



A Dependência Espacial do Valor do Prêmio de Automóvel

Flaviano José Teixeira

Atuário, mestre em Estatística pela UFLA-MG

flaviano_fjt@hotmail.com

João Domingos Scalon

Graduação em Estatística pela Universidade Federal de São Carlos (1984), mestrado em Engenharia Biomédica pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (1993), doutorado em Probabilidade e Estatística pela University of Sheffield – UK (1997) e pós-doutorados em Estatística pela Harvard University – USA (2004) e University of Sheffield (2015). Atualmente é Professor Titular de Estatística do Departamento de Ciências Exatas, da Universidade Federal de Lavras (UFLA).

scalon@dex.ufla.br

Resumo

O mercado brasileiro de seguros vem apresentando um substancial aumento de receitas, refletindo em uma crescente participação no Produto Interno Bruto (PIB) do país. Minas Gerais é considerado o terceiro estado brasileiro que mais fatura com o mercado segurador, sendo o setor de automóveis um dos principais fatores desse faturamento. Muitos autores afirmam que a precificação dos prêmios são baseados em diversos fatores. Sendo assim, estudos sobre as variáveis envolvidas no cálculo dos prêmios de seguros de automóveis pode contribuir de forma significativa para o mercado segurador. Objetivou-se no presente estudo utilizar métodos da estatística espacial, para dados de área, para analisar os prêmios de seguro de automóveis nos municípios da mesorregião do Sul e Sudoeste do Estado de Minas Gerais. Os resultados mostram que a variável prêmio médio do seguro apresenta uma dependência espacial estatisticamente significativa na região de estudo.

Palavras-chave

Seguro de automóveis. Estatística espacial. Dados de área.

Sumário

1. Introdução. 2. Seguro. 2.1 História do Seguro. 2.2 Início do Seguro no Brasil. 2.3 Seguro de Automóveis no Brasil. 2.4 Alguns Fundamentos do Seguro de Automóveis. 2.5 Seguro de Automóveis em Minas Gerais. 3. Estatística Espacial. 3.1 Análise Espacial de Dados de Áreas. 3.2 Visualização dos Dados. 3.3 Análise de Autocorrelação Espacial. 3.4 Matriz de Proximidade Espacial. 3.5 Média Móvel Espacial. 3.6 Indicadores de Dependência Espacial: Medidas de Autocorrelação. 3.6.1 Índice I de Moran (global). 3.6.2 Indicadores Locais. 3.7 Visualização de Dependência Espacial. 3.7.1 Diagrama de espalhamento de Moran. 3.7.2 Box Map. 3.7.3 LISA Map. 4. Material e Métodos. 5. Resultados e Discussão. 6. Considerações Finais. 7. Referências bibliográficas.



Abstract

Spatial Dependence with respect to the Value of the Auto Insurance Premium

Flaviano José Teixeira

Actuary, Master in Statistics from UFLA-MG

flaviano_fjt@hotmail.com

João Domingos Scalon

Degree in statistics from the Federal University of São Carlos (1984), Master's Degree in Biomedical Engineering from the Federal University of Rio de Janeiro (1993), Doctorate in Probability and Statistics from the University of Sheffield – UK (1997) and Post-doctoral researchers in Statistics from Harvard University – USA (2004) and University of Sheffield (2015). He is currently Professor of Statistics in the Department of Exact Sciences, at the Federal University of Lavras (UFLA).

scalon@dex.ufla.br

Summary

The Brazilian insurance market has seen a substantial increase in revenues in recent times, capturing a growing share of the Gross Domestic Product (GDP). Minas Gerais is considered the third largest Brazilian state with regard to insurance turnover and the auto sector is one of the main contributory factors to that statistic. Many authors state that the pricing of insurance premiums is based on several factors. Accordingly, studies on the variables involved in calculating auto insurance premiums can contribute significantly to the insurance market. The objective of this study is to utilize methods of spatial statistics for area data, to analyze auto insurance premiums in the municipalities of the South and Southwest mesoregion of Minas Gerais state. The results show that the average insurance premium variable presents a statistically significant spatial dependence in the study region.

Key Words

Auto Insurance. Spatial Statistics. Spatial data.

Contents

1. Introduction. 2. Insurance. 2.1 History of Insurance. 2.2 The beginnings of Insurance in Brazil. 2.3 Auto insurance in Brazil. 2.4 Some Fundamentals of Auto Insurance. 2.5 Auto insurance in the state of Minas Gerais. 3. Spatial Statistics. 3.1 Spatial Analysis of Area Data. 3.2 Data Visualization. 3.3 Analysis of Spatial Autocorrelation. 3.4 Spatial Proximity Matrix. 3.5 Spatial Moving Average. 3.6 Indicators of Spatial Dependence: autocorrelation measures. 3.6.1 Moran's/Index (global). 3.6.2 Local Indicators. 3.7 Visualization of Spatial Dependency. 3.7.1 Moran Scatter Plot Diagram. 3.7.2 Box Map. 3.7.3 LISA Map. 4. Material and Methods. 5. Results and Discussion. 6. Final Considerations. 7. Bibliographical references.



Sinopsis

La Dependencia Espacial del Valor de la Prima de un Auto

Flaviano José Teixeira

Actuario, master en estadística por la UFLA, MG
flaviano_fjt@hotmail.com

João Domingos Scalon

Graduado en estadística de la Universidad Federal de Carlos São (1984), Master en Ingeniería Biomédica de la Universidad Federal de Rio de Janeiro (1993), doctorado en probabilidad y estadística de la Universidad de Sheffield, Reino Unido (1997) y postdoctorado en estadística en la Universidad de Harvard-Estados Unidos (2004) y en la Universidad de Sheffield (2015). Actualmente es Profesor de Estadística del Departamento de Ciencias Exactas, en la Universidad Federal de Lavras (UFLA).
scalon@dex.ufla.br

Resumen

El mercado brasileño de seguros viene presentando un considerable aumento en ingresos, reflejando una participación creciente en el Producto Interno Bruto del país. Minas Gerais es considerado el tercer estado brasileño que más factura con el mercado de seguros, siendo el sector de autos uno de los principales factores de dicha facturación. Varios autores afirman que la fijación de primas se basa en diversos factores, de esta forma, estudios sobre las variables relacionadas al cálculo de las primas de seguros de autos pueden contribuir de forma significativa en el mercado de seguros. El objetivo de este estudio es utilizar métodos de estadística espacial, empleando datos de área para analizar las primas de seguros de autos en los municipios de la región sur y sudoeste del estado de Minas Gerais. Los resultados muestran que la variable prima promedio del seguro presenta una dependencia espacial estadísticamente significativa dentro de la región donde se realizó el estudio.

Palabras-Clave

Seguro de auto. Estadística espacial. Datos de área.

Sumario

1. Introducción. 2. Seguros. 2.1 Historia **de los seguros**. 2.2 Seguros **del** Hogar en Brasil. 2.3 Los seguros de **autos** en Brasil. 2.4 Algunos Fundamentos de seguro de automóvil. 2.5 El seguro de **auto** en Minas Gerais. 3. Estadística espacial. 3.1 Áreas de análisis de datos espaciales. 3.2. Visualización de datos. 3.3 Análisis de Autocorrelación espacial. 3.4 Matriz de proximidad espacial. 3.5 Mobile Space Media. 3.6 Indicadores de dependencia espacial: medidas de autocorrelación. 3.6.1 Índice *I* de Moran (global). 3.6.2 Indicadores locales. 3.7 Ver dependencia espacial. 3.7.1 Diagrama de dispersión de Moran. 3.7.2 Box. Mapa 3.7.3 LISA Mapa. 4. Material y Métodos. 5. Resultados y Discusión. 6. Observaciones finales. 7. Referencias bibliográficas.



1. Introdução

O mercado brasileiro de seguros vem crescendo com o passar do tempo, e assim, conquistando seu espaço no cenário econômico do país. Entre meados da década de 70 e fins da década de 80, o mercado de seguros mantinha-se de forma inativa, isso em função de vários fatores como, por exemplo, a alta inflação de mercado. Porém, no início da década de 90, essa situação começou a passar por modificações, gerando um crescimento representativo no mercado brasileiro.

Segundo a Superintendência de Seguros Privados – SUSEP (2013), o mercado brasileiro de seguros vem apresentando um substancial e consistente aumento de receitas, refletindo em uma crescente participação no Produto Interno Bruto (PIB) do país. No ano de 2012, o mercado de seguros representou 2,94% no valor final do PIB brasileiro, o que é bastante significativo, principalmente, levando em conta que, no ano de 2001, essa participação não ultrapassava 1,86% no valor final do PIB.

Dentre os diversos seguros vendidos no mercado brasileiro, os que mais geram prêmios e são considerados os principais segmentos de seguros no Brasil são os ramos de saúde, pessoas e automóvel. Juntos, esses segmentos representaram 85,6% de todo o prêmio alcançado pelas seguradoras no Brasil no ano de 2012. Entre os estados brasileiros, Minas Gerais é considerado o terceiro estado que mais fatura com o mercado segurador, sendo o ramo de automóveis um dos principais fatores para esse alto desenvolvimento.

De acordo com a SUSEP (2013), o Estado de Minas Gerais gerou, no ano de 2012, altos valores de prêmios e sinistros de seguros de automóveis. Alguns autores afirmam que existe uma correlação positiva entre essas duas variáveis, onde o valor do prêmio aumenta à medida que o número de sinistro também aumenta.

Para o cálculo dos prêmios de seguro de automóveis, são levados em consideração diversos fatores, um desses é o local habitual de circulação do veículo. Para mensurar essa variável, são analisados todos os fatores que podem causar sinistros nos automóveis, como roubo, colisão e incêndio, também suas devidas localizações e a frequência de eventos no espaço. Deste modo, um estudo das variáveis envolvidas no cálculo dos prêmios de seguros de automóveis, usando técnicas de estatística espacial, contribuiria de forma significativa para o mercado segurador.

O presente trabalho tem como objetivo a análise espacial dos prêmios de seguro de automóveis nos municípios da mesorregião do Sul e Sudoeste de Minas Gerais usando técnicas para análise de dados de áreas. Será considerado como a principal variável de interesse o valor médio dos prêmios de seguro de automóveis, no qual, será conduzida uma análise espacial exploratória da variável envolvida.



2. Seguro

Inicialmente será retratada a história dos seguros até chegar aos moldes de hoje, dando ênfase em alguns dados a respeito da modalidade dos seguros de automóveis.

2.1 História do Seguro

A história do ramo de seguro de automóveis no Brasil acompanha o desenvolvimento da indústria automobilística no país. De acordo com Siqueira (2008), os primeiros seguros de automóveis surgiram no final do século XIX, quando em São Paulo e no Rio de Janeiro circulavam os primeiros carros da época. O advento dos automóveis gerou a necessidade de coberturas contra danos causados a terceiros. Desde então, o seguro de automóveis vem se desenvolvendo lado a lado com a indústria automobilística e, com o passar das décadas, esse ramo de seguros foi se modificando por meio de vários decretos e circulares.

2.2 Início do Seguro no Brasil

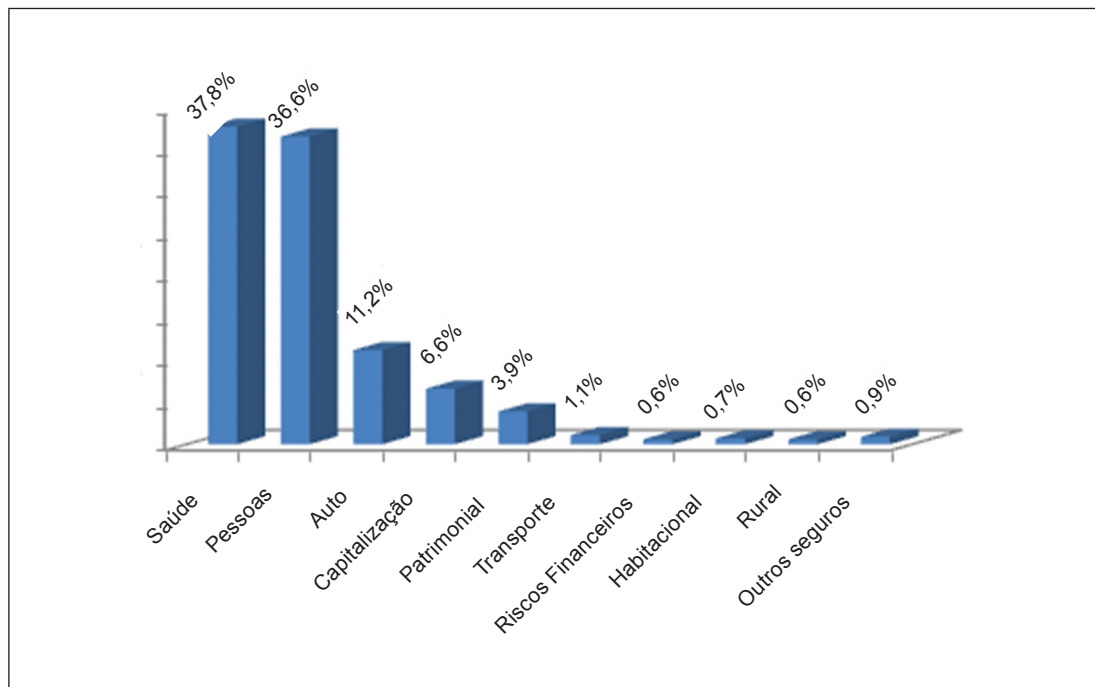
De acordo com Pita e Domingues (2011), o seguro de automóveis no Brasil teve seu principal desenvolvimento em 1986, quando, no bojo do processo de liberalização econômica do país, a SUSEP editou a Circular 027/86, que com um único artigo jogou o conjunto de normas que regiam o Seguro de Automóveis para descarte, liberando a tarifa de automóveis. Assim, as próprias seguradoras poderiam desenvolver novas coberturas, praticar tarifas próprias e definir o nível de comissões a serem pagas aos corretores.

Em 1990 houve a expansão do seguro do bem (veículo) para os danos a terceiros e aos acidentes pessoais. Ocorreu também, nesse mesmo ano, a inclusão do serviço de assistência ao veículo e aos passageiros. Segundo Pita e Domingues (2011), o último marco importante do produto Seguro de Automóveis no Brasil ocorreu depois da década de 90, com o aprofundamento da segmentação na precificação, representada pela indução das características do condutor (perfil) como variável de preço.

2.3 Seguro de Automóveis no Brasil

Segundo a SUSEP (2013), o seguro de automóveis é um dos ramos de seguros mais vendidos no Brasil, sendo o terceiro ramo de seguros que mais gerou renda com arrecadação de prêmios no ano de 2012, como pode ser visto na Figura 1. O aumento da demanda por esse ramo de seguro vem crescendo em razão de inúmeros fatores, tais como: o grande número de registros de roubo e furto de veículos e o aumento do risco de colisão no trânsito, principalmente, nas grandes metrópoles do país.

Figura 1 – Prêmios de Seguros por Ramo (% do total – 2012)



2.4 Alguns Fundamentos do Seguro de Automóveis

Para Pita e Domingues (2011), nas apólices de Seguros de Automóveis, podem ser cobertos os veículos automotores terrestres, com duas ou mais rodas e que circulem em vias públicas. Os riscos são distribuídos em categorias tarifárias, de acordo com o tipo de veículo e seu uso.

