com a distribuição proporcional de cada sexo e por grupo de idade.

Nas situações em que o município de residência era ignorado, mas a faixa etária a que pertenciam óbitos era conhecida, estas mortes foram redistribuídas considerando a participação da população do grupo de idade de cada município representa, em termos proporcionais, em relação à população total do referido grupo de idade no estado. Para os casos em que tanto o município de residência quanto o grupo de idade dos óbitos eram desconhecidos, a redistribuição dos óbitos foi, mais uma vez, de modo proporcional. Nestes casos, no entanto, a distribuição foi baseada na participação proporcional de cada grupo de idade, por município, na população total do estado onde estas mortes foram registradas.

Uma vez redistribuídos os óbitos, foi calculado o número médio de mortes e de internações registradas, em cada município, por grupo etário, considerando os três anos em questão (2009, 2010 e 2011). Esse valor é o numerador utilizado na construção das taxas. Como aponta Freire (2014), a utilização da média dos três anos para construção das taxas representa uma forma de suavização das taxas e, assim, é um meio de reduzir a flutuação aleatória a partir da ampliação do espaço temporal para a ocorrência do evento.

A segunda etapa da construção das taxas de mortalidade e de internação foi a definição da população para cada município. No denominador das taxas foi considerada a população de cada município, por sexo, segundo o Censo de 2010. Como a data de referência do Censo de 2010 é a noite do dia 31 de julho, o ideal seria estimar a população no meio do ano (1º de julho), como estimativa do número de pessoas-ano vividos. No entanto, entre 2000 e 2010, foram criados 58 municípios no Brasil (IBGE, 2011), como são necessárias informações de dois censos para a estimativa da população em 1º de julho de 2010, não foi possível realizar tal procedimento para os municípios criados no período. Assim, optamos por utilizar as informações diretamente no Censo de 2010. Cabe destacar que, pela proximidade das datas, entendemos este não será um problema relevante no resultado das taxas estimadas.

As taxas, como destaca o Population Reference Bureau (PRB, 2011), expressam quão comum é a ocorrência de um determinado evento de interesse. Como o número de pessoas expostas ao risco varia, a utilização da frequência absoluta dos eventos registrados pode levar a conclusões imprecisas sobre o risco associado. As taxas de internação e de mortalidade, neste sentido, visam identificar o risco de morrer de morte ou de ser internado associado à utilização de motocicletas nos diferentes municípios brasileiros.

A construção das taxas para o ano de 2010 foi consequência da importância da precisão das informações populacionais. Optamos pela utilização de informações não tão recentes em troca da possibilidade de trabalhar com a população do Censo de 2010. A utilização de estimadores bayesianos para a suavização das taxas, que será apresentada mais à frente, é fortemente influenciada pela população do município e de municípios vizinhos, reforçando, assim, a necessidade da utilização de informações populacionais de melhor qualidade.

3.2 Padronização

Como destacam Preston e colegas (2001), a estrutura etária pode influenciar as taxas brutas de mortalidade e de fecundidade. O nível da taxa bruta pode sofrer influência da distribuição população por grupos de idade, não necessariamente associado ao risco relacionado ao evento de interesse. Neste sentido, para comparar as taxas de duas localidades distintas, é importante eliminar, ou, ao menos, minimizar os possíveis efeitos de composição etária (PRESTON et al., 2001). Segundo Shryock e Siegel (1973), para a comparação de taxas de mortalidade (e de outras medidas de resumo) é útil definir a diferença sob a pressuposição de que não há distinções na composição da etária das populações.

Um dos procedimentos utilizados para lidar com esta questão é a padronização direta. Preston et al. (2001) destacam que a padronização é usada normalmente para controlar os efeitos “externos” que podem influenciar a comparação entre populações. A análise das taxas brutas de mortalidade e de internação de ocupantes de motocicletas, considerando a alta seletividade da ocorrência de acidentes em jovens (destacada no Capítulo 2 deste trabalho), muito provavelmente, incorreria em erros de interpretação do risco associados em populações com estruturas etárias distintas.

A padronização direta é feita pela ponderação das taxas específicas por idades pela distribuição etária de uma população padrão definida (PRESTON et al., 2001). Preston e colegas (2001) apresentam a formalização da construção de uma taxa bruta de mortalidade padronizada por idade ($ASCDR^j$) de uma população j do seguinte modo:

$$ASCDR^j = \sum_{i=1}^{\infty} M_i^j * C_i^s$$

Onde, M_i^j representa as taxas específicas de mortalidade do grupo etário i da população j ; e C_i^s é a proporção de pessoas em cada grupo etário i , na população padrão de referências selecionada.

Cabe destacar, também, que a seleção da população padrão deve ser realizada com cautela, uma vez que pode influir no resultado das taxas padronizadas (CARVALHO, SAWYER e RODRIGUES, 1998; PRESTON et al., 2001). A população padrão selecionada pode afetar tanto a direção como o nível da diferença entre as taxas brutas em comparação (PRESTON et al., 2001). Neste sentido, as taxas de mortalidade e de internação, por sexo, para cada um dos municípios, foram padronizadas tendo como base a distribuição etária da população brasileira, observada no Censo de 2010. Optamos pela população do Brasil como padrão por se tratar do país onde estão localizados os municípios analisados.

3.3 Suavização bayesiana

A comparação de taxas brutas, mesmo depois da padronização direta e da utilização de média móvel (como forma suavização temporal), principalmente, em municípios de pequena população, pode levar a conclusões imprecisas sobre o risco associado a um determinado evento. Uma das formas de lidar com os problemas de flutuações aleatória em pequenas áreas, como já destacado no Capítulo 2, é a utilização de estimadores bayesianos empíricos para a suavização das taxas de interesse.

Neste trabalho, optamos pela utilização dos estimadores bayesianos empíricos de James-Stein, operacionalizados por Marshall (1991). Este autor observa que θ_i é a taxa anual de um evento específico, em uma determinada área, e r_i , o número de acumulado de ocorrências, apresenta uma distribuição Poisson, com média condicional igual a $E(r_i|\theta_i)=n_i\theta_i$. Onde, n_i é o número de pessoas-ano em risco. Marshall (1991) destaca que o

estimador de θ_i de máxima verossimilhança é $x_i = r_i/n_i$, com média condicional igual a $E(x_i|\theta_i) = \theta_i$, a variância condicional é $\text{var}(x_i|\theta_i) = \theta_i/n_i$ (MARSHALL, 1991).

Marshall (1991) observa que, ao adotar uma perspectiva bayesiana, supõe-se que θ_i tem uma densidade prévia com média, $m_i = E_\theta(\theta_i)$, e variância, $A_i = \text{var}_\theta(\theta_i)$. A média de x_i , incondicional, é equivalente a $E_x(x_i) = E_\theta\{E(x_i|\theta_i)\} = E_\theta(\theta_i) = m_i$, por sua vez, a variância incondicional é igual a $\text{var}_x(x_i) = \text{var}_\theta\{E(x_i|\theta_i)\} + E_\theta\{\text{var}(x_i|\theta_i)\} = A_i + m_i/n$. Marshall (1991) destaca, então, que dados A_i e m_i , o melhor estimador bayesiano linear de θ_i , em termos de minimização do erro quadrado total, é o estimador de contração:

$$\hat{\theta} = m_i + C_i (x_i - m_i) \quad (1)$$

$$C_i = A_i / (A_i + \frac{m_i}{n_i})$$

Onde, x_i é a taxa bruta observada em i ; m_i é a média de θ_i ; A_i é a variância de θ_i ; e n_i são as pessoas-ano sob risco.

Este é o estimador de θ , de James-Stein (MARSHALL, 1991). No entanto, como destaca o autor, é necessária uma simplificação, uma vez que o modelo é saturado nos $2N$ parâmetros m_i , A_i , $i=1 \dots N$. Marshall (1991) observa, então, que, a partir do método de momentos, há um procedimento que independe da distribuição e da utilização de processo iterativo. Uma vez que $E_x(x_i) = E_\theta(\theta_i) = m_i$, qualquer média ponderada de x_i , \tilde{m} , oferece uma estimativa não-viesada de m . Para a estimativa de A , o autor sugere considerar a variância amostral ponderada $s^2 = \sum_i n_i (x_i + \tilde{m})^2 / n$, assim, $E_x(s^2) = n^{-1} \sum n_i (A_i + m_i/\bar{n})$. Onde, $\bar{n} = n/N$. Ao substituir m por \tilde{m} , o estimador pelo método de momentos de A é $\tilde{A} = s^2 - \tilde{m}/\bar{n}$ (MARSHALL, 1991). Por sua vez, com a substituição de A e m , em (1), por \tilde{A} e \tilde{m} , o estimador de contração se transforma em:

$$\hat{\theta} = \tilde{m} + \tilde{C}_i (x_i - \tilde{m}) \quad (2)$$

$$\tilde{C}_i = s^2 - \frac{\tilde{m}}{\bar{n}} / (s^2 - \tilde{m}/\bar{n} + \frac{\tilde{m}}{n_i})$$

Onde, $\hat{\theta} = \tilde{m}$, quando $s^2 < \tilde{m}/\bar{n}$ (MARSHALL, 1991). Em (2), \tilde{m} é a média de x_i ; x_i é a taxa bruta em i ; s^2 é a variância amostral de x_i ; e n_i são as pessoas-ano sob risco.

O estimador apresentado em (2), refere-se à abordagem global dos estimadores bayesianos empíricos. Como o próprio Marshall (1991) salienta, muitas vezes é razoável considerar que áreas mais próximas apresentam padrões de doença similares. Assim, a chamada abordagem local utiliza as informações dos vizinhos de cada observação como os parâmetros prévios para o ajuste de θ . Neste sentido, θ é estimado pela contração de x_i em direção à média observada em seus vizinhos (MARSHALL, 1991).

Carvalho (2012) observa que a taxa bayesiana empírica de um município é uma soma ponderada entre sua taxa bruta e a taxa média de seus vizinhos. Como salienta o mesmo autor, o fator de ponderação da taxa é inversamente proporcional à população em risco. Assim, quanto maior a população, mais próxima da taxa bruta será a taxa bayesiana empírica. Para os municípios de população pequena, o valor da taxa bayesiana empírica será mais próximo da taxa média de seus vizinhos (CARVALHO et al., 2012).

A intenção ao utilizar o estimador bayesiano empírico local para a suavização das taxas brutas (no nosso caso, as taxas de internação e de mortalidade) é lidar com a flutuação aleatória, principalmente, para os municípios pequenos (CARVALHO et al., 2012). O processo de suavização das taxas brutas por meio dos estimadores bayesianos empíricos pode ser entendido como uma contração, ou aproximação, das taxas brutas observadas em pequenas áreas em direção à taxa média de seus vizinhos (CAVALINI e LEON, 2007). Neste sentido, as estimativas são menos influenciadas pelos valores extremos. Assunção e colegas (1998) destacam que, com base neste método, as estimativas dos municípios podem ser analisadas com mais segurança.

No presente trabalho, utilizaremos estimador bayesiano empírico local para suavizar³ as taxas brutas de internação e de mortalidade de ocupantes de motocicletas, como proposto por Marshall (1991). Para a definição da vizinhança, optamos pela utilização de um número definido de k-vizinhos (k=8) mais próximos. Ao considerar as informações dos vizinhos, a suavização bayesiana incorpora um componente espacial para construir as estimativas. Cabe salientar, que a suavização foi realizada a partir das taxas de mortalidade e de internação já padronizadas.

³ Utilizamos o software Geoda 1.6.7 para gerar as estimativas (<https://geodacenter.asu.edu>). Os mapas coropléticos foram desenvolvidos no software ArcMap 10.2.

3.4. Autocorrelação espacial

Anselin (1992) afirma que a localização dos dados espaciais, tanto em termos absolutos (coordenadas), como em termos relativos (distribuição espacial), apresenta importantes implicações no modo como estas informações devem ser tratados na análise estatística. Assim, ressalta este autor, um dos efeitos espaciais da localização é a dependência espacial. Esta última, decorre da chamada primeira Lei da Geografia de Tobler (1979), que afirma que tudo está relacionado com tudo, mas as coisas mais próximas são mais fortemente relacionadas que coisas mais distantes. Como consequência, valores similares de uma variável tenderão a ocorrer em localidades mais próximas, gerando conglomerados espaciais (spatial clusters) (ANSELIN, 1992).

Anselin (1992) destaca que os testes para detecção de autocorrelação espacial são desenhados para quantificar a extensão da existência de clusters, bem como para permitir a inferência estatística. Este autor observa que o princípio por trás do teste é a comparação do valor de teste observado em um conjunto de dados com a distribuição observada sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial. A hipótese nula representa dizer que o espaço não tem importância nos valores da variável de interesse observado nas localidades consideradas (ANSELIN, 1992).

No sentido oposto, sob a hipótese alternativa de presença de autocorrelação espacial, o interesse se volta para as localidades com valores elevados que estão cercadas de outras localidades com valores elevados. Da mesma forma, para os locais com baixos valores de uma determinada variável, cercados de outros com valores também baixos. (ANSELIN, 1992). Anselin (1992) destaca que estas são situações em que a autocorrelação espacial é positiva. Nos casos em que valores altos são cercados de valores baixos, e vice-versa, a autocorrelação espacial é negativa (ANSELIN, 1992).

O mesmo autor destaca que os testes para detecção da presença de autocorrelação espacial são, de modo geral, medidas de similaridade entre uma medida de associação (correlação, covariância ou diferença) e uma medida de proximidade (contiguidade). Neste sentido, a autocorrelação espacial pode ser considerada presente quando a estatística de teste para um determinado padrão assume um valor extremo, comparado ao valor esperado na ausência de dependência espacial. (ANSELIN, 1992).

Em trabalho posterior, Anselin (1995) observa que em diversas análises da associação espacial, o pressuposto de estacionariedade, ou estabilidade estrutural no espaço, mostra-

se pouco realista. Como apontam Bailey e Gatrell (1995), o processo espacial é estacionário se as propriedades estatísticas são independentes da localização absoluta. Em um contexto de estacionariedade, a covariância dos valores de uma variável de interesse em duas localidades distintas, dependeria apenas da distância e da direção entre eles, e não da localização absoluta dos mesmos (BAILEY e GATRELL, 1995).

Anselin (1995) destaca, então, que análises baseadas em padrões locais de associação viabilizam a identificação e aglomerados locais significativos ao redor de uma localidade específica, bem como a identificação de regiões de não estacionariedade. Para Anselin (1995), um indicador local de associação espacial (LISA – Local Indicator of Spatial Association) é capaz de cumprir duas condições: indicar a extensão do aglomerado de localidades com valores semelhantes ao redor de uma observação; o somatório dos LISAs de todas as observações deve ser proporcional ao valor global de associação espacial.

Os clusters locais, ou hot spots, segundo Anselin (1995), podem ser identificados como aquelas localidades, ou conjunto de localidades contíguas, para as quais o LISA é significativo. Este autor observa que a indicação de padrões locais de associação espacial pode seguir a mesma linha da indicação global, mesmo que este não seja, necessariamente, o caso. Na verdade, é possível que o padrão local seja alguma aberração que o padrão espacial não conseguiu captar, ou pode ser o caso de que algumas localidades apresentam padrão no sentido oposto aquele captado pelo indicador global (ANSELIN, 1995).

Um tipo de indicador local de autocorrelação espacial utilizado frequentemente é o chamado I de Moran. Como apresentam Assunção e Reis (1999), para uma população dividida em m áreas, x_i é o número de casos em cada área m e n_i a população exposta ao risco. Logo, a taxa na área i , p_i , é dada por x_i/n_i , o I de Moran é dado por (ASSUNÇÃO e REIS, 1999):

$$I = \frac{m}{\sum_{ij} w_{ij}} \frac{\sum_{ij} w_{ij} (p_i - \bar{p})(p_j - \bar{p})}{\sum_i (p_i - \bar{p})^2}$$

Onde, w_{ij} é o peso espacial atribuído às áreas i e j ; p_i é o valor da taxa observada em i ; m é o número de áreas; e $\bar{p} = \sum_i p_i / m$ (ASSUNÇÃO e REIS, 1999). O I de Moran, como destacam estes autores, varia entre -1 e 1. Valores mais próximos de 1, indicam que

áreas com altas taxas estão próximas de outras com a mesma característica. Valores próximo a zero, indicam ausência de autocorrelação espacial. Neste caso, entende-se que o espaço não apresenta nenhuma influência no valor observado na variável de interesse (ANSELIN, 1992). Em outras palavras, a localização não é relevante para determinar o valor observado na variável analisada.

Segundo Assunção e Reis (1999), a hipótese nula da distribuição de probabilidade do I de Moran pode ser calculada considerando dois pressupostos distintos. O primeiro entende que as taxas são uma variável aleatória, com distribuição normal, independentemente e igualmente distribuídas (i.i.d). No segundo caso, utiliza-se um teste de permutação, onde as taxas são consideradas variáveis aleatórias com distribuição variável e a distribuição nula é obtida através do cálculo empírico do I de Moran para um conjunto grande amostras de permutações.

No entanto, ao variar o tamanho da população, ambos os pressupostos são violados (ASSUNÇÃO e REIS, 1999). Em referência a Besag e Newell (1991), Assunção e Reis (1999) observam que o teste de permutação é possível sob o pressuposto de que todas as permutações de p_i em m , são igualmente prováveis. No entanto, áreas de pequena população apresentam maior variabilidade nas taxas e, assim, apresentam probabilidade mais elevada de assumir valores extremos. Por sua vez, o pressuposto de que as taxas são variáveis aleatórias i.i.d implica que o valor esperado das mesmas é constante em todas as áreas (ASSUNÇÃO e REIS, 1999).

Assunção e Reis (1999) sugerem, então, uma modificação do I de Moran para mensuração da presença de autocorrelação espacial, adotando uma abordagem bayesiana empírica. No lugar da utilização das taxas de cada área, p_i , os autores propõem a utilização do desvio da média marginal estimada, padronizada por uma estimativa do desvio padrão:

$$z_i = p_i - b/\sqrt{v_i}$$

Onde, p_i é a taxa na área i , b e v_i representam, respectivamente, a esperança e a variância marginal de p_i , tal qual apresentadas por Marshall (1991) (ASSUNÇÃO e REIS, 1999). O Índice Bayesiano Empírico (Empirical Bayes Index - EBI), proposto por Assunção e Reis (1999), é definido por:

$$EBI = \frac{m \sum w_{ij} z_i z_j}{\sum w_{ij} \sum (z_i - \bar{z})^2}$$

Onde, w_{ij} é o peso espacial atribuído às áreas i e j ; z_i é o desvio à média observado em i , z_j é o desvio à média em j ; e \bar{z} é a média dos desvios médios; e m é o número de áreas.

Assim como o I de Moran, observam Assunção e Reis (1999), o EBI tenderá a valores positivos quando os riscos foram positivamente correlacionados. A hipótese nula de ausência de dependência espacial pode ser testada através do teste de permutação, através da variação dos valores de z_1 , z_2 e etc. (ASSUNÇÃO e REIS, 1999). O indicador proposto pelos autores aqui referenciados, segundo os mesmos, além de melhorar a confiabilidade do teste de hipótese, é mais robusto em função do efeito de contração das taxas brutas.

Ao operacionalizar a contração das taxas brutas para testar a presença de autocorrelação espacial, o EBI minimiza a presença e o impacto da presença da flutuação aleatória. Neste sentido, assim como na suavização através do estimador bayesiano empírico (apresentado na seção 3.3), as taxas utilizadas para estimar o EBI são menos susceptíveis à presença de valores extremos, ampliando a confiabilidade das estimativas (ASSUNÇÃO E REIS, 1999).

Em linhas gerais, como observa Batista (2015), a autorcorrelação espacial é uma medida de “grau de influência” de uma determinada variável, em uma localização específica, sobre a mesma variável em localidades próximas. Ou seja, “se a ocorrência de um evento implica que outros eventos semelhantes ocorram ao seu redor, tem-se autocorrelação positiva. Se a ocorrência do mesmo evento dificulta ou impede a ocorrência de outros no seu entorno, tem-se autocorrelação negativa” (BATISTA, 2015). O índice de Moran identifica se o valor de uma variável em uma vizinhança apresenta os mesmos valores que apresentaria caso a localização não fosse um fator determinante. (KREMPI, 2004).

Na presente dissertação, então, utilizamos o EBI para identificar a presença de padrões espaciais de distribuição das taxas de internação e de mortalidade de ocupantes de motocicletas. Utilizamos as taxas de internação e de mortalidade padronizadas como insumos para o cálculo do EBI e a identificação dos clusters. A definição de vizinhança utilizada para a aplicação a definição dos EBI foi com base nos k -vizinhos ($k=8$) mais próximos.

Cabe salientar que a utilização das taxas suavizadas através do estimador bayesiano empírico, uma vez que incorporam uma dimensão espacial (através da definição da estrutura de vizinhança), provavelmente, incorreria artificialmente na presença de um conjunto maior de localidades com altos valores do indicador local de associação espacial.

Assim, poderia gerar viés nas estimativas da presença de autocorrelação espacial. Assim, neste trabalho, a identificação da autocorrelação espacial foi realizada a partir das taxas de mortalidade e internação padronizadas, anteriores ao processo de suavização.

3.5. Correlação espacial multivariada

Um dos objetivos propostos para este trabalho é analisar a possível associação entre as taxas de internação e de mortalidade de ocupantes de motocicleta e renda dos municípios brasileiros. Considerando diferentes países, diversos autores perceberam que estas variáveis apresentam uma relação não-linear (LAW et al., 2009; VAN BEECK et al., 2000). Com o intuito de tentar identificar se a mesma relação pode ser observada nos municípios brasileiros, utilizaremos a correlação espacial multivariada para analisar a associação entre a renda domiciliar per capita e as taxas de internação e de mortalidade observados nos municípios.

Anselin, Syabri e Smirnov (2002) desenvolveram um método de visualização de correlação espacial multivariada que aplicaremos para entender a associação espacial entre a renda identificada nos municípios e as taxas de internação e de mortalidade observadas. O indicador multivariado de associação espacial entre duas variáveis aleatórias padronizadas z_k e z_l é definido por:

$$m_{kl} = z_k' W^s z_l \quad (3)$$

Onde, $z_k = \frac{[x_k - \bar{x}_k]}{\sigma_k}$, $z_l = [x_l - \bar{x}_l]/\sigma_l$ foram padronizadas com média zero e desvio padrão igual a 1; W^s é a matriz de pesos espaciais duplamente padronizada que define a estrutura de vizinhança de cada observação; x_k e x_l são as variáveis aleatórias de interesse (ANSELIN et al., 2002).

O conceito de correlação espacial multivariada, como explicam Anselin e colegas (2002), é centrado na identificação da dimensão da associação do valor de uma variável de interesse (z_k), em uma localidade específica, com os valores observados de uma outra variável (z_l), nas localidades vizinhas. Estes autores salientam que a atenção recai sobre a associação linear entre o valor da variável z_k na localidade i , z_k^i , e o correspondente “spatial lag” da outra variável analisada. O “spatial lag” pode ser interpretado como a média dos valores da variável z_l observado nos vizinhos de i (ANSELIN et al., 2002).

