

ANÁLISE DA DESIGUALDADE DE RENDA NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO DE MINAS GERAIS EM 2000 E 2010: UMA ABORDAGEM A PARTIR DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

Éder de Souza Beirão*

Kelly Jaciara Fernandes da Silva Nunes**

Luíz Filipe Rodrigues dos Santos***

Resumo: O presente estudo tem como objetivo analisar a distribuição espacial do Índice de Gini nos municípios do estado de Minas Gerais nos anos 2000 e 2010. Foi utilizada a metodologia de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). A variável utilizada foi o coeficiente de Gini. Os dados foram obtidos junto a plataforma Atlas do Desenvolvimento Humano e foram analisados no *software* de estatística e econometria espacial, GeoDa. Os indicadores utilizados neste trabalho foram o *I* de Moran, utilizado para a verificação da autocorrelação espacial e o *Local Indicator of Spatial Association* – LISA, usado para a identificação da existência de *clusters* espaciais. O mapa de desvio-padrão possibilitou observar que, no período de uma década, ocorreu a redução da desigualdade de renda nos municípios mineiros, pois o coeficiente de Gini médio passou de 0,54 em 2000 para 0,47 no ano de 2010. O *I* de Moran Global mostrou que há autocorrelação espacial negativa nos dois períodos analisados, sugerindo que os municípios com elevada concentração de renda não estavam

* Mestre em Desenvolvimento Social pela Universidade Estadual de Montes Claros (UNIMONTES). E-mail: ederbeirao@gmail.com

**Mestra em Desenvolvimento Econômico e Estratégia Empresarial pela Universidade Estadual de Montes Claros (UNIMONTES). E-mail: kellyjaciara@yahoo.com.br

***Mestre em Desenvolvimento Social pela Universidade Estadual de Montes Claros (UNIMONTES). E-mail: filipesantis@hotmail.com

cercados por vizinhos na mesma situação e as unidades com baixa concentração de renda não necessariamente estavam rodeadas por municípios com baixa concentração. Através da análise do LISA, foi possível verificar que as regiões do estado de Minas que obtiveram maior concentração de renda foram a Central Mineira e a Metropolitana de Belo Horizonte. No que diz respeito às mesorregiões com menor concentração de renda chegou-se as mesorregiões do Oeste de Minas e Sul/Sudoeste de Minas, Noroeste de Minas e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba se destacaram.

Palavras-chave: Análise Exploratória de Dados Espaciais; Autocorrelação espacial; *Cluster* espacial; Desigualdade de renda; Minas Gerais.

ANALYSIS OF INCOME INEQUALITY IN THE MUNICIPALITIES OF THE STATE OF MINAS GERAIS IN 2000 AND 2010: AN APPROACH FROM THE EXPLORATORY ANALYSIS OF SPATIAL DATA (AEDE)

Abstract: The present study aims to analyze the spatial distribution of the Gini Index in the municipalities of the state of Minas Gerais in the years 2000 and 2010. The method of Exploratory Analysis of Spatial Data (AEDE) was used. The variable used was the Gini coefficient. The data were obtained from the Atlas of Human Development platform and were analyzed in the software of statistics and spatial econometrics, GeoDa. The indicators used in this work were Moran's I, used to verify spatial autocorrelation and the Local Indicator of Spatial Association - LISA, used to identify the existence of spatial clusters. The standard deviation map made it possible to observe that, within a decade, there was a reduction in income inequality in the municipalities of Minas Gerais, as the average Gini coefficient went from 0.54 in 2000 to 0.47 in 2010. O I de Moran Global showed that there is negative spatial autocorrelation in the two periods analyzed, suggesting that municipalities with a high concentration of income were not surrounded by neighbors in the same situation and units with a low concentration of income were not necessarily surrounded by municipalities with low concentration. Through the LISA analysis, it was possible to verify that the regions of the state of Minas Gerais that obtained the highest concentration of income were the Central Mineira and the Metropolitana de Belo Horizonte. Regarding the mesoregions with the lowest concentration of income, the mesoregions of Oeste de Minas and Sul/Sudoeste de Minas, Noroeste de Minas and Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba stood out.

Keywords: Exploratory Analysis of Spatial Data; Spatial autocorrelation; Spatial cluster; Rent inequality; Minas Gerais.

ANÁLISIS DE LA DESIGUALDAD DE INGRESOS EN LOS MUNICIPIOS DEL ESTADO DE MINAS GERAIS EN 2000 Y 2010: UN ENFOQUE DESDE EL ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS ESPACIALES (AEDE)

Resumen: El presente estudio tiene como objetivo analizar la distribución espacial del Índice de Gini en los municipios del estado de Minas Gerais en los años 2000 y 2010. Se utilizó el método de Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE). La variable utilizada fue el coeficiente de Gini. Los datos se obtuvieron de la plataforma Atlas of Human Development y se analizaron en el software de estadística y econometría espacial GeoDa. Los indicadores utilizados en este trabajo fueron el *I* de Moran, utilizado para verificar la autocorrelación espacial y el Indicador Local de Asociación Espacial - LISA, utilizado para identificar la existencia de clusters espaciales. El mapa de desviación estándar permitió observar que, en una década, hubo una reducción de la desigualdad de ingresos en los municipios de Minas Gerais, ya que el coeficiente de Gini promedio pasó de 0,54 en 2000 a 0,47 en 2010. O *I* de Moran Global mostró que existe autocorrelación espacial negativa en los dos períodos analizados, lo que sugiere que los municipios con alta concentración de ingresos no estaban rodeados de vecinos en la misma situación y las unidades con baja concentración de ingresos no necesariamente estaban rodeadas de municipios con baja concentración. A través del análisis LISA, se pudo constatar que las regiones del estado de Minas Gerais que obtuvieron la mayor concentración de ingresos fueron la Central Mineira y la Metropolitana de Belo Horizonte. En cuanto a las mesorregiones con menor concentración de ingresos, se destacaron las mesorregiones Oeste de Minas y Sul/Sudoeste de Minas, Noroeste de Minas y Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba.