Esses seguros de automóveis (casco) cobrem perdas parciais ou integrais (sinistros) decorrentes de:

- Colisão;
- Capotagem;
- Queda de objeto sobre o veículo;
- Queda sobre veículo da carga transportada por ele;
- Queda acidental em precipícios, de pontes ou viadutos;
- Explosão;
- Queda de raio;
- Roubo ou furto qualificado do veículo ou de parte dele;
- Submersão, inclusive decorrentes de enchente ou de alagamento;
- Queda de granizo; e
- Incêndio.

O mercado segurador oferece duas coberturas para esse tipo de risco: Básicas e Adicionais. As coberturas básicas representam a combinação de três tipos de riscos: colisão, incêndio e roubo. As coberturas adicionais são bem flexíveis, podendo ser modificadas a todo o momento. Esta é uma das formas utilizadas pelas seguradoras para se diferenciarem e conquistarem mais clientes. Alguns serviços oferecidos são: assistência

24 horas, cobertura de vidros, blindagens, carro reserva, entre outros. Para contratar o seguro de automóvel é preciso primeiramente escolher um corretor, o próximo passo é informar os dados para a proposta de seguro e realizar a vistoria prévia quando necessário, e por fim realizar o pagamento integral ou da primeira parcela do contrato.

O prêmio (valor que o segurado paga para a seguradora pela compra do seguro) tem como base o risco a que o bem segurado está exposto. Seu valor irá depender das variáveis:

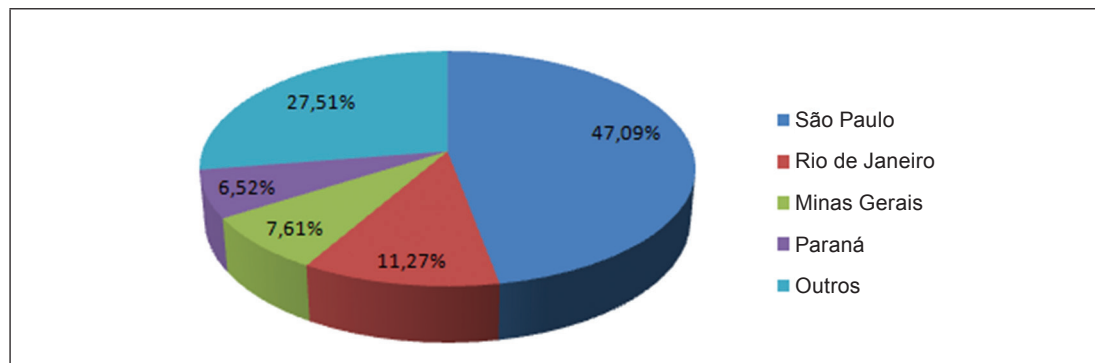
- Região de circulação habitual;
- Modelo do veículo;
- Ano do veículo;
- Gênero e idade do condutor; e
- Bônus (sistema que ajusta o prêmio pago por um cliente de acordo com seu histórico de reclamação individual).

Segundo Ferreira (1985) e Freitas (2009), existe uma correlação positiva entre o valor do prêmio e o índice de sinistralidade de automóveis, ou seja, um crescimento no índice de sinistralidade de automóveis acarreta um aumento no valor dos prêmios cobrados pelas seguradoras aos segurados.

2.5 Seguro de Automóveis em Minas Gerais

De acordo com Beltrão *et al.* (2013), Minas Gerais vem se aprimorando em todos os indicadores que interferem no setor de seguros: população, domicílios, escolaridade, renda e mercado de trabalho. Assim, o mercado de seguros nesse estado vem apresentando um desenvolvimento crescente. No ano de 2012, o Estado de Minas Gerais foi o terceiro estado no país que mais arrecadou prêmios (7,61%), ficando atrás apenas dos Estados do Rio de Janeiro (11,27%) e São Paulo (47,09%), como pode ser visto na Figura 2.

Figura 2 – Percentual dos Prêmios por Estados em 2012





Com relação ao seguro de automóvel no Estado de Minas Gerais, de acordo com a SUSEP (2013), vem ocorrendo uma expansão do setor nos últimos anos, como pode ser observada na Tabela 1.

Tabela 1 – Prêmios Diretos e Sinistros Diretos do seguro de automóvel em Minas Gerais

Ano	Prêmio Direto (R\$)	Sinistro Direto (R\$)
2003	475.945.516,00	428.638.438,00
2004	600.102.755,00	485.409.805,00
2005	743.301.929,00	456.564.727,00
2006	764.562.448,00	444.518.896,00
2007	796.693.455,00	474.499.232,00
2008	904.131.142,00	592.731.496,00
2009	1.004.635.616,00	653.953.950,00
2010	1.153.904.757,00	753.987.831,00
2011	1.146.003.210,00	832.603.635,00
2012	1.347.737.402,00	925.252.886,00

Fonte: SUSEP (2013)

Na Tabela 1 são apresentados os valores dos prêmios diretos e sinistros diretos em MG, de 2003 a 2012. Durante esses dez anos pode-se verificar um aumento bem expressivo em seus valores, mostrando assim o bom desenvolvimento dessa área de seguro no estado.

Segundo a SUSEP (2013), dentre as regiões do Estado de Minas Gerais, a mesorregião do Sul e Sudoeste de Minas foi a que apresentou menor valor do prêmio médio cobrado pelas seguradoras no ano de 2011, em que foi cobrado, em média, R\$ 1.059,00 por seguro de automóvel. De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2013), a mesorregião do Sul e Sudoeste de Minas Gerais é formada por 146 municípios, a qual possui 2,4 milhões de habitantes e obteve um PIB total de R\$ 16 bilhões no último Censo realizado. Ainda, segundo a SUSEP (2013), até 2011 havia 572.989 automóveis em circulação nessa região e destes, apenas 144.337 possuíam algum tipo de seguro, ou seja, aproximadamente 1/4 da população residente com automóveis se precava contra os riscos de sinistros em seus veículos.



3. Estatística Espacial

Para qualquer análise estatística, há necessidade da coleta de dados. Quando os dados de uma variável estão associados a uma coordenada espacial, há os chamados dados espaciais. Evidentemente, qualquer dado coletado está associado a uma coordenada espacial. Entretanto, a informação da localização do dado não é considerada na maioria das análises. Assim, a Estatística Espacial é entendida como um conjunto de técnicas, conceitos e métodos estatísticos que utilizam a coordenada espacial na análise dos dados.

De acordo com Bailey e Gatrell (1995), a análise espacial inclui métodos com objetivo de visualizar e descrever dados, escolher um modelo estatístico e estimar parâmetros desse modelo. Nesse sentido, os objetivos da estatística espacial e tradicional são os mesmos. Entretanto, a estatística espacial apresenta algumas particularidades, como por exemplo, a necessidade de métodos próprios para a visualização do padrão dos dados no espaço e a descrição da correlação espacial desses dados. Além disso, a estatística tradicional assume que as observações sejam independentes no tempo e no espaço, mas esta suposição é violada em muitas situações. Segundo Landim (1998), a estatística espacial é geralmente mais informativa por incorporar a dimensão espacial que, para a sua análise, são necessárias pelo menos as informações sobre a localização e os atributos, que são os valores associados aos dados. Com isso, os métodos da estatística espacial partem do pressuposto de que os dados podem ser espacialmente dependentes.

Observa-se ainda que não sejam encontrados muitos estudos na literatura utilizando métodos da estatística espacial para análise de dados de seguros. Com relação ao seguro de cargas, Queiroz, Silva e Araújo (2009) fizeram uma análise espacial de roubos de cargas nas rodovias federais no Estado de Minas Gerais. O objetivo do estudo foi auxiliar as seguradoras e demais interessados, apresentando as principais áreas críticas desse tipo de roubo no estado. Já, Ozaki (2008) utilizou a estatística espacial, especificamente a geoestatística, aplicada ao seguro agrícola, para mostrar que grandes catástrofes climáticas geram grandes riscos às seguradoras.

Com relação ao seguro de automóveis, podem-se encontrar alguns estudos espaciais direcionados aos seus principais fatores causadores de sinistros. Oliveira (2008) e Peixoto, Moro e Andrade (2004) fizeram análises espaciais da distribuição da criminalidade e do roubo de automóveis no Estado do Rio Grande do Sul e na região Metropolitana de Belo Horizonte, respectivamente. Costa, Alves e Kyerne (2012), Queiroz (2003), Santos e Raia-Junior (2006) e Souza *et al.* (2008) aplicaram os métodos de estatística espacial para analisarem a distribuição dos acidentes de trânsito e fixaram as principais áreas de riscos nos municípios de Rio de Janeiro (RJ), Fortaleza (CE), Teresina (PI) e São Carlos (SP), respectivamente. Por outro lado, Marcuzzo, Melo e Rocha (2011), Oliveira *et al.* (2006) e Rocha, Fernandes e Lustosa (2011) utilizaram os métodos da estatística espacial para analisar os riscos de eventos climáticos, tais como, precipitações, riscos hidrológicos e granizos. Ainda nos estudos de riscos climáticos, Andrade, Danna e Silva (2012) e Silva e Santos (2010) utilizaram a estatística espacial para analisar os riscos de erosão e inundação na Bacia do Rio Cuiá e no município de Aparecida (SP).

Diversos autores, tais como Assunção (2001) e Bailey e Gatrell (1995), classificam os dados espaciais em quatro categorias:

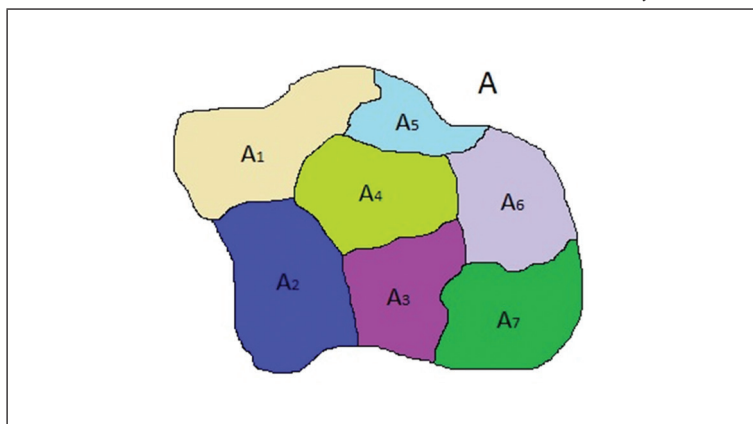
- Dados de Processos Pontuais;
- Dados de Superfícies Aleatórias;
- Dados de Interação Espacial; e
- Dados de Área.

Para cada uma dessas categorias, existem diferentes métodos estatísticos para descrever e analisar os dados. Neste trabalho, o enfoque está na análise de dados de área. Assim, serão apresentados seus principais métodos para visualização, descrição e modelagem da dependência espacial em dados de área.

3.1 Análise Espacial de Dados de Áreas

De acordo com Assunção (2001), dados de área envolvem elementos que associam o mapa geográfico de uma região A a uma base de dados. Esse mapa geográfico é dividido em sub-regiões A_i , $i = 1, 2, \dots, n$, de forma que $\bigcup_{i=1}^n A_i = A$ e $A_i \cap A_j = \emptyset$ se $A_i \neq A_j$, qualquer que seja a forma de A_i e de A , como pode ser visto na Figura 3. Nesse caso, não se conhece a localização exata do evento, mas, sim, o valor agregado de cada área analisada.

Figura 3 – Região qualquer particionada em sub-regiões A_i



Os dados para cada área A_i podem representar contagens, proporções, médias, índices ou até mesmo taxas; e essas áreas podem ser os setores censitários, bairros ou municípios. A escolha do mapeamento das áreas e do tipo de dados dependerá dos objetivos das análises, tomando sempre cuidado com algumas questões, como por exemplo, de que os dados observados são suficientes para analisar o fenômeno espacial a ser estudado.

No decorrer das próximas subseções, serão apresentados diversos métodos para análise espacial de dados de áreas, com o objetivo de detectar e explicar a presença de padrões e tendências observadas na região de estudo.

3.2 Visualização dos Dados

Conforme Câmara *et al.* (2001), os Sistemas de Informações Geográficas (SIGs) dispõem, usualmente, de três métodos descritivos de visualização de variáveis:

- Intervalos iguais: a amplitude da variável é dividida pelo número de classes desejadas;
- Quantis: primeiramente é feito o ordenamento dos valores da variável, para depois dividi-los em classes com o mesmo número de observações, essa é uma forma de separar as classes em percentual de valores da variável; e
- Número de desvio-padrão: são geradas classes de acordo com o valor do desvio padrão (σ). A partir da média (μ), são definidos os valores abaixo e acima dela, em intervalos de valores que podem ser múltiplos de um desvio padrão (σ).

Neste trabalho, apresentam-se os dados das variáveis, divididos em intervalos de classes por quantis, os quais apresentam uma maneira mais adequada de visualização dos mapas.

3.3 Análise de Autocorrelação Espacial

Para Cliff e Ord (1981), a autocorrelação espacial pode ser entendida como a tendência de que o valor de uma variável, associada a uma determinada localização, assemelha-se mais aos valores de suas observações vizinhas do que ao restante das localizações do conjunto amostral.

Para analisar a dependência espacial dos valores da área observada, existem disponíveis diversos indicadores de autocorrelação espacial (ex.: Moran, Geary etc). Esses indicadores podem ser globais ou locais e serão apresentados detalhadamente nas subseções posteriores. Esses indicadores dependem da definição de matriz de proximidade espacial adotada, discutida a seguir.

3.4 Matriz de Proximidade Espacial

Segundo Câmara *et al.* (2001), quando se trata do estudo da dependência espacial de dados de área, o elemento chave desta análise é o conceito da matriz de proximidade espacial. Ela é uma matriz quadrada, não estocástica, cujos elementos w_{ij} refletem o comportamento entre as áreas A_i e A_j , ou seja, mostra a intensidade da interdependência existente entre as áreas. Em outras palavras, na matriz $W_{n \times n}$, cada w_{ij} representa a distância entre o polígono i e o polígono j , visto que $w_{ii} = 0$.

Para Bailey e Gatrell (1995), a matriz pode ser construída utilizando diferentes medidas de adjacências (ou vizinhanças), tais como:

- $w_{ij} = 1$, se o ponto de referência de A_j é um dos k pontos mais próximos ao ponto de referência de A_i , e, $w_{ij} = 0$ caso contrário;
- $w_{ij} = 1$, se o ponto de referência de A_j está dentro de uma distância específica ao ponto de referência de A_i e, $w_{ij} = 0$ caso contrário;



- $w_{ij} = 1$, se A_i tem fronteira comum com A_j , e, $w_{ij} = 0$ caso contrário;
- $w_{ij} = \frac{c_{ij}}{c_i}$, onde c_{ij} é o comprimento da fronteira comum entre A_i e A_j e c_i é o perímetro de A_i ; e
- $w_{ij} = \frac{1}{(d_{ij})^p}$, onde $p \in N^*$ é a distância entre os centroides A_i e A_j .

A medida de adjacência (3) é encontrada com maior frequência na literatura e, diante disso, será a medida utilizada neste trabalho.