Anselin e colegas (2002) observam, também, que a escala do produto cruzado das variáveis z_k e z_l pode ser alterada pela divisão pela soma dos quadrados da primeira variável. Neste sentido, a esta estatística multivariada se torna mais próxima do autocorrelação espacial, indicada pelo I de Moran.

$$I_{kl} = z'_k W z_l / z'_k z_k$$

$$I_{kl} = z'_k W z_l / n$$

Onde, n é o número de observações e W é a matriz de vizinhança, normalizada na linha; z_k e z_l são as variáveis de interesse padronizadas. Anselin e colegas (2002) destacam que, como as variáveis são normalizadas, a soma dos quadrados observada no denominador é constante e igual a n .

Utilizando a mesma racionalidade da construção de indicadores locais de autocorrelação espacial, na análise multivariada, é, também, possível a identificação da contribuição de cada localidade. A formalização do indicador local de correlação multivariada é apresentada por Anselin et al. (2002) da seguinte forma:

$$I_{kl}^i = z_k^i \sum_j w_{ij} z_l^j$$

Este indicador local de associação multivariada aponta para a associação linear entre o valor de uma variável z_k , na localidade i , e o valor médio da variável z_l , observado em seus vizinhos (ANSELIN et al., 2002). Como destacam estes autores, localidades com padrões espaciais mais similares serão representadas por clusters de valores positivos entre as variáveis. Enquanto a associação negativa indica o distanciamento do valor de uma determinada variável, na localidade analisada, em relação ao valor observado em seus vizinhos da outra variável de interesse.

Neste sentido, com o intuito de entender a possível associação espacial local entre as taxas de internação e de mortalidade de ocupantes de motocicletas e a renda per capita, exposta como um dos objetivos específicos dessa dissertação, construiremos o indicador de associação espacial multivariada. As taxas de mortalidade e de internação padronizadas, individualmente, de cada município serão analisadas à luz da renda média dos seus vizinhos.

4. Resultados

No presente capítulo, serão apresentados os resultados obtidos à luz de parte da literatura sobre o tema. A primeira etapa destaca a distribuição das taxas padronizadas de mortalidade e de internação de ocupantes de motocicletas nos municípios brasileiros. Em seguida, apresentaremos os resultados do processo de suavização das taxas, utilizando o estimador bayesiano empírico local. As duas últimas seções apontam para os resultados da identificação de autocorrelação espacial das taxas de internação e de mortalidade e da associação entre a renda per capita e estas taxas.

A correção de sub-registro é fundamental para análises em países com sistemas de informação deficientes, como é o caso do Brasil. No entanto, cabe destacar que os sistemas de informação de internações e de mortalidade apresentaram evolução bastante significativa, ainda que alguns problemas persistam (LIMA e QUEIROZ, 2014). A correção do número de óbitos ou de internações ainda é necessária para algumas das causas de morte. No entanto, uma vez que há o envolvimento da polícia ou de serviços de urgência e emergência, presumiu-se neste trabalho que o sub-registro, caso exista, não ocorre em níveis capazes de comprometer a qualidade do presente trabalho.

4.1.1 Distribuição das taxas padronizadas de mortalidade

Nesta seção, apresentaremos a distribuição das taxas padronizadas de mortalidade (TBM^s) pelos municípios do Brasil. Cabe destacar que as taxas brutas (não padronizadas) não serão alvo de análise pormenorizada, os mapas com sua distribuição (para mortalidade e as internações), para ambos os sexos, podem ser observados nos anexos. No entanto, para ilustrar a importância da padronização das taxas, consideramos as diferenças na proporção da população masculina, entre 18 e 50 anos. A proporção média de homens entre 18 e 50 anos nos municípios brasileiros, em relação à população total masculina, foi de 47,4%. A variação, no entanto, é bastante significativa, a menor participação do grupo entre 18 e 50 observada foi de 35,4% e maior de 85,6%. Dada a seletividade da mortalidade e da ocorrência de acidentes, é natural presumir que os efeitos nas taxas podem ser bastante significativos.

Tabela 1 - TBM^s Média dos municípios, desvio padrão, máximo e mínimo, por sexo, por região e por porte do município

População		Homens						Mulheres					
		Total	<10mil	>10 mil e < 50 mil	> 50 mil e < 100 mil	> 100 e < 500 mil	>500 mil	Total	<10mil	>10 mil e < 50 mil	> 50 mil e < 100 mil	> 100 e < 500 mil	>500 mil
Brasil	Obs	5565	2513	2444	325	245	38	5565	2513	2444	325	245	38
	Média	13,6	14,5	13,6	12,2	8,8	7,6	2,4	3,4	1,8	1,5	1,0	0,5
	dp	15,5	19,2	12,1	9,0	5,8	5,0	9,3	13,2	4,2	1,9	1,8	0,4
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	Máximo	198,5	198,5	76,1	57,6	28,9	22,8	266,0	266,0	77,4	15,5	23,7	1,6
Norte	Obs	449	167	219	43	18	2	449	167	219	43	18	2
	Média	13,63	17,46	11,60	12,05	7,74	3,20	1,63	1,86	1,38	2,15	1,38	0,35
	Desvio Padrão	14,9	17,8	13,2	9,2	6,8	1,5	3,7	5,1	2,6	2,1	1,6	0,3
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	1,1	0,0	2,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2
	Máximo	75,9	75,9	69,8	38,5	22,9	4,3	25,8	25,8	15,2	8,1	5,2	0,5
Nordeste	Obs	1794	604	1019	113	47	11	1794	604	1019	113	47	11
	Média	17,3	21,1	15,8	15,1	9,5	7,5	2,1	3,0	1,8	1,7	1,0	0,4
	Desvio Padrão	17,5	24,1	13,0	10,7	6,0	6,2	6,1	9,1	4,0	2,0	1,0	0,4
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	1,2	0,0	2,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	Máximo	198,5	198,5	76,1	57,6	26,2	22,8	100,4	100,4	77,4	9,5	5,1	1,6
Centro-Oeste	Obs	466	247	184	17	14	4	466	247	184	17	14	4
	Média	18,8	19,5	18,5	17,2	13,9	13,4	4,6	6,4	2,8	3,0	1,5	1,1
	dp	15,7	19,1	10,8	9,1	7,5	4,6	17,7	23,7	5,9	3,6	0,9	0,4
	Mínimo	0	0	0	4,96	4,6	7,1	0	0	0	0	0	0,4
	Máximo	89,0	89,0	55,5	44,4	28,9	18,1	266,0	266,0	50,8	15,5	3,3	1,4
Sudeste	Obs	1668	789	641	99	122	17	1668	789	641	99	122	17
	Média	8,8	8,4	9,6	7,6	7,5	6,4	2,2	3,1	1,7	0,8	0,8	0,3
	dp	11,1	13,4	9,6	4,8	4,6	3,5	9,9	13,7	4,7	1,2	2,2	0,2
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	Máximo	163,2	163,2	62,7	26,7	23,8	13,3	185,4	185,4	72,2	4,8	23,7	0,82
Sul	Obs	1188	706	381	53	44	4	1188	706	381	53	44	4
	Média	12,9	13,1	12,9	12,8	10,4	10,0	2,7	3,3	1,9	1,3	1,1	0,7
	dp	15,5	18,1	11,3	7,4	6,6	5,1	9,1	11,4	3,9	1,3	1,2	0,2
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	1,6	0,3	4,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5
	Máximo	170,5	170,5	61,6	31,5	24,2	14,3	123,1	123,1	28,9	5,5	6,9	1,1

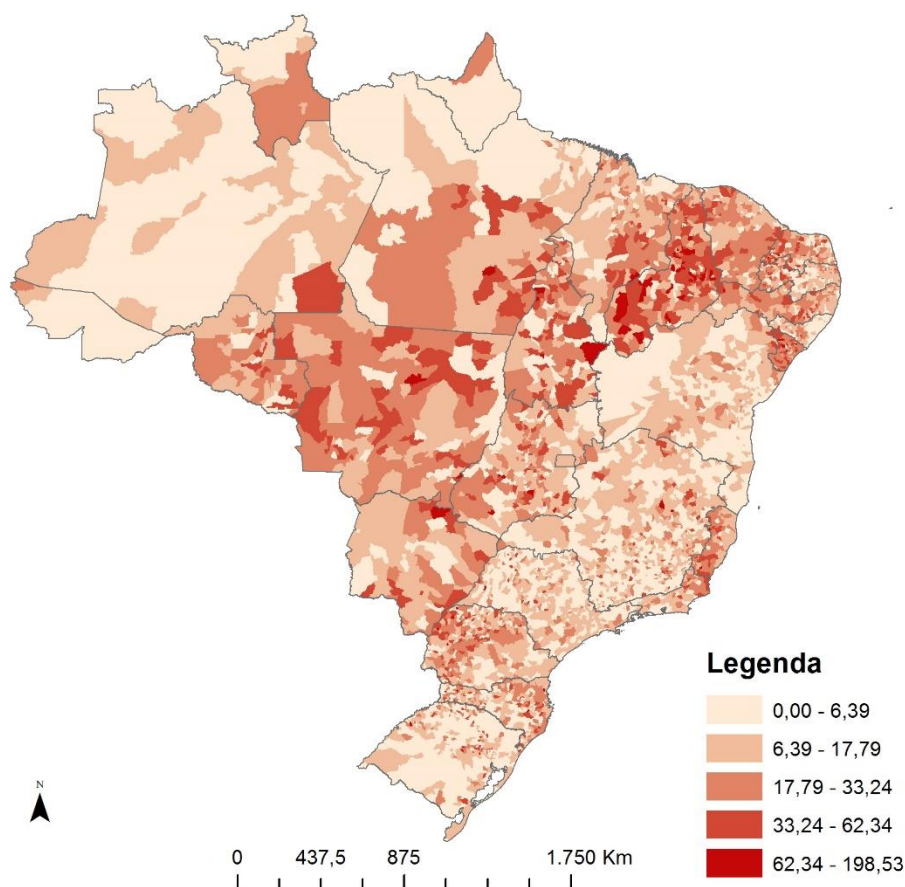
Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

As TBM^s médias dos municípios (por 100.000 habitantes), por região, para os homens (e para as mulheres), seguem apresentadas na Tabela 1, onde são destacados, também, o desvio padrão e os valores máximos e mínimos observados nas taxas dos municípios de cada região. As regiões Centro-Oeste (18,84), Nordeste (17,33) e Norte (13,63), apresentaram as maiores médias das taxas de mortalidade de motociclistas do sexo

masculino. A média das TBM^s dos municípios brasileiros foi igual a 13,65, praticamente idêntica à média das taxas da região Norte. Apenas as regiões Sul (12,91) e Sudeste (8,77) apresentaram a média das TBM^s de seus municípios inferiores à média nacional. Merece ser destacado que, como esperado, houve grande variabilidade nas TBM^s. Foram identificados municípios com esta taxa igual a zero em todas as regiões (Tabela 1). No outro extremo, a TBM^s máxima observada foi equivalente 198,53 (por 100.000 habitantes), no município de Tanque do Piauí (PI).

Na Figura 1, é possível visualizar o mapa das taxas brutas de mortalidade padronizadas (TBM^s), para os homens, para o conjunto dos municípios brasileiros, considerando a média dos óbitos do período entre 2009 e 2011. À primeira vista, o mapa reforça a informação trazida na Tabela 1, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste concentram o maior número de municípios com alta TBM^s.

Figura 1 – Taxas Padronizadas De Mortalidade (TBMS) pela utilização de motocicleta, homens, por município, Brasil, média 2009, 2010 e 2011, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

Na região Norte, a maior concentração de municípios com mortalidade elevadas foi identificada nas regiões central e sul do Pará. Em Tocantins e em Rondônia, percebe-se que há um número relevante de municípios de alta mortalidade para os homens, distribuídos em todas as regiões destes estados. No Amapá e em Roraima, observa-se alguns municípios de mortalidade elevada isolados. A região Centro-Oeste apresenta, também, grande concentração de municípios com alta TBM^s. Em Mato Grosso, principalmente, há um número considerável de municípios com taxas de mortalidade elevadas, distribuídos ao longo de todo o estado. A participação da região Centro-Oeste entre aquelas com maior mortalidade de motociclistas já havia sido destacada por Chandran e colegas (2012).

A região Nordeste é, provavelmente, aquela que apresenta o maior número de estados e municípios com altas taxas de mortalidade de ocupantes de motocicletas. No Piauí, por exemplo, os municípios com alta TBM^s estão distribuídos de forma quase uniforme. Com menor intensidade, o Ceará apresenta um conjunto grande de municípios com TBM^s elevada, em praticamente todo o estado. Alagoas e Bahia apresentam os perfis mais distintos dentro da região Nordeste, com exceção de alguns pontos isolados, os municípios destes estados, em relação aos demais estados da região, apresentam taxas de mortalidade relativamente baixas.

As regiões Sul e Sudeste, que apresentam maior desenvolvimento econômico do país, destacam-se pelo grande número de municípios com taxas de mortalidade relacionadas às motocicletas mais baixas. Na região Sul, o oeste do Paraná e o leste de Santa Catarina são as regiões de mortalidade de ocupantes de motocicleta mais elevada. Chama a atenção, na região Sudeste, a alta concentração de municípios com TBM^s elevada na região norte do Rio de Janeiro, bem como no estado do Espírito Santo como um todo. Martins e colegas (2013) identificaram o crescimento da taxa de mortalidade de ocupantes de motocicletas no Espírito Santo, entre 1996 e 2009, esta elevação foi atribuída ao crescimento do setor petrolífero.

Analisando o mapa do Brasil, na Figura 1, no que diz respeito à mortalidade de homens, merece destaque a grande mancha de municípios com TBM^s elevada que passa, principalmente, por três das regiões do Brasil. A partir do estado do Mato Grosso do Sul, passando por Mato Grosso, Goiás, Rondônia, sul do Pará, Tocantins, sudeste do Maranhão, Piauí, bem como todos os estados da região Nordeste, com exceção da Bahia,

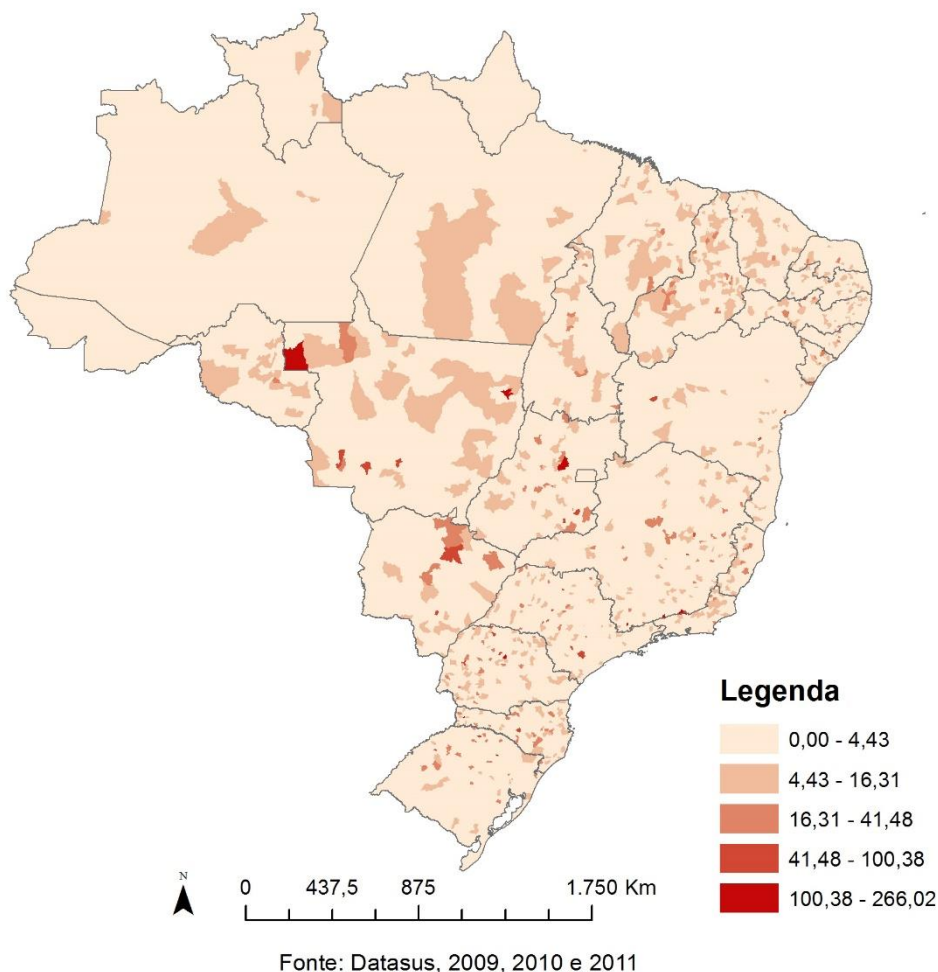
há uma grande concentração de municípios com elevada mortalidade relacionada à utilização de motocicletas para os homens.

Uma das explicações possíveis para a elevada mortalidade observada nessas regiões, segundo Martins e colegas (2013), pode ter relação com a grande ascensão econômica observada no Brasil e, especialmente, nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. O aumento da renda teria sido acompanhado da compra de um primeiro veículo, muitas vezes de uma motocicleta (MARTINS et al., 2013). Os mesmos autores observam que em alguns estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, como Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, o surgimento de novas fronteiras agrícolas e do agronegócio impulsionaram o crescimento econômico nessas regiões e, conseqüentemente, é provável que tenha impulsionado o crescimento da frota e da mortalidade nessas regiões.

Nas regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte, aliado ao crescimento econômico, houve importante aumento motorização. Silva e colegas (2011) mostram que essas regiões apresentaram taxa de crescimento do número de motocicletas bastante elevadas. O que pode ter contribuído para a grande concentração de municípios com elevada mortalidade. Com base em informações da Associação Brasileira de Motocicletas (ABRAM), os mesmos autores afirmam que as vendas na região Nordeste, por exemplo, responderam por 44% da produção nacional de motocicletas em 2009. Segundo Silva e colegas (2011), a maior parte dos municípios da região Nordeste apresenta uma frota de motocicletas superior à frota de automóveis.

A Figura 2, por sua vez, apresenta as taxas de mortalidade de ocupantes de motocicleta do sexo feminino, considerando a média das mortes registradas entre 2009 e 2011. Salta aos olhos a diferença entre os sexos, em comparação com a Figura 1. Esse resultado não é surpreendente, como já discutiram alguns dos autores aqui referenciados (CHANDRAN et al., 2012; MIKI et al., 2014; PORDEUS et al., 2010; OLIVEIRA e SOUSA, 2012). Com exceção de alguns pontos isolados de mortalidade mais elevada, considerando o mapa de taxas padronizadas, não há sinais claros da presença de padrões espaciais de distribuição da mortalidade de motociclistas no sexo feminino.

Figura 2 – Taxas padronizadas de mortalidade (TBM^s) pela utilização de motocicleta, mulheres, por município, Brasil, média 2009, 2010 e 2011, por 100.000 habitantes



Uma análise mais atenta da Figura 2 pode sugerir que exista uma concentração de municípios com mortalidade mais elevada nos estados de Rondônia, Mato Grosso e Piauí, principalmente. No norte do estado do Mato Grosso do Sul há sinais, também, de uma concentração de municípios com elevada mortalidade de ocupantes de motocicletas do sexo feminino.

A Tabela 1 auxilia a compreensão da distribuição da mortalidade de ocupantes de motocicletas do sexo feminino. A região Centro-Oeste apresentou a TBM^s mais elevada para as mulheres (4,6, por 100.000 habitantes), seguida das regiões Sul (2,7) e Sudeste (2,2). A diferença entre as médias das TBM^s, em relação aos homens, é bastante significativa. Chama a atenção, também, que as regiões Sul e Sudeste estejam entre aquelas com taxas de mortalidade feminina mais elevada. É provável que este resultado tenha relação com o papel representado pela mulher nas regiões mais desenvolvidas do

país, possivelmente, marcado por um número mais elevado de mulheres motociclistas, bem como uma maior presença das mesmas no mercado de trabalho.

O problema da utilização de taxas brutas para a análise da distribuição espacial das doenças, destacado por autores como Assunção e colegas (2012), Carvalho et al. (2012), Justino et al. (2013), Cavalli e León (2007), é, em grande medida, consequência da grande flutuação aleatória, observada, principalmente, nos municípios pequenos. A grande variabilidade nas taxas pode ser percebida nas taxas de mortalidade de ocupantes de motocicletas, destacadas na Figura 1, na Figura 2 e na Tabela 1. Considerando a população masculina, foram registrados 528 municípios com taxa bruta de mortalidade igual a zero. Na grande maioria desses casos, são municípios com pequena população.

É muito pouco provável que nos municípios com TBM^s igual a zero o risco de morte de ocupantes de motocicleta seja nulo. Segundo Freire (2014), nesses casos, uma explicação plausível é que a janela temporal não foi longa o suficiente para registrar a ocorrência do evento de interesse. Neste trabalho, como já destacado, utilizamos a média do número de eventos registrados em um período de três anos (2009, 2010 e 2011), ainda assim, em alguns casos, o espaço de tempo considerado não permitiu o registro da ocorrência de alguma morte nos municípios considerados. Esse é mais um indicativo da necessidade de utilização outras técnicas para a suavização das taxas, cujos resultados serão apresentados mais à frente.

No outro extremo das taxas de mortalidade padronizadas, foram observados 10 municípios com TBM^s superior a 100 mortes por 100.000 habitantes, considerado a mortalidade masculina. Em todos estes municípios, a população era inferior a 10.000 habitantes. A Tabela 1 mostra que o valor máximo das TBM^s, em todas as regiões, foi observado em municípios com menos de 10.000 habitantes. Esse resultado salienta os problemas com a análise de taxas brutas em pequenas áreas. Como destacam Assunção e colegas (1998), em função do pequeno denominador, uma morte a mais ou a menos pode representar um impacto bastante significativo nas taxas estimadas. O efeito do pequeno denominador é perceptível na Tabela 1, tanto as TBM^s médias como os valores máximos das taxas decrescem à medida que a população aumenta.

4.1.2. Distribuição das taxas padronizadas de internação

Quando consideramos as taxas de internações hospitalares (TBI^s) de ocupantes de motocicletas, padronizadas pela distribuição etária, da população do sexo masculino, considerando a média das internações registradas nos anos de 2009, 2010 e 2011, percebe-se algumas similaridades e divergências em relação as taxas de mortalidade. A Tabela 2 mostra a média das TBI^s (por 100.000 habitantes), o desvio padrão, e o valores máximos e mínimos, por grande região. O Centro-Oeste (81,5) e o Nordeste (75,3), mais uma vez, apresentaram a média das TBI^s de seus municípios acima da média nacional (56,4). A TBI^s média dos municípios da região Norte (47,1), ao contrário do observado com a mortalidade, foi inferior à região Sudeste (49,9), como mostra a Tabela 2.