Palabras clave: Análisis exploratorio de datos espaciales; Autocorrelación espacial; *Cluster* espacial; Renta desigual; Minas Gerais.

1 Introdução

Uma sociedade igualitária é a melhor alternativa para todos, mesmo para os que encontram-se no topo da pirâmide social. Países com menor igualdade possuem um contingente maior de problemas sociais como altas taxas de encarceramento, morbidade, gravidez na adolescência, mortalidade e incidência de problemas mentais. Estes problemas não

atingem apenas os mais pobres, pois pessoas de todos os níveis sociais acabam por se prejudicarem em decorrência de tal situação (WILKINSON E PICKETT, 2010).

A desigualdade é um problema social que atinge a maioria dos países, sejam eles desenvolvidos, subdesenvolvidos ou em estágio de desenvolvimento, sendo que o fenômeno é comum nos dois últimos tipos. Ao longo das décadas de 1990 e 2000, os países em desenvolvimento coexistiram com muitas diferenças, no que tange às condições de vida da população. O que chama a atenção é que estas diferenças persistem neste período. Conforme Deninger e Squire (1996) analisaram os Coeficientes de Gini dos países em desenvolvimento e encontraram um baixo grau de dispersão ao longo destas duas décadas.

No Brasil, mais especificadamente, segundo Neri (2008), houve uma redução desta persistência nos indicadores de desigualdade e pobreza. Entretanto, a desigualdade de renda no país continua a ser uma das mais elevadas do mundo. Isto pode ser observado pelo fato do país ter avançado pouco na redução da concentração de renda, visto que no Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do ano 2000, seu coeficiente de Gini foi de 0,64 e no ano de 2010 foi reduzido para 0,60. A região sudeste do Brasil é uma das que possuem menores coeficientes de Gini, indicando que a mesma possui menor desigualdade de renda. Neste termos, escolhemos o estado de Minas Gerais, possuidor de um dos maiores coeficiente de Gini dentre os estados da região sudeste do Brasil, para estudarmos o problema da desigualdade de renda.

Considerando a importância da discussão sobre a desigualdade de renda no contexto brasileiro, mais especificadamente no estado de Minas Gerais, o presente estudo tem como questão-problema: como a desigualdade de renda, representada pelo Coeficiente de Gini, encontra-se espacializada no âmbito do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010?

Na busca de responder à questão norteadora (problema de pesquisa) traçado para o presente estudo, foi definido o objetivo geral que é de analisar a distribuição espacial do Índice de Gini nos municípios do estado de Minas Gerais nos anos 2000 e 2010.

Para o desenvolvimento do trabalho ora apresentado adotou-se os seguintes procedimentos metodológicos: pesquisa, levantamento e seleção

bibliográfica acerca da temática proposta; análise de dados secundários obtidos em fontes como o Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil; construção do banco de dados e elaboração dos produtos cartográficos através do *software* GeoDa. A fundamentação teórica encontra-se apoiada nas ideias de Régis Bonelli e Lauro Ramos (1993), Márcia Anita Sprandel (2004), Carlos Geraldo Langoni (2005), Alberto Cimadamore e Antônio Cattani (2007), David Harvey (2013), Thomas Piketty (2015) e outros autores que contribuíram significativamente para a discussão aqui proposta.

O trabalho está dividido em seis seções, a contar desta: Introdução; Revisão de Literatura; Procedimentos Metodológicos; Análise e Discussão de Resultados; Considerações Finais; e Referências.

2 Revisão de Literatura

A desigualdade, mais precisamente a de renda, é um dos temas centrais de discussões políticas, econômicas e sociais da atualidade. Atualmente, a desigualdade de renda é quantificável graças à utilização de indicadores como o Coeficiente de Gini e o Índice de Theil, porém costumava-se não quantificá-la, portanto, a resposta para a existência de tal fenômeno era a lógica do sistema capitalista. Pickett (2015) afirma que para estes teóricos, “a lógica do sistema capitalista é alargar incessantemente a desigualdade entre duas classes sociais opostas, os proletários e os capitalistas, e isso tanto no âmbito dos países industrializados como entre países ricos e países pobres”.

As classes mais altas acreditam que a desigualdade social tem uma função dentro da sociedade e na economia. Para os integrantes das classes mais altas é necessário que haja a desigualdade na sociedade para que se tenha equilíbrio e o crescimento econômico ocorra de fato (HARVEY, 2013).

A desigualdade social foi construída com o intuito de encorajar o risco e a inovação das empresas, conferindo a estas poder competitivo e incentivando o crescimento. Sendo assim, se as classes inferiores enfrentam o problema da desigualdade e se deterioram a cada dia é porque falharam, por diversas razões, dentre elas pessoais e culturais, e não conseguiram

melhorar seu próprio capital humano, através do incremento e melhoria da educação, da ética de trabalho protestante e submissão à disciplina do trabalho (HARVEY, 2013).