Depois de selecionada alguma das medidas de adjacências, pode-se construir a matriz de proximidade de primeira ordem $W_{n \times n}^{(1)}$. Essa ideia pode ser generalizada para vizinhos de maior ordem, ou seja, os vizinhos dos vizinhos, sendo a matriz de proximidade representada por $W_{n \times n}^{(k)}$, onde k representa a ordem desejada.

Como a matriz de proximidade espacial $W_{n \times n}$ é utilizada em cálculo de indicadores na fase de análise exploratória, Câmara *et al.* (2001) sugerem padronizar suas linhas, dividindo cada elemento w_{ij} pela soma total dos elementos de cada linha a que pertence. Esse procedimento gera uma nova matriz $W_{n \times n}^*$ denominada de matriz de proximidade espacial padronizada de $W_{n \times n}$, de tal modo que a soma de cada linha dessa nova matriz seja igual a um.

A matriz de proximidade espacial de primeira ordem é muito utilizada nos cálculos dos indicadores de autocorrelação espacial e, para simplificação de notação, $W_{n \times n}^*$ será representado nas subseções posteriores por $W_{n \times n}$.

3.5. Média Móvel Espacial

A média móvel espacial, também chamada de vetor de médias ponderadas ou médias dos valores dos vizinhos, tem por objetivo suavizar os dados espaciais na região de estudo e, assim, identificar padrões e tendências espaciais. Se uma área tem, por exemplo, índice reduzido e seus vizinhos possuem índices elevados, ela tenderá a elevar o índice desta área. Segundo Silva (2010), deste modo a variabilidade espacial é reduzida, pois a operação tende a produzir uma superfície com menor flutuação que os dados originais.

Para se obter o valor da média móvel espacial ($\hat{y}_i$) é necessário representar matricialmente o vetor dos desvios, representado por:

$$z_i = y_i - \bar{y} \quad (1)$$

em que:

z_i = desvio da i -ésima área;

y_i = valores do atributo para cada região; e

$\bar{y}$ = média geral.

Considerando a matriz de proximidade espacial $W_{n \times n}$, a estimativa desta média pode ser dada por:

$$\hat{y}_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \quad (2)$$

em que:

$\hat{y}_i$ = médias móveis espaciais;

w_{ij} = elementos da matriz de proximidade espacial; e

z_j = valor do desvio do atributo em relação à média para cada área.

3.6. Indicadores de Dependência Espacial: Medidas de Autocorrelação

Segundo Câmara *et al.* (2001), um aspecto fundamental na análise exploratória espacial é a caracterização da dependência espacial, ou seja, a caracterização de como os valores estão correlacionados no espaço. Para isso, é utilizado o conceito de autocorrelação espacial.

A autocorrelação espacial nos fornece a informação de quanto o valor de uma área é parecido com o valor do vizinho mais próximo. Assim, autocorrelação espacial mostra o quanto as observações organizadas no espaço influenciam-se mutuamente. De acordo com Câmara *et al.* (2001), a autocorrelação espacial mede quanto o valor observado de um atributo numa região é dependente dos valores desta mesma variável nas localizações vizinhas. Existem vários indicadores para medir a autocorrelação espacial de uma variável aleatória. Neste trabalho será utilizado o índice de Moran.

3.6.1 Índice I de Moran (global)

Uma das formas de medir a autocorrelação espacial é por meio do índice I de Moran, que é expresso por:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

em que:

y_i = o valor do atributo da i-ésima área observada;

y_j = o valor do atributo da j-ésima área observada;

$\bar{y}$ = é o valor médio do atributo na região de estudo; e

w_{ij} = os elementos da matriz normalizada de proximidade espacial.

O valor de I, em geral, varia de -1 a +1 e representa quanto cada área é semelhante às áreas vizinhas imediatas com relação a alguma variável. Assim, quando $I = 0$ indica que a variável é espacialmente independente, quando $I > 0$ há similaridade da variável entre áreas próximas (áreas com dados diretamente correlacionadas) e quando $I < 0$ ocorre dissimilaridade da variável entre áreas próximas (áreas com dados inversamente correlacionados).



Depois de obtido o valor do índice, a maior preocupação deve ser com sua significância estatística. De acordo com Bailey e Gatrell (1995), há duas principais abordagens para testar a hipótese nula de que a variável não apresenta autocorrelação espacial: aproximação pela Distribuição Normal e permutação. No presente trabalho, em virtude do fato de não ser utilizada uma quantidade expressamente grande de áreas nas análises, será utilizado o teste de permutação para testar a hipótese nula que o índice I de Moran é igual a zero.

No teste de permutação aleatória, suponha que se tem n valores $y_i = 1, 2, \dots, n$, relacionados com as áreas A_i , então, há $n!$ possíveis permutações dessa região. Cada permutação desses valores gera um novo arranjo espacial e apenas uma dessas permutações corresponde aos dados observados. Câmara *et al.* (2001) afirmam que cada amostra gera um I e, deste modo, pode-se construir uma distribuição empírica de I . Assim, se o valor do índice I dos dados observados corresponder ao extremo da distribuição simulada, trata-se de um evento com significância estatística.

Segundo Silva (2010), o teste de permutação aleatória pode ser descrito baseado nos seguintes pontos. Primeiramente, calcula-se o índice $I_{(0)}$ da variável observada. Em seguida, calculam-se os índices $I_{(k)}$ (com k variando de 1 a N , onde N é um número menor ou igual a $n!$). Por fim, sob $H_{(0)}$, as variáveis aleatórias de y_i são independentes e identicamente distribuídas. Obtenha-se um valor-p do teste, considerando que a variável apresentou autocorrelação positiva, igual a:

$$valor - p = \frac{\text{quantidade de } I_{(j)} > I_{(0)}}{N+1} \quad j = 1, \dots, N \quad (4)$$

Se a variável apresentar autocorrelação negativa, o valor-p é igual a:

$$valor - p = \frac{\text{quantidade de } I_{(j)} < I_{(0)}}{N+1} \quad j = 1, \dots, N \quad (5)$$

Assim, se o valor-p encontrado pelo teste for inferior ao nível de significância α (5%), então rejeita-se a hipótese de ausência de dependência espacial.

De acordo com Câmara *et al.* (2001), a hipótese implícita do cálculo do índice de Moran é a estacionariedade de primeira e segunda ordem e o índice perde sua validade ao ser calculado para dados não estacionários. Quando existir não estacionariedade de primeira ordem (tendência), os vizinhos tenderão a ter valores mais parecidos que os valores de áreas distantes, pois cada valor é comparado à média global, inflacionando o índice. Da mesma forma, se a variância não é constante, nos locais de maior variância o índice será mais baixo, e vice-versa. Quando o processo espacial é não estacionário, a função de autocorrelação continua decaindo mesmo após ultrapassar a distância onde há influências locais.

3.6.2. Indicadores Locais

Segundo Câmara *et al.* (2001), os indicadores globais de autocorrelação espacial, como o Índice de Moran, fornecem um único valor como medida da associação espacial para todo o conjunto de dados, o que é útil na caracterização da região de estudo como um todo. Entretanto, em algumas situações é desejável examinar os dados mais detalhadamente, assim, os indicadores locais são aplicados a fim de encontrarem um valor específico para cada área. Com a aplicação dos indicadores locais é possível encontrar agrupamentos de áreas semelhantes (*clusters*), áreas fora do padrão da região (*outliers*) e regimes espaciais que não são detectados pelo índice global.

O I_i de Moran local é dado por:

$$I_i = \frac{z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

em que:

z_i = valor do desvio na área i ; e

w_{ij} = elementos da matriz de proximidade espacial.

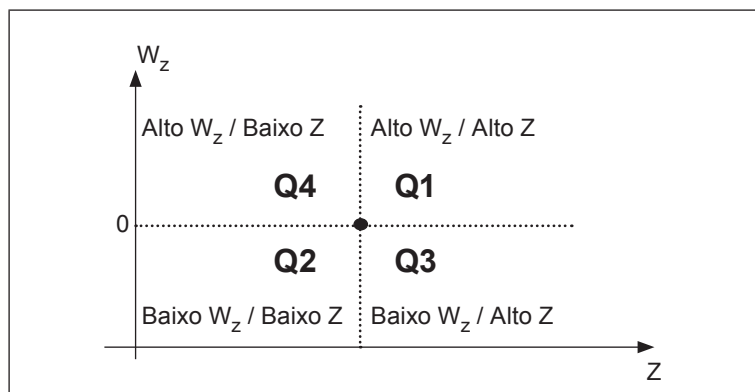
A significância estatística, para o índice de Moran Local, é realizada de maneira análoga ao caso do índice global, ou seja, por meio do teste de permutação aleatória.

3.7 Visualização de Dependência Espacial

Para auxiliar as análises é muito útil gerar gráficos e mapas para visualizar a dependência espacial. Atualmente são utilizados alguns programas, como TerraView, GeoDa, Spring e R, que tornam estas análises mais diretas e facilitam a geração de gráficos e mapas.

3.7.1 Diagrama de espalhamento de Moran

Uma maneira de visualizar a dependência espacial é pelo diagrama de espalhamento de Moran. Esse diagrama é construído com base nos valores dos desvios ($z_i = y_i - \bar{y}$) do atributo numa área A e os valores médios dos desvios de seus vizinhos, ponderados pela matriz de proximidade espacial padronizada (W_{zi}). Esses valores são colocados em um gráfico bidimensional, dividido em quatro quadrantes (Q1, Q2, Q3 e Q4), que são delimitados com base nos valores nulos de cada eixo, conforme pode ser visto na Figura 4.

Figura 4 – Gráfico de espalhamento de Moran

Fonte: Krempi (2004)

Seus quadrantes podem ser interpretados da seguinte forma:

- **Q1:** Mostram áreas com altos valores para a variável em análise (z) e também altos valores da média de seus vizinhos (W_z). É classificado como alto-alto (AA).
- **Q2:** Apresentam áreas com baixos valores para a variável em análise (z) e vizinhos (W_z) que também possuem valores baixos na média de suas áreas. É classificado como baixo-baixo (BB).
- **Q3:** Formado pelas áreas com altos valores da variável em análise (z) e baixos valores da média de seus vizinhos (W_z). É classificado como alto-baixo (AB).
- **Q4:** Mostram as áreas com valores baixos cercados por vizinhos que apresentam valores altos. É classificado como baixo-alto (BA).

Os quadrantes Q1 e Q2 (AA e BB) apresentam autocorrelação espacial positiva, onde as áreas formam clusters de valores similares. Já os quadrantes Q3 e Q4 (AB e BA) apresentam autocorrelação espacial negativa, onde as áreas seguem padrão inverso estabelecido pelos vizinhos.

Com base no gráfico de espalhamento de Moran e dos índices de Moran locais pode-se chegar à elaboração de alguns mapas que auxiliam a análise dos dados.

3.7.2 Box Map

O gráfico de espalhamento de Moran também pode ser apresentado na forma de um mapa temático bidimensional, chamado de Box Map. Nesse caso, cada quadrante do gráfico de espalhamento de Moran é representado por uma cor, em seus respectivos polígonos.

3.7.3 LISA Map

Os mapas para Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA map) é utilizado para indicar as regiões que apresentam correlação local significativamente diferente das demais. A avaliação da significância é feita comparando-se os valores dos índices locais com uma série de valores obtidos por meio de permutações dos valores dos atributos dos vizinhos, sob a hipótese nula de não existência de autocorrelação espacial. Na geração do mapa, os índices são classificados em: não significativos e significativos a 5%, 1% e 0,1%.

4. Material e Métodos

Este trabalho utilizou uma base de dados de seguro de automóveis, coletada no sítio eletrônico da SUSEP (2013) e outra base de dados sobre informações geográficas do Estado de Minas Gerais fornecido pelo sítio eletrônico da GEOMINAS (2013).

Para análise dos dados, foram considerados os valores médios dos prêmios de seguro de automóveis e são referentes aos 146 municípios do Sul/Sudoeste de Minas Gerais para o ano de 2011. A mesorregião do Sul/Sudoeste de Minas Gerais pode ser vista com mais detalhes em relação ao território mineiro na Figura 5, onde os dados foram contabilizados de acordo com o município de registro do seguro de automóvel.

Figura 5 – Mesorregião do Sul/Sudoeste de Minas Gerais

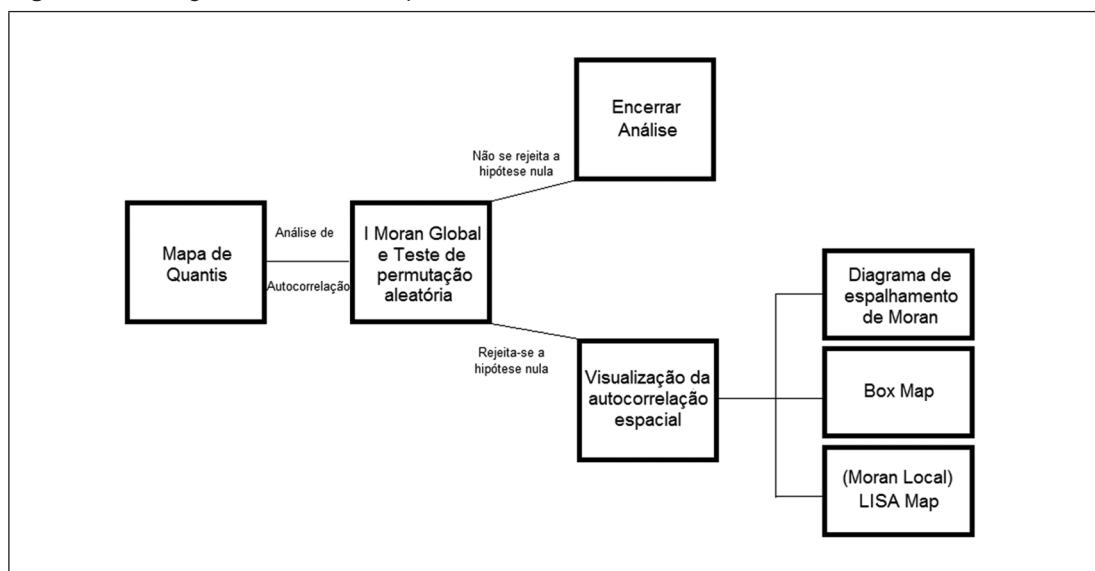


Fonte: Wikipédia (2014)

Tendo como base informações obtidas na GEOMINAS (2013) e SUSEP (2013), montou-se um banco de dados, com as seguintes variáveis por município: nome, código, polígono indicando fronteiras, latitude e longitude decimal e prêmio médio (R\$). Todas as análises estatísticas foram realizadas utilizando o programa R Core Team (2014) e o pacote “spdep” (versão 05-71) (BIVAND, 2014).

O trabalho consiste em fazer uma análise espacial exploratória da variável prêmio médio do seguro de automóvel, com o intuito de verificar como os dados se comportam espacialmente em toda a extensão do mapa, conforme pode ser visto no fluxograma apresentado na Figura 6.