A análise das TBI^s masculinas no mapa, Figura 3, mostra que as maiores concentrações de municípios com taxas mais altas podem ser observadas nas regiões Centro-Oeste e Nordeste, o estado do Pará apresenta, também, uma importante concentração de municípios com o mesmo indicador elevado. No mapa, fica nítido que há variações consideráveis nas TBI^s nos estados e municípios que compõem as grandes regiões.

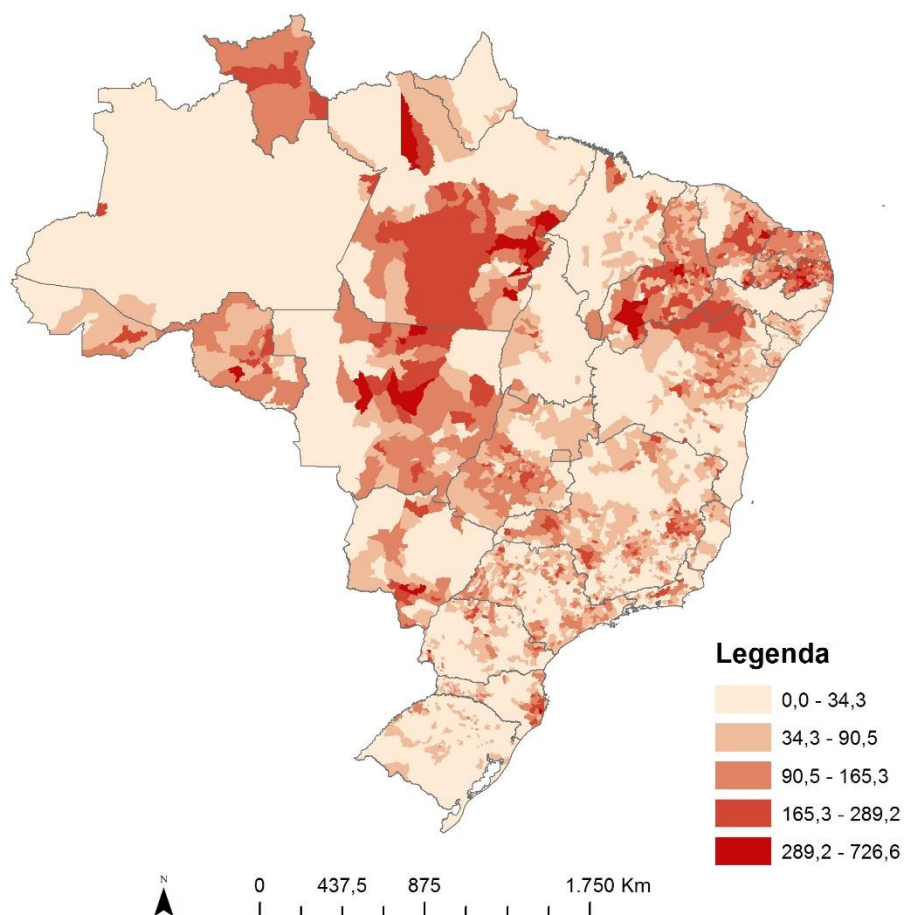
Na região Norte, ao contrário do observado na mortalidade masculina (Figura 1), o estado do Tocantins figura entre aqueles que apresentam a menor concentração de municípios com alta TBI^s. A combinação entre taxas de mortalidade elevada e taxas de internação, relativamente, baixas pode sugerir que exista uma demanda por assistência médico hospitalar naquele estado, principalmente, no que diz respeito aos serviços de urgência e emergência (porta de entrada dos acidentados de motocicleta).

A Figura 3 destaca a presença de uma concentração de municípios com alta TBI^s nas regiões central, sul e leste do Pará. Os estados de Rondônia e Roraima apresentam, também, de maneira praticamente uniforme, uma concentração de municípios com taxas de internação, razoavelmente, altas. Cabe ressaltar, diferentemente do ocorrido com as taxas de mortalidade (Figura 1), Roraima se apresentava entre os estados com maior concentração de municípios com elevado risco de internação de ocupantes de motocicleta (Figura 3).

Na região Centro-Oeste, a presença mais significativa de municípios com taxas de internação elevadas (Figura 3) foi identificada em Mato Grosso. Com exceção da região oeste deste estado, praticamente todo o estado do Mato Grosso é formado por municípios com TBI^s entre as mais altas. Em Goiás, a concentração valores elevados de TBI^s pode

ser observada na porção central do estado, onde estão localizados os municípios de Goiânia e Anápolis. No Mato Grosso do Sul, o sul do estado concentra o maior número de municípios com taxas de internação, para homens, mais altas. Mais especificamente, na região próxima ao município de Dourados (299,62/100.000).

Figura 3 – Taxas padronizadas de internação (TBIs) pela utilização de motocicleta, homens, por município, Brasil, média 2009, 2010 e 2011, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

A análise da distribuição das taxas de internação dos homens na região Nordeste (Figura 3) mostra que o Piauí apresenta grande número de municípios com alta TBI^s. Chama a atenção que há municípios com taxas de internação elevadas distribuídos por todo o estado. No Rio Grande do Norte e na Paraíba, há, também, municípios com altas taxas de internação, para os homens, distribuídos por toda a extensão desses territórios. Com exceção de suas regiões noroeste e sul, o Ceará apresenta municípios com elevadas taxas de internação por praticamente todo o estado. O norte e o nordeste da Bahia, bem como

o extremo oeste de Pernambuco apresentam, também, uma concentração de municípios com altas taxas de internação.

Nas regiões Sul e Sudeste, é possível perceber, ainda que de modo disperso, algumas pequenas concentrações de municípios com taxas de internação elevada, para os homens (Figura 3). Na região Sudeste, mais especificamente na região leste de Minas Gerais, há uma concentração de municípios com altas TBI^s. Estes municípios estão localizados no entorno de Ipatinga e Governador Valadares. Na região central do mesmo estado, próximos à capital Belo Horizonte, assim como no Triângulo Mineiro, há, também, uma concentração de municípios com altas TBI^s. Cabe ressaltar que essas regiões estão entre as mais desenvolvidas do estado e que contam com uma razoável estrutura médico assistencial.

No estado de São Paulo, percebe-se algumas pequenas manchas de municípios com taxas de internação, para os homens, elevadas (Figura 3). No entanto, estes municípios estão distribuídos de modo disperso. Na região leste do mesmo estado, aparentemente, pode-se identificar uma concentração de municípios com taxas elevadas. Na região Sul, há uma concentração de municípios com altas TBI^s no leste de Santa Catarina, concentrados no entorno do município de São José (Região Metropolitana de Florianópolis).

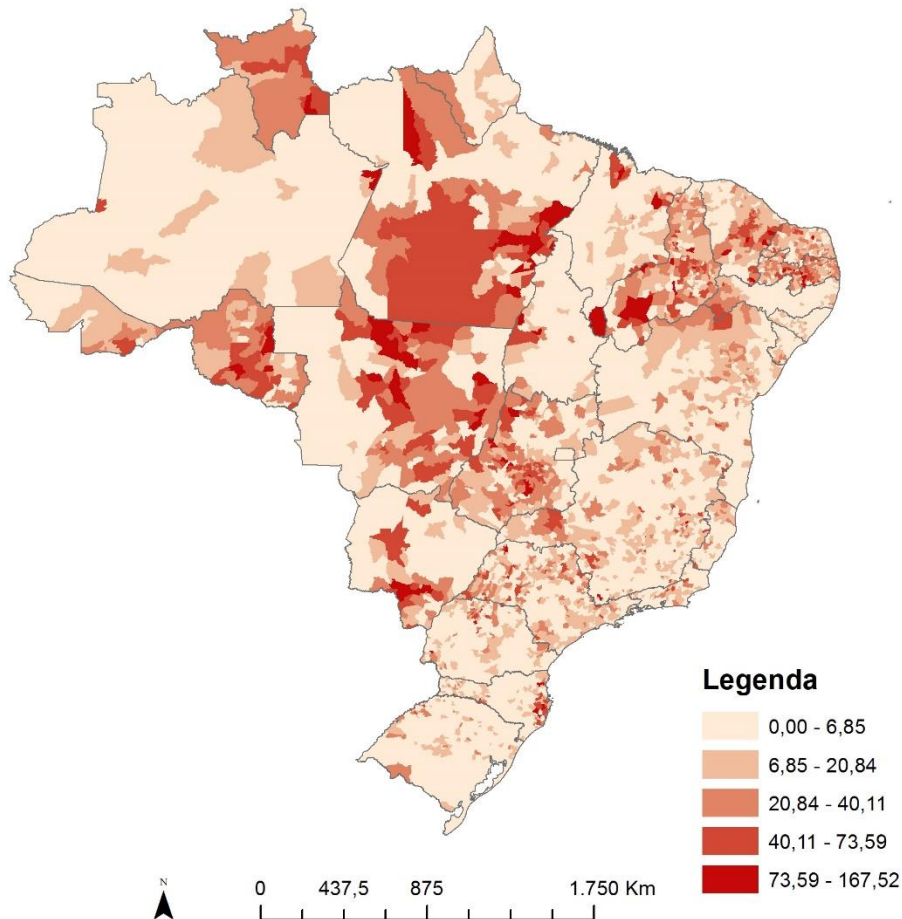
Ao contrário do ocorrido nos mapas de taxas de mortalidade (Figuras 1 e 2), os padrões de distribuição das taxas de internação, média do período entre 2009 e 2011, entre homens (Figura 3) e mulheres (Figura 4) são similares. A diferença entre os níveis das TBI^s de homens e mulheres é significativo, mas a distribuição ao longo do território é análoga. A região Centro-Oeste apresentou a média das TBI^s mais elevada para as mulheres (20,6), seguida das regiões Norte (13,6) e Nordeste (12,6), como mostra a Tabela 2.

A infraestrutura hospitalar e o número de médicos por habitante são apontados por autores como Noland (2003) e Van Beeck et al. (2000) como um importante fator para reduzir a mortalidade relacionadas à utilização de motocicletas. Neste sentido, as Tabelas 1 e 2 mostram que a região Norte está entre aquelas de mortalidade mais elevada, mas a mesma situação não se repete quando consideramos as taxas de internação. A região Norte apresentava (em agosto de 2010) a menor proporção de médicos por habitantes⁴ (0,8 médicos por 1.000 habitantes – contra 2,0 da região Sudeste, a mais elevada), assim como

⁴ O número de médicos e a quantidade de leitos por região foram coletados no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), disponível para consulta no endereço <http://datasus.gov.br/>.

menor número de leitos hospitalares por habitante (1,9 leitos para cada 1.000 habitantes – a região Sul apresenta a relação de 2,7).

Figura 4 – Taxas padronizadas de internação (TBIs) pela utilização de motocicleta, mulheres, por município, Brasil, média 2009, 2010 e 2011, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

No entanto, apenas a relação leitos por habitante, sozinha, não é capaz de explicar os diferenciais entre as taxas de internação e de mortalidade entre as regiões. A região Nordeste, por exemplo, apresenta a segunda menor relação de médicos e de leitos por 1.000 habitantes, respectivamente, 1,0 e 2,3, no entanto, apresenta a segunda maior média das taxas de internação (Tabela 2). No outro extremo, a região Sul apresentava o número mais elevado de leitos por habitantes e a segunda maior proporção de médicos por habitantes (1,6/1.000), ao mesmo tempo que apresentava a menor taxa de internação média (30,9/100.000 habitantes).

Convém destacar que, a exemplo das taxas de mortalidade já discutidas, o problema da flutuação aleatória está presente na análise das taxas de internação, principalmente para

os municípios pequenos. Entre os homens, foram identificados 1153 municípios com TBI^s igual a zero. Considerando as internações de mulheres, foram 2664 municípios que não apresentaram nem uma internação de motociclista nos anos de 2009, 2010 e 2011.

Tabela 2 – Taxas Brutas de Internação Padronizadas - TBI^s Média dos municípios, desvio padrão, máximo e mínimo, por sexo, por região e por porte do município

População		Homens						Mulheres					
		Total	<10mil	>10 mil e < 50 mil	> 50 mil e < 100 mil	> 100 mil e < 500 mil	>500 mil	Total	<10mil	>10 mil e < 50 mil	> 50 mil e < 100 mil	> 100 mil e < 500 mil	>500 mil
Brasil	Obs	5565	2513	2444	325	245	38	5565	2513	2444	325	245	38
	Média	56,4	58,7	53,7	55,1	60,6	72,3	10,4	9,8	10,5	12,3	12,4	12,8
	dp	69,1	74,5	63,5	67,9	65,4	64,9	17,6	18,8	16,1	19,5	17,7	16,0
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
	Máximo	726,6	622,3	726,6	438,2	299,6	255,5	167,5	167,5	145,7	138,5	99,1	63,2
Norte	Obs	449	167	219	43	18	2	449	167	219	43	18	2
	Média	47,1	35,4	48,6	71,3	82,8	3,2	13,6	9,8	13,9	23,1	25,1	0,9
	dp	77,0	63,6	75,6	106,5	104,2	2,3	25,6	24,5	23,1	34,3	33,3	0,8
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	1,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3
	Máximo	470,6	450,6	470,6	438,2	298,2	4,9	167,5	167,5	145,7	138,5	95,4	1,5
Nordeste	Obs	1794	604	1019	113	47	11	1794	604	1019	113	47	11
	Média	75,3	104,7	60,7	61,4	50,3	61,7	12,6	17,0	10,3	11,5	8,9	10,4
	dp	83,8	97,6	72,4	65,3	66,2	59,2	18,1	22,4	15,0	15,9	14,8	10,6
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
	Máximo	726,6	622,3	726,6	310,7	285,6	170,6	133,9	133,9	125,7	92,3	63,9	26,3
Centro-Oeste	Obs	466	247	184	17	14	4	466	247	184	17	14	4
	Média	81,5	79,8	81,0	84,4	108,6	102,6	20,6	17,9	22,8	25,8	32,8	22,9
	dp	73,4	75,3	65,5	101,8	96,2	95,3	24,5	24,7	22,4	32,5	31,9	26,1
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	2,3	0,6	11,3	0,0	0,0	0,0	0,7	0,0	2,9
	Máximo	389,4	389,4	326,9	380,3	299,6	228,9	129,7	129,7	106,7	99,8	99,1	59,5
Sudeste	Obs	1668	789	641	99	122	17	1668	789	641	99	122	17
	Média	49,9	47,5	50,0	50,1	60,8	79,1	8,0	6,5	8,9	9,4	10,6	13,3
	dp	51,1	53,6	47,7	45,6	51,8	65,7	12,8	12,9	12,8	10,9	11,2	17,9
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	1,9	0,0	3,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4
	Máximo	287,9	273,5	287,9	186,9	243,8	255,5	144,7	87,7	144,7	51,8	60,1	63,2
Sul	Obs	1188	706	381	53	44	4	1188	706	381	53	44	4
	Média	30,9	29,9	30,8	28,7	46,4	76,4	5,4	4,6	6,0	6,4	9,4	13,6
	dp	47,1	49,5	40,6	43,9	60,2	55,5	12,7	13,3	11,6	10,6	14,5	11,4
	Mínimo	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	23,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,8
	Máximo	449,7	449,7	254,3	214,4	254,7	135,1	122,8	122,8	121,2	47,8	56,8	26,4

Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

As taxas mais extremas, como esperado, foram também observadas nos municípios menos populosos. Entre os 15 municípios com taxas de internação padronizadas superiores a 400 por 100.000 habitantes (considerando a população masculina), apenas

um (Alenquer/PA) apresentava população superior a 50.000. O segundo mais populoso era o município de Bom Jesus (PI), com 22.629. Todos os demais apresentavam população inferior a 12.000 habitantes. A Tabela 2 mostra que os valores máximos observados nas TBI^s das regiões do Brasil foram, sem exceção, observados nos grupos de municípios com população inferior a 10 mil e entre 10 e 50 mil habitantes.

As TBI^s, ao contrário das taxas de mortalidade, não apresentaram comportamento decrescente à medida que se considera municípios de porte maior, como mostra a Tabela 2. Em grande medida, com exceção dos municípios com menos de 10 mil (grupo mais susceptível à influência da flutuação aleatória) e da região Norte, os municípios mais populosos (acima de 500 mil habitantes) apresentaram, em média, TBI^s mais elevadas que os demais. Esse resultado indica que os grandes centros, que, de modo geral, contam com melhor retaguarda hospitalar, apresentam taxas de internação mais elevadas que os demais grupos populacionais. Em alguma medida, TBI^s mais elevadas podem explicar as TBM^s (Tabela 1) mais baixas observadas nos municípios mais populosos.

Como destacado Marshall (1991), Assunção et al. (1999), Carvalho et al. (2012), entre outros, pequenas áreas são mais susceptíveis aos problemas relacionados à flutuação aleatória. De maneira bastante sucinta, Carvalho e colegas (2012, p.1252) definem bem a questão. “Os dois problemas mencionados, o de super e subestimação podem ser resumidos em um único desafio, a baixa precisão da taxa bruta”. A utilização de estimadores bayesianos empíricos para suavização das taxas, na visão dos autores destacados, pode ser boa solução para lidar com esta questão. Na seção seguinte, apresentaremos os resultados do processo de suavização, com base nos estimadores bayesianos empíricos das taxas de internação e de mortalidade de ocupantes de motocicletas.

4.2. Suavização bayesiana

4.2.1. Suavização das taxas de mortalidade

Apresentaremos, nesta seção, os resultados do processo de suavização das taxas de internação e de mortalidade padronizadas. Como destacado em outros momentos deste

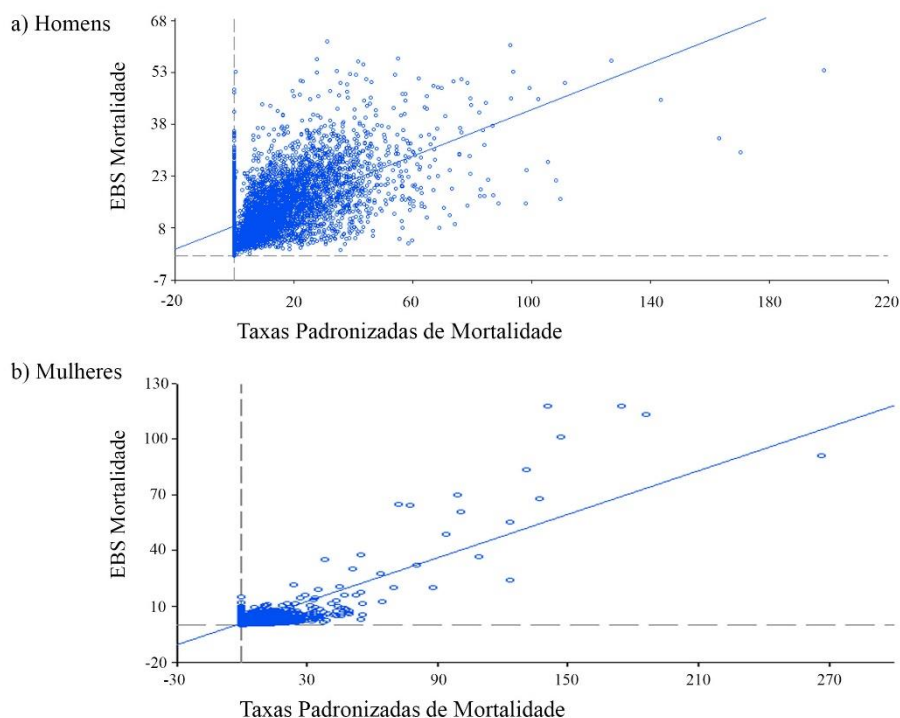
trabalho, a decisão pela utilização do estimador bayesiano empírico local para a suavização das taxas passa pela necessidade de lidar com o problema da flutuação aleatória, presente, principalmente, nas taxas dos municípios menos populosos. Neste sentido, espera-se que as estimativas das taxas de mortalidade e de internação para os municípios brasileiros, após a suavização, sejam de qualidade superior. Assim, a intenção é construir melhores estimativas dos riscos de ser internado e de morrer pela utilização de motocicletas, considerando os municípios brasileiros, por sexo, para melhor compreender ambos os fenômenos.

A definição da estrutura de vizinhança, passo fundamental para a suavização das taxas com o estimador bayesiano empírico local, considerou os k-vizinhos mais próximos ($k=8$). O critério de definição da estrutura de vizinhança considerando os k-vizinhos mais próximo garante que cada observação (município) tenha o mesmo número k de vizinhos (ANSELIN, 2005). Foram realizados testes considerando diferentes números de k^5 , mas as diferenças não foram muito significativas.

No Gráfico 1, foram plotadas as taxas de mortalidade padronizadas e as taxas suavizadas através do estimador bayesiano empírico, para os homens (a) e para as mulheres (b). Fica nítido o efeito de contração das taxas em direção à média dos vizinhos quando observamos a concentração das taxas e a escala de cada um dos eixos, para os homens e para as mulheres. Outro ponto que merece destaque no Gráfico 1, é a concentração de municípios com taxa padronizada igual a zero, no eixo x, e sua distribuição ao longo do eixo y, representando o efeito de ponderação das taxas pela média dos vizinhos. É importante destacar, mais uma vez, que a concentração em direção à média da vizinhança é mais significativa para os municípios menos populosos (ASSUNÇÃO et al., 1998; CARVALHO et al., 2012. MARSHALL, 1991).

⁵ Foram testados, também, o número de k-vizinhos mais próximos igual a 5, 15 e 30. Estes resultados podem ser disponibilizados, através de solicitação.