Neste cenário, é possível inferir que a compreensão das classes superiores é de que cumpriram seu papel e por isso conseguem manter-se em constante crescimento, enquanto as inferiores deterioraram-se justamente por terem feito o mesmo. Esta é a concepção de um mundo neoliberal darwiano, idealizada e perseguida pelas classes mais altas, onde apenas os mais aptos conseguirão sobreviver (HARVEY, 2013).

De acordo com Cimadamore e Cattani (2007, p.7), “a desigualdade gera pobreza à proporção que, em um determinado ponto histórico, a distribuição do estoque de recursos econômicos faça parte de um jogo de soma zero”. A partir da década de 1960 a pobreza passou a ser tratada em textos acadêmicos, quanto as discussões sobre fome, raça, clima e doenças deixaram de ser o foco dos debates nacionais. No contexto da ditadura militar e do aumento das especializações no âmbito das universidades, as discussões acerca de pobreza e desigualdade social tornaram-se presentes no cenário acadêmico e científico (SPRANDEL, 2004).

No caso mais específico da desigualdade de renda no Brasil, os primeiros estudos acerca da distribuição de renda começaram a ser desenvolvidos na mesma época, motivados pela disponibilidade de dados do Censo Demográfico de 1960. A ampliação do interesse por esta temática se deu pela possibilidade da comparação entre os resultados dos Censos Demográficos das décadas 1960 e 1970, assim que os dados do último foram disponibilizados. A partir das análises destes dados foi possível inferir que entre as décadas de 1960 e 1970 houve um aumento sem precedentes da concentração de renda (BONELLI E RAMOS, 1993).

A desigualdade presente no Brasil nas décadas de 1960 e 1970 pode ter sido provocada pelas alterações realizadas no mercado de trabalho em razão da expansão da atividade econômica, provocando assim o aumento da demanda por mão-de-obra qualificada provocando uma alta dispersão salarial entre os vários grupos de trabalhadores com diferentes níveis de qualificação profissional. Outros fatores que podem ter provocado estas alterações foram a segmentação, a discriminação e as características

individuais que alteraram a composição do mercado de trabalho e educação. Estas variáveis acabaram por conseguirem explicar a desigualdade de renda (LANGONI, 2005).

Vários estudos foram delineados com o objetivo de identificar o que provoca a concentração de renda e suas possíveis consequências (SAVEDOFF, 1990; LEAL E WERLANG, 1991; BONELLI E RAMOS, 1993; CARDOSO; BARROS E URANI, 1995; RAMOS, 1995; BARROS E MENDONÇA, 1996; CALMON; CONÇEIÇÃO E GALBRAITH, 1999; BARROS; HENRIQUES E MENDONÇA, 2000; SALVATO; FFERREIRA E DUARTE, 2010; PENA *et al.*, 2013; TYSKOWSKI *et al.*, 2015). Estes estudos apontam que dentre as várias causas da concentração de renda, podemos citar o baixo nível de escolaridade dos trabalhadores, os problemas observados no mercado de trabalho, sobretudo ao desemprego, as diferenças salariais, o crescimento econômico, as disparidades regionais do Brasil.

Outra análise que seguiu de forma paralela com os estudos acerca das causas da desigualdade de renda e estudos, foram desenvolvidos partindo-se do pressuposto de que a concentração desta leva a população a situação de pobreza (BARROS; HENRIQUES E MENDONÇA, 2001; HOFFMANN, 2002; OLIVEIRA, 2006; SILVA; ARAÚJO JÚNIOR E SILVA, 2009; SILVA; AMARANTE E SILVA, 2014; SIMÃO FILHO; FREGUGLIA E PROCÓPIO, 2012; SILVA; BORGES E PARRÉ, 2014; TEIXEIRA; 2014).

O estudo mais recente foi desenvolvido por Marconato *et al.* (2015) que verificaram a existência da interação espacial entre o benefício médio concedido pelo Programa Bolsa Família e a taxa de pobreza nos municípios do estado de Santa Catarina. Para tal utilizaram a metodologia da Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE). Os resultados encontrados permitiram verificar que onde havia municípios mais pobres (Baixo), o benéfico médio distribuído também foi superior (Baixo). Foi observado um *cluster* alto-alto na região Oeste e Norte e um baixo-baixo na região Leste e Central.

Baseando-se no trabalho supracitado, Neves *et al.* (2015) verificaram a distribuição espacial da desigualdade de renda, representada pelo Coeficiente de Gini, nos municípios do estado de Santa Catarina nos anos 2000 e 2010. Os autores utilizaram a metodologia AEDE e através da análise

dos resultados obtidos foi possível inferir que havia autocorrelação espacial positiva nos dois períodos analisados, sugerindo que os municípios que obtiveram elevada concentração de renda estavam cercados por vizinhos na mesma situação e as unidades com baixa concentração de renda estavam rodeadas por municípios com baixa concentração. Outra conclusão obtida neste estudo é a de que agrupamentos espaciais com elevada desigualdade de renda foram formados na região Oeste catarinense e as aglomerações com baixa concentração de renda estão situadas predominantemente no Vale do Itajaí.