Figura 6 – Fluxograma da análise exploratória da variável em estudo



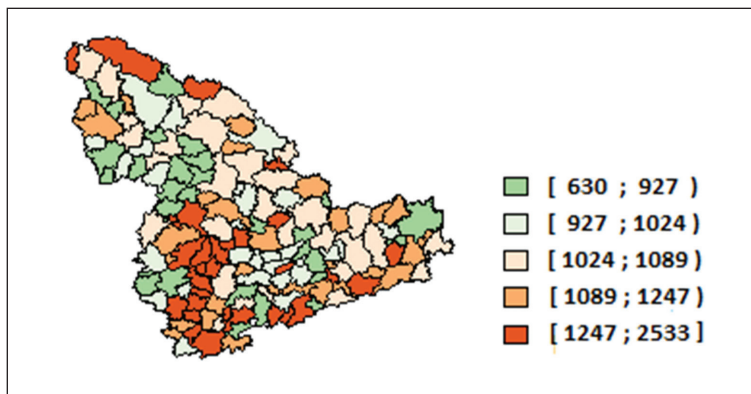
Primeiramente, serão distribuídos no mapa da região analisada, os valores da variável baseada na classificação de quantis. Em seguida, será conduzida a análise de autocorrelação espacial por meio do índice de Moran Global e a validação de autocorrelação espacial da variável será feita pelo teste de permutação aleatória. Assim, se o teste não rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial da variável, a análise exploratória será finalizada imediatamente. No entanto, se o teste rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial, será confirmada a existência de dependência espacial na variável. Depois de confirmada a autocorrelação espacial, serão utilizados os métodos, para visualização de dependência espacial e será elaborado o diagrama de espalhamento de Moran, o Box Map e o LISA Map (visualização dos indicadores locais de autocorrelação espacial).

5. Resultados e Discussão

Inicialmente, foram aplicadas as técnicas de estatística espacial de áreas descritas, nas seções anteriores, para o cálculo dos índices de autocorrelação global e local, bem como a construção dos gráficos de espalhamento e mapas temáticos. O objetivo dessa análise exploratória é compreender melhor as relações espaciais existentes entre o valor do prêmio médio dos seguros de automóveis nos municípios da mesorregião do Sul/Sudoeste de Minas Gerais.

Em uma primeira análise espacial exploratória dos valores dos prêmios médios do seguro de automóvel na mesorregião do Sul/Sudoeste de Minas Gerais, foi construído um mapa de intervalos classificados em cinco quantis, como mostra a Figura 7.

Figura 7 – Mapa de intervalos dos valores médios dos prêmios (R\$) nos municípios do Sul/Sudoeste de Minas Gerais, 2011



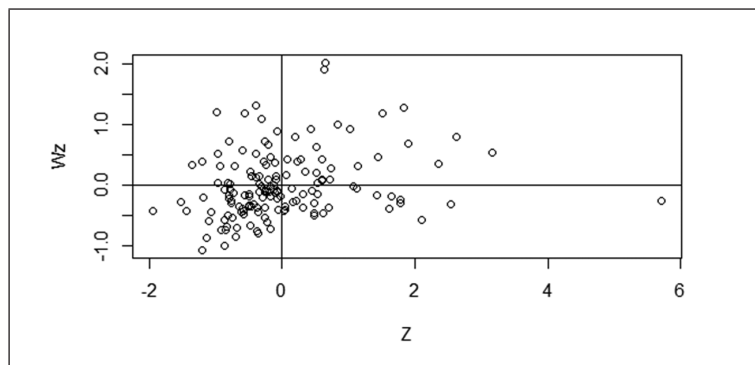
Fonte: Construído por elaboração própria com base no software R (R Core Team, 2014).

Pode-se observar que os valores dos prêmios médios estão pouco dispersos em relação ao mapa. Observa-se que os maiores valores de prêmios médios cobrados pelas seguradoras se encontram nos municípios de Ipuiuna (R\$ 1.766,00), Bom Repouso (R\$ 1.898,00) e Piranguçu (R\$ 2.533,00). Outros municípios que se destacaram foram Monte Santo de Minas (R\$ 754,00), Divisa Nova (R\$ 732,00) e Bom Jesus da Penha (R\$ 630,00) que obtiveram os menores valores de prêmio médio cobrados pelas seguradoras. Os demais municípios se encontram no intervalo de valores de prêmios médios entre esses valores citados anteriormente. Segundo a SUSEP (2013), o valor do prêmio médio do município de Bom Jesus da Penha é o segundo menor de toda Minas Gerais, ficando atrás apenas do município de Pimenta (R\$ 433,00), já o município de Piranguçu é considerado o quarto município com maior valor do prêmio médio mineiro em 2011. Ainda segundo a SUSEP (2013), o valor do prêmio médio cobrado pelo Sul/Sudoeste de Minas Gerais (R\$ 1.059,00) está pouco abaixo da média mineira (R\$ 1.084,00) e da média brasileira (R\$ 1.146,00) no ano de 2011. Também pode-se observar a presença de possíveis agrupamentos de valores autocorrelacionados. Porém, a presença de agrupamentos espaciais será melhor analisada com os índices de autocorrelação espacial.

O cálculo do índice global de Moran resultou em 0,13 o que indica existir uma possível autocorrelação espacial positiva para os valores de prêmios médios cobrados pelas seguradoras nos municípios do Sul/Sudoeste de Minas Gerais. Porém, para concluir se essa autocorrelação espacial é estatisticamente significativa, foi realizado o teste de permutação aleatória, sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial. Foram realizadas 8.000 permutações e obteve-se um valor-p igual a 0,008. Esse número de permutações será usado nas análises posteriores. Esses resultados levaram à rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial e confirmam que o valor do prêmio médio de seguro cobrado pela seguradora em um município do Sul/Sudoeste mineiro tende a ser semelhante aos valores dos seus vizinhos. Teixeira e Scalon (2014) também verificaram a dependência espacial no valor do prêmio médio dos seguros de automóveis em Minas Gerais, suas análises foram aplicadas nas 66 microrregiões do Estado mineiro e, também, obtiveram uma dependência espacial entre as áreas analisadas. Como foi verificada uma dependência espacial nas microrregiões de Minas Gerais, já era de se esperar que os municípios dessas microrregiões, também, apresentassem dependência espacial na variável valor do prêmio médio dos seguros de automóveis.

O próximo passo foi analisar o diagrama de espalhamento de Moran e o Box Map para uma melhor visualização e descrição da autocorrelação existente entre os municípios do Sul/Sudoeste mineiro. Primeiramente, construiu-se o gráfico de espalhamento de Moran que está apresentado na Figura 8.

Figura 8 – Diagrama de espalhamento de Moran da variável prêmio médio

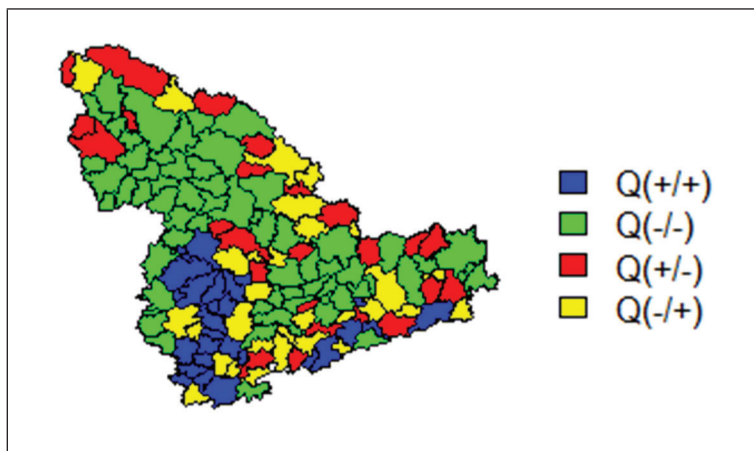


Fonte: Construído por elaboração própria com base no software R (R Core Team, 2014).

Observa-se que as informações dos municípios estão pouco dispersas em todos os quadrantes do gráfico, com uma maior concentração de informações no quadrante Baixo-Baixo. Este resultado está de acordo com o I de Moran global calculado, já que mostra que a maioria dos municípios observados encontra-se nos quadrantes que representam a existência de autocorrelação positiva.

Com base no diagrama de espalhamento de Moran, criou-se o Box Map, como pode ser visto na Figura 9. Assim, observa-se que houve similaridade entre os municípios com valores altos de prêmios médios, localizados nas microrregiões de Pouso Alegre e Poços de Caldas; e similaridade entre os municípios com baixos valores de prêmios médios, localizados nas microrregiões de Santa Rita do Sapucaí, Alfenas, Varginha e São Sebastião do Paraíso.

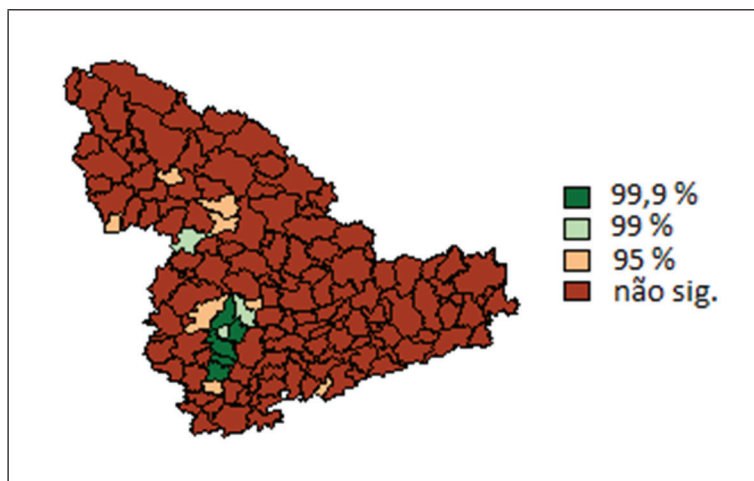
Figura 9 – Box Map da variável prêmio médio de seguro de automóvel nos municípios do Sul/Sudoeste de Minas Gerais, 2011



Fonte: Construído por elaboração própria com base no software R (R Core Team, 2014).

O índice global de Moran fornece um único valor como medida de associação espacial para todos os valores de prêmio médio dos municípios do Sul/Sudoeste de Minas Gerais. Para examinar padrões numa escala de maior detalhe sobre a variável em estudo, utilizou-se o índice de Moran local e o LISA Map.

Figura 10 – LISA Map para o prêmio médio de seguro de automóvel nos municípios do Sul/Sudoeste de Minas Gerais, 2011



Fonte: Construído por elaboração própria com base no software R (R Core Team, 2014).

A Figura 10 mostra o LISA Map para o prêmio médio do seguro de automóveis nos municípios do Sul/Sudoeste mineiro, onde pode-se visualizar agrupamentos com valores de associação espacial local estatisticamente significantes. Assim, pode-se observar que cinco municípios (Bom Repouso, Tocos do Moji, Borda da Mata, Congonhal e Ipuina) foram significativos a um valor-p de 0,001, apenas três municípios (Senador José Bento, Espírito Santo do Dourado e Cabo Verde) foram significativos a um valor-p de 0,01 e sete municípios (Senador Amaral, São João da Mata, Santa Rita de Caldas, Areado, Alterosa, Bom Jesus da Penha e Arceburgo) foram significativos a um valor-p de 0,05. Segundo o IBGE (2013), tais municípios significativos apresentam várias características análogas, como por exemplo, população residente, IDHM e renda média urbana per capita.

6. Considerações Finais

Os métodos de análise exploratória espacial apresentada mostraram ser eficientes para descrever a estrutura de dependência espacial existente na variável prêmio médio dos seguros nos municípios do Sul/Sudoeste do Estado de Minas Gerais.

Por meio desses métodos, foi possível detectar a presença de dependência espacial na variável prêmio médio de seguro de automóveis, em que, a maioria dos municípios apresentou similaridade com seus vizinhos.



7. Referências Bibliográficas

- ANDRADE, E.; DANNA, L. C.; SILVA, P. C. F. Mapeamento de perigos e riscos de inundação no município de Aparecida, São Paulo. *Anuário do Instituto de Geociências*, Rio de Janeiro, v. 35, p. 28-42, 2012.
- ASSUNÇÃO, R. M. Estatística espacial com aplicações em epidemiologia, economia, sociologia. São Carlos: Associação Brasileira de Estatística, 2001. 131 p.
- AZEVEDO, G. H. W. Seguros, matemática atuarial e financeira: uma abordagem introdutória. São Paulo: Saraiva, 2008. 307 p.
- BAILEY, T. C.; GATRELL, A. C. Interactive spatial data analysis. Essex: Longman Scientific, 1995. 413 p.
- BELTRÃO, K. I. *et al.* Mercado segurador em Minas Gerais: potencial de crescimento. Rio de Janeiro: FUNENSEG, 2013. 136 p.
- BIVAND, R. Spdep: spatial dependence: weighting schemes, statistics and models. R Package Version 0.5-74. Disponível em: <<http://CRAN.R-project.org/package=spdep>>. Acesso em: 10 maio 2014.
- BRASIL. Decreto-Lei nº 73, de 21 de novembro de 1966. Dispõe sobre o Sistema Nacional de Seguros Privados, regula as operações de seguros e resseguros e dá outras providências. Brasília, 1996. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil/_03/decreto-lei/del0073.htm>. Acesso em: 10 nov. 2014.
- CÂMARA, G. *et al.* Análise espacial de dados geográficos. São José dos Campos: INPE, 2001. 209 p.
- CLIFF, A. D.; ORD, J. K. Spatial processes: models and applications. London: Pion, 1981. 266 p.
- COSTA, H. B.; ALVES, K.; KYERNE, I. Distribuição espacial dos acidentes de trânsito no centro da cidade de Teresina, PI em 2010: identificação de tendência através da técnica de elipse de desvio padrão. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CIÊNCIA GEODÉSICAS E TECNOLOGIAS DA GEOINFORMAÇÃO, 4., 2012, Recife. Anais. Recife: UFPE, 2012. p. 1-7.
- FERREIRA, W. J. Noções gerais do seguro. Rio de Janeiro: IRB, 1985. 789 p. (Coleção Introdução à Ciência Atuarial).
- FREITAS, M. A. L. Modelo logístico aplicado ao mercado de seguros de auto no Brasil: cálculo da probabilidade de sinistros. *Revista Indicadores Econômicos FEE*. Porto Alegre, v. 37, n. 3, 2009. Disponível em: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/view/2333/2721>>. Acesso em: 10 nov. 2014.
- GEOMINAS. Geoprocessamento em Minas Gerais. Belo Horizonte, 2013. Disponível em: <<http://www.geominas.mg.gov.br>>. Acesso em: 10 out. 2014.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 4 out. 2013.
- KREMPI, A. P. Explorando recursos de estatística espacial para análise da acessibilidade na cidade de Bauru. 2004. 94 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.



LANDIM, P. M. B. Análise estatística de dados geográficos. São Paulo: UNES, 1998. 266 p.

MARCUZZO, F. F. N.; MELO, D. C. R.; ROCHA, H. M. Distribuição espaço-temporal e sazonalidade das chuvas no Estado do Mato Grosso. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, Porto Alegre, v. 16, n. 4, p. 157-167, 2011.

OLIVEIRA, C. A. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. *Revista de Economia*, Curitiba, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.