Gráfico 1 - Taxas de mortalidade padronizada X Taxas de mortalidade suavizadas pelo método bayesiano empírico local

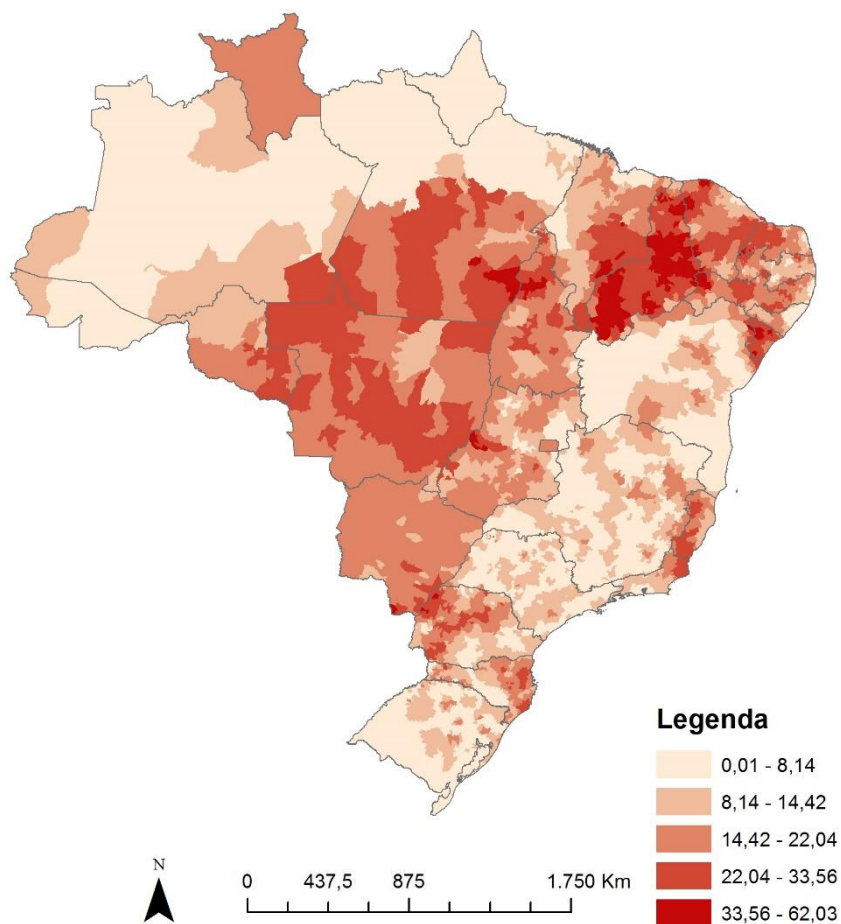


Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

A Figura 5 apresenta o mapa das taxas de mortalidade suavizadas, para os municípios brasileiros, considerando a média das mortes registradas em 2009, 2010 e 2011. Quando comparado ao mapa das taxas de mortalidade padronizadas (Figura 1) salta aos olhos os ganhos em termos de nitidez da visualização. É possível ver, com mais clareza, a extensão da grande mancha de municípios de mortalidade mais elevada, desde o estado do Mato Grosso do Sul, até o estado de Sergipe, passando por diversos estados das regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste.

Outro ponto positivo da aplicação da técnica, no que diz respeito à visualização da distribuição das taxas de mortalidade de ocupantes de motocicleta, é que os aglomerados de municípios com taxas similares ficam mais nítidos. Na grande mancha de municípios com altas taxas de mortalidade, destacada há pouco, é possível identificar aglomerados mais expressivos que apresentam padrão semelhante. Por exemplo, na Figura 5, o estado do Piauí apresenta dois agrupamentos de municípios com taxas entre 33,7 e 62,0 (por 100.000), que representam o grupo dos municípios de mortalidade mais elevada.

Figura 5 – Suavização espacial da taxa de empírica de bayes de mortes de motociclistas, homens, por município, Brasil, média de 2009, 2010 e 2011, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

O mapa com as taxas suavizadas dá destaque para regiões que apresentam padrões similares, mas que, em relação ao mapa das taxas brutas padronizadas, não era possível sua identificação com clareza. Em Minas Gerais, por exemplo, dois aglomerados de municípios com taxas de mortalidade mais elevada, em relação ao restante do estado, se destacam. O primeiro, localizado no Vale do Jequitinhonha, é formado pelos municípios de Diamantina, Couto de Magalhães de Minas, Rio Vermelho e Coluna, enquanto o segundo, localizado no nordeste de Minas Gerais, concentra os municípios de Teófilo Otoni, Araçuaí, Itambacuri Ladainha e Novo Cruzeiro. No estado da Bahia, a situação é similar, o mapa com as taxas suavizadas viabiliza a identificação das regiões com mortalidade mais elevada dentro daquele estado.

Quando consideramos as taxas de mortalidade feminina, depois da suavização (Figura 6), a visualização distribuição das mesmas no território fica consideravelmente mais precisa.

Na Figura 2, que apresenta as taxas padronizadas de mortalidade das mulheres, ficava difícil a identificação das áreas com taxas mais elevadas, como já destacado anteriormente. Na Figura 6, no entanto, as aglomerações são mais nítidas. Percebemos, por exemplo, uma mancha mais extensa que passa pelos estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, Rondônia, Pará, Maranhã, Ceará, Rio Grande do Norte, Alagoas, Paraíba e Sergipe. Cabe destacar que a referida mancha representa, praticamente, a mesma área cuja mortalidade era mais elevada para os homens.

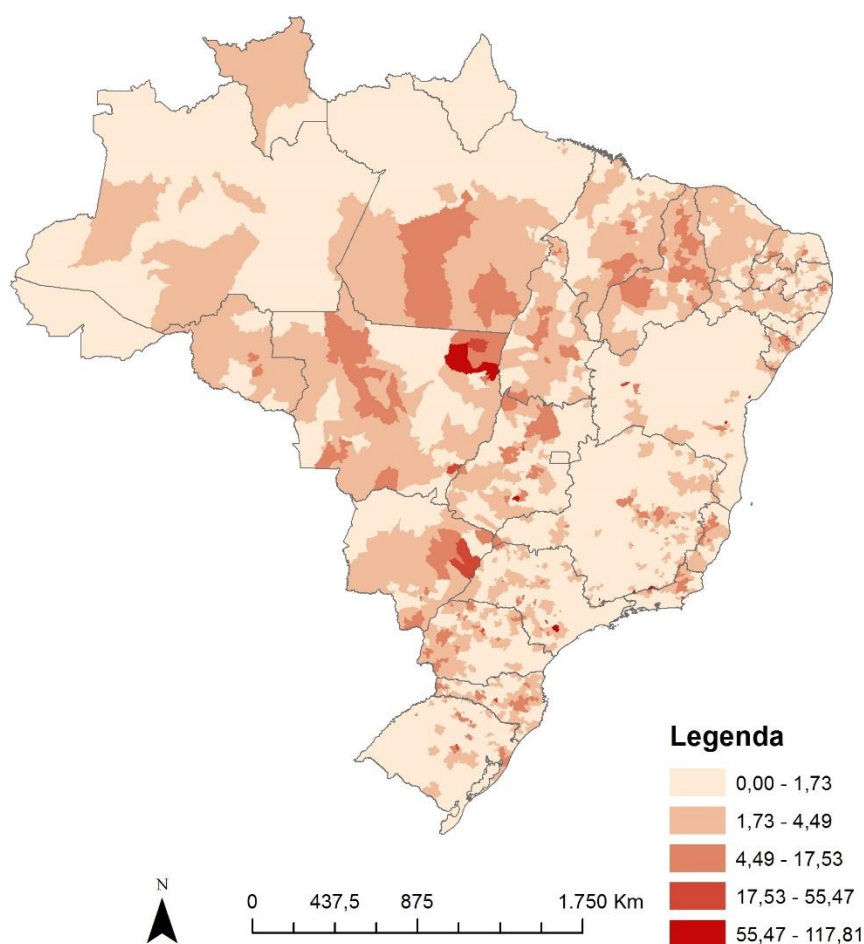
Como destacado na seção anterior, o crescimento econômico e a motorização observada, especialmente, nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, podem ser apontados como possíveis fatores das elevadas taxas de mortalidade nessas regiões (MARTINS et al., 2013; SILVA et al., 2011). Outros fatores, no entanto, podem ser relevantes para explicar a elevada mortalidade de ocupantes de motocicletas em boa parte dos municípios brasileiros.

Luz e colegas (2009), por exemplo, observaram que na zona rural de Jaguaquara (BA), 87% dos condutores de motocicleta declararam não possuir habilitação e 43,7% não utilizar o capacete. Analisando as internações de motociclistas em Fortaleza, que é uma das principais cidades do Brasil e, assim, teoricamente, conta com melhores condições institucionais, Pordeus e colegas (2010) observaram que 55,8% dos atendimentos em um hospital do município haviam sido realizados em motociclistas sem habilitação e 56,9% não utilizavam capacete. É bastante provável que estes percentuais sejam ainda mais elevados em municípios menos desenvolvidos do ponto de vista institucional, e, assim, com menor capacidade de fiscalização.

Tay (2005) destaca que, do ponto da análise econômica, o interesse sobre o cumprimento ou não das leis recai sobre os custos percebidos pelos indivíduos de se envolver em alguma atividade ilegal - como conduzir motocicleta sem capacete. Neste sentido, o aumento do custo associado (seja a elevação da severidade da pena ou da probabilidade de apreensão) a um comportamento ilegal resulta em uma redução do mesmo. Para Tay (2005), no campo da segurança de trânsito, o principal papel das leis e da fiscalização é ampliar a certeza de apreensão e de punição. Segundo o mesmo autor, estas últimas são, no entanto, probabilidades subjetivas que dependem do conjunto de informações que os indivíduos dispõem (como o número de policiais existentes e a taxa de apreensão das atividades irregulares).

Com base nessa argumentação, fica um pouco mais fácil compreender a grande distribuição de municípios com taxas de mortalidade e de internação elevada em regiões menos desenvolvidas. Além de contar com vias de pior qualidade (que também é um fator determinante para a ocorrência de acidentes) (VAN BEECK et al., 2000), a capacidade de fiscalização é bastante reduzida. Se mesmo em capitais, como Fortaleza, a participação de motoristas sem habilitação e sem capacete, assim como aqueles que conduzem sob o efeito do álcool, é bastante relevante, é provável que esses números em municípios menores e com menor capacidade de fiscalização sejam ainda mais significativos.

Figura 6 – Suavização espacial da taxa de empírica de bayes de mortes de motociclistas, mulheres, por município, Brasil, média de 2009, 2010 e 2011, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

O mapa de taxas de mortalidade suavizadas para as mulheres (Figura 6) dá destaque, também, para outra região com altas taxas de mortalidade que coincide com regiões de elevada mortalidade masculina. O oeste de Paraná e o leste de Santa Catarina podem ser identificadas como regiões com aglomerações de municípios com taxas de mortalidade

mais altas. Da mesma forma, a região formada pelo norte do estado do Rio de Janeiro e parte do Espírito Santo apresenta taxas de mortalidade mais altas para as mulheres.

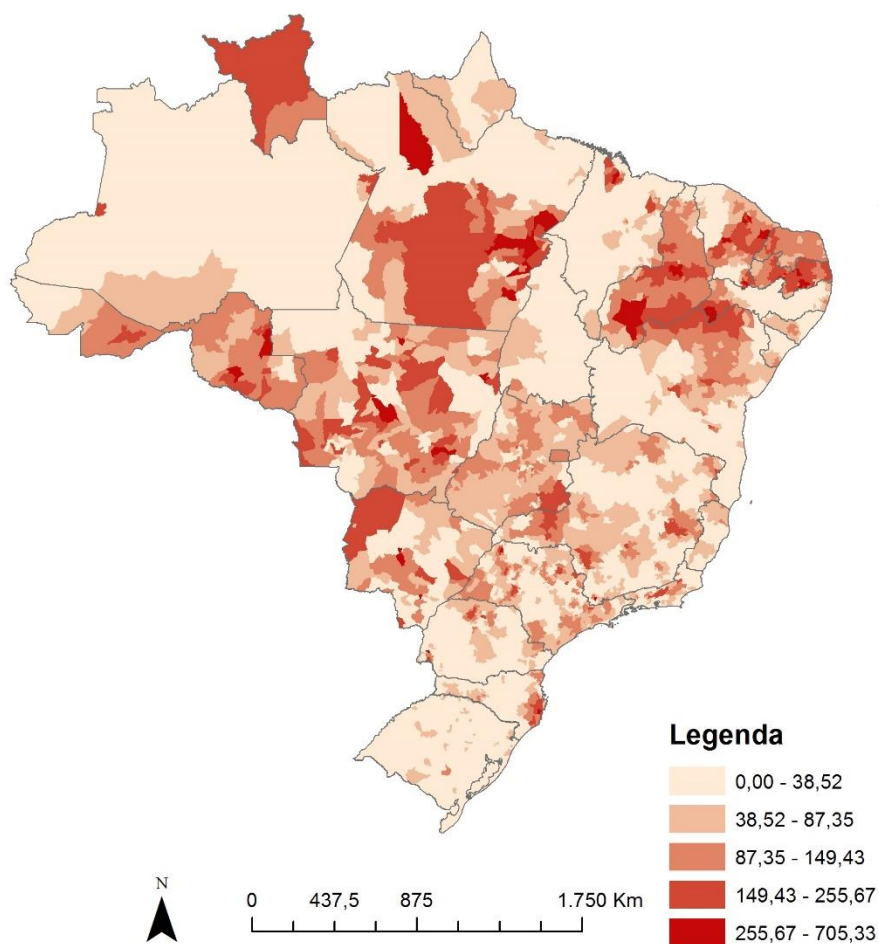
A coincidência entre as regiões de altas taxas de mortalidade para homens e mulheres, mesmo com diferença nos níveis, não é de todo surpreendente, uma vez que autores como Souza e colegas (2008) já destacaram que na grande maioria dos acidentes (95,02%), as mulheres ocupam a posição de passageiro. Miki e colegas (2014), também, identificaram que na maior dos acidentes a mulher ocupava a posição de passageira. Ou seja, é natural que as ocorrências de homens e de mulheres sejam registradas majoritariamente nas mesmas regiões.

4.2.2. Suavização das taxas de internação

As Figuras 7 e 8 apresentam, respectivamente, as taxas de internação de ocupantes de motocicletas observadas para homens e mulheres. De modo mais claro do que o observado nas taxas de mortalidade, como já destacado nos mapas de taxas padronizadas (Figura 3 e Figura 4), as regiões que concentram os municípios com altas taxas de internação coincidem, para homens e mulheres. Os mapas com as taxas suavizadas oferecem um pequeno ganho de visualização, em relação às taxas brutas padronizadas. É possível identificar, algumas regiões que concentram município com taxas mais elevadas, cuja visualização não era tão nítida antes da aplicação do estimador bayesiano empírico.

O mapa de taxas suavizadas deixa mais nítida, por exemplo, a concentração de municípios com taxas de internação elevadas no extremo oeste do estado de São Paulo, assim como na região norte do mesmo estado. As concentrações de municípios cujo risco de internação de ocupantes de motocicletas é mais elevado, no estado de Minas Gerais, ficaram mais definidas nos mapas com taxas de internação suavizadas (Figura 7 e Figura 8). Na região Sul, a situação é a mesma, ganhando destaque a região leste de Santa Catarina, formada por municípios como Tubarão, Orleans, Bom Retiro, Brusque, Gravatal, Laguna e Pedra Grande.

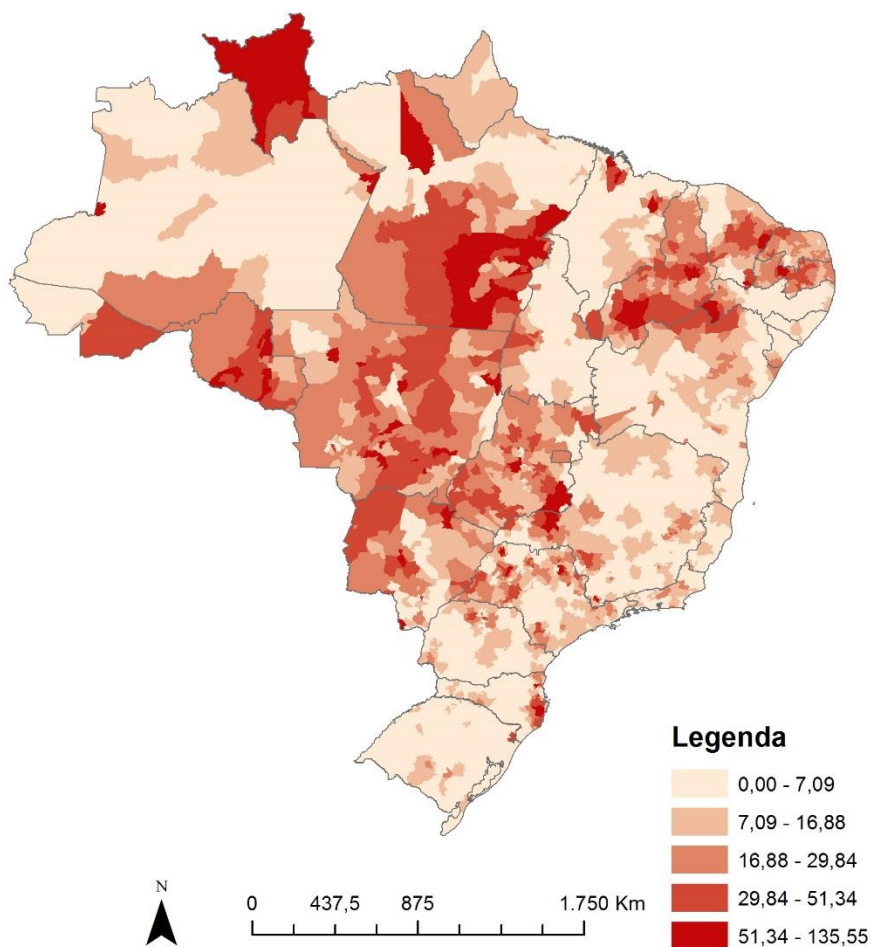
Figura 7 – Suavização espacial da taxa de empírica de bayes de internações de motociclistas, homens, por município, Brasil, média de 2009, 2010 e 2011, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

A exemplo das taxas de mortalidade, no Gráfico 2, é possível observar a contração das taxas de internação padronizadas em direção à média dos vizinhos. Para os casos em que a TBI^s era igual a zero, o eixo y deixa claro que as mesmas se alteraram no processo de suavização. O mesmo gráfico dá a impressão que, de modo distinto da análise de mortalidade (Gráfico 1), há com maior frequência a elevação das taxas no processo de suavização, em relação às TBI^s originais. Como o comportamento das taxas em relação à população, destacado na Tabela 2, é variável, esse resultado não é tão surpreendente, uma vez que os municípios maiores, que representam um peso mais significativo no processo de contração das taxas, de modo geral, apresentaram TBI^s mais elevadas.

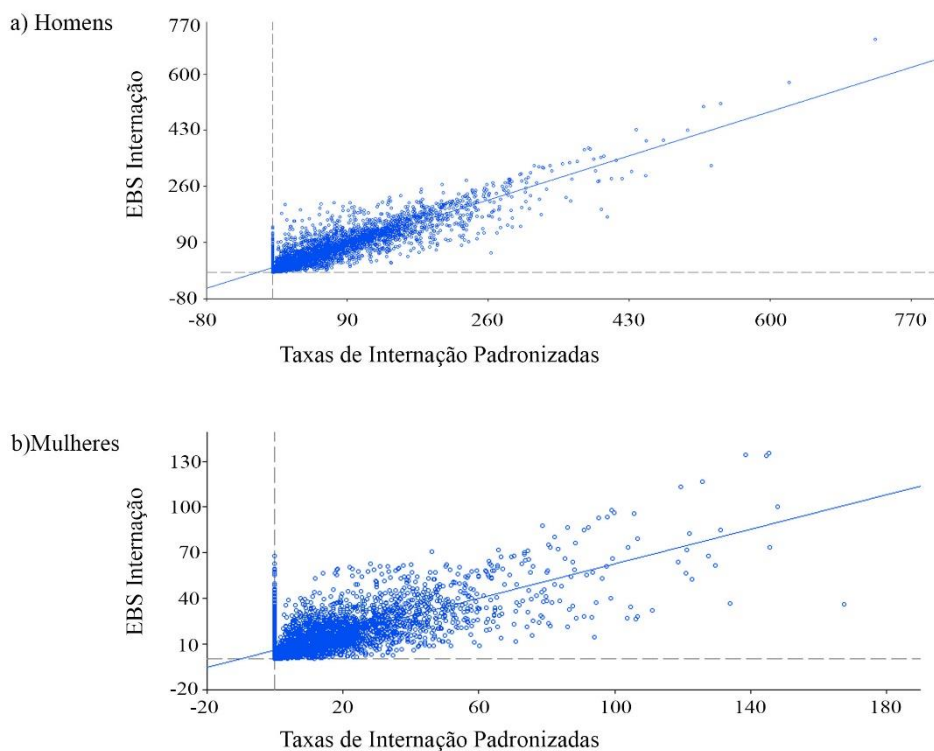
Figura 8 – Suavização espacial da taxa de empírica de bayes de interações de motociclistas, mulheres, por município, Brasil, média de 2009, 2010 e 2011, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

Em relação às análises da distribuição de doenças, a partir de estimativas bayesianas, Assunção et al. (1998) observam que as estimativas podem ser analisadas com mais segurança, uma vez que apresentam maior estabilidade. Ainda segundo este autor, outro ponto positivo para a análise dos resultados é que os valores mais extremos podem ser analisados sem o risco de serem consequência de flutuação aleatória. Carvalho e colegas (2012) observam, também, que a extensão da correção da taxa bruta tem relação com a população do município. Os municípios menos populosos apresentam maiores contrações de sua taxa bruta em direção à média dos vizinhos (CARVALHO et al., 2012). O mesmo comportamento foi observado tanto na suavização das taxas brutas de internação como nas taxas brutas de mortalidade.

Gráfico 2 - Taxas de Internação padronizadas X Taxas de Internação Suavizadas pelo método bayesiano empírico local



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

4.3. Autocorrelação espacial

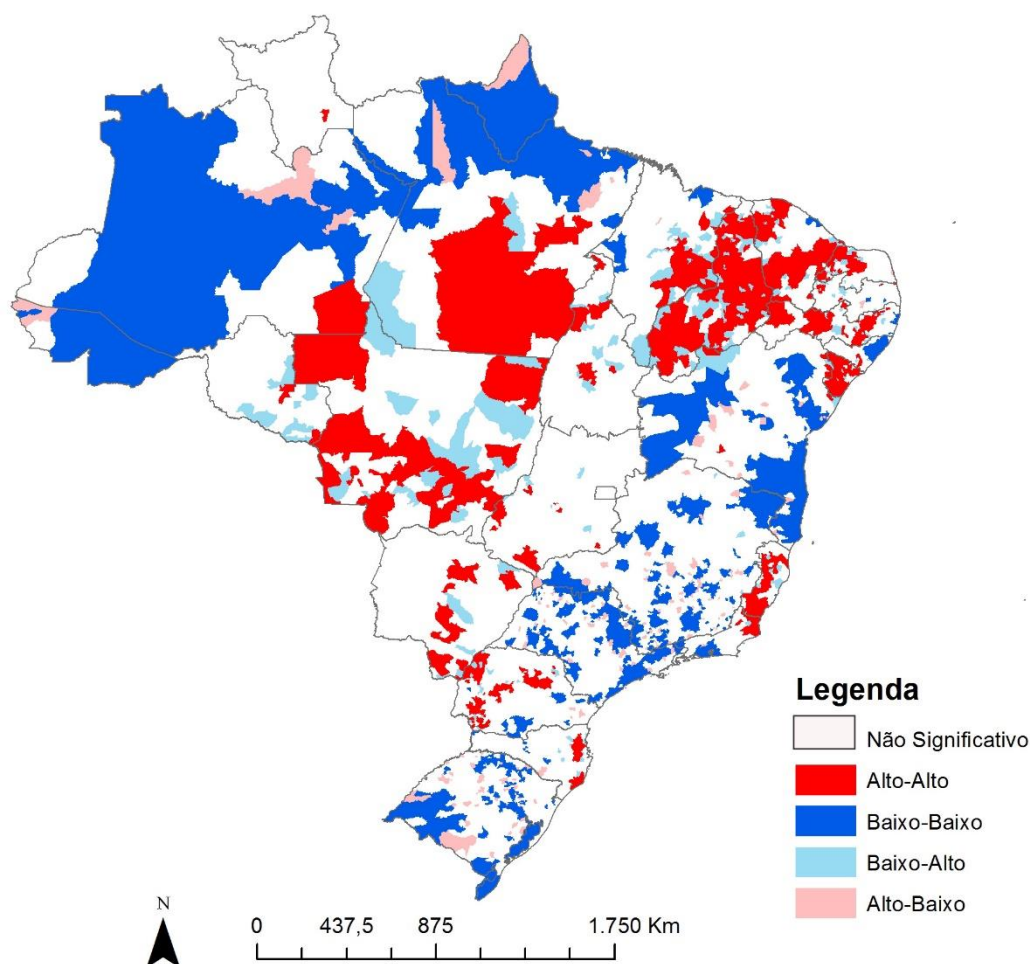
Nesta seção, apresentaremos os resultados observados na utilização dos LISA (Local Indicator of Spatial Association) para a identificação de padrões espaciais na distribuição das taxas de mortalidade e das taxas de internação, ou seja, se há a presença de autocorrelação espacial. A intenção é identificar se as taxas observadas em um município são próximas aos valores observados em seus vizinhos. A estrutura de vizinhança utilizada para a operacionalização do indicador foram os k-vizinhos ($k=8$) mais próximos. Com destaque no Capítulo 3, este indicador foi construído utilizando a variação do I de Moran proposta por Assunção e Reis (1999).