3 Procedimentos Metodológicos

Para atender ao objetivo traçado para este estudo, foi realizada uma pesquisa de abordagem quantitativa. Quanto aos objetivos a pesquisa se classifica em descritiva. Quanto aos procedimentos técnicos a pesquisa classifica-se em documental. Baseado em Neves *et al.* (2015), a variável utilizada foi o coeficiente de Gini que retrata a desigualdade de renda. Os dados da pesquisa foram coletados junto a plataforma Atlas do Desenvolvimento Humano, uma plataforma de dados construída através da iniciativa do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e da Fundação João Pinheiro (FJP). Foram coletados dados para os anos de 2000 e 2010, anos em que ocorreram os últimos Censos Demográficos no Brasil. Posteriormente à coleta e organização dos dados serão efetuados os cálculos da metodologia de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) no *software* de estatística e econometria espacial, GeoDa. Os indicadores utilizados neste trabalho serão o *I* de Moran e o *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais.

3.1 O Coeficiente de Gini

Ainda não se entrou em consenso sobre a medida que melhor represente a desigualdade, porém Morrisson (1996, p.81-96) afirma que o

coeficiente de Gini ou os indicadores de Theil e de Atkinson, dentre outros, são utilizados para mediar a desigualdade.

Para este estudo o coeficiente de Gini foi escolhido como indicador de desigualdade, pois a intenção é avaliar a desigualdade de renda, um dos vários tipos de manifestação deste fenômeno. Segundo Pochmann (2012, p13), as estatísticas do coeficiente de Gini e de outros indicadores revelam o sentido das transformações sociais ocorridas no Brasil.

O coeficiente de Gini foi desenvolvido pelo estatístico italiano Corrado Gini e publicado no documento intitulado “*Variabilità e mutabilità*” (“Variabilidade e mutabilidade” em italiano), no ano de 1912. Conforme Neves *et al.* (2015), o coeficiente de Gini é um instrumento que tem por finalidade medir o grau de concentração de renda em determinado grupo, onde também é apontada a diferença entre o rendimento de pobres e ricos. Numericamente, o indicador varia de zero a um, sendo que o valor 0 representa uma situação de igualdade e 1 exatamente o oposto.

Shorrocks (1982) destaca que o coeficiente de Gini pode ser decomposto em componentes da renda e a expressão resultante depende do coeficiente de concentração de cada componente e de seu peso na renda total. O cálculo do coeficiente de Gini é realizado da seguinte forma:

$$G = \sum \Phi h Ch \quad (1)$$

onde: **G** representa o Coeficiente de Gini; *Ch* é o coeficiente de concentração da renda; *h* corresponde à renda total; e Φh é o peso do fator *h* na renda total.

3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Segundo Almeida (2012, p.102), “em processos espaciais, existe uma imbricação entre os dois efeitos: a heterogeneidade espacial pode gerar a dependência espacial e, por sua vez, a dependência espacial pode também gerar a heterogeneidade”. Ou seja, entre estes dos efeitos existe uma relação de interdependência.

Em decorrência da existência destas duas características/efeitos há dificuldades na especificação de modelos econométrico-espaciais da forma

apropriada. Estas dificuldades podem tornar o processo de especificação de modelos uma tarefa tediosa e conduzir a estimação de modelos inadequados.

É neste sentido que recorreu-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), para auxiliar no processo de especificação de modelos econométrico-espaciais. A AEDE além de ser responsável por auxiliar no processo de especificação de modelos econométrico-espaciais, ajuda o pesquisador a se aprofundar no efeito/fenômeno investigado, avalia as hipóteses relacionadas a estes e ainda realiza a previsão de valores para localidades sem observações.

Anselin (1999) define a AEDE como sendo “uma coleção de técnicas para descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localidades atípicas (*outliers* espaciais), descobrir padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) e sugerir diferentes regimes espaciais e outras formas de instabilidade espacial”. A partir da AEDE é possível fazer uma apropriada de modelagem econométrico-espacial.

Conforme Dubin (1998, p.309) a primeira lei da geografia de Waldo Tobler afirma que “tudo está relacionado com tudo, mas coisas mais próximas estão mais relacionadas que as distantes”. Golgher (2015, p.26) aponta para o fato de que a discussão acerca da matriz de pesos toma como base a primeira lei da geografia de Tobler.

Neste contexto, é possível inferir que uma das principais características presentes em dados espaciais é a dependência espacial. Esta dependência pode ser manifestar nos mais variados campos de estudo.

Para a determinação da autocorrelação espacial é necessário levar em consideração o grau de vizinhança. A partir deste é possível realizar a análise de dependência espacial. A partir do momento que é adotado o critério de vizinhança, torna-se possível a construção da matriz de pesos espaciais.

Para Golgher (2015, p.173) o principal objetivo da matriz de pesos espaciais é “descrever a estrutura de dependência entre as unidades de análise, sendo que os valores dos elementos da matriz são definidos a partir de hipótese sobre a intensidade dessa dependência”.

Segundo Almeida (2012), as matrizes de pesos espaciais baseiam-se na contiguidade e são definidas de acordo com a vizinhança, com a distância geográfica e socioeconômica, bem como com uma combinação de ambas.

Fazendo uma alusão ao movimento de peças utilizadas num jogo de xadrez, as matrizes de pesos espaciais podem ser denominadas de três formas diferentes, a saber: (1) rainha (*queen*); (2) torre (*rook*); e (3) bispo (*bishop*). Almeida (2012, p.77) define os tipos de matrizes de pesos espaciais no seguinte trecho:

[...] a convenção de contiguidade é dita ser rainha (*queen*), caso, além das fronteiras com extensão diferente de zero, puderem ser considerados os vértices como contíguos, na visualização de um mapa. Caso apenas as fronteiras físicas com extensão diferente de zero entre as regiões sejam levadas em conta, a convenção de contiguidade é considerada como torre (*rook*). Se apenas os vértices forem considerados para definir a contiguidade, a convenção é denominada bispo (*bishop*) (ALMEIDA, 2012, p.77).