OLIVEIRA, L. G. L. *et al.* Anomalias térmicas de centros urbanos e ocorrência de granizo na zona leste de São Paulo: estudo de caso. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 14, 2006, Florianópolis. Anais. Florianópolis: CBMET, 2006. Disponível em: <<http://www.cbmec.com/cbmfiles/145f4c16f59a14eb22c3c91637b40e3dd2.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2014.

OZAKI, V. Análise espacial da produtividade agrícola no Estado do Paraná: implicações para o seguro agrícola. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 46, n. 3, p. 869-886, 2008.

PEIXOTO, B. T.; MORO, S.; ANDRADE, M. V. Criminalidade na região Metropolitana de Belo Horizonte: uma análise espacial. Belo Horizonte: CEDEPLAR/FACE/UFGM, 2004. Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/diamantina2004/textos/D04A016.PDF>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

PITA, R.; DOMINGUES, A. Seguro de automóvel. Rio de Janeiro: FUNENSEG, 2011.224p.

QUEIROZ, M. P. Análise espacial dos acidentes de trânsito do município de Fortaleza. 2003. 124 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Transportes) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2003.

QUEIROZ, M. P.; SILVA, F. G. F.; ARAÚJO, C. E. F. Análise espacial exploratória de roubos de cargas em rodovias Federais no Estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Risco e Seguro*, Rio de Janeiro, v. 4, n. 8, p. 129-144, 2009.

R CORE TEAM. R: a language and environment for statistical computing. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 fev. 2014.

ROCHA, L. S.; FERNANDES, V. O.; LUSTOSA, P. B. Análise espacial através do estimador de intensidade Kernel para as áreas sujeitas a riscos hidrológicos no município de Salvador, BA. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CATOGRAFIA, 25, 2011, Curitiba. Anais. Salvador: UFBA, 2011. Disponível em: <<http://www.meau.ufba.br/site/artigos/analise-espacial-atraves-do-estimador-de-intensidade-kernel-para-areas-sujeitas-riscos-hidro>>. Acesso em: 10 nov. 2014.

SANTOS, L.; RAIA-JUNIOR, A. A. Análise espacial de dados geográficos: a utilização da Exploratory Spatial Data Analysis – ESDA para identificação de áreas críticas de acidentes de trânsito no município de São Carlos, SP. *Sociedade & Natureza*, Uberlândia, v.18, n.35, p. 97-107, 2006.

SILVA, L. P.; SANTOS, C. A. G. Análise espacial dos riscos de erosão e inundação na Bacia do Rio Cuiá. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, Porto Alegre, v. 15, n. 3, p. 21-32, 2010.

SILVA, N. C. N. Análise de dados de área aplicada a dois indicadores econômicos de mesorregiões do Estado de Minas Gerais. 2010. 104 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agrícola) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2010.



SIQUEIRA, A. C. T. A histórica dos seguros no Brasil. Rio de Janeiro: COP, 2008. 436 p.

SOUZA, R. *et al.* Análise espacial dos acidentes de trânsito com vítimas fatais: comparação entre local de residência e de ocorrência do acidente no Rio de Janeiro. *Revista Brasileira de Estudos de População*, Manguinhos, v. 25, n. 2, p. 353-364, 2008.

SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS. Autoseg. Disponível em: <<http://www.susep.gov.br>>. Acesso em: 2 out. 2013.

TEIXEIRA, F. J.; SCALON, J. D. Análise espacial do prêmio médio do seguro de automóvel em Minas Gerais. *Revista da Estatística da Universidade Federal de Ouro Preto*, Ouro Preto, v. 3, n. 3, p.154-158, 2014.

TUDO SOBRE SEGUROS. Disponível em: <http://www.tudosobreseguros.org.br/sws/portal/pagina.php?1=163>>. Acesso em: 4 set. 2013.

WIKIPÉDIA. Disponível em: <<http://pt.wikipedia.org>>. Acesso em: 5 dez. 2014.



Spatial Dependence with respect to the Value of the Auto Insurance Premium

Flaviano José Teixeira

Actuary, Master in Statistics from UFLA-MG

flaviano_fjt@hotmail.com

João Domingos Scalón

Degree in statistics from the Federal University of São Carlos (1984), Master's Degree in Biomedical Engineering from the Federal University of Rio de Janeiro (1993), Doctorate in Probability and Statistics from the University of Sheffield – UK (1997) and Post-doctoral researchers in Statistics from Harvard University – USA (2004) and University of Sheffield (2015). He is currently Professor of Statistics in the Department of Exact Sciences, at the Federal University of Lavras (UFLA).

scalon@dex.ufla.br

Summary

The Brazilian insurance market has seen a substantial increase in revenues in recent times, capturing a growing share of the Gross Domestic Product (GDP). Minas Gerais is considered the third largest Brazilian state with regard to insurance turnover and the auto sector is one of the main contributory factors to that statistic. Many authors state that the pricing of insurance premiums is based on several factors. Accordingly, studies on the variables involved in calculating auto insurance premiums can contribute significantly to the insurance market. The objective of this study is to utilize methods of spatial statistics for area data, to analyze auto insurance premiums in the municipalities of the South and Southwest mesoregion of Minas Gerais state. The results show that the average insurance premium variable presents a statistically significant spatial dependence in the study region.

Key Words

Auto Insurance. Spatial Statistics. Spatial data.

Contents

1. Introduction. 2. Insurance. 2.1 History of Insurance. 2.2 The beginnings of Insurance in Brazil. 2.3 Auto insurance in Brazil. 2.4 Some Fundamentals of Auto Insurance. 2.5 Auto insurance in the state of Minas Gerais. 3. Spatial Statistics. 3.1 Spatial Analysis of Area Data. 3.2 Data Visualization. 3.3 Analysis of Spatial Autocorrelation. 3.4 Spatial Proximity Matrix. 3.5 Spatial Moving Average. 3.6 Indicators of Spatial Dependence: autocorrelation measures. 3.6.1 Moran's I Index (global). 3.6.2 Local Indicators. 3.7 Visualization of Spatial Dependency. 3.7.1 Moran Scatter Plot Diagram. 3.7.2 Box Map. 3.7.3 LISA Map. 4. Material and Methods. 5. Results and Discussion. 6. Final Considerations. 7. Bibliographical References.



Sinopse

A Dependência Espacial do Valor do Prêmio de Automóvel

Flaviano José Teixeira

Atuário, mestre em Estatística pela UFLA-MG

flaviano_fjt@hotmail.com

João Domingos Scalón

Graduação em Estatística pela Universidade Federal de São Carlos (1984), mestrado em Engenharia Biomédica pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (1993), doutorado em Probabilidade e Estatística pela University of Sheffield – UK (1997) e pós-doutorados em Estatística pela Harvard University – USA (2004) e University of Sheffield (2015). Atualmente é Professor Titular de Estatística do Departamento de Ciências Exatas, da Universidade Federal de Lavras (UFLA).

scalon@dex.ufla.br

Resumo

O mercado brasileiro de seguros vem apresentando um substancial aumento de receitas, refletindo em uma crescente participação no Produto Interno Bruto (PIB) do país. Minas Gerais é considerado o terceiro estado brasileiro que mais fatura com o mercado segurador, sendo o setor de automóveis um dos principais fatores desse faturamento. Muitos autores afirmam que a precificação dos prêmios são baseados em diversos fatores. Sendo assim, estudos sobre as variáveis envolvidas no cálculo dos prêmios de seguros de automóveis pode contribuir de forma significativa para o mercado segurador. Objetivou-se no presente estudo utilizar métodos da estatística espacial, para dados de área, para analisar os prêmios de seguro de automóveis nos municípios da mesorregião do Sul e Sudoeste do Estado de Minas Gerais. Os resultados mostram que a variável prêmio médio do seguro apresenta uma dependência espacial estatisticamente significativa na região de estudo.

Palavras-chave

Seguro de automóveis. Estatística espacial. Dados de área.

Sumário

1. Introdução. 2. Seguro. 2.1 História do Seguro. 2.2 Início do Seguro no Brasil. 2.3 Seguro de Automóveis no Brasil. 2.4 Alguns Fundamentos do Seguro de Automóveis. 2.5 Seguro de Automóveis em Minas Gerais. 3. Estatística Espacial. 3.1 Análise Espacial de Dados de Áreas. 3.2 Visualização dos Dados. 3.3 Análise de Autocorrelação Espacial. 3.4 Matriz de Proximidade Espacial. 3.5 Média Móvel Espacial. 3.6 Indicadores de Dependência Espacial: Medidas de Autocorrelação. 3.6.1 Índice I de Moran (global). 3.6.2 Indicadores Locais. 3.7 Visualização de Dependência Espacial. 3.7.1 Diagrama de espalhamento de Moran. 3.7.2 Box Map. 3.7.3 LISA Map. 4. Material e Métodos. 5. Resultados e Discussão. 6. Considerações Finais. 7. Referências bibliográficas.



Sinopsis

La Dependencia Espacial del Valor de la Prima de un Auto

Flaviano José Teixeira

Actuario, master en estadística por la UFLA, MG

flaviano_fjt@hotmail.com

João Domingos Scalon

Graduado en estadística de la Universidad Federal de Carlos São (1984), Master en Ingeniería Biomédica de la Universidad Federal de Rio de Janeiro (1993), doctorado en probabilidad y estadística de la Universidad de Sheffield, Reino Unido (1997) y postdoctorado en estadística en la Universidad de Harvard-Estados Unidos (2004) y en la Universidad de Sheffield (2015). Actualmente es Profesor de Estadística del Departamento de Ciencias Exactas, en la Universidad Federal de Lavras (UFLA).

scalon@dex.ufla.br

Resumen

El mercado brasileño de seguros viene presentando un considerable aumento en ingresos, reflejando una participación creciente en el Producto Interno Bruto del país. Minas Gerais es considerado el tercer estado brasileño que más factura con el mercado de seguros, siendo el sector de autos uno de los principales factores de dicha facturación. Varios autores afirman que la fijación de primas se basa en diversos factores, de esta forma, estudios sobre las variables relacionadas al cálculo de las primas de seguros de autos pueden contribuir de forma significativa en el mercado de seguros. El objetivo de este estudio es utilizar métodos de estadística espacial, empleando datos de área para analizar las primas de seguros de autos en los municipios de la región sur y sudoeste del estado de Minas Gerais. Los resultados muestran que la variable prima promedio del seguro presenta una dependencia espacial estadísticamente significativa dentro de la región donde se realizó el estudio.

Palabras-Clave

Seguro de auto. Estadística espacial. Datos de área.

Sumario

1. Introducción. 2. Seguros. 2.1 Historia **de los seguros**. 2.2 Seguros **del** Hogar en Brasil. 2.3 Los seguros de **autos** en Brasil. 2.4 Algunos Fundamentos de seguro de automóvil. 2.5 El seguro de **auto** en Minas Gerais. 3. Estadística espacial. 3.1 Áreas de análisis de datos espaciales. 3.2 Visualización de datos. 3.3 Análisis de Autocorrelación espacial. 3.4 Matriz de proximidad espacial. 3.5 Mobile Space Media. 3.6 Indicadores de dependencia espacial: medidas de autocorrelación. 3.6.1 Índice I de Moran (global). 3.6.2 Indicadores locales. 3.7 Ver dependencia espacial. 3.7.1 Diagrama de dispersión de Moran. 3.7.2 Box. Mapa 3.7.3 LISA Mapa. 4. Material y Métodos. 5. Resultados y Discusión. 6. Observaciones finales. 7. Referencias.



1. Introduction

The Brazilian insurance market has been growing over time, thus gaining new prominence in the country's economic landscape. Between the mid-70s and the late 80s, the insurance market remained somewhat inactive, due to various factors such as high inflation, among others. But in the early 90s, that situation began to undergo changes, generating a representative growth in the Brazilian market.

According to the Superintendence of Private Insurance – SUSEP (2013), the Brazilian insurance market continues to exhibit a substantial and consistent increase in revenues, capturing a growing share of the Gross Domestic Product (GDP). In 2012, the insurance market accounted for 2.94% of the Brazilian GDP, which is quite significant considering that, in 2001, this share did not exceed 1.86%.

Among the various types of insurance offered in the Brazilian market, those which generate most premiums and considered the main insurance sectors are the branches of health, personal and auto. Together, these segments accounted for 85.6% of all premiums garnered by insurers in Brazil in 2012. Among the Brazilian states, Minas Gerais is considered the third largest insurance market and the auto branch is one of the main factors for this high development.

According to SUSEP (2013), the State of Minas Gerais generated, in 2012, high levels of auto insurance premiums and claims. Some authors claim that there is a positive correlation between these two variables, where the price of the premium increases in line with the number of claims.

In calculating auto insurance premiums, several factors are taken into consideration, one of these being the usual location of the vehicle. To measure this variable, all factors that may lead to a claim are analyzed, such as theft, collision and fire, also the vehicle's usual location and frequency of these events there. To this end, a study of the variables involved in calculating auto insurance premiums, using statistical techniques, can contribute significantly to the insurance market.

The objective of the work is the spatial analysis of auto insurance premiums in the municipalities of the south and southwest mesoregion of Minas Gerais using techniques to analyze area data. The average auto insurance premiums will be considered as the main variable of interest, for which will be conducted an exploratory spatial analysis of the variable involved.



2. Insurance

Initially, there will be a brief depiction of the history of insurance to its current form today, with emphasis on some data regarding the modality of auto insurance.

2.1 History of Insurance

The history of the auto insurance business in Brazil follows the development of the automobile industry in general. According to Siqueira (2008), the first auto insurance emerged in the late 19th century when the first cars of the time began to appear in São Paulo and Rio de Janeiro. The advent of automobiles generated the need for coverage against damage caused to third parties. Since then, auto insurance has been advancing side by side with the automotive industry and, over the decades, this branch of insurance has been modified by various Decrees and Circulars.

2.2. The beginnings of Insurance in Brazil

According to Pita and Domingues (2011), auto insurance in Brazil saw its main breakthrough in 1986 when, in the midst of the country's economic liberalization process, SUSEP issued Circular 027/86 which, in a single article, delivered the set of rules governing the disposal of auto insurance, freeing up the automobile tariffs. Thus, the insurers themselves could develop new covers, prepare tariffs and set the level of fees to be paid to brokers.