A Figura 9 mostra o mapa dos cluster com base nos LISAs⁶ estimados para os municípios brasileiros, construídos a partir das taxas padronizadas de mortalidade de ocupantes de motocicletas do sexo masculino. À primeira vista, fica nítida a presença de aglomerados de municípios com de taxas de mortalidade elevadas e de aglomerados com taxa de baixa

⁶ Considerando o nível de significância de 0,05 e o número de permutações igual a 99.

mortalidade. Os primeiros podem ser identificados como *clusters* de padrão alto-alto, ou seja, município com taxas elevadas de mortalidade cercados por vizinhos com a mesma característica. O padrão baixo-baixo indica a presença de municípios que, assim como seus vizinhos, apresentaram baixa taxa de mortalidade.

Figura 9 – Lisa cluster map para as TBMs, homens, por município, Brasil



Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2011

Na Figura 9, na região Norte, é possível visualizar um grande aglomerado de municípios de padrão baixo-baixo, que passa pelos estados do Acre, Amazonas, Pará e Amapá. Essa região é marcada por uma marcante presença da Floresta Amazônica. Observa-se um aglomerado de padrão alto-alto no sul do Pará, formados por municípios localizados próximos a Marabá e Altamira. Cabe salientar, essa região já se destacava entre aquelas com elevadas taxas de mortalidade (Figura 1).

Na região Centro-Oeste, o estado do Mato Grosso concentra o maior número de aglomerados de municípios com altas taxas de mortalidade masculina. Há, também, a

presença de aglomerados de padrão alto-alto, no Mato Grosso do Sul, mas de modo menos expressivo. Na região Nordeste, localiza-se o aglomerado de padrão alto-alto que agrega o maior número de municípios com elevada mortalidade, cercados por vizinhos com a mesma característica. O referido cluster passa pelos estados do Maranhã, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Alagoas e Sergipe.

Na Bahia, no sentido oposto aos demais estados do Nordeste, percebe-se a presença de aglomerados de municípios com baixas taxas de mortalidade de ocupantes de motocicletas (Figura 9). Entre estes, destaca-se um aglomerado localizado próximo ao litoral sul, passando por municípios como Ilhéus, Santa Cruz de Cabrália, Itabuna e Valença.

Nas regiões Sul e Sudeste, em praticamente todos os estados, é possível identificar a presença de aglomerados de padrão baixo-baixo, no que diz respeito à mortalidade de motociclistas do sexo masculino. Há uma grande concentração de pequenos clusters do padrão baixo-baixo no sul de Minas Gerais e em boa parte do estado de São Paulo. No Rio Grande do Sul, também, podem ser identificados alguns pequenos aglomerados de municípios com taxas de mortalidade baixa, cercados por vizinhos na mesma condição.

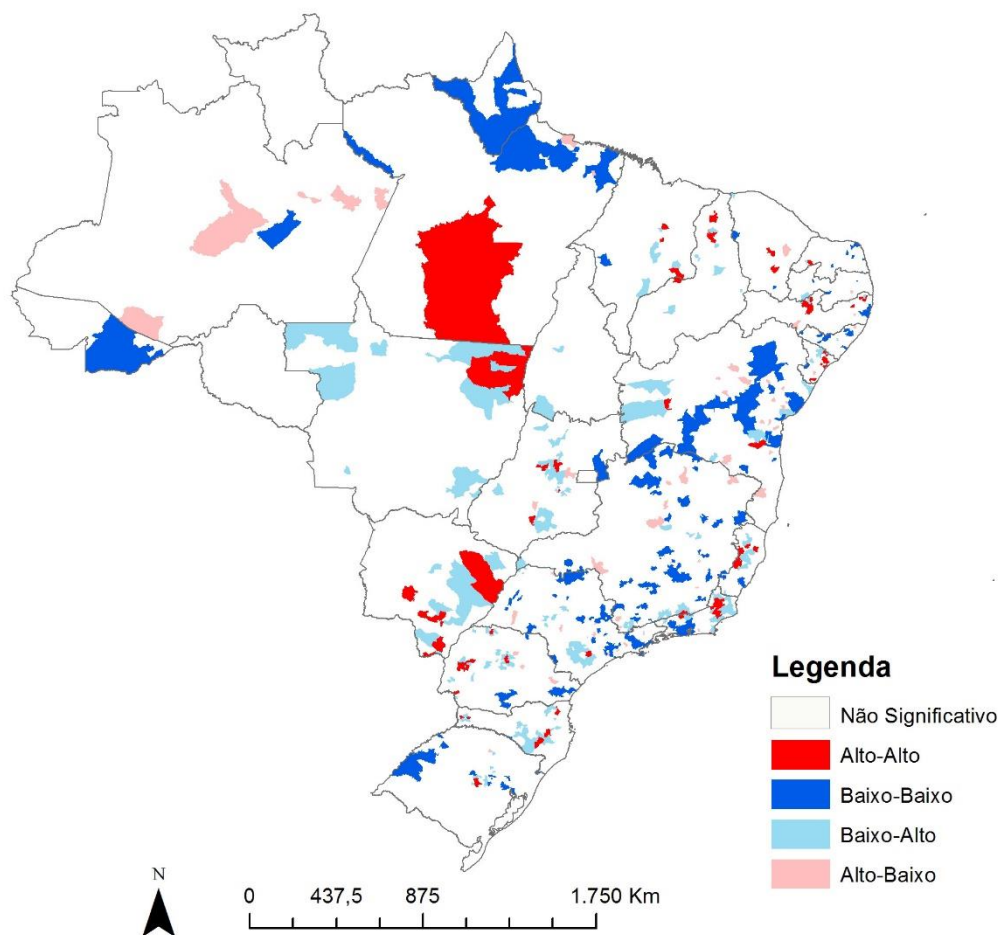
A Figura 9 indica, também, a presença de clusters de municípios de padrão alto-alto nas regiões Sul e Sudeste. O aglomerado mais expressivo está situado na região formado por municípios do norte do estado do Rio de Janeiro (Campo dos Goytacazes, Itaperuna, Cambuci, entre outros) e boa parte do estado do Espírito Santo (Cacheiro de Itapemirim, Marechal Floriano, Colatina, Afonso Cláudio e outros). No oeste do Paraná (Cascável, Capitão Leônidas, Céu Azul, Dois Vizinhos e outros) e no leste de Santa Catarina (Blumenau, Orleans, Tubarão, entre outros), percebe-se a presença de pequenos aglomerados de padrão alto-alto.

A identificação da autocorrelação espacial de padrão alto-alto em boa parte das regiões em que as taxas de mortalidade haviam sido destacadas entre as mais expressivas nas figuras 1 e 5, principalmente, indica que existem fatores de localização, comuns aos municípios desses aglomerados, que influenciam a existência de taxas de mortalidade elevadas nessas regiões. Há uma série de fatores que podem explicar os altos valores observados na TBM^s, no entanto, o fato de estarem localizados onde estão, também, influencia o valor das taxas observadas nesses municípios. Convém ressaltar, como aponta Anselin (1992), que a identificação da presença de autocorrelação espacial não é

capaz de informar o porquê da existência dos clusters, nem mesmo os fatores que determinam sua força e forma. Cabe destacar, também, que, em grande medida, os aglomerados de padrão alto-alto coincidem com os aglomerados de risco de mortalidade mais elevado identificados por Morais Neto (2012).

A Figura 10 destaca os resultados para aplicação da variação do I de Moran proposta por Assunção e Reis (1999) aplicada sobre as taxas de mortalidade padronizadas de ocupantes de motocicletas, considerando a população do sexo feminino. À primeira vista, percebe-se que há a ausência de aglomerados de grande extensão. Há, apenas, alguns clusters formados por poucos municípios isolados dos demais.

Figura 10 – Lisa cluster map para as TBMs, mulheres, por município, Brasil

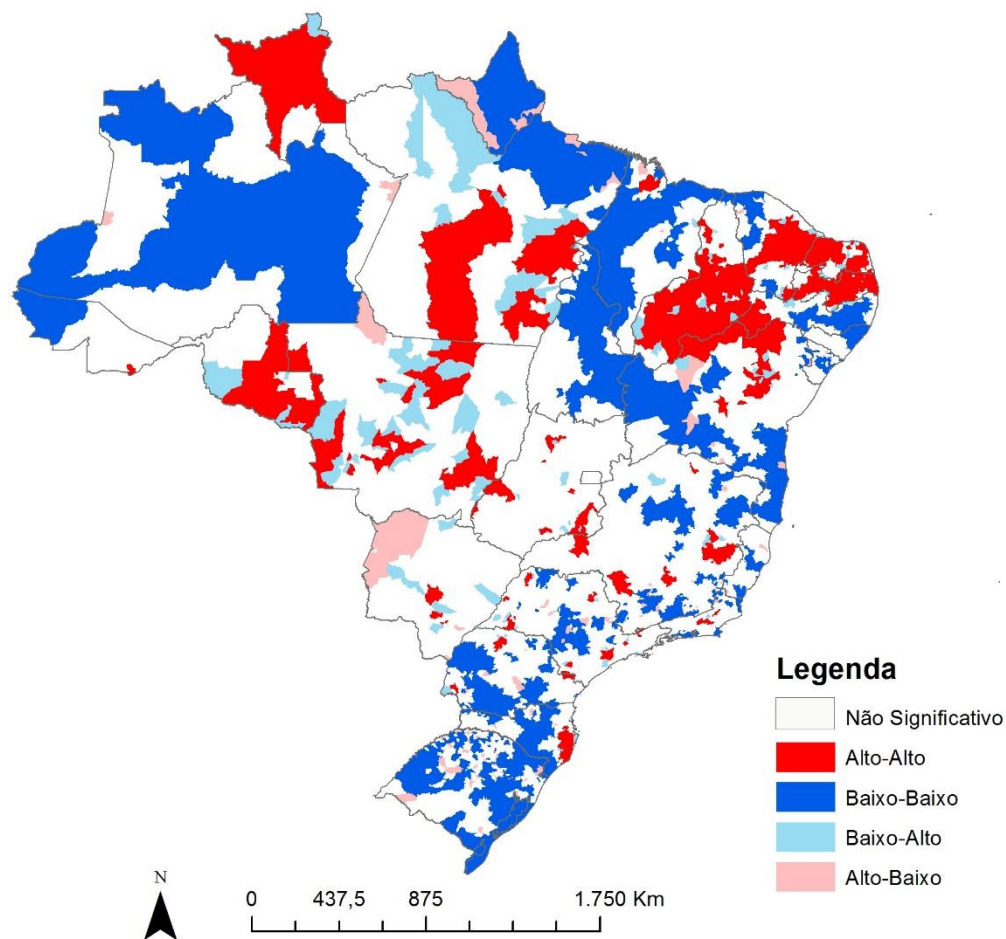


Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2011

Quando procedemos à análise dos LISA estimados a partir das taxas de internação padronizadas, percebe-se algumas diferenças em relação à mortalidade. Na região Norte, o estado de Roraima, praticamente como um todo, forma um aglomerado de municípios

com taxas de internação elevadas, localizados próximos a vizinhos na mesma condição, como mostra a Figura 11. Essa região, como podemos visualizar na Figura 12, é também um aglomerado de padrão alto-alto, considerando o risco de internação para as mulheres. Em Rondônia, Mato Grosso e no sudeste do Pará podem ser visualizados clusters de municípios com altas taxas de internação, assim como seus vizinhos. Tais aglomerados estão presentes também no mapa dos LISA com as taxas de internação femininas (Figura 12). No caso das mulheres, estes últimos aglomerados compreendem um número mais expressivo de municípios.

Figura 11 – Lisa cluster map para as TBIs, homens, por município, Brasil



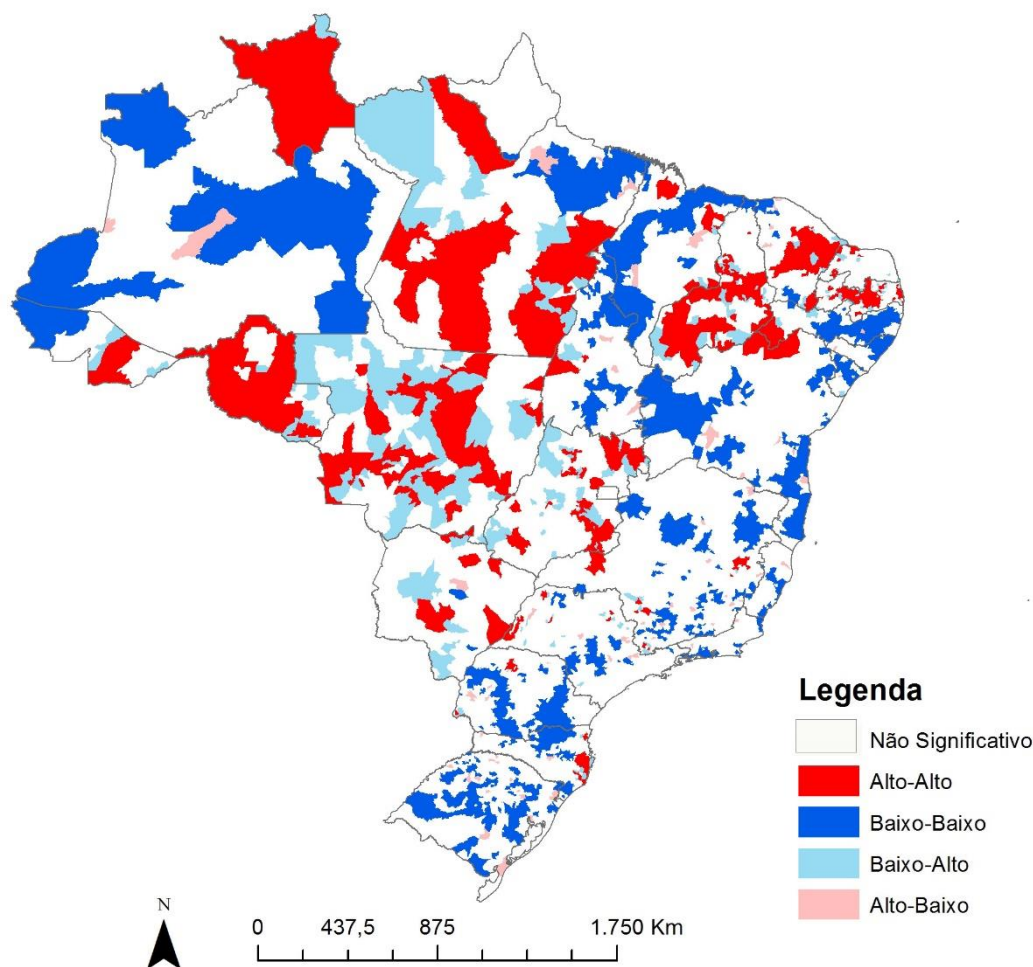
Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2011

Chama a atenção a dimensão do aglomerado de municípios de padrão baixo-baixo, para as taxas de internação masculinas (Figura 11), que cobre municípios dos estados do Amapá, Maranhão, Piauí, Tocantins, passando por Minas Gerais e o sul da Bahia. No estado de Pernambuco, destaca-se, também, um aglomerado de municípios de padrão

baixo-baixo. Os aglomerados de municípios com altas taxas de internação, localizados próximos a outros com o mesmo perfil, mais significativo foi identificado na região Nordeste. Como podemos observar na Figura 11, este último é formado por municípios de diversos estados da região Nordeste (Bahia, Paraíba, Rio Grande do Norte, Piauí e Ceará).

Considerando os mapas apresentados na Figura 11 e na Figura 12, observa-se que, tanto para os homens, como para as mulheres, as regiões Sul e Sudestes apresentam um número significativo de pequenos aglomerados de padrão baixo-baixo. Ou seja, municípios com baixas taxas de internação, localizados próximos de outros com a mesma característica. O aglomerado mais extenso está localizado nos estados da região Sul. A mesma característica foi percebida na análise dos padrões espaciais da mortalidade.

Figura 12 – Lisa cluster map para as TBIs, mulheres, por município, Brasil



Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2011

No entanto, a Figura 11 mostra, também, a presença de pequenos cluster de padrão alto-alto localizados nas regiões Sul e Sudeste. Três destes podem ser observados no estado de Minas Gerais. O cluster de maior extensão está localizado na região leste de Minas, formado por municípios como São Sebastião do Paraíso, Resplendor, Mesquita, Conselheiro Pena, Açucena, entre outros. Os demais cluster com altas taxas de internação são formados por municípios localizados próximos à Região Metropolitana de Belo Horizonte e outro próximo aos municípios de Araguari e Uberlândia, no Triângulo Mineiro. Em comum, essas três regiões contam com municípios com razoável estrutura hospitalar.

A presença dos distintos padrões de autocorrelação espacial observados nas taxas de mortalidade e de internação dos municípios brasileiros indica que a localização absoluta e relativa dos municípios pode influenciar o valor da TBM^s e das TBI^s. Neste sentido, pensando em possíveis passos seguintes a esta dissertação, a utilização de modelos estatísticos para a identificação de fatores causais das taxas de mortalidade e de internação nos municípios brasileiros, necessariamente, dependerá da incorporação do espaço como variável explicativa. Como observa Anselin (1992), os resultados da inferência estatística não serão independentes da localização. Assim, se não incorporada a dimensão espacial, estes resultados podem ser viesados.

4.4. A relação entre renda e Mortalidade/Internação

Um dos objetivos propostos para essa dissertação é analisar possível relação entre as taxas de mortalidade e de internação observadas nos municípios brasileiros e indicadores socioeconômicos dos mesmos. Mais especificamente, o logaritmo de renda mensal⁷ per capita. A relação entre desenvolvimento econômico e a mortalidade de ocupantes de motocicleta apresenta ampla discussão na literatura (VAN BEECK, 2000; LAW et al. 2008; KOPITS e CROPPER, 2005). Para analisar o comportamento dessas variáveis foram utilizados gráficos de pontos e a ferramentas de análise espacial multivariada. Os mapas gerados na análise espacial multivariada e os gráficos foram gerados apenas com as informações do sexo masculino, uma vez que os níveis das taxas de mortalidade e internação são mais significativos.

⁷ Os resultados obtidos com a utilização do IDHM não apresentaram diferenças significativas, em relação à renda, que justificassem sua análise isolada.

Uma série de autores (LAW et al., 2008, VAN BEECK, 2000; PAULOZZI et al., 2007; KOPITS e CROPPER, 2005) observaram que a curva que expressa a relação entre a mortalidade de acidentes de transporte e renda apresenta o formato de U-invertido (similar à curva de Kuznets). Ou seja, para níveis mais baixos de desenvolvimento, o crescimento econômico é associado a um aumento da mortalidade relacionada aos AT. Atingido determinado estágio, o desenvolvimento econômico passaria a apresentar impacto negativo na mortalidade.

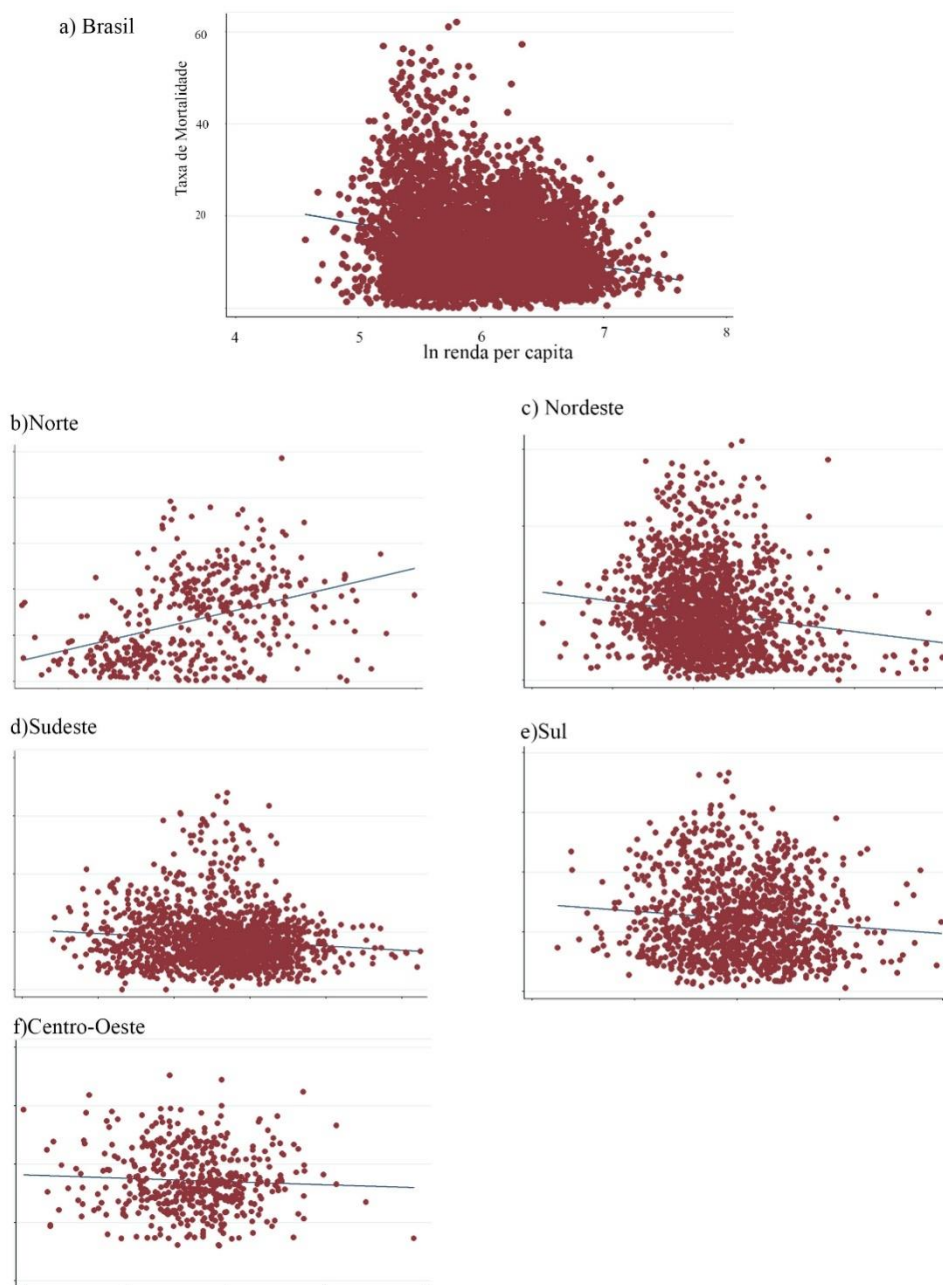
O Gráfico 3 apresenta a distribuição dos municípios do Brasil, assim como das grandes regiões, no que diz respeito às variáveis renda per capita, no eixo x, e as taxas de mortalidade (suavizadas pelo método bayesiano empírico), no eixo y. É importante destacar que, por se tratar de uma análise cross section, considerando apenas um ano, o formato de U-invertido não ficou tão bem definido. No entanto, a análise cuidadosa dos gráficos permite que algumas observações pertinentes possam ser realizadas.