A convenção Rainha (*queen*) e Torre (*rook*) são as mais utilizadas na literatura a respeito de modelos econométrico-espaciais. A Figura 1 apresenta as matrizes de pesos espaciais Rainha e Torre.

Figura 1 – Matrizes de pesos especiais Rainha e Torre



Fonte: Almeida (2012, p.77).

Outro critério utilizando, no que tange a ideia de proximidade na definição da matriz de pesos espaciais é a distância geográfica. De acordo com Almeida (2012, p.79), “a ideia por trás é que duas regiões próximas geograficamente têm uma maior interação espacial” Neste sentido, uma

matriz W comumente adotada na literatura é a matriz de k vizinhos mais próximos.

Ainda segundo Almeida (2012, p.79-80), trata-se de uma convenção de proximidade que se baseia na distância geográfica e utiliza como critérios de medidas, quilômetros ou milhas. A expressão a seguir representa o critério da distância geográfica:

$$w_{ij}(k) = \{1 \text{ se } d_{ij} \leq d_i(k); 0 \text{ se } d_{ij} > d_i(k)\} \quad (2)$$

onde: $d_i(k)$ representa a distância de corte para a região especificamente, a fim de que esta região i tenha k vizinhos. De novo, é assumido que $w_{ij}(k) = 0$, por convenção. Mais precisamente, $d_i(k)$ é a menor distância para a região i a fim de que ela possua exatamente k vizinhos. E esta distância de corte varia de região para região, por isso o subscrito i em $d_i(k)$.

A expressão acima evidencia que a proximidade é baseada num critério de distância de tal sorte que duas regiões são consideradas vizinhas, caso encontrem-se dentro de uma distância de corte necessária para que se tenha o número predeterminado de vizinhos.

Segundo Almeida (2012, p.105), “para se construir uma estatística de autocorrelação espacial, são necessários três elementos, a saber, uma medida de autocovariância, uma medida de variância dos dados e uma matriz de ponderação espacial (W)”.

De acordo com Anselin e Bera (1998) pode-se definir a autocorrelação espacial “como a coincidência de valores similares em localidades próximas, ou ausência de aleatoriedade de uma variável devido a sua distribuição espacial”. A autocorrelação espacial pode ocorrer de duas formas diferentes, podendo esta ser considerada positiva quando valores altos ou baixos de uma variável tenderem a se agrupar no espaço e negativa, quando os dados = altos ou baixos forem dissimilares e forem distribuídos espacialmente.

Neste sentido, Moran (1948) fez a proposição da elaboração de um coeficiente de autocorrelação espacial, utilizando-se da medida da autocovariância na forma de produto cruzado. Foi assim então que surgiu o primeiro coeficiente de autocorrelação espacial, denominado I de Moran.

Algebricamente, o I de Moran é representado pela seguinte fórmula:

$$I = \frac{n}{S_o} \frac{\sum_j \sum_i W_{ij} Z_i Z_j}{\sum_{i=1}^n Z_i^2} \quad (3)$$

Matricialmente, o I de Moran é representado pela seguinte fórmula:

$$I = \frac{n}{S_o} \frac{Z'WZ}{Z'Z} \quad (4)$$

onde: n representa o número de regiões, z denota os valores da variável de interesse padronizada, W_z representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial W . O elemento W_{ij} refere-se às regiões i e j , S_o é igual a operação $\sum \sum W_{ij}$, significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais (W) devem ser somados.

Neste caso, o que está sendo testada é a hipótese nula, ou seja, a hipótese da aleatoriedade espacial. O I de Moran tem um valor esperado que é chamado de esperança. A esperança fornece o valor que seria obtido, caso não houvesse padrão espacial nos dados. Segundo Almeida (2012, p.106) é dado pela seguinte expressão:

$$E(I) = -1 / (1 - n) \quad (5)$$

onde: E representa a esperança ou valor esperado e n o número regiões ou unidades em análise.

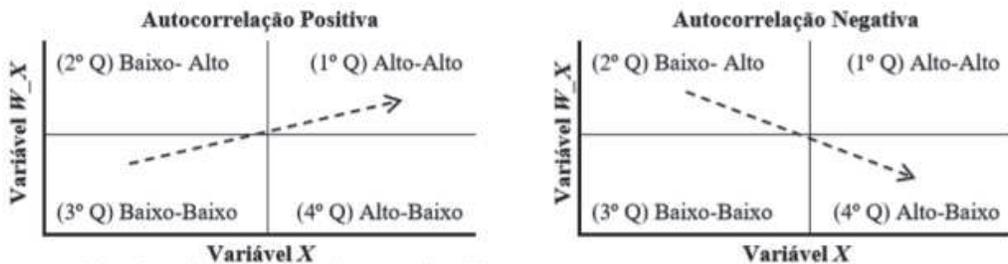
Quando o valor calculado é igual à esperança, indica ausência de autocorrelação espacial, o valor do I de Moran calculado maior que o I de Moran esperado revela a presença de autocorrelação espacial positiva, e quando o I de Moran calculado for menor que o I de Moran esperado, esse apresentará uma autocorrelação espacial negativa (NEVES *et al.*, 2015).