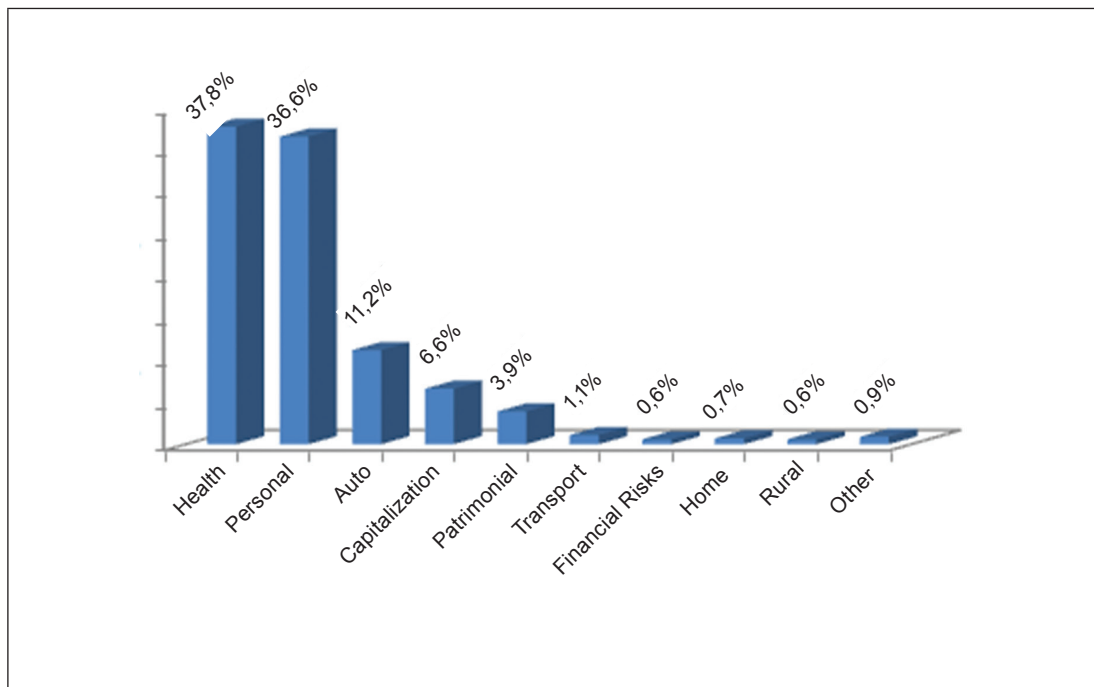
1990 saw the expansion of goods insurance (vehicle) for damage to third parties and to personal injury. Assistance services to the vehicle and passengers were also introduced in that same year.

According to Pita and Domingues (2011), the last major milestone for auto insurance in Brazil occurred after the 90s, with the deepening segmentation in pricing, represented by the inclusion of the driver's characteristics (driver profile) as a price variable.

2.3. Auto Insurance in Brazil

According to SUSEP (2013), auto insurance is one of the best-selling insurance branches in Brazil, generating the third highest insurance income in the year 2012, as shown in Figure 1. The increased demand for this type of insurance has been growing due to numerous factors, such as the large number of recorded thefts and the increased risk of collision, especially in the large urban centers.

Figure 1 – Insurance Premiums by Branch (% of the total – 2012)



2.4. Some fundamentals of Auto Insurance

Pita and Domingues (2011), state that auto insurance policies can be cover for terrestrial vehicles with two or more wheels traveling on public roads. The risks are distributed throughout tariff categories according to the type of vehicle and its use.

These auto insurances (body) cover partial or integral losses (claims) arising from:

- Collision;
- Rollover;
- Objects hitting or falling on the vehicle;
- Objects hitting or falling from cargo carrier;
- Accidental fall from cliffs, bridges or viaducts;
- Explosion;
- Lightning strike;
- Theft or robbery of the vehicle or part of it;
- Submersion, including arising flooding;
- Hailstone damage; and
- Fire.

The insurance market offers two covers for this type of risk: Basic and Additional. The basic coverage represents the combination of three types of risks: collision, fire and theft. Additional covers are very flexible and can be modified at any time. This is one of the ways used by insurers to differentiate themselves and gain more customers. Some services offered are 24-hour assistance, glass cover, bullet-proofing, courtesy car, etc.

To contract auto insurance, it is necessary to choose a broker and the next step is to inform the data on the insurance proposal and conduct a preliminary inspection when necessary. The contract is complete on full payment or the first installment of the agreed premium.

The premium (amount the insured pays to the insurer for the purchase of insurance) is based on the risk to which the insured goods are exposed. Its value will depend on some variables:

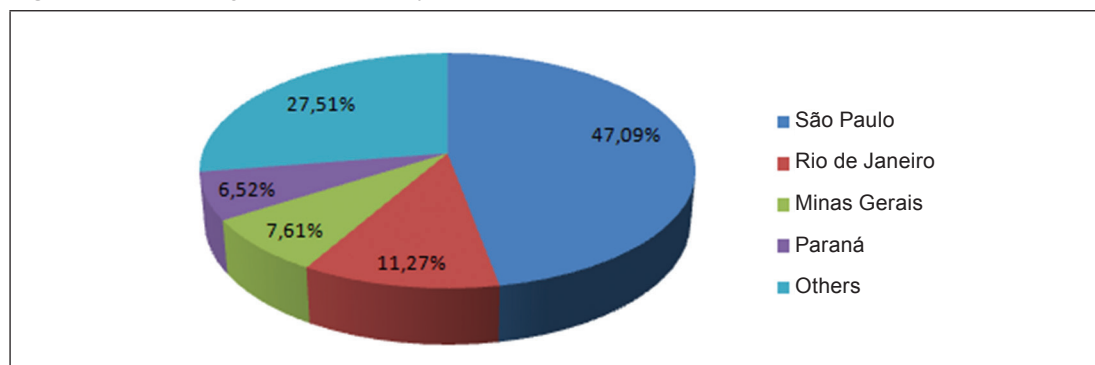
- The usual location of the vehicle;
- Model of Vehicle;
- Year of vehicle;
- Gender and age of the driver; and
- No Claims Bonus (system that adjusts the premium paid by a client according to his individual claim history).

According to Ferreira (1985) and Freitas (2009), there is a positive correlation between the premium and the claim ratio, i.e., an increase in auto claim ratio leads to an increase in the price of premiums collected by insurers from the policyholders.

2.5. Auto insurance in the State of Minas Gerais

According to Beltrão *et al.* (2013), Minas Gerais has been improving in all indicators that involve the insurance industry: population, households, education, income and labor market. Thus, the insurance market in this state exhibits growing development. In 2012, the state of Minas Gerais was third in the country in terms of premiums collected (7.61%), behind only the states of Rio de Janeiro (11.27%) and São Paulo (47.09%), as can be seen in Figure 2.

Figure 2 – Percentage of Premiums by State in 2012





With regard to auto insurance in the state of Minas Gerais, according to SUSEP (2013), this sector has seen expansion in recent years, as can be seen in Table 1.

Table 1 – Direct Premiums and Direct Claims – auto insurance in the state of Minas Gerais

Year	Direct Premium (R\$)	Direct Claims (R\$)
2003	475.945.516,00	428.638.438,00
2004	600.102.755,00	485.409.805,00
2005	743.301.929,00	456.564.727,00
2006	764.562.448,00	444.518.896,00
2007	796.693.455,00	474.499.232,00
2008	904.131.142,00	592.731.496,00
2009	1.004.635.616,00	653.953.950,00
2010	1.153.904.757,00	753.987.831,00
2011	1.146.003.210,00	832.603.635,00
2012	1.347.737.402,00	925.252.886,00

Source: SUSEP (2013)

Table 1 shows the values of direct premiums and direct claims in Brazil, from 2003 to 2012. During those ten years a very significant increase in their values can be seen, thus demonstrating the steady development of this branch of insurance in the state.

According to SUSEP (2013), among the regions of Minas Gerais, the South and Southwest mesoregion showed the lowest price of the average premium charged by insurers in 2011, which was, on average, R\$ 1,059.00 for auto insurance. According to the Brazilian Institute of Geography and Statistics – IBGE (2013), the South and Southwest mesoregion consists of 146 municipalities, which has 2.4 million inhabitants and exhibited a total GDP of R\$ 16 billion at the last Census. Furthermore, according to SUSEP (2013), by 2011 there were 572,989 cars in circulation in this region and, of these, only 144,337 had any type of insurance. In other words, approximately 1/4 of the resident car owners had insured against the risk of losses to their vehicles.



3. Spatial Statistics

For any statistical analysis, there is need to collect data. When data of a variable is associated with a spatial coordinate, there is so-called spatial data. Thus, any data collected is associated with a spatial coordinate. However, the location of the information given is not considered in most analyzes. Thus, Spatial Statistics is understood as a set of techniques, concepts and statistical methods that use the spatial coordinate in the data analysis.

According to Bailey and Gatrell (1995), spatial analysis includes methods with the objective to visualize and describe data, choose a statistical model and estimate parameters of that model. In this sense, the objectives of spatial and traditional statistics are the same. However, spatial statistics has some peculiarities, such as the need for its own specific methods for visualizing data patterns in space and describing the spatial correlation of data. Furthermore, traditional statistics assumes that the observations are independent in time and space, but this assumption is violated in many situations. According to Landim (1998), spatial statistics is usually more informative for its incorporation of the spatial dimension which, for its analysis, requires at least the information on the location and the attributes, which are the values associated with the data. Thus, spatial statistics methods are based on the assumption that the data can be spatially dependent.

One cannot find many studies in academic literature citing the use of spatial statistics methods in the analysis of insurance data. With regard to cargo insurance, Queiroz, Silva and Araujo (2009) conducted a spatial analysis of cargo theft on federal highways in the state of Minas Gerais. The aim of the study was to help insurers and other interested parties by presenting the critical areas of theft in the state. Ozaki (2008) used spatial statistics, specifically geostatistics applied to agricultural insurance, to show how major climatic disasters generate large risks to insurers.

With respect to auto insurance, one can find some spatial studies directed towards the principle causative factors of accidents. Oliveira (2008) and Peixoto, Moro and Andrade (2004) performed spatial analysis of the distribution of crime and car theft in the state of Rio Grande do Sul and the metropolitan region of Belo Horizonte, respectively. Costa, Alves and Kyerne (2012), Queiroz (2003), Santos and Raia-Junior (2006) and Souza *et al.* (2008) applied spatial statistical methods to analyze the distribution of traffic accidents and establish the main areas of risk in the municipalities of Rio de Janeiro (RJ), Fortaleza (CE), Teresina (PI) and São Carlos (SP), respectively. Equally, Marcuzzo, Melo and Rocha (2011), Oliveira *et al.* (2006) and Rocha, Fernandes and Lustosa (2011) used spatial statistical methods to analyze the risks of climatic events such as rainfall, hydrological risks, and hailstones. Remaining on the subject of climatic risks, Andrade, Danna and Silva (2012) and Silva and Santos (2010) used spatial statistics to analyze the risks of erosion and flood in the Cuiá River basin and in the municipality of Aparecida (SP).

Various authors, such as Assunção (2001) and Bailey and Gatrell (1995), divided spatial data into four categories:

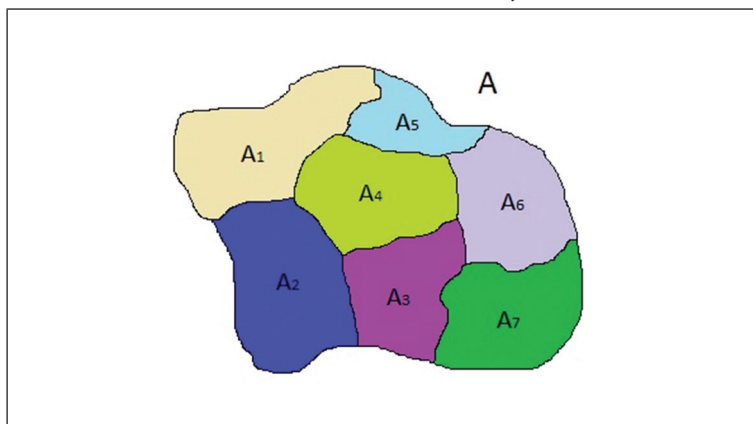
- Point Process Data;
- Random Surface Data;
- Spatial Interaction Data; and
- Area Data.

For each of these categories, there are different statistical methods to describe and analyze the data. In this work, the focus is on the analysis of area data. Thus, its methods will be presented for visualization, description and modeling of spatial dependence in the area data.

3.1 Spatial analysis of Area Data

According to Assunção (2001), area data involves elements that associate the geographic map of a region A to a database. This geographic map is divided into sub-regions A_i , $i = 1, 2, \dots, n$, in a form that $\bigcup_{i=1}^n A_i = A$ and $A_i \cap A_j = \emptyset$ if $A_i \neq A_j$, whatever the form of A_i and of A , as can be seen in Figure 3. In this case, the exact location of the event is not known, but the added value of each area analyzed is known.

Figure 3 – Region A divided into sub-regions A_i



The data for each area A_i can represent counts, proportions, averages, indices or even rates; and these areas may be census sectors, districts or municipalities. The choice of the mapping for the areas and the type of data depends on the goals of the analyses, taking care, for example, that the observed data is sufficient to analyze the spatial phenomenon to be studied.

Over the next subsections, various methods for the spatial analysis of area data will be presented, in order to detect and explain the presence of patterns and trends observed in the region of the study.

3.2 Data Visualization

According to Câmara *et al.* (2001), Geographic Information Systems (GISs) usually have three descriptive methods of variable visualization:

- equal intervals: the amplitude of the variable is divided by the number of desired classes;
- Quantiles: initially ordering the variable values, then divides them into classes with the same number of observations, as a way to separate the classes as a percentage of the variable values; and
- Number of standard deviation: classes are generated according to the value of the standard deviation (σ). From the average (μ), the values are defined below and above it, at intervals of values that can be multiples of a standard deviation (σ).

In this work, the variables data is presented, divided into class intervals by quantiles, which feature a more appropriate way to display the maps.

3.3. Analysis of Spatial Autocorrelation

For Cliff and Ord (1981), spatial autocorrelation can be understood as the tendency for the value of a variable associated with a particular location to be more like the values of its neighboring observations than the rest of the locations of the sample set.

To analyze the spatial dependence of the values of the observed area, there are several spatial autocorrelation indicators available (ex.: Moran, Geary etc.). These indicators can be global or local and will be presented in detail in the subsequent subsections. These indicators depend on the definition of the spatial proximity matrix adopted, discussed next.

3.4. Spatial Proximity Matrix

According to Câmara *et al.* (2001), when studying the spatial dependence of area data, the key element of this analysis is the concept of spatial proximity. It is a square matrix, not stochastic, whose elements w_{ij} reflect the behavior between the areas A_i and A_j , that is, it shows the intensity of the interdependence that exists between the areas. In other words, in the matrix $W_{n \times n}$, each w_{ij} represents the distance between the polygon i and the polygon j , given that $w_{ii} = 0$.

Bailey and Gatrell (1995), state that the matrix $W_{n \times n}$ can be constructed using different adjacent (or neighboring) measures, such as:

- $w_{ij} = 1$, if the reference point of A_j is one of the k points closest to the reference point of A_i , and, $w_{ij} = 0$ otherwise;
- $w_{ij} = 1$, if the reference point of A_j is within a specific distance to the reference point A_i , e, $w_{ij} = 0$ otherwise;



- $w_{ij} = 1$, if A_i has a common border with A_j , e, $w_{ij} = 0$ otherwise;
- $w_{ij} = \frac{c_{ij}}{c_i}$, where c_{ij} is the length of the common border between A_i and A_j and c_i is the perimeter of A_i ; and
- $w_{ij} = \frac{1}{(d_{ij})^p}$, where $p \in \mathbb{N}^*$ is the distance between the centroids A_i e A_j .

The adjacency measure (3) is found with greater frequency in academic literature and, given this, will be the measure used in this work.

After selecting some of the adjacency measures, one can build the first order proximity matrix $W_{n \times n}^{(1)}$. This idea can be generalized to neighbors of greater order, that is, the neighbors of neighbors, being the proximity matrix represented by $W_{n \times n}^{(k)}$, where k represents the desired order.