Considerando os municípios do Brasil como um todo, no Gráfico 3a, há uma clara concentração de municípios com elevada taxa de mortalidade entre aqueles com menor renda per capita. Na verdade, os municípios com as taxas de mortalidade mais elevadas estão concentrados em uma faixa intermediária. Essa faixa é mais concentrada à esquerda, ou seja, entre os municípios de renda mais baixa, mas em um segundo estágio na distribuição da renda. Neste sentido, o Gráfico 3a dá a impressão que, em concordância com a literatura, que, em estágios menos avançados de desenvolvimento, a relação entre a renda e a mortalidade é ascendente. No outro extremo do Gráfico 3a, o comportamento é, também, próximo do esperado. À medida que a renda aumenta, aparentemente, a mortalidade de motociclistas diminui. No entanto, é fundamental destacar que há municípios com baixa mortalidade em praticamente toda a distribuição da variável de renda. Por outro lado, entre os municípios com renda per capita mais elevada, quase não há municípios entre aqueles de mortalidade mais alta, o que pode ser um indicativo do fator protetivo da renda em relação à mortalidade de motociclistas.

Entre as regiões, os Gráficos 3f e 3e, que representam as regiões Centro-Oeste e Sul, são pouco ilustrativos no que diz respeito à relação entre as variáveis. O Gráfico 3b (região Norte) sugere uma relação positiva para renda e mortalidade de ocupantes de motocicleta. Esse resultado pode indicar que os municípios da região Norte estão em um estágio menos avançado da curva de Kuznets, onde o crescimento da renda ainda pode ser associado a uma elevação da mortalidade. Mesmo porque, os municípios mais pobres dessa região

estão entre aqueles com renda per capita mais baixa, com níveis de motorização ainda bastante baixos.

Gráfico 3 - Taxa de Mortalidade Suavizada X log da renda per capita dos municípios



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011 e Atlas Brasil (PNUD, FJP e IPEA)

No Gráfico 3c, a região Nordeste apresenta comportamento que, em alguma medida, se assemelha à curva de Kuznets (U-invertido). Para os níveis mais baixos de renda, não há municípios entre aqueles de mortalidade mais elevada. À medida que há uma elevação da

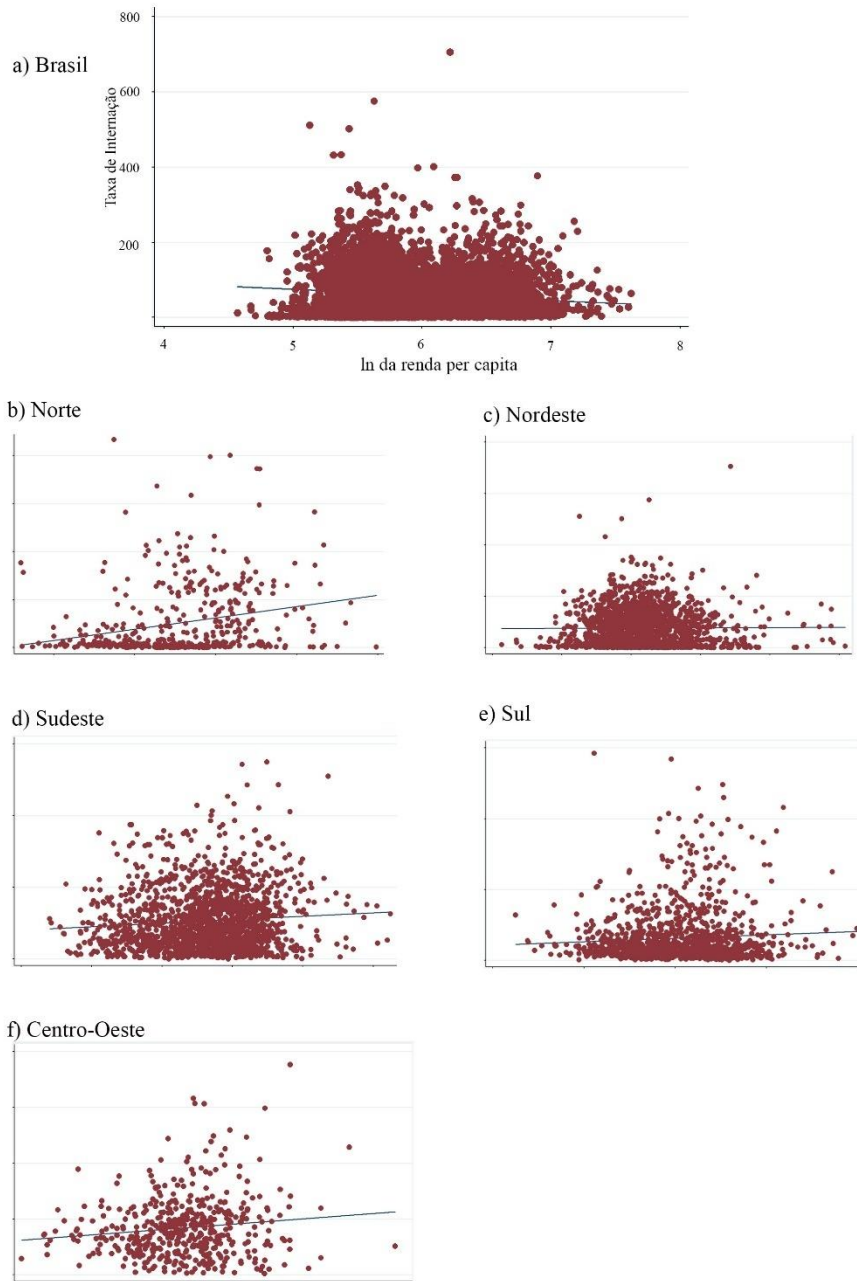
renda (na faixa intermediária), há um número significativo de municípios com as taxas de mortalidade entre as mais altas. No entanto, entre os municípios de renda mais elevada, as taxas de mortalidade não estão entre as mais elevadas. A região Sudeste (Gráfico 3d) apresenta praticamente o mesmo comportamento, apesar de apresentar uma menor concentração de municípios entre aqueles com as taxas mais elevadas.

Percebe-se nos Gráficos 3e e 3f uma concentração de municípios com mortalidade mais baixa em todos os estratos de renda, o que dificulta a identificação mais segura de um padrão. No entanto, no extremo inferior da distribuição de renda, não há municípios entre aqueles de mortalidade mais elevadas. Os municípios de mortalidade de ocupantes de motocicleta mais alta estão localizados em um ponto intermediário da distribuição da per capita. No outro extremo, entre os municípios com renda mais elevada, não há nenhum município entre aqueles com taxas de mortalidade mais alta.

A associação das taxas de internação (considerando as taxas suavizadas) e do logaritmo natural da renda per capita dos municípios, representada no Gráfico 4, apresenta comportamento distinto do observado com as taxas de mortalidade (Gráfico 3). Considerando todos os municípios brasileiros, no início da distribuição de renda, a taxa de internação aumenta à medida que aumenta a renda. No entanto, há uma queda das taxas de internação nos níveis intermediários de renda. Na segunda metade do eixo horizontal (renda), a uma nova ascensão das internações com a elevação da renda e uma nova queda. Aparentemente, os municípios de renda per capita mais elevada apresentam taxas de internação entre as mais baixas.

Quando analisamos as regiões de modo isolado, um comportamento um pouco distinto pode ser observado. Os Gráficos (4b, 4d, 4e e 4f) das regiões Norte (com pouca clareza), Sudeste, Centro-Oeste e Sul dão a impressão que as taxas de internação aumentam à medida que a renda aumenta. Na região Nordeste (Gráfico 4c), aparentemente, há uma queda nas taxas de internação para níveis mais elevados de renda. Este resultado, com exceção da região Nordeste, dá suporte às afirmações de Bishai e colegas (2006), que entendem que a elevação da renda está associada a uma redução da mortalidade, mas não a uma redução na ocorrência de acidentes de transporte e dos ferimentos associados. Para estes autores, a redução da mortalidade, para níveis mais elevados de renda, tem relação com o aumento do número de sobrevivente aos acidentes.

Gráfico 4 - Taxas de Internação Suavizadas X renda média per capita (2010), por município, Brasil e Grandes Regiões

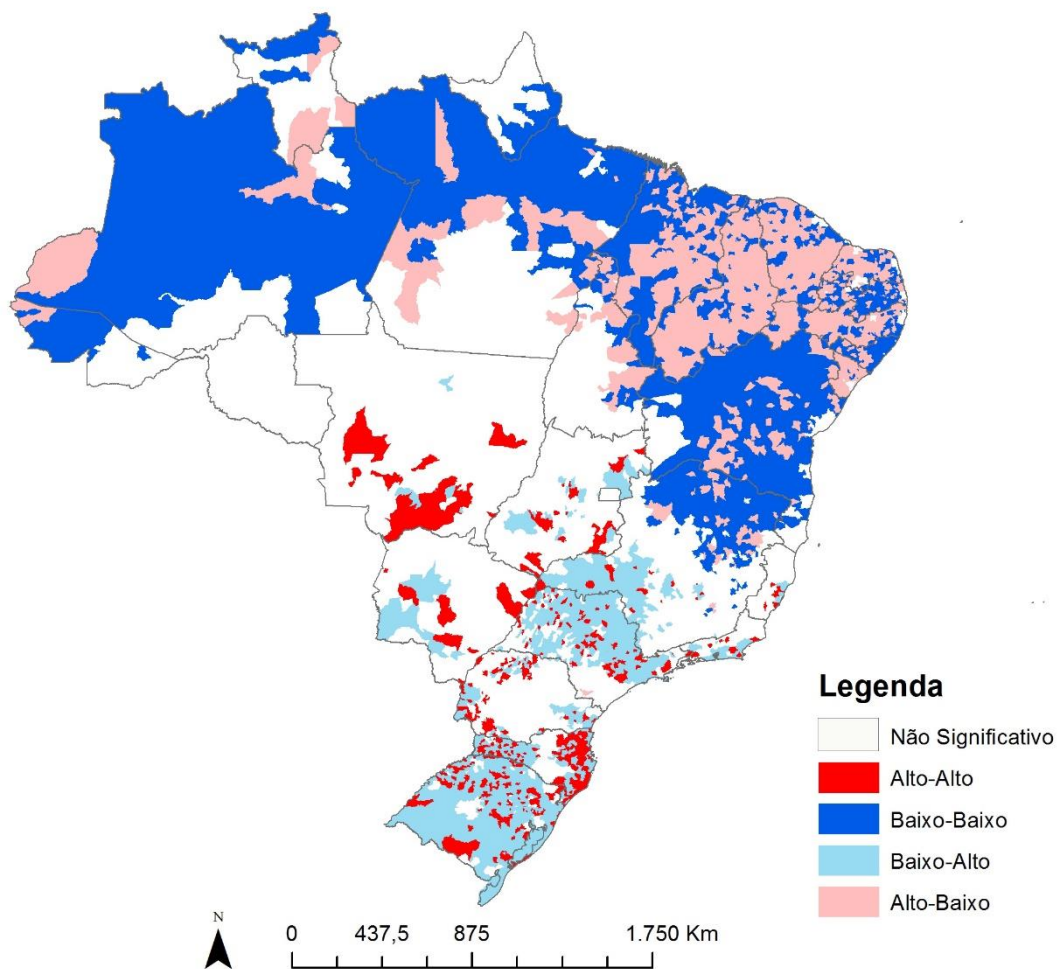


Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2010 e Atlas Brasil

A relação entre renda e as taxas de mortalidade e de internação foram também exploradas utilizando ferramentas de análise espacial. Segundo Anselin e colegas (2002), o conceito de correlação espacial multivariada é centrado na extensão da associação entre o valor de uma variável y , observado em uma determinada localidade, com outra variável x , observada nas localidades vizinhas. Ou seja, em nosso caso, estamos interessados em

entender se a taxa de mortalidade (e de internação), observada em um município, apresenta associação com os valores da renda per capita dos municípios vizinhos a ele. Os resultados seguem apresentados nas figuras 13 (mortalidade e renda), 14 (internação e renda).

Figura 13 – Lisa cluster map (bivariado) para TBMs e renda per capita dos municípios, homens, Brasil



Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2011 e Fundação João Pinheiro

Na Figura 13, que destaca a associação espacial entre a renda per capita e as taxas de mortalidade, fica clara a presença de distintos padrões de desenvolvimento entre as regiões do Brasil. Nas regiões Norte e Nordeste, destacam-se dois padrões de associação entre as variáveis consideradas. O primeiro mostra os municípios de padrão baixo-baixo, ou seja, com pequena taxa de mortalidade e com vizinhos que apresentam renda per capita entre as mais baixas. Esta mancha passa por quase todos os estados das regiões Norte e Nordeste, cobrindo, também, boa parte da região norte de Minas Gerais.

O segundo padrão de associação espacial entre renda e a TBM^s, ressalta a presença de municípios com elevadas taxas de mortalidade, cujos vizinhos estão entre aqueles com renda per capita mais baixa, ou seja, padrão alto-baixo (Figura 13). Esta mancha é relevante nos municípios da região Nordeste. Todos os estados do Nordeste, com exceção da Bahia, apresentam um número bastante significativo de municípios com padrão alto-baixo. Na Bahia e no norte e nordeste de Minas, principalmente, há a presença, ainda que de modo menos expressivo, de municípios com elevadas TBM^s, cercados por municípios com baixa renda per capita.

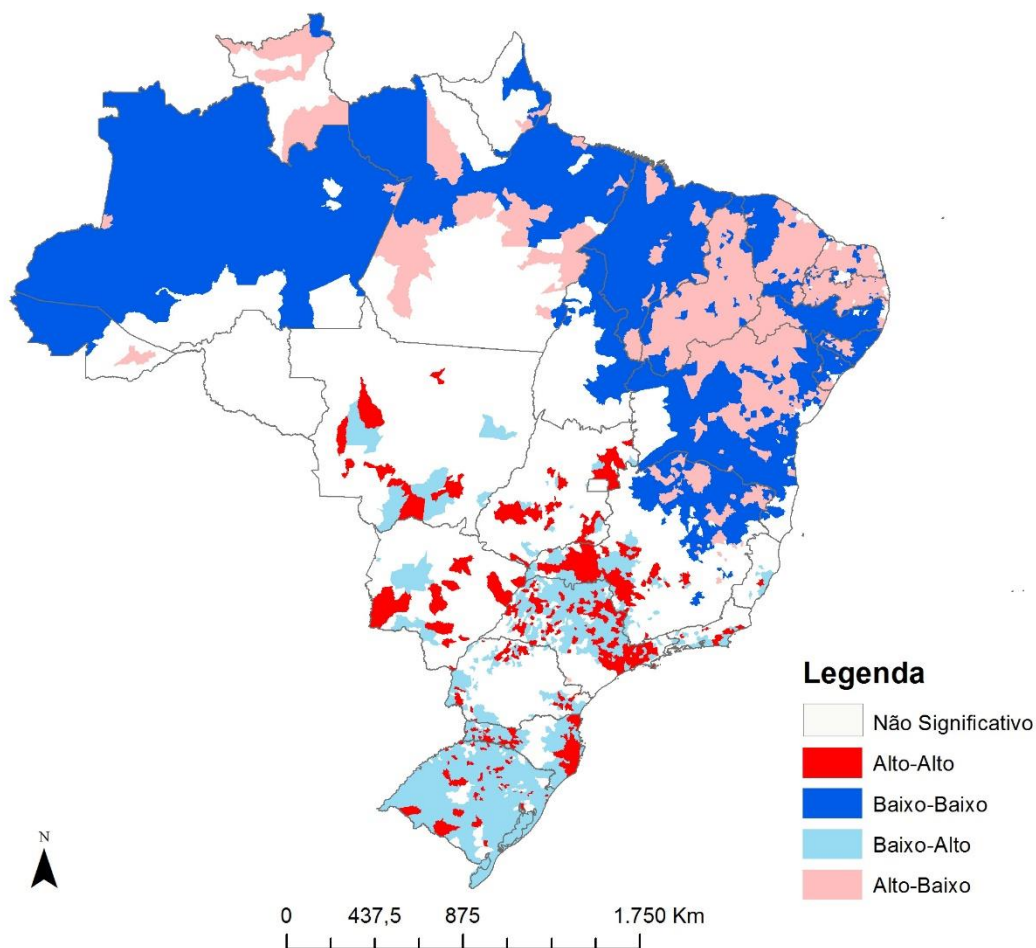
Nas regiões Sul e Sudeste do país, outros dois padrões da associação espacial entre renda e a mortalidade de motociclistas se destacam. O primeiro, majoritário, indica a presença de municípios com pequena taxa de mortalidade de ocupantes de motocicletas, cujos vizinhos apresentam renda entre as mais elevadas. O referido padrão espacial (baixo-alto) pode ser identificado em parte do estado do Rio de Janeiro, no Triângulo Mineiro e no noroeste de Minas Gerais, no estado de São Paulo, em pequenos grupos de municípios no oeste e leste do Paraná e leste de Santa Catarina. A região oeste de Santa Catarina e o estado do Rio Grande do Sul, praticamente como um todo, apresentam, também, grande concentração de municípios com baixa TBM^s, cercados por vizinhos com elevada renda per capita.

Com menor intensidade, o segundo padrão espacial de associação entre a TBM^s e a renda per capita observado nas regiões Sul e Sudeste (Figura 13) destaca a presença de municípios com elevadas taxas de mortalidade, cercados por vizinhos com renda também acima da média. As duas principais regiões com padrão espacial de associação alto-alto podem ser observadas no oeste do Paraná e na região leste de Santa Catarina. De modo isolado, em praticamente todos os estados das regiões Sul e Sudeste, são identificados pequenos cluster de padrão alto-alto. Na região Centro-Oeste, mais especificamente em Mato Grosso, observa-se também, pequenos aglomerados com este mesmo padrão.

Quando procedemos à análise dos padrões espaciais de associação entre as taxas de internação e a renda per capita dos municípios brasileiros, Figura 14, à primeira vista, percebe-se que os padrões são os mesmo aos observados na análise com as taxas de mortalidade (Figura 13). Na região Norte, com exceção da região central e leste do Pará, observa-se um grande aglomerado de municípios com baixas TBI^s, cercados de municípios com renda per capita também baixa. Na região Nordeste, predomina a presença de municípios com altas taxas de internação cercados por municípios com renda

per capita baixa. No caso da região Nordeste, as principais exceções ao padrão (alto-baixo) predominante podem ser observadas em Pernambuco e na Bahia.

Figura 14 – Lisa cluster map (bivariado) para TBIse renda per capita dos municípios, homens, Brasil



Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2011 e Fundação João Pinheiro

Nas regiões Sul e Sudeste, os padrões espaciais alto-alto e baixo-alto foram os predominantes (Figura 14). Merece destaque, no entanto, uma presença mais expressiva de municípios com altas taxas de internação, cercados por municípios com elevada renda per capita. Em Minas Gerais, por exemplo, na região do Triângulo Mineiro, fica bastante nítida a presença de um cluster de municípios com padrão alto-alto. De modo menos expressivo, observa-se um aglomerado do mesmo padrão formado pela capital (Belo Horizonte) e alguns municípios da região metropolitana (Figura 14).

Outro importante aglomerado de municípios com alta TBI^s, cujos vizinhos apresentam alta renda, pode ser identificado na região leste do estado de São Paulo (Figura 14). Este cluster de padrão alto-alto é formado por municípios como São Paulo, Mogi das Cruzes,

Pindamonhangaba, Bragança Paulista, São José dos Campos, entre outros. Assim como observado com as TBM^s, os municípios da região oeste de Santa Catarina formam um cluster de municípios com altas taxas de internação com vizinhos com renda per capita elevada.

O segundo tipo de padrão de associação espacial identificável nas regiões Sudeste e Sul, municípios com baixas taxas de internação cercados por municípios de renda elevada, compreende a maior parte dos municípios da região. Uma parcela importante do estado de São Paulo, o oeste de Santa Catarina e o Rio Grande do Sul, praticamente como um todo, representam aglomerados de municípios com padrão baixo-alto.

Minas Gerais merece um destaque especial por se tratar do único estado a apresentar os padrões predominantes tanto nas regiões Norte e Nordeste, como nas regiões Sul e Sudeste. No Norte de Minas e no Vale do Jequitinhonha, os padrões espaciais de associação entre TBI^s e renda se aproximam aos padrões observados nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. Já no sul de Minas e no Triângulo Mineiro, principalmente, os padrões se assemelham àqueles observado nas regiões Sul e Sudeste.

À luz das evidências já destacadas na literatura da relação entre desenvolvimento econômico e a ocorrência de acidentes com motociclistas, os resultados apresentados nesta seção remetem a algumas reflexões. A relação entre mortalidade de motociclistas e o renda per capita dos municípios, destacada nos resultados apresentados no Gráfico 3 e na Figura 13, sugerem que os municípios brasileiros apresentam perfis bastante distintos, que pode representar que os mesmos se encontram em estágios diferentes na relação entre essas variáveis.