O I de Moran fornece três tipos de informações: primeiro, o nível de significância informa sobre a possibilidade de os dados estarem distribuídos aleatoriamente ou não; segundo, o sinal positivo da estatística I de Moran, desde que significativo, indica que os dados estão concentrados com valores similares nas regiões e o sinal negativo, por sua vez, indica a concentração espacial com valores dissimilares. Por último, a magnitude da estatística

fornece a força da autocorrelação espacial, quanto mais próximo de um, mais forte é autocorrelação e quanto mais próximo de -1, mais dispersos estão os dados (ALMEIDA, 2012).

Segundo Almeida (2012, p.109), uma alternativa para visualizar a autocorrelação espacial baseia-se no diagrama de dispersão de Moran. Este mostra a defasagem espacial da variável de interesse no eixo vertical (w_x) e o valor da variável de interesse no eixo horizontal (x). Para conseguir a declividade da reta, é necessário estimar a regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A Figura 3 apresenta um exemplo do diagrama de dispersão de Moran.

Figura 3 – Diagrama de dispersão de Moran



Fonte: Elaborado pelos autores com base em Almeida (2012, p.109-12).

O diagrama de dispersão de Moran fornece informações importantes, tais como quadrantes representando quatro tipos de associação linear espacial, a saber, Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). Para Almeida (2012, p.110),

O quadrado Alto-Alto (AA) significa que as regiões exibem valores altos da variável de interesse, ou seja, acima da média, rodeados por regiões que apresentam valores também altos, representados no primeiro quadrante do diagrama. O quadrante Baixo-Alto (BA) do diagrama é concernente a um grupo no qual uma região qualquer com um baixo valor da variável de interesse é circundada por regiões com alto valor. Isso é representado no segundo quadrante. O quadrante Baixo-Baixo (BB) refere-se a um grupo de associação espacial cujas regiões mostram valores baixos, isto é, abaixo da média,

circundados por regiões que ostentam valores também baixos, representados no terceiro quadrante. O quarto quadrante Alto-Baixo (AB) diz respeito a um agrupamento no qual uma região qualquer com um alto valor da variável de interesse é vizinha de regiões com um baixo valor (ALMEIDA, 2012, p.110).

No ator da proposição dos indicadores G_i e NG_p , outro indicador foi proposto. Este indicador visa capturar padrões locais de autocorrelação espacial, estatisticamente significativos, os chamados indicadores *Local Indicator of Spatial Association* ou mais popularmente conhecidos como LISA.

De acordo com Anselin (1995), os indicadores LISA devem ter a capacidade de indicar *clusters* espaciais, significativos estatisticamente, e sua somatória deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global correspondente.

Segundo Almeida (2012, p.126) o LISA ou I_i de Moran local “faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias (AA, BB, AB e BA), cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran”. O indicador I_i de Moran local para uma variável y padronizada é expresso pela seguinte fórmula:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^i W_{ij} Z_j \quad (6)$$

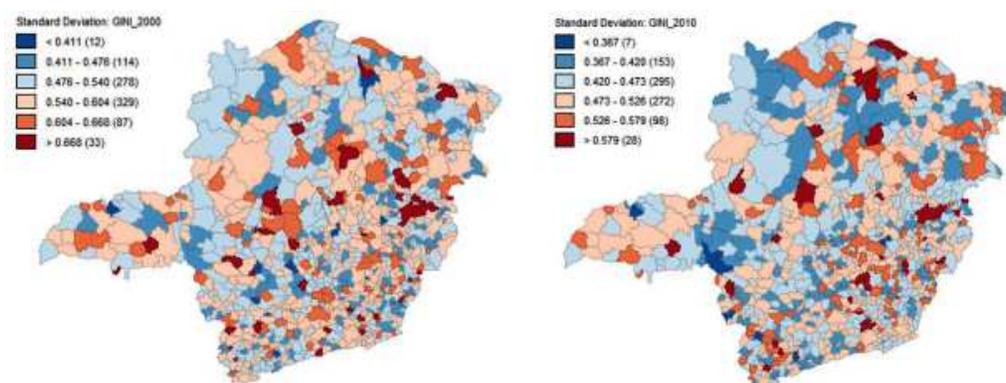
Ainda de acordo com Almeida (2012, p.126), o I_i de Moran Local ou LISA, precisa satisfazer a condição de corresponder a somatória dos indicadores locais. Se esta condição for satisfeita, este equivalente ao indicador global correspondente, de acordo com um fator de proporcionalidade.

4 Análise e Discussão de Resultados

A Figura 4 mostra o mapa de desvio-padrão do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010. O mapa em questão apresenta a distribuição geográfica do indicador nos períodos supracitados.

As regiões que receberam a cor azul mostram os municípios com maior nível de concentração de renda, considerado acima da média. As regiões que receberam a cor vermelha apresentam municípios com menor concentração de renda e, portanto, maior desigualdade de renda.

Figura 4 - Mapa de Desvio-Padrão do Coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010



Fonte: Elaborados pelos autores.

No mapa referente ao ano 2000, houve uma elevação no índice de concentração de renda, o qual chegou a 0,54, sendo que em 295 municípios obtiveram um desvio-padrão do coeficiente abaixo da média. Outros 114 municípios apresentaram o coeficiente com dois desvios-padrão abaixo da média e outras 12 unidades o indicador ficou três desvios-padrão abaixo da média como foi o caso de Douradoquara (0,33), Orizânia (0,37) Carvalhos (0,38), Jordânia (0,38), Albertina (0,39), Camanducaia (0,39), Cedro de Abaeté (0,40), Oliveira (0,40), Santa Rosa da Serra (0,40), Congonhal (0,41), Córrego Novo (0,41) e Piranguinho (0,41).