As the spatial proximity matrix $W_{n \times n}$ is used in the calculation of indicators at the exploratory analysis stage, Câmara *et al.* (2001) suggest standardizing its lines, dividing each element w_{ij} by the total sum of the elements of each line to which it belongs. This procedure generates a new matrix $W_{n \times n}^*$ called the standardized spatial proximity matrix of $W_{n \times n}$, in such a way that the sum of each line of this new matrix is equal to one.

The first order spatial proximity matrix is widely used in the calculation of spatial autocorrelation indicators and to simplify notation, $W_{n \times n}^*$ will be represented in the subsequent subsections by $W_{n \times n}$.

3.5. Spatial Moving Average

The spatial moving average, also called the weighted mean vector or mean value of neighbors, aims to smooth the spatial data in the study region and thus identify patterns and spatial trends. If an area has, for example, a low index and its neighbors have a high index, it will tend to increase the ratio of this area. According to Silva (2010), in this mode the spatial variability is reduced because the operation tends to produce a surface with less fluctuation than the original data.

To obtain the value of the spatial moving average ($\hat{y}_i$) it is necessary to represent the vector of the deviations, represented by

$$z_i = y_i - \bar{y} \quad (1)$$

in which:

z_i = deviation from the i -th area;

y_i = values of the attribute for each region; and

$\bar{y}$ = overall average.

Considering the spatial proximity matrix $W_{n \times n}$, the estimation of this average can be given by:

$$\hat{y}_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \quad (2)$$

In which:

$\hat{y}_i$ = spatial moving average;

w_{ij} = elements of the spatial proximity matrix; and

z_j = the value of the deviation of the attribute relative to the average for each area.

3.6 Indicators of Spatial Dependence: autocorrelation measures

According to Câmara *et al.* (2001), a key aspect of exploratory spatial analysis is the characterization of spatial dependence, i.e. the characterization of how values are correlated in space. This is achieved by using the concept of spatial autocorrelation.

Spatial autocorrelation provides us with information about how the value of an area is similar to the value of its nearest neighbor. Thus, spatial autocorrelation shows how the observations arranged in space influence each other. According to Câmara *et al.* (2001), spatial autocorrelation measures how much the observed value of an attribute in a region is dependent on the values of the same variable in neighboring locations. There are several indicators to measure the spatial autocorrelation of a random variable. This work will use the Moran index.

3.6.1 Moran's I Index (global)

One way to measure the spatial autocorrelation is by using Moran's *I* index, which is expressed by:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

In which:

y_i = the value of the attribute of the i -th area observed;

y_j = the value of the attribute of the j -th area observed;

$\bar{y}$ = is the mean value of the attribute in the region of the study; and

w_{ij} = the elements of the normalized matrix of spatial proximity.

The value of *I*, in general, varies from -1 to +1 and represents how each area is similar to its immediate neighboring areas with respect to some variable. This way, when $I = 0$ indicates that the variable is spatially independent, when $I > 0$ there is similarity of the variable between areas in proximity (areas with data directly correlated) and when $I < 0$ there is dissimilarity of the variable in areas in proximity (areas with data inversely correlated).



After obtaining the index value, the greatest concern should be with its statistical significance. According to Bailey and Gatrell (1995), there are two main approaches to testing the null hypothesis that the variable does not present spatial autocorrelation: approximation by Normal Distribution and permutation. In this work, by virtue of the fact of not being specifically used much in the analyses of areas, the permutation test is used to test the null hypothesis that Moran's index I is equal to zero.

In the random permutation test, suppose there are n values $y_i = 1, 2, \dots, n$, related to the areas A_i , then, there are $n!$ possible permutations of this region. Each permutation of those values generates a new spatial arrangement and only one of those permutations corresponds to observed data. Câmara *et al.* (2001) state that each sample generates a I and, in this way, you can build an empirical distribution of I . Thus, if the value of the index I of the observed data corresponds to the extremes of the simulated distribution, this is an event with statistical significance.

According to Silva (2010), the random permutation test can be described based on the following points. First, calculate the index $I_{(0)}$ of the variable observed. Then, calculate the indices $I_{(k)}$ (with k varying from 1 to N , where N is a number less or equal to $n!$). Finally, under $H_{(0)}$, the random variables of y_i are independent and identically distributed. A p-value of the test is obtained, considering the variable presented positive autocorrelation, equal to:

$$valor - p = \frac{\text{quantidade de } I_{(j)} > I_{(0)}}{N+1} \quad j = 1, \dots, N \quad (4)$$

If the variable presents negative autocorrelation, the p-value is equal to:

$$valor - p = \frac{\text{quantidade de } I_{(j)} < I_{(0)}}{N+1} \quad j = 1, \dots, N \quad (5)$$

Thus, if the p-value found by the test is less than the significance level α (5%), then it rejects the hypothesis of an absence of spatial dependence.

According to Câmara *et al.* (2001), the implicit hypothesis of Moran's index calculation is the stationarity of first and second order and the index loses its validity to be calculated for non-stationary data. When there is no first order stationarity (tendency), the neighbors tend to have more similar values than the values of remote areas, because each value is compared to the global average, inflating the index. Likewise, if the variance is not constant, in the locations of greatest variance, the index will be lower, and vice versa. When the spatial process is not stationary, the autocorrelation function continues decreasing even after exceeding the distance where there are local influences.

3.6.2 Local Indicators

According to Câmara *et al.* (2001), the global indicators of spatial autocorrelation, such as Moran's Index, provide a single value as a measure of spatial association for the entire data set, which is useful in the characterization of the study area as a whole. However, in some situations it is desirable to examine the data in more detail, thus, local indicators are applied in order to find a specific value for each area. With the application of local indicators, it is possible to find groups of similar areas (clusters), areas outside the standard area (outliers) and spatial regimes that are not detected by the global index.

The local Moran I_i is given by:

$$I_i = \frac{z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

In which:

z_i = value of the deviation in the area i ; e

w_{ij} = elements of the matrix of spatial proximity.

The statistical significance for the local Moran index is performed in a manner similar to the case of the global index, i.e. through the random permutation test.

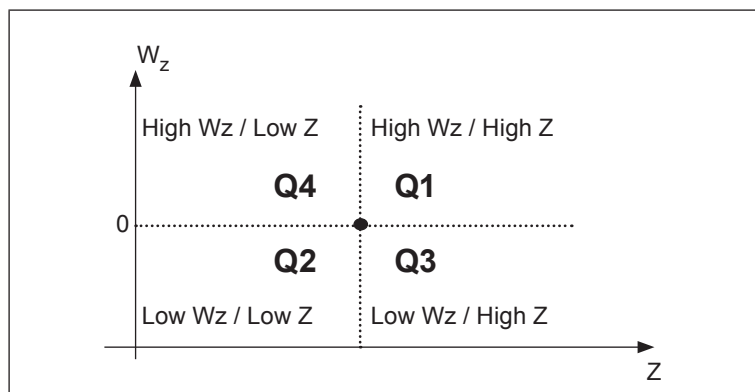
3.7 Visualization of Spatial Dependency

To assist the analysis, it is very useful to generate graphs and maps to show the spatial dependence. Programs currently used include TerraView, GeoDa, Spring and R, which make these analyses more direct and facilitate the generation of charts and maps.

3.7.1 Moran Scatter Plot Diagram

One way to visualize the spatial dependence is the Moran scatter plot diagram. This diagram is built on the values of the deviations ($z_i = y_i - \bar{y}$) of the attribute in an area A and average values of the deviations of its neighbors, weighted by the standardized spatial proximity matrix (W_{zi}). These values are placed in a two-dimensional graph divided into four quadrants (Q1, Q2, Q3 e Q4), which are defined based on the null values of each axis, as can be seen in Figure 4.

Figure 4 – Moran scatter plot



Source: Krempi (2004)

The quadrants can be interpreted as follows:

- **Q1:** Shows areas of high value for the variable studied (z) and also high average values for its neighbors (W_z). It is classified as high-high (AA).
- **Q2:** Presents areas of low values for the variable studied (z) and neighbors (W_z) that also have low average values for its neighbors. It is classified as low-low (BB).
- **Q3:** Formed by areas with high values for the variable under analysis (z) and low average values of its neighbors (W_z). It is classified as high-low (AB).
- **Q4:** Shows areas with low values that are surrounded by neighbors that show high values. It is classified as low-high (BA).

The quadrants Q1 and Q2 (AA e BB) present positive spatial autocorrelation, where the areas form clusters of similar values. The quadrants Q3 and Q4 (AB e BA) present negative spatial autocorrelation, where the areas follow an inverse standard established by neighbors.

Based on the Moran scatter plot and local Moran indices we can elaborate some maps that help the data analysis.

3.7.2 Box Map

The Moran scatter plot can also be presented in the form of a thematic map, called a Box Map. In this case, each quadrant of the chart from the Moran scatter plot is represented by a color, in their respective polygons.

3.7.3 LISA Map

Local Indicators of Spatial Association (LISA map) is used to indicate the regions that present local correlation significantly different from the others. The evaluation of significance is made by comparing the values of local indices with a series of values obtained through permutations of the values of the attributes of the neighbors, under the null hypothesis of no existence of spatial autocorrelation. In generating the map, the indices are classified into: not significant and significant to 5%, 1% and 0,1%.

4. Material and Methods

This work used an auto insurance database collected on the SUSEP website (2013) and another database of geographical information for the state of Minas Gerais provided by the GEOMINAS website (2013).

For the data analysis, the average price of auto insurance premiums have been considered relating to 146 municipalities in the South/Southwest mesoregion of Minas Gerais for the year 2011. The mesoregion of the South/Southwest of Minas Gerais can be seen in more detail in relation to the Minas territory in Figure 5, where the data was recorded in accordance with the registration of municipal auto insurance.

Figure 5 – Mesoregion of South/Southwest Minas Gerais

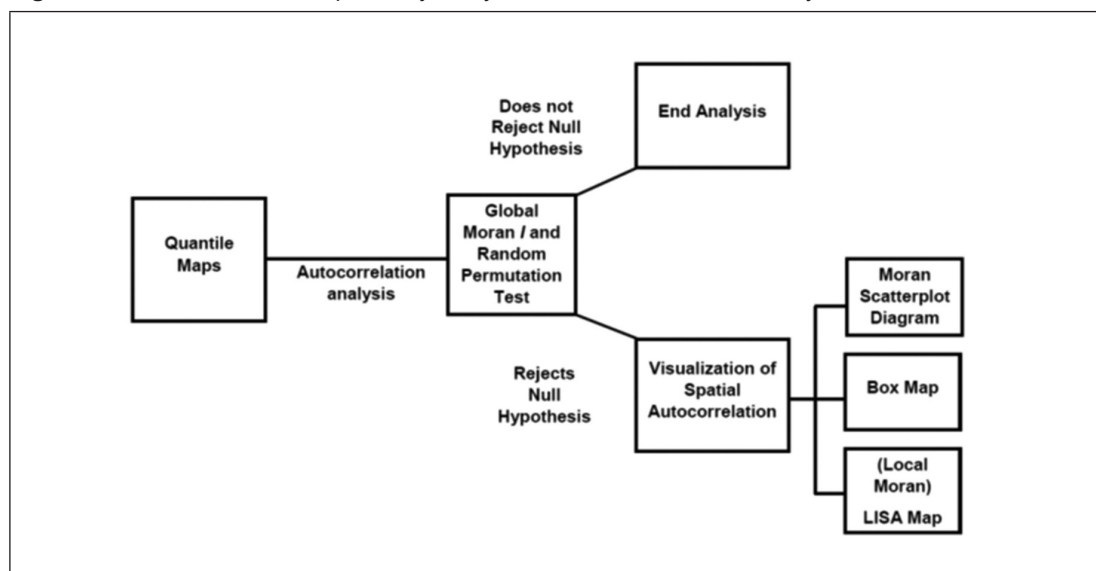


Source: Wikipedia (2014)

Based on information obtained in GEOMINAS (2013) and SUSEP (2013), a database was set up with the following variables by municipality: name, code, polygon indicating boundaries, decimal latitude and longitude, and average premium (R\$). All statistical analyses were performed using the R Core Team program (2014) and the “spdep” package (version 05-71) (BIVAND, 2014).

The work performs an exploratory spatial analysis of the average auto insurance premium variable in order to verify how the data behaves spatially throughout the extent of the map, as can be seen in the flowchart presented in Figure 6.

Figure 6 – Flowchart of the exploratory analysis of the variable under study.



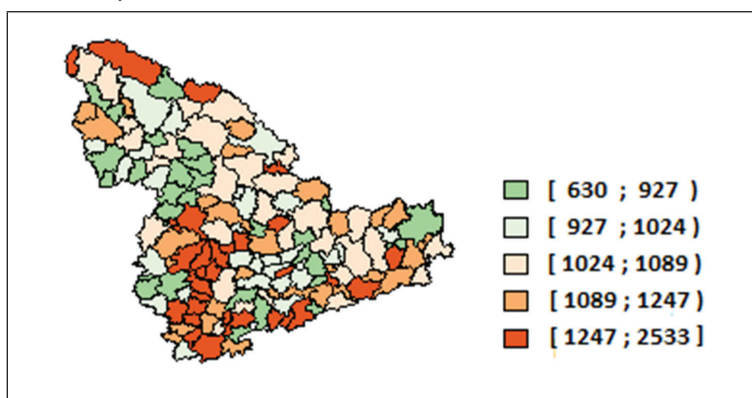
First, the variable values based on classification of the quantiles will be distributed on the map of the region analyzed. Then, the spatial autocorrelation analysis using the Global Moran's index and the spatial autocorrelation validation of the variable will be done by the random permutation test. Thus, if the test does not reject the null hypothesis of an absence of spatial autocorrelation of the variable, the exploratory analysis will be completed immediately. However, if the test does reject the null hypothesis of an absence of spatial autocorrelation, the existence of spatial dependence in the variable will be confirmed. After confirming the spatial autocorrelation, the methods will be used for the visualization of spatial dependence of viewing and the Moran scatter plot, the Box Map and LISA Map (display of local indicators of spatial autocorrelation) will be prepared.

5. Results and Discussion

Initially, spatial statistical techniques were applied to areas described in the previous sections, for the calculation of global and local indices of autocorrelation, as well as the construction of scatter plots and thematic maps. The purpose of this exploratory analysis is to better understand the existing spatial relationships between the value of the average auto insurance premium in the municipalities of the South/Southwest mesoregion of Minas Gerais.

In an initial exploratory spatial analysis of the average values of auto insurance premiums in the South/Southwest mesoregion of Minas Gerais, an interval map classified into five quantiles was constructed, as shown in Figure 7.

Figure 7 – Interval map of the average values of the premium (R\$) in the municipalities of South/Southwest Minas Gerais, 2011



Source: Own elaboration based on the R software (R Core Team, 2014).