Os dois padrões de associação espacial identificados no Nordeste, considerando a taxa de mortalidade (Figura 13), sugerem que os municípios daquela região se apresentam nos primeiros estágios da curva. O primeiro grupo, padrão espacial baixo-baixo, representaria os estágios mais iniciais, onde o ritmo da atividade econômica ainda não teria sido capaz de apresentar reflexos significativos na elevação da mortalidade. Já os municípios com padrão alto-baixo, estariam posicionados em um estágio mais avançado na curva, onde os avanços da renda já apresentariam impacto nas TBM^s.

Os padrões dominantes nas regiões Sul e Sudeste, neste contexto, indicariam municípios em um estágio mais desenvolvido na relação entre mortalidade e renda. Os municípios padrão alto-alto, Figura 13, estariam mais próximos ao ponto de inflexão da curva. Ou

seja, a associação entre TBM^s e renda ainda seria positiva, mas já se aproximaria ao ponto em que a associação é inversa. Já os aglomerados de municípios que representam o padrão baixo-alto sugeririam que nos mesmos a associação negativa entre TBM^s e a renda, representando os municípios em um estágio onde o desenvolvimento econômico é um fator protetivo em relação à mortalidade.

Não é consenso na literatura quais seriam os fatores que explicariam a forma como se dá a associação entre essas variáveis, Van Beeck (2000), por exemplo, destaca que grande importância é atribuída à prevenção, à melhoria da assistência médico-hospitalar e melhoria na infraestrutura. Noland (2003) está entre os autores que identificou que o avanço na assistência médica pode ser associado à redução da mortalidade por AT. Há alguns pontos destacados na Figura 14 que podem dar sustentação à importância atribuída à assistência médico-hospitalar. No Triângulo Mineiro, no sul de Minas, e no leste de São Paulo, a Figura 14 mostra aglomerações de municípios com taxas de internação elevadas, cujos vizinhos apresentam renda acima da média. Por outro lado, nas mesmas regiões a associação espacial entre a mortalidade e a renda não formam aglomerados com o mesmo perfil (Figura 13), pelo menos, não na mesma extensão. Neste contexto, faz sentido pensar que parte das baixas taxas de mortalidade possam ser atribuídas à assistência médica, representada por taxas de internação mais elevada.

Os resultados aqui apresentados oferecem um indicativo de que a mesma relação possa ser observada nos municípios brasileiros. Há sinais que a associação entre renda e taxas de mortalidade e de internação nos municípios do Brasil apresentem o mesmo comportamento observado em outros países, destacando-se as grandes diferenças entre os perfis dos municípios analisados. As taxas de mortalidade mais elevadas (Gráfico 3) foram observadas nos municípios com renda intermediária, ao mesmo tempo que nos municípios de maior renda a mortalidade não se mostrou entre as mais altas, representando, em alguma medida, o fator protetivo da renda em relação à mortalidade. No caso das internações, aparentemente, as taxas de internação podem ser positivamente associadas com o desenvolvimento econômico. No entanto, apesar de representativos, estes resultados apresentados devem ser entendidos como indicativo do comportamento entre as variáveis. Para interpretá-los com mais segurança, a análise com base em uma série histórica mais longa seria fundamental para identificar os resultados com mais clareza. Este pode ser um passo seguinte para este trabalho.

5. Considerações finais

A mortalidade de ocupantes de motocicleta cresceu de maneira bastante significativa nos últimos anos no Brasil (CHANDRAN et al., 2012; MARTINS et al., 2013; MORAIS-NETO et al., 2012). O mesmo foi observado na ocorrência de internações hospitalares, bem como com os custos destas internações. Ambos os fenômenos estão espalhados pelo país, sejam nos grandes centros ou nos municípios de pequeno e médio porte (LUZ et al., 2009; PORDEUS et al., 2010; PAIXÃO et al., 2015). Os impactos econômicos e sociais das mortes e dos acidentes são diversos e bastante significativos (GURURAJ, 2008; MOHAN, 2008; MILLER, 1993; BLINCOE et al., 2015; IPEA, 2003).

Neste contexto, dada as grandes diferenças e desafios socioeconômicos dos municípios brasileiros, entender a distribuição das localidades com risco de morte ou de ocorrência de internação mais elevados pode ser uma importante ferramenta para nortear as decisões dos agentes público. No entanto, em pequenas áreas (caso dos municípios brasileiros), as taxas brutas podem sofrer muita influência dos efeitos da flutuação aleatória (CARVALHO et al., 2012; ASSUNÇÃO et al., 1998; JUSTINO et al., 2013), bem como da estrutura etária (PRESTON et al., 2001), assim como outros possíveis efeitos de composição. Neste contexto, o objetivo principal do presente trabalho foi gerar estimativas da mortalidade e da ocorrência de internação capazes de lidar com parte desses e, assim, analisar a distribuição das taxas de mortalidade e de internação dos municípios brasileiros com mais segurança.

O primeiro passo do trabalho para a construção das taxas foi utilizar no numerados a média dos registros de óbitos e de internações de três anos (2009, 2010 e 2011). Segundo Freire (2014), este processo pode ser entendido como uma suavização temporal, ao ampliar o espaço de tempo de registro dos eventos. O passo seguinte foi a padronização direta, cujo intuito é retirar os possíveis efeitos da estrutura etária nas taxas. A Figura 1 mostra a distribuição das taxas de mortalidade dos municípios brasileiros, deixando bastante claro que as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste concentram os municípios com taxas de mortalidade mais elevada. As regiões Nordeste e Centro-Oeste, também, se destacam entre as com as taxas de internação mais elevadas. Os resultados mostraram, em concordância com a literatura, que os níveis das taxas de internação e de mortalidade é consideravelmente mais elevado para os homens CHANDRAN et al., 2012; MIKI et al., 2014; PORDEUS et al., 2010; OLIVEIRA e SOUSA, 2012).

No que diz respeito à elevada mortalidade, outros autores já haviam identificado estas regiões entre aquelas com maior risco de morte para os motociclistas (MARTINS et al. 2013; CHANDRAN et al., 2012; MORAIS-NETO et al., 2013). Mesmo com utilização da média móvel de três anos para a construção das taxas e com a suavização utilizando o estimador bayesiano empírico, no presente trabalho, que aumentam a confiabilidade das estimativas, essas regiões se destacam entre aquelas de mortalidade mais elevada, reforçando a necessidade de atenção por parte do poder público com as mesmas.

Uma das possíveis explicações para a existência de taxas mais elevadas nessas regiões seria o crescimento econômico. A abertura de novas fronteiras agrícolas teve papel importante para o desenvolvimento dessas regiões (MARTINS et al., 2012, SILVA et al., 2011). O crescimento da frota, também influenciada pelo maior acesso ao crédito e novas modalidades compra de motocicletas (como os consórcios), consequência direta do desenvolvimento econômico, seria um dos fatores que influenciara o crescimento da mortalidade (VASCONCELLOS, 2013; SILVA et al., 2011). A maior dificuldade de fiscalização, para os municípios menos desenvolvidos institucionalmente é, seguramente, um fator determinante (TAY, 2005). O número de condutores sem habilitação, que dirigem sem capacete e sob o efeito do álcool é ainda muito representativo (LUZ et al., 2009; PORDEUS et al., 2010). Da mesma forma, a falta de estrutura de assistência média pode, também, ser um fator determinante para a elevada mortalidade observada.

Outro ponto que merece atenção, no que diz respeito ao crescimento da motorização e da mortalidade, tem relação com um potencial de crescimento da frota ainda bastante grande (IPEA, 2010). Ao analisar o crescimento da frota entre 2008 e 2009, os pesquisadores do IPEA observaram que mais de 50% dos domicílios do Brasil ainda não possuíam nenhum veículo e que estas pessoas eram dependentes do transporte público, cuja qualidade é bastante questionável. Ou seja, o potencial de crescimento é grande. Neste sentido, a ocorrência e os impactos dos acidentes, que já são bastante significativos, podem ser ainda mais expressivos, caso não sejam acompanhados de medidas eficazes para a redução da ocorrência de acidentes.

A aplicação da suavização das taxas de mortalidade e de internação com base no estimados bayesiano empírico representou uma melhoria expressiva em termos de visualização das taxas no mapa. A utilização da referida técnica para estimar as taxas de mortalidade e de internação é, provavelmente, a principal contribuição dessa dissertação. A comparação dos mapas com as taxas de mortalidade padronizadas (Figura 1) com o

mapa com as taxas suavizadas (Figura 5) deixa nítido a melhora na visualização da distribuição das taxas nos mapas. Os valores extremos das taxas observados, depois da utilização do método bayesiano empírico, podem ser analisados com mais segurança, uma vez que esta metodologia controla os efeitos da flutuação aleatória. Ou seja, as taxas são mais próximas ao risco real a que estas populações estão expostas e menos susceptíveis aos problemas que as taxas de pequenas áreas estão expostas. Em pequenas áreas, o registro de um óbito a mais ou a menos, em função do pequeno denominador, apresentam impacto significativo nas taxas. Ao ponderar pelas taxas observadas nos vizinhos (além da utilização da média dos eventos registrados em três anos) as taxas estimadas por essa técnica são mais confiáveis. Na Figura 5, por exemplo, tanto as regiões com taxas baixas como as regiões com altas concentrações de municípios com mortalidade elevada podem ser identificadas com maior clareza.

As taxas de mortalidade femininas são outro exemplo dos ganhos de visualização obtidos a partir da aplicação do método bayesiano empírico. Na Figura 2, que apresenta as taxas de mortalidade padronizadas femininas, em função do nível baixo da mortalidade das mulheres, tarefa bastante difícil identificar algum padrão de distribuição das taxas de mortalidade. Com a aplicação da suavização bayesiana, as regiões com risco mais elevado de mortalidade de motocicletas se tornaram mais nítidas, com distribuição próxima da observada na mortalidade masculina. Os Gráficos 1 e 2 mostram o efeito de contração das taxas em direção à média dos vizinhos, bem como, de modo geral, essa é uma estratégia eficaz para lidar com os valores extremos em pequenas áreas. Após a suavização, observam Assunção e colegas (1998), as taxas podem ser analisadas com mais segurança, uma vez que são mais estáveis.

A presença autocorrelação espacial, a partir da utilização da variante do Índice de Moran proposto por Assunção e Reis (1999), mostrou que o espaço é uma variável relevante para explicar as taxas de mortalidade e de internação dos municípios brasileiros. A presença de aglomerados de municípios com taxas de mortalidade elevada, cercados de outros com mortalidade elevada, indica que fatores causais que determinam o nível deste indicador operam localmente. Ou seja, a localização do município em termos absolutos e relativos é um fator determinante para o risco de morrer e de ser internado (ANSELIN, 1992).

Na análise com base na autocorrelação espacial, a região Nordeste ficou marcada, nas análises de mortalidade e de internação, por apresentar o aglomerado mais significativo de municípios de padrão alto-alto. Na região Norte, destacaram-se também um extenso

aglomerado de padrão baixo-baixo, para ambos os indicadores analisados. Nas regiões Sul e Sudeste, os padrões de autorrelação espacial, de modo geral, mostraram-se de menor extensão. Apesar de identificados aglomerados de padrão alto-alto, em sua maioria, os clusters nessas regiões eram do padrão baixo-baixo.

A etapa final do presente trabalho consistiu da tentativa de identificação de associação entre a renda média per capita dos municípios brasileiros, em 2010, e as taxas de mortalidade e de internação. A existência de uma relação não-linear, em formato de U-invertido, entre renda e a mortalidade, ao longo do tempo, por acidentes de transporte já foi observado por uma série de autores (LAW et al., 2008, VAN BEECK, 2000; PAULOZZI et al., 2007; KOPITS e CROPPER, 2005). Uma vez que as estimativas aqui produzidas correspondiam a apenas um ponto no tempo, os Gráfico 3, não reproduziu o formato em U-invertido para a relação entre as taxas de mortalidade e a renda dos municípios. No entanto, o mesmo gráfico apontou para alguns padrões representativos na relação entre essas variáveis nos municípios brasileiros.

De forma agregada, considerando todos os municípios do Brasil (Gráfico 3a), é possível afirmar que os municípios de mortalidade mais elevadas entre aqueles de renda per capita mais baixa. Mesmo que existam municípios com baixa mortalidade em todas as faixas de renda, o contrário não é verdadeiro. Os municípios de renda mais elevada não estão entre aqueles de mortalidade de ocupantes de motocicletas mais elevada. As regiões Sudeste e Nordeste (respectivamente, Gráfico 3c e 3d) foram aquelas que apresentaram comportamento mais próximo à curva de Kuznets, ainda que não de forma tão clara.

A análise da relação entre as taxas de internação e a renda per capita (Gráfico 4), mostra que a relação entre as internações e a renda é, em alguma medida, distinta da relação desta última com a mortalidade. A análise das regiões de modo isolado, com exceção da região Nordeste, dá a impressão que o comportamento das taxas é ascendente com a renda. Esse resultado é similar à observação de Bishai e colegas (2006), que destacam que com o aumento da renda tem como consequência a redução da mortalidade, mas não a redução dos acidentes e dos ferimentos relacionados. Neste trabalho, há alguns indícios de que a estrutura hospital seja um dos fatores capazes de reduzir mortalidade de motociclistas. A região Norte, por exemplo, conta com a menor relação de leitos por habitante e, ao mesmo tempo, que se apresenta entre as regiões de mortalidade mais elevada. Regiões mais desenvolvidas em Minas, por exemplo, que não se destacaram entre as de mortalidade

mais elevadas, apresentam pequenas concentrações de taxas de internação elevadas ao redor de cidades importantes, como Uberlândia, Ipatinga, Belo Horizonte.

A análise espacial multivariada entre as taxas de mortalidade e de internação padronizadas mostraram que há praticamente duas grandes regiões em termos de padrões espaciais da associação entre a renda per capita e as taxas aqui consideradas. Nas regiões Norte e Nordeste (Figura 13) os padrões existentes são: municípios com mortalidade baixa, cujos vizinhos apresentam renda baixa; e municípios com altas taxas, rodeados de vizinhos com renda per capita baixa (principalmente na região Nordeste). Nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (de modo menos expressivo), dois outros padrões sobressaem: municípios com taxas de internação e mortalidade baixa, cujos vizinhos apresentam renda elevada; e municípios com taxas de internação e mortalidade elevadas, ao mesmo tempo que seus vizinhos apresentam alta renda.

As principais conclusões deste trabalho são que a mortalidade e as internações estão distribuídas de forma desigual pelo território nacional, que devem ser encaradas como um problema para a sociedade, da mesma forma que a utilização de métodos de suavização, além da padronização, mostram-se estratégias eficientes para gerar melhores estimativas das taxas de internação e de mortalidade dos municípios no Brasil. Contar com boas estimativas é fundamental para entender e enfrentar os desafios relacionados aos fenômenos de interesse. Do ponto de vista da melhoria das estimativas, uns dos prováveis passos de uma agenda de pesquisa futura diz respeito à utilização de diferentes estratégias de definição da vizinha para aplicação de método bayesiano empírico de suavização, bem como a comparação dos resultados observados. Entre as possíveis estratégias, podem ser utilizados métodos de análise de clusters, a definição com base nas mesorregiões e outras formas de definição de vizinhança a partir de diferentes critérios de contiguidade.

A exploração mais aprofundada da relação entre a renda dos municípios e as taxas de mortalidade e de internação é outra vertente que se abre a partir dos resultados observados no presente trabalho. Há indícios que a relação entre renda e a ocorrência de acidentes se aproxima da experiência internacional. No entanto, analisamos apenas um ponto no tempo, para poder fazer afirmações mais contundentes acerca dessa relação seria fundamental explorar uma série de dados mais longa. Além de identificar mais precisamente a relação entre essas variáveis, além da inclusão de outras variáveis com potencial explicativo, a utilização de uma série de dados mais longa representará um interessante exercício metodológico. Neste sentido, necessariamente, será de fundamental

importância a aplicação de técnicas para melhorar a qualidade dos dados, principalmente para dados mais antigos. Há um caminho extenso e desafiador para melhor compreender e, potencialmente, auxiliar a reduzir os impactos associados aos acidentes de motocicleta nos municípios brasileiros.

6. Referências Bibliográficas

ANSELIN, L. (1992). Spatial data analysis with gis: an introduction to application in the social sciences. Technical Report 92-10. 1992.

ANSELIN, L. (1995). Local indicators of spatial association — LISA. *Geographical Analysis*, 27:93–115.

ANSELIN, L., Syabri, I., and Smirnov, O. (2002). Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked windows. In Anselin, L. and Rey, S., editors, *New Tools for Spatial Data Analysis: Proceedings of the Specialist Meeting*. Center for Spatially Integrated Social Science (CSISS), University of California, Santa Barbara. CD-ROM.

ASSUNÇÃO, R. M., Barreto, S. M., Guerra, H. L., & Sakurai, E. (1998). Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana Maps of epidemiological rates: a Bayesian approach. *Cad. Saúde Pública*, 14(4), 713-723.

ASSUNÇÃO, R. and REIS, E. A. (1999). A new proposal to adjust Moran's I for population density. *Statistics in Medicine*, 18:2147–2161.

BACHIERRI G, BARROS AJD. Acidentes de trânsito no Brasil de 1998 a 2010: muitas mudanças e poucos resultados. *Rev Saúde Pública* 2011;45(5):949-63

BARROS, A. J. D. et al. Acidentes de trânsito com vítimas: sub-registro, caracterização e letalidade. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 19(4):979-986, jul-ago, 2003

BATISTA AB. Mortalidade por doenças cardiovasculares na população adulta: um estudo têmporo-espacial e demográfico para as microrregiões brasileiras entre 1996 e 2010. Tese (Doutorado). Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Belo Horizonte.

BAILEY, T.C, GATRELL, A.C. *Interactive Spatial Data Analysis*. Logman. 1995. ISBN 0-582-24493-5

BESAG, J. and NEWELL, J. 'The detection of clusters in rare diseases', *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 154, 143{155 (1991).

BEST N, Richardson S and THOMSON A. A comparison of Bayesian spatial models for disease mapping. *Statistical Methods in Medical Research* 2005; 14: 35^59.

BISHAI, D, Quresha A, Jamesb P and Ghaffarc A. National road casualties and economic development. *Health Econ*. 15: 65–81 (2006)

BLINCOE, L. J., Miller, T. R., Zaloshnja, E., & Lawrence, B. A. (2015, May). *The economic and societal impact of motor vehicle crashes, 2010. (Revised)* (Report No. DOT HS 812 013). Washington, DC: National Highway Traffic Safety Administration.

CARVALHO, José Alberto M. de, RODRIGUES, Roberto do Nascimento e SAWYER, Diana Oya. *Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em Demografia*. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 1994.

CARVALHO, A. X. Y. D., Silva, G. D. M. D., Almeida Júnior, G. R. D., & Albuquerque, P. H. M. D. (2012). Taxas bayesianas para o mapeamento de homicídios nos municípios brasileiros. *Cad. saúde pública*, 28(7), 1249-1262.

CAVALINI LT, LEON ACMP. Correção de sub-registros de óbitos e proporção de internações por causas mal definidas. *Rev Saúde Pública* 2007; 41:85-93.

CHANDRAN, A., Sousa, T.R., Guo, Y., Bishai, D., & Pechansky, F. (2012). Road traffic deaths in Brazil: rising trends in pedestrian and motorcycle occupant deaths. *Traffic Injury Prevention*, 13(Suppl 1), 11–16.

ERDOGAN S. Explorative spatial analysis of traffic accident statistics and road mortality among the provinces of Turkey. *Journal of Safety Research* 40 (2009) 341–351

FREIRE FHMA. Demografia de pequenos números. VI Congresso Associação Latino-Americana de População (2014).

GURURAJ G. Road traffic deaths, injuries and disabilities in India: Current scenario *The National Medical Journal Of India* Vol. 21, NO. 1, 2008

HAINING, R. (2003). *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*. Cambridge.

IBGE. *Evolução da Divisão Territorial do Brasil 1872-2010*. ISBN 978-85-240-4208-9. IBGE. 2011.

IPEA (2003). *Impactos sociais e econômicos dos acidentes de trânsito nas aglomerações urbanas brasileiras. Relatório executivo / Ipea, ANTP*. - Brasília : Ipea : ANTP, 2003.

IPEA (2006). *Impactos sociais e econômicos dos acidentes de trânsito nas rodovias brasileiras. – Relatório Executivo – Brasília : IPEA/DENATRAN/ANTP*, 2006.

IPEA (2010). *Mobilidade urbana e posse de veículos: análise da PNAD 2009. Comunicados do Ipea*. N.73.

JUSTINO, J. R., de Araújo Freire, F. H. M., & Lucio, P. S. (2013). Estimação de sub-registros de óbitos em pequenas áreas com os métodos bayesiano empírico e algoritmo EM. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 29(1), 87-100.

KOPITS, E., CROPPER, M., 2005. Traffic fatalities and economic growth. *Accident Analysis and Prevention* 37 (1), 169–178.

KREMPI, Ana Paula. *Explorando recursos de estatística espacial para na análise da acessibilidade na cidade de Bauru*. 2004. Dissertação (Mestrado) - Universidade de São Paulo, Escola de Engenharia de São Carlos, São Carlos.

LAW TH, Umar RS, Zulkaurnain S, Kulanthayan S. Impact of the effect of economic crisis and the targeted motorcycle safety programme on motorcycle-related accidents, injuries and fatalities in Malaysia. *Int J Inj Contr Saf Promot*. 2005 Mar;12(1):9-21.

LAW TH, Noland RB, Evans AW. Factors associated with the relationship between motorcycle deaths and economic growth. *Accid Anal Prev*. v.41, n.2, p.234-40,2009

LIMA EEC, QUEIROZ BL. Evolution of the deaths registry system in Brazil: associations with changes in the mortality profile, under-registration of death counts, and ill-defined causes of death. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 30(8):1721-1730, ago, 2014.

LUZ, Célia Maria; BRITO, Eneida; GOTARDO Geraldo; JÚNIOR, Julival; TONHÁ, Márcia Cristina; NETO, Pacífico. Perfil do condutor de motocicletas em zona rural do interior da Bahia. *Revista da Abramet*, vol. 27, nº 1, 2009, p. 22-31.

MARÍN-LEÓN L, Belon AP, Barros MBA, Almeida SDM, Restitutti MC. Tendência dos acidentes de trânsito em Campinas, São Paulo, Brasil: importância crescente dos motociclistas. *Cad Saude Publica* 2012; 28(1):39-51.

MARSHALL RJ. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. *J R Stat Soc Ser C Appl Stat* 1991; 40:283-94.