No que tange aos municípios que obtiveram coeficiente de Gini acima da média no ano 2000, foi possível observar que o indicador de concentração de renda de 329 municípios estava um desvio-padrão acima da média. Noutros 110 municípios, o indicador se situou dois desvios-padrão acima da média. Para os 33 municípios restantes o coeficiente obteve três desvios-padrão acima da média como foi o caso de Almenara (0,67), Conquista (0,67), Esmeraldas (0,67), Itaipé (0,67), Itamarandiba (0,67), Luminárias (0,67), Santa

Margarida (0,67), Senador Modestino Gonçalves (0,67), Serro (0,67), Bom Repouso (0,68), Estrela do Indaiá (0,68), Icarai de Minas (0,68), Manhumirim (0,68), Monjolos (0,68), São João del Rei (0,68), São Tiago (0,68), Jesuânia (0,69), Nova Belém (0,69), Bonito de Minas (0,70), Buritis (0,70), Miravânia (0,70), Rubelita (0,70), União de Minas (0,70), Carmópolis de Minas (0,71), Chapada Gaúcha (0,71), Passa-Vinte (0,71), Romaria (0,71), Centralina (0,72), Formoso (0,72), São João Batista do Glória (0,72), Amparo da Serra (0,73), Santa Cruz de Salinas (0,74) e Novo Oriente de Minas (0,75).

Já no ano de 2010, houve uma redução no índice de concentração médio, o qual chegou a 0,47. Dentre os 853 municípios do estado de Minas Gerais, 278 municípios obtiveram um desvio-padrão do coeficiente abaixo da média. Outros 153 municípios apresentaram o coeficiente com dois desvios-padrão abaixo da média. Em outros 7 municípios o indicador ficou três desvios-padrão abaixo da média, como foi o caso de Córrego Novo (0,32), Bandeira do Sul (0,34), Albertina (0,35), Caetanópolis (0,35), Nova Serrana (0,35), Perdizes (0,35) e Araújos (0,36).

No que diz respeito aos municípios que obtiveram coeficiente de Gini acima da média no ano 2010, foi possível inferir que o coeficiente de concentração de renda de 272 municípios estava um desvio-padrão acima da média. Noutros 92 municípios, o indicador se situou dois desvios-padrão acima da média. Para os 28 municípios restantes o coeficiente obteve três desvios-padrão acima da média, como foi o caso de Amparo da Serra (0,58), Barbacena (0,58), Cristália (0,58), Lagoa Formosa (0,58) Mercês (0,58), Santo Antônio do Retiro (0,58), Senador Cortes (0,58), Capitão Andrade (0,59), Central de Minas (0,59), Cruzília (0,59), Estrela do Indaiá (0,59), Leopoldina (0,59), Liberdade (0,59), Matutina (0,59), Monte Formoso (0,59), Belo Horizonte (0,60), Nicip Raydan (0,60), Chiador (0,61), Santa Margarida (0,61), Prados (0,63), Juiz de Fora (0,64), São João do Paraíso (0,64), Caxambu (0,65), Salinas (0,65), Serro (0,65), Mamonas (0,68), Nova Lima (0,68) e Jequitai (0,78).

Através da análise dos dois mapas de desvio-padrão referentes aos anos de 2000 e 2010, período que compreende o tempo de uma década, foi possível observar que ocorreu a redução da desigualdade de renda nos municípios mineiros, visto que o coeficiente de Gini médio passou de 0,54 em 2000 para 0,47 em 2010.

4.1 Autocorrelação Espacial Global

Na intenção de se detectar a presença de autocorrelação espacial no Coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010, foi realizado o teste da estatística *I* de Moran Global. Para tal, foram testadas as matrizes de pesos espacial Rainha (*queen*) e Torre (*rook*). A Tabela 1 apresenta a matriz de pesos espaciais do coeficiente de Gini nos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010.

Tabela 1 – Matriz de pesos espaciais do coeficiente de Gini nos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010

Matriz de Pesos Espaciais	Variável	
	GINI_2000	GINI_2010
Rainha	-0,0155	-0,0026
Torre	-0,0155	-0,0026

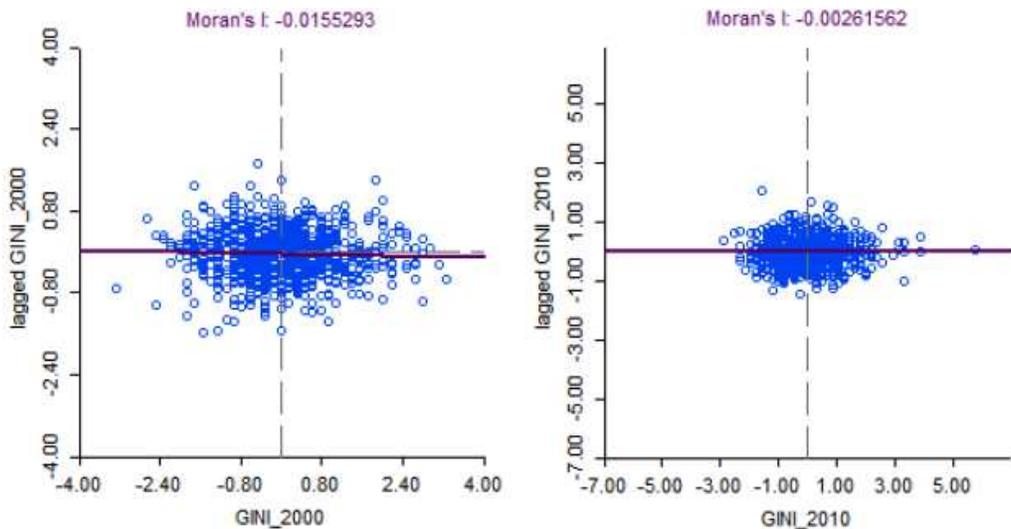
Fonte: Elaborado pelos autores.