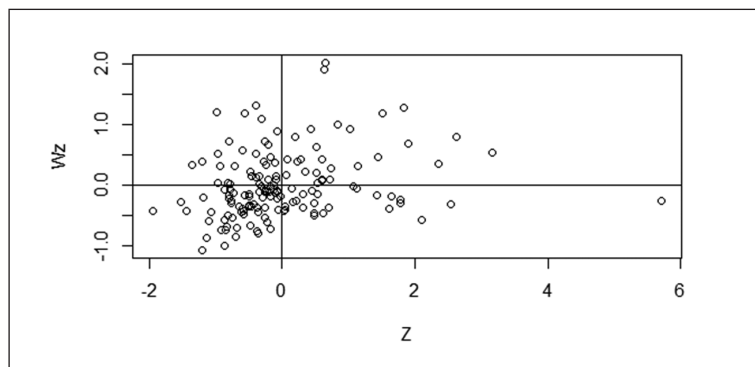
It can be seen that the average values of the premiums are somewhat dispersed relative to map. It is observed that the highest values of average premiums charged by insurers are in the municipalities of Ipuina (R\$ 1.766,00), Bom Repouso (R\$ 1.898,00) and Piranguçu (R\$ 2.533,00). Other municipalities that stood out were Monte Santo de Minas (R\$ 754,00), Divisa Nova (R\$ 732,00) and Bom Jesus da Penha (R\$ 630,00), which obtained the lowest average premium charged by insurers. The remaining municipalities are in the interval of average premium values amongst these values mentioned above. According to SUSEP (2013), the value of the average premium from the municipality of Bom Jesus da Penha is the second smallest in all Minas Gerais, behind only the municipality of Pimenta (R\$ 433,00), and the city of Piranguçu was considered the municipality with the fourth highest value for the average premium in 2011. According to SUSEP (2013), the value of the average premium charged in South/Southwest Minas Gerais (R\$ 1.059,00) is slightly below the Minas average (R\$ 1.084,00) and the average for Brazil (R\$ 1.146,00) in the year 2011. Also, it is possible to observe the presence of possible clusters of autocorrelated values. However, the presence of spatial clusters would be better analyzed with indices of spatial autocorrelation.



The calculation of the global Moran index resulted in 0.13 which indicates there is a possible positive spatial autocorrelation for the average insurance premiums in the municipalities of the South/Southwest of Minas Gerais. However, to determine whether this spatial autocorrelation is statistically significant, the random permutation test was carried out under the null hypothesis of an absence spatial autocorrelation. 8,000 permutations were performed and produced a p-value of 0.008. This number of permutations will be used in further analyses. These results led to the rejection of the null hypothesis of an absence of spatial autocorrelation and confirmed that the value of the average insurance premium charged by the insurer in a city in the South/Southwest mesoregion of Minas Gerais tends to be similar to the values of its neighbors. Teixeira and Scalón (2014) also verified the spatial dependence on the value of average auto insurance premium in Minas Gerais, applying their analyses to the 66 micro-regions of Minas Gerais State and also obtaining a spatial dependence between the analyzed areas. Since spatial dependence in the regions of Minas Gerais was verified, it was only to be expected that the municipalities of these micro-regions would also presented spatial dependence on the variable value of the average auto insurance premium.

The next step was to analyze the Moran scatter plot and the Box Map for a better visualization and description of the autocorrelation existing between municipalities in the south/southwest. First, the Moran scatter plot was constructed, shown in Figure 8.

Figure 8 – Moran scatter plot diagram of the average premium variable.

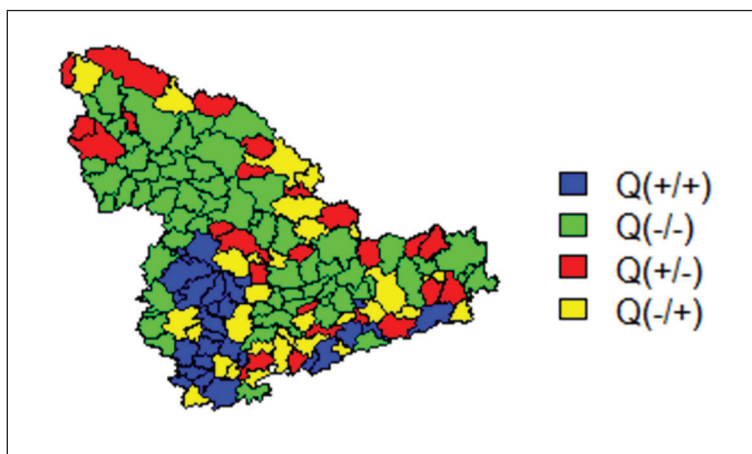


Source: Own elaboration based on R software (R Core Team, 2014).

It is observed that the information for the municipalities is somewhat dispersed in all quadrants, with a higher concentration of information in the low-low quadrant. This result is in agreement with the global Moran I , since it shows most municipalities are found in quadrants representing the existence of positive autocorrelation.

Based on the Moran scatter plot, the Box Map was created, as can be seen in Figure 9. Thus, it is observed that there was similarity between the municipalities with high values of average premiums, located in the regions of Pouso Alegre and Poços de Caldas; and similarity between the municipalities with low values of average premiums, located in the micro-regions of Santa Rita do Sapucaí, Alfenas, Varginha and São Sebastião do Paraíso.

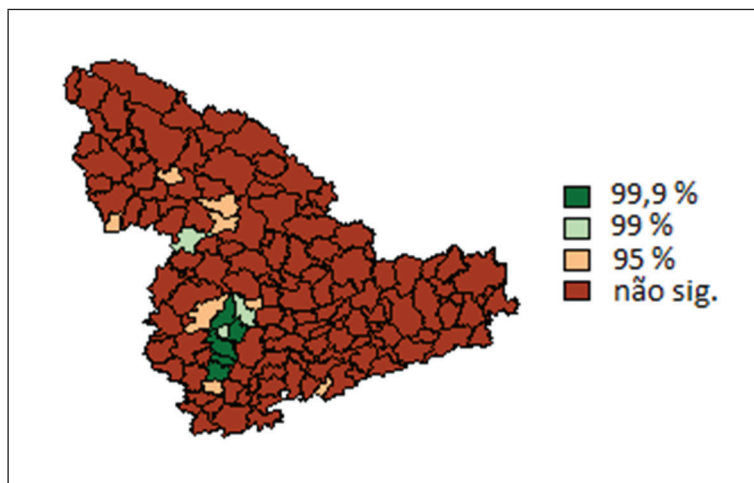
Figure 9 – Box Map of the average auto insurance premium variable in the municipalities of the South/Southwest of Minas Gerais State, 2011



Source: Own elaboration based on the R software (R Core Team, 2014).

Moran's global index provides a single value as a spatial measure of association for all average premium values of the municipalities in the South/Southwest of Minas Gerais. To examine patterns on a scale of greater detail on the study variable, we used the local Moran index and LISA Map.

Figure 10 – LISA Map of the average auto insurance premium variable in the municipalities of South/Southwest Minas Gerais State, 2011



Source: Own elaboration based on the R software (R Core Team, 2014).

Figure 10 shows the LISA Map of the average auto insurance premium in the municipalities of South/Southwest Minas Gerais, showing clusters with local values of spatial association statistically significant. Thus, it can be observed that five municipalities (Bom Repouso, Tocos do Moji, Borda da Mata, Congonhal and Ipuina) were significant at a p-value of 0.001, only three municipalities (Senador José Bento, Espírito Santo do Dourado and Cabo Verde) were significant at a p-value of 0.01 and seven municipalities (Senador Amaral, São João da Mata, Santa Rita de Caldas, Areado, Alterosa, Bom Jesus da Penha and Arceburgo) were significant at a p-value of 0.05. According to the IBGE (2013), such significant municipalities have several similar characteristics, such as for example, the resident population, Municipal Human Development Index, and average urban income per capita.

6. Final Considerations

The exploratory spatial analysis methods presented proved to be efficient in describing the structure of spatial dependence in the average insurance premium variable in the municipalities of the South and Southwest of the state of Minas Gerais.

Through these methods, it was possible to detect the presence of spatial dependence in the average auto insurance premium variable, to the extent that most municipalities showed similarity with their neighbors.



7. Bibliographical References

- ANDRADE, E.; DANNA, L. C.; SILVA, P. C. F. Mapeamento de perigos e riscos de inundação no município de Aparecida, São Paulo. Anuário do Instituto de Geociências, Rio de Janeiro, v. 35, p. 28-42, 2012.
- ASSUNÇÃO, R. M. Estatística espacial com aplicações em epidemiologia, economia, sociologia. São Carlos: Associação Brasileira de Estatística, 2001. 131 p.
- AZEVEDO, G. H. W. Seguros, matemática atuarial e financeira: uma abordagem introdutória. São Paulo: Saraiva, 2008. 307 p.
- BAILEY, T. C.; GATRELL, A. C. Interactive spatial data analysis. Essex: Longman Scientific, 1995. 413 p.
- BELTRÃO, K. I. *et al.* Mercado segurador em Minas Gerais: potencial de crescimento. Rio de Janeiro: FUNENSEG, 2013. 136 p.
- BIVAND, R. Spdep: spatial dependence: weighting schemes, statistics and models. R Package Version 0.5-74. Available at: <<http://CRAN.R-project.org/package=spdep>>. Accessed on: 10 May 2014.
- BRASIL. Decree-Law nº 73, of 21 November, 1966. Rules on the National System of private insurance, the insurance and reinsurance operations and other matters. Brasília, 1996. Available at: <http://www.planalto.gov.br/ccivil/_03/decreto-lei/del0073.htm>. Accessed on: 10 Nov. 2014.
- CÂMARA, G. *et al.* Análise espacial de dados geográficos. São José dos Campos: INPE, 2001. 209 p.
- CLIFF, A. D.; ORD, J. K. Spatial processes: models and applications. London: Pion, 1981. 266 p.
- COSTA, H. B.; ALVES, K.; KYERNE, I. Distribuição espacial dos acidentes de trânsito no centro da cidade de Teresina, PI em 2010: identificação de tendência através da técnica de elipse de desvio padrão. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CIÊNCIA GEODÉSICAS E TECNOLOGIAS DA GEOINFORMAÇÃO, 4., 2012, Recife. Anais. Recife: UFPE, 2012. p. 1-7.
- FERREIRA, W. J. Noções gerais do seguro. Rio de Janeiro: IRB, 1985. 789 p. (Coleção Introdução à Ciência Atuarial).
- FREITAS, M. A. L. Modelo logístico aplicado ao mercado de seguros de auto no Brasil: cálculo da probabilidade de sinistros. Revista Indicadores Econômicos FEE. Porto Alegre, v. 37, n. 3, 2009. Available at: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/view/2333/2721>>. Accessed on: 10 Nov. 2014.
- GEOMINAS. Geoprocessamento em Minas Gerais. Belo Horizonte, 2013. Available at: <<http://www.geominas.mg.gov.br>>. Accessed on: 10 out. 2014.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Available at: <<http://www.ibge.gov.br>>. Accessed on: 4 out. 2013.
- KREMPI, A. P. Explorando recursos de estatística espacial para análise da acessibilidade na cidade de Bauru. 2004. 94 p. Dissertation (master in Civil Engineering) – University of São Paulo, São Paulo, 2004.
- LANDIM, P. M. B. Análise estatística de dados geográficos. São Paulo: UNES, 1998. 266 p.



MARCUZZO, F. F. N.; MELO, D. C. R.; ROCHA, H. M. Distribuição espaço-temporal e sazonalidade das chuvas no Estado do Mato Grosso. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, Porto Alegre, v. 16, n. 4, p. 157-167, 2011.

OLIVEIRA, C. A. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. *Revista de Economia*, Curitiba, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.

OLIVEIRA, L. G. L. *et al.* Anomalias térmicas de centros urbanos e ocorrência de granizo na zona leste de São Paulo: estudo de caso. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 14, 2006, Florianópolis. Anais. Florianópolis: CBMET, 2006. Available at: <<http://www.cbmec.com/cbmfiles/145f4c16f59a14eb22c3c91637b40e3dd2.pdf>>. Accessed on: 10 Nov. 2014.

OZAKI, V. Análise espacial da produtividade agrícola no Estado do Paraná: implicações para o seguro agrícola. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 46, n. 3, p. 869-886, 2008.

PEIXOTO, B. T.; MORO, S.; ANDRADE, M. V. Criminalidade na região Metropolitana de Belo Horizonte: uma análise espacial. Belo Horizonte: CEDEPLAR/FACE/UFMG, 2004. Available at: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/diamantina2004/textos/D04A016.PDF>>. Accessed on: 10 Mar. 2014.

PITA, R.; DOMINGUES, A. Seguro de automóvel. Rio de Janeiro: FUNENSEG, 2011.224p.

QUEIROZ, M. P. Análise espacial dos acidentes de trânsito do município de Fortaleza. 2003. 124 p. Dissertation (Master's degree in Transportation Engineering) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2003.

QUEIROZ, M. P.; SILVA, F. G. F.; ARAÚJO, C. E. F. Análise espacial exploratória de roubos de cargas em rodovias Federais no Estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Risco e Seguro*, Rio de Janeiro, v. 4, n. 8, p. 129-144, 2009.

R CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. Available at: <<http://www.R-project.org>>. Accessed on: 10 Feb. 2014.

ROCHA, L. S.; FERNANDES, V. O.; LUSTOSA, P. B. Análise espacial através do estimador de intensidade Kernel para as áreas sujeitas a riscos hidrológicos no município de Salvador, BA. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CATOGRAFIA, 25, 2011, Curitiba. Anais. Salvador: UFBA, 2011. Available at: <<http://www.meau.ufba.br/site/artigos/analise-espacial-atraves-do-estimador-de-intensidade-kernel-para-areas-sujeitas-riscos-hidro>>. Accessed on: 10 Nov. 2014.

SANTOS, L.; RAIA-JUNIOR, A. A. Análise espacial de dados geográficos: a utilização da Exploratory Spatial Data Analysis – ESDA para identificação de áreas críticas de acidentes de trânsito no município de São Carlos, SP. *Sociedade & Natureza*, Uberlândia, v.18, n.35, p. 97-107, 2006.

SILVA, L. P.; SANTOS, C. A. G. Análise espacial dos riscos de erosão e inundação na Bacia do Rio Cuiá. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, Porto Alegre, v. 15, n. 3, p. 21-32, 2010.

SILVA, N. C. N. Análise de dados de área aplicada a dois indicadores econômicos de mesorregiões do Estado de Minas Gerais. 2010. 104 p. Dissertation (Master's degree in statistics and Agricultural Experimentation) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2010.

SIQUEIRA, A. C. T. A história dos seguros no Brasil. Rio de Janeiro: COP, 2008. 436 p.



SOUZA, R. *et al.* Análise espacial dos acidentes de trânsito com vítimas fatais: comparação entre local de residência e de ocorrência do acidente no Rio de Janeiro. *Revista Brasileira de Estudos de População*, Manguinhos, v. 25, n. 2, p. 353-364, 2008.

SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS. Autoseg. Available at: <<http://www.susep.gov.br>>. Accessed on: 2 Oct. 2013.

TEIXEIRA, F. J.; SCALON, J. D. Análise espacial do prêmio médio do seguro de automóvel em Minas Gerais. *Revista da Estatística da Universidade Federal de Ouro Preto*, Ouro Preto, v. 3, n. 3, p.154-158, 2014.

TUDO SOBRE SEGUROS. Available at: <http://www.tudosobreseguros.org.br/sws/portal/pagina.php?1=163>>. Accessed on: 4 Sept. 2013.

WIKIPÉDIA. Available at: <<http://pt.wikipedia.org>>. Accessed on: 5 Dec. 2014.