MARTINS ET, Boing AF, Peres, MA. Mortalidade por acidentes de motocicleta no Brasil: análise de tendência temporal, 1996-2009. *Rev Saúde Pública* 2013;47(5):931-41

MELLO-JORGE MHP, KOIZUMI MS. Gastos governamentais do SUS com internações hospitalares por causas externas: análise no Estado de São Paulo, 2000. *Rev. Bras. Epidemiol.* Vol. 7, Nº 2, 2004

MELIONE LPR, MELLO-JORGE MHP. Gastos do Sistema Único de Saúde com internações por causas externas em São José dos Campos, São Paulo, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 24(8):1814-1824, ago, 2008

MICHAS G, MICHA R. Road traffic accidents in Greece: have we benefited from the financial crisis? *J Epidemiol Community Health* 2013;67:894.

MIKI N, Martimbianco ALC, Hira LT, Lahoz GL, Fernandes HJA, Reis FB. Profile of trauma victims of motorcycle accidents treated at hospital São Paulo. *Acta Ortop Bras.* [online]. 2014;22(4):219-22. Available from URL: <http://www.scielo.br/aob>.

MILLER, T. (1993). Costs and consequences of U.S. roadway crashes. *Accident Analysis and Prevention*. Vol. 25, No. 5. pp. 593-607. 1993

MILLER, T. R. (2000). Assessing The Burden Of Injury: Progress And Pitfalls. In *Injury Prevention and Control*, Eds Mohan, D. and Tiwari, G., Taylor and Francis, London.

MOHAN D. Social Cost of Road Traffic Crashes in India. *Proceedings First Safe Community Conference on Cost of Injury*, Viborg, Denmark, October 2002, pp 33-38.

MORAIS NETO, OL; et al.. Mortalidade por Acidentes de Transporte Terrestre no Brasil na última década: tendência e aglomerados de risco. *Ciência e Saúde Coletiva*. 2012. ISSN 1413-8123. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-81232012000900002>

NEUMAYER, E., 2004. Recessions lower (some) mortality rates: evidence from Germany. *Soc. Sci. Med.* 58 (6),1037–1047.

NOLAND R. Medical treatment and traffic fatality reductions in industrialized countries. *Accident Analysis and Prevention* 35 (2003) 877–883

OLIVEIRA, Nelson Luiz Batista de; SOUSA, Regina Marcia Cardoso de. Fatores associados ao óbito de motociclistas nas ocorrências de trânsito. Rev. esc. enferm. USP, São Paulo , v. 46, n. 6, p. 1379-1386, Dec. 2012 . <http://dx.doi.org/10.1590/S0080-62342012000600014>.

PAULOZZI, L. J. (2005). The role of sales of new motorcycles in a recent increase in motorcycle mortality rates. Journal of safety Research,36(4), 361-364

PAIXAO, Lúcia Maria Miana Mattos et al . Acidentes de trânsito em Belo Horizonte: o que revelam três diferentes fontes de informações, 2008 a 2010. Rev. bras. epidemiol., São Paulo , v. 18, n. 1, p. 108-122, Mar. 2015 . <http://dx.doi.org/10.1590/1980-5497201500010009>.

POPULATION REFERENCE BUREAU (2011) Population Reference Bureau's Population Handbook - Arthur Haupt, THomas T. Kane and Carl Haub (Sixth edition). <http://www.prb.org/pdf11/prb-population-handbook-2011.pdf>

PORDEUS AMJ, Vieira LJES, Almeida PC, Andrade LM, Silva ACG, Lira SVG. Fatores associados à ocorrência do acidente de motocicleta na percepção do motociclista hospitalizado. RBPS, Fortaleza, 23(3): 206-212, jul./set., 2010

PRESTON Samuel, H; HAUVELINE, Patrick & Guillot Michel (2001). Demography. Measuring and Modeling population processes. Blackwell Pub. Malden M. EE. UU pp:38-58.

RODRIGUES E.M.S., Villaveces A., Sanhueza A. & Escamilla-Cejudo J.A. (2014) Trends in fatal motorcycle injuries in the Americas, 1998–2010, International Journal of Injury Control and Safety Promotion, 21:2, 170-180, DOI: 10.1080/17457300.2013.792289

RUHM C. Are recessions good for your health? Q J Econ 2000; 115: 617–50.

RUHM C. A healthy economy can break your heart. Demography 2008; 44: 829–48.

RUHM, C. (2006). Deaths Rise in Good Economic Times: Evidence From the OECD (with Ulf-G. Gerdtham), Economics and Human Biology, Vol. 4(3): 298-316.

SANTOS AMR, Batista MM, Teixeira NBMV, Mendes TJB. Perfil das vítimas de trauma por acidente de moto atendidas em um serviço público de emergência. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 24(8):1927-1938, ago, 2008

SILVA P.H., Lima M.L., Moreira R.D., Souza W.V., Cabral A.P.. Spatial study of mortality in motorcycle accidents in the State of Pernambuco, Northeastern Brazil. Rev Saúde Pública, 45 (2) (2011), pp. 409–415

SOUZA WV, Barcellos CC, Brito AM, Carvalho MS, Cruz OG, Albuquerque, MFM, et al. Aplicação de modelo Bayesiano empírico na análise espacial da ocorrência de hanseníase. Rev Saúde Pública 2001; 35:474-80

SOARES, R., 2007. "On the Determinants of Mortality Reductions in the Developing World," Population and Development Review, The Population Council, Inc., vol. 33(2), pages 247-287

STUCKLER D, Basu S, Suhrcke M, Coutts A, McKee M. The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis. *Lancet* 2009;374:315-23.

STUCKLER D, Basu S, Suhrcke M, Coutts A, McKee M. Effects of the 2008 recession on health: a first look at European data. *Lancet*. 2011;378:124-5.

SHRYOCK HS, SIEGEL JS, et al. *The methods and materials of demography*, vol 2. U.S. Bureau of the Census. Washington: U.S. Government Printing Office. 1973.

TAPIA-GRANADOS J. Macroeconomic fluctuations and mortality in postwar Japan. *Demography* 2008; 45: 323–43.

TAY ,R (2005). The effectiveness of enforcement and publicity campaigns on serious crashes involving young male drivers: Are drink driving and speeding similar? *Accident Analysis and Prevention* 37 (2005) 922–929.

VALKONEN T, Martikainen P, Jalovaara M, et al. Changes in socioeconomic inequalities in mortality during an economic boom and recession among middle-aged men and women in Finland. *Eur J Public Health* 2000; 2000: 274–80.

VAN BEECK, E.F., Borsboom, G.J., Mackenbach, J.P., 2000. Economic development and traffic accident mortality in the industrialized world, 1962–1990. *International Journal of Epidemiology* 29 (3), 503–509.

VASCONCELLOS, E.A. (2012). Road safety impacts of the motorcycle in Brazil. *International Journal of Injury Control and Safety Promotion*. doi: 10.1080/17457300.2012.696663.

VASCONCELLOS, E.A. (2013). *Risco de trânsito, omissão e calamidade: impactos da expansão da motocicleta no Brasil*. Instituto Movimento, 1ª Edição. São Paulo

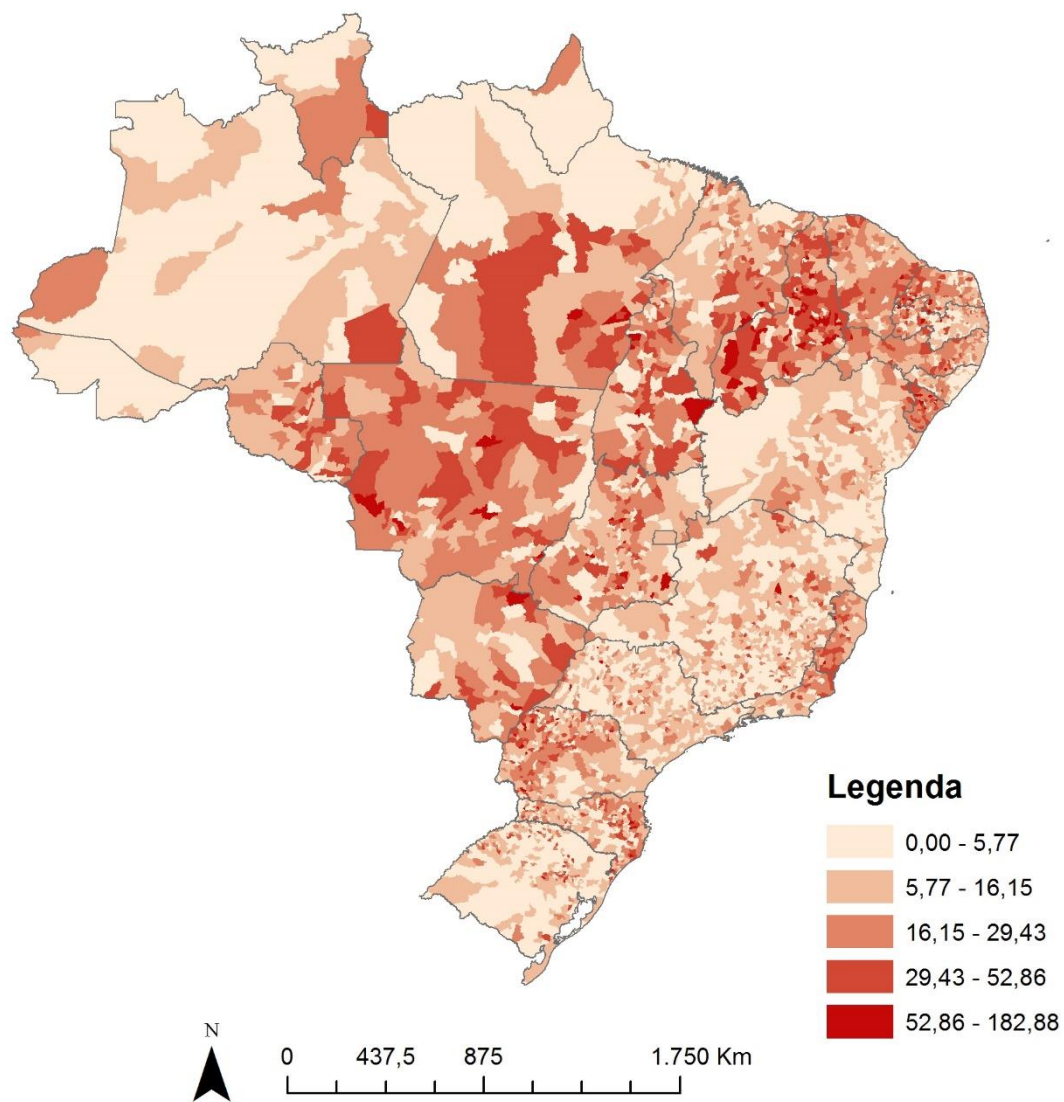
WHO (2013). *Global status report on road safety 2013*. ISBN 978 92 4 156456 4

WHO (2015). *Global status report on road safety 2015*. ISBN 9789241565066

WILMOTH, J.R; Mike Dennis. “Social differences in older adult mortality in the United States: Questions, data, methods, and results.” In: Jean-Marie Robine, Eileen M. Crimmins, Shiro Horiuchi, and Zeng Yi (eds.), *Human Longevity, Individual Life Duration, and the Growth of the Oldest-Old Population*, Dordrecht, The Netherlands: Springer, pp. 297-332

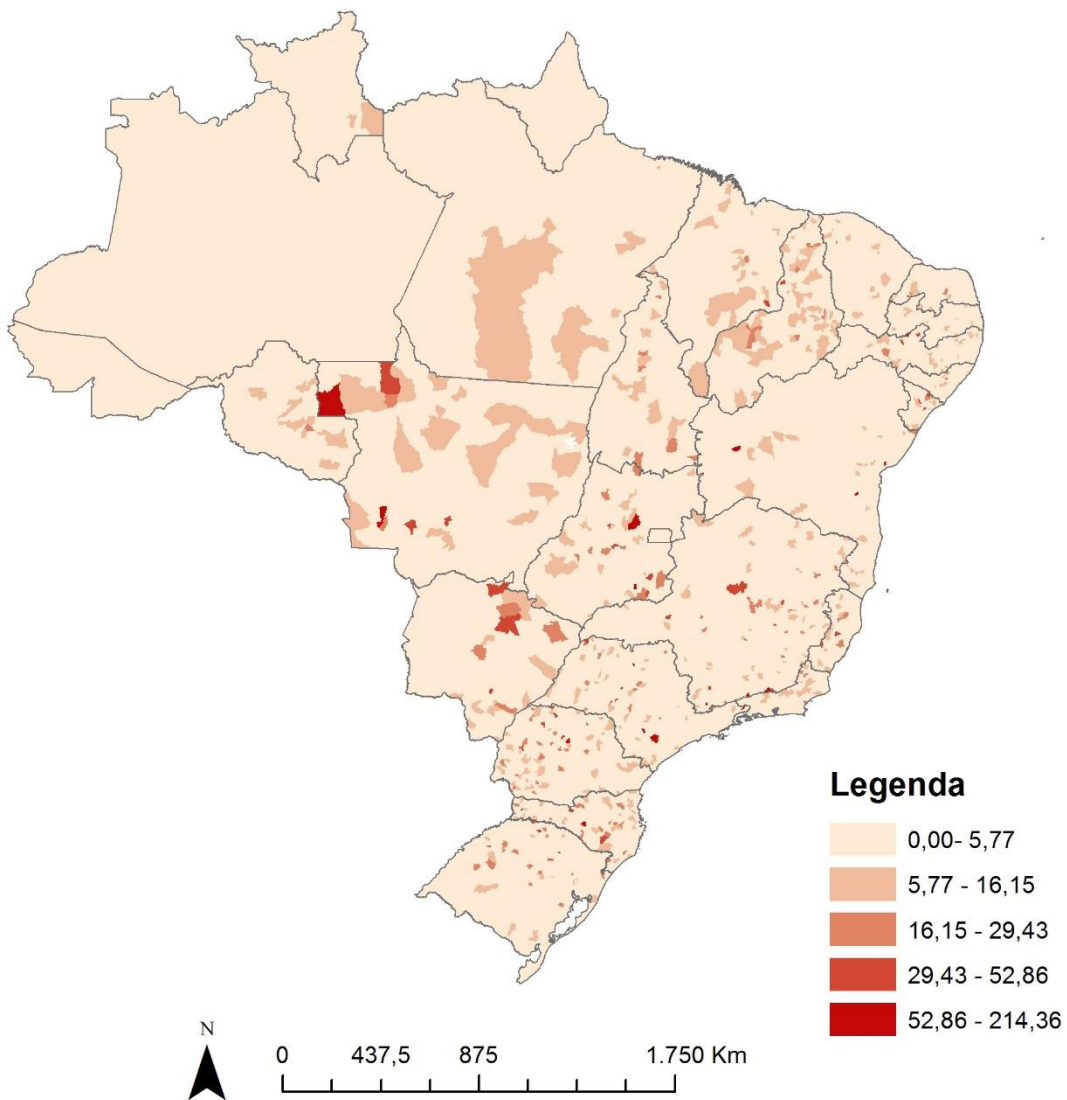
7. Anexo

Figura 15 - Taxas brutas de mortalidade pela utilização de motocicleta, homens, por município, Brasil, por 100.000 habitantes



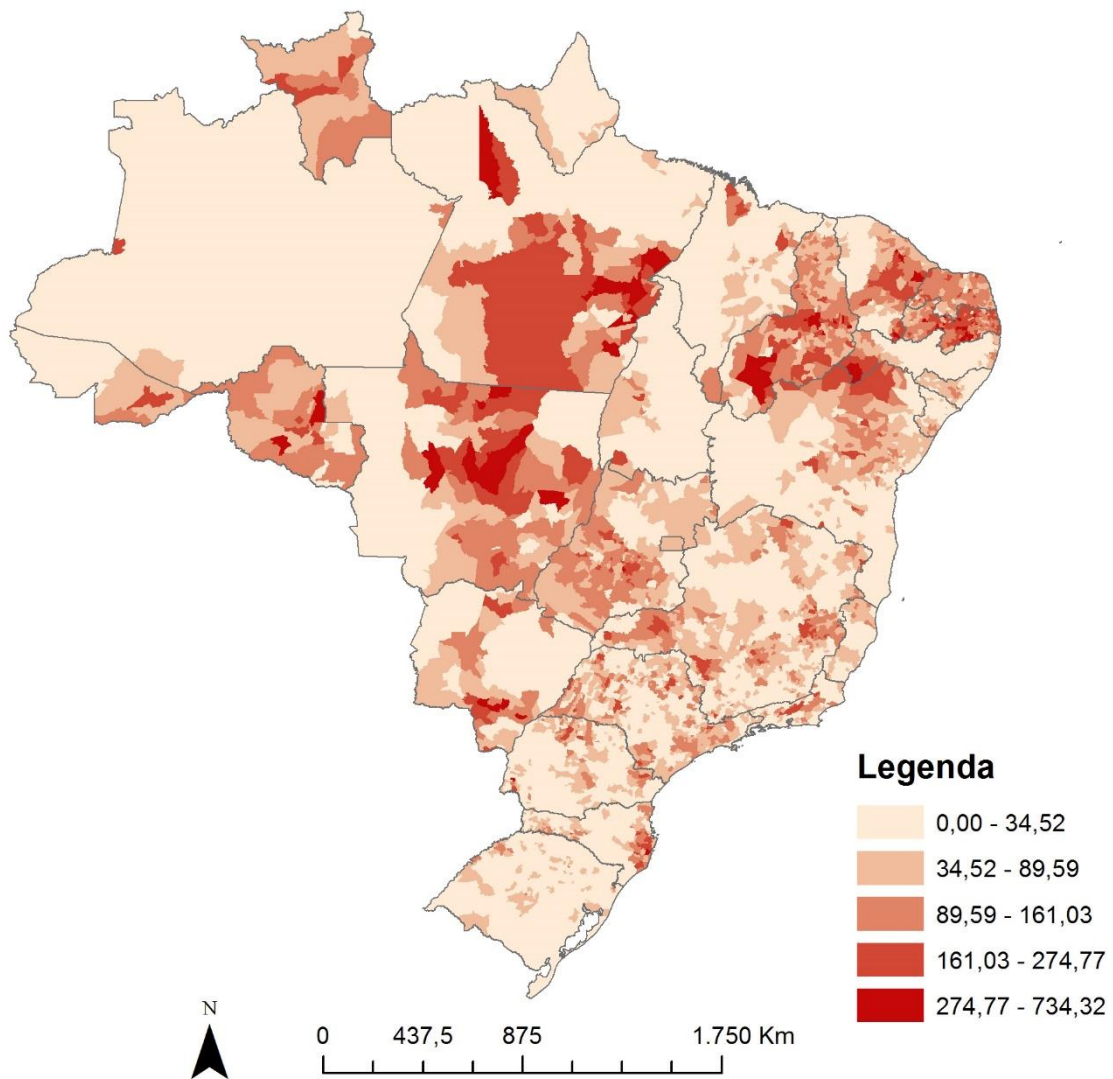
Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2011

Figura 16 - Taxas brutas de mortalidade pela utilização de motocicleta, mulheres, por município, Brasil, por 100.000 habitantes



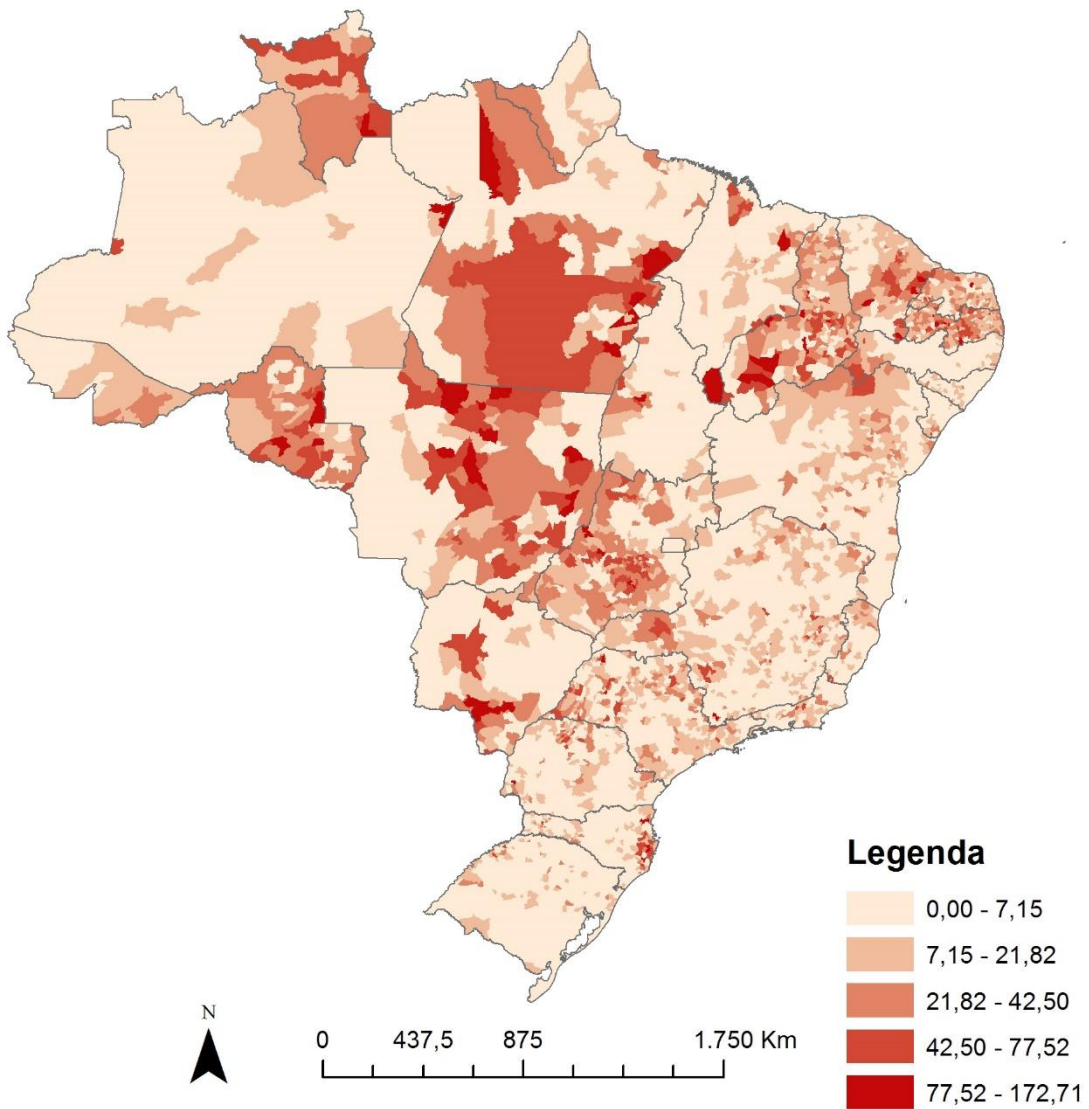
Fonte: Datasus 2009, 2010 e 2011

Figura 17 - Taxas brutas de internação pela utilização de motocicleta, homens, por município, Brasil, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011

Figura 18 - Taxas brutas de internação pela utilização de motocicleta, mulheres, por município, Brasil, por 100.000 habitantes



Fonte: Datasus, 2009, 2010 e 2011