O maior resultado encontrado através da análise das duas matrizes foi alcançado por meio da utilização de uma matriz de pesos espaciais do tipo Rainha, sendo assim, as análises serão feitas utilizando essa configuração espacial, pois representa melhor a interação entre as regiões.

O valor da estatística *I* de Moran Global foi de -0,0155 para o ano de 2000 e de -0,0026 para o ano de 2010, ou seja, ficaram abaixo da esperança $E(I) = -0,0012$ sendo estes significativos a 1% (0,01), em ambos os anos analisados. O coeficiente apresenta clara indicação de autocorrelação espacial negativa do coeficiente de Gini nos municípios do Estado de Minas Gerais. Esse resultado mostra que os municípios mineiros que apresentaram elevada concentração de renda não tendem a estar circunvizinhos por municípios com elevada concentração de renda e aqueles que obtiveram baixa concentração de renda encontram-se circunvizinhos por unidades que estão em situação diferenciada.

A Figura 5 apresenta o diagrama de dispersão de Moran do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010.

Figura 5 - Diagrama de dispersão de Moran do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010



Fonte: Elaborados pelos autores.

Os diagramas de dispersão exibidos na Figura 5 mostram o padrão de concentração espacial global do coeficiente de Gini nos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010. Observe que no eixo horizontal encontra-se o coeficiente de Gini e, no eixo horizontal, aparece a defasagem do indicador.

O diagrama de dispersão referente ao ano 2000, possui uma maior dispersão de seus dados, mostrando que entre os 853 municípios do estado de Minas Gerais, 18% estavam concentrados no primeiro quadrante (AA), 32% encontram-se agrupados no terceiro quadrante (BB). No que tange às regiões atípicas, foi observado que 22% das unidades estão concentradas no segundo quadrante (BA) e 28% estão no quarto quadrante (AB).

Já no ano de 2010, o padrão de concentração no diagrama revela que no primeiro quadrante (AA) aparecem 21% dos municípios, 22% das unidades estavam localizadas no terceiro quadrante (BB), no que se refere às regiões atípicas, nota-se que 27% estavam no segundo quadrante (BA) e 30% situavam-se no quarto quadrante (AB).

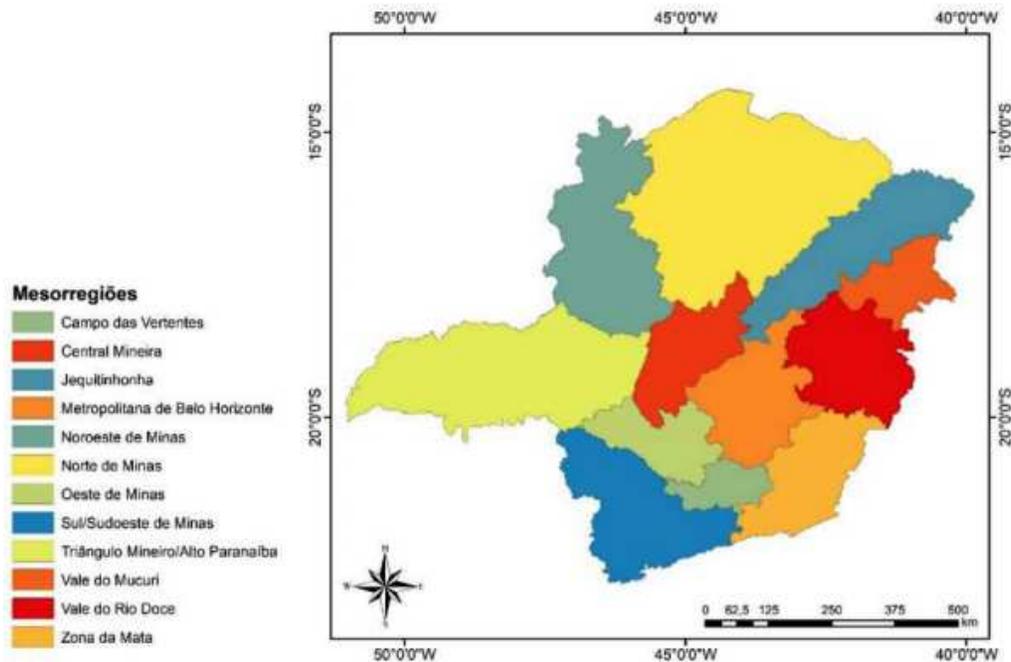
Por meio da observação dos dois diagramas de dispersão de Moran do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais é possível

inferir que entre os anos de 2000 e 2010 os valores dos coeficientes reduziram sua dispersão e, portanto, a concentração geográfica se elevou. Houve um aumento do número de municípios localizados no primeiro quadrante (alto-alto) e aumento da concentração de unidades no terceiro quadrante (baixo-baixo).

4.1 Autocorrelação Espacial Local

Para que seja facilitada a visualização da divisão regional do estado mineiro aos leitores, é apresentado, na Figura 6, um mapa que mostra as doze mesorregiões do estado de Minas Gerais. Os resultados apresentados posteriormente nos mapas de *clusters* podem variar conforme a região, atividade econômica e o perfil socioeconômico da população.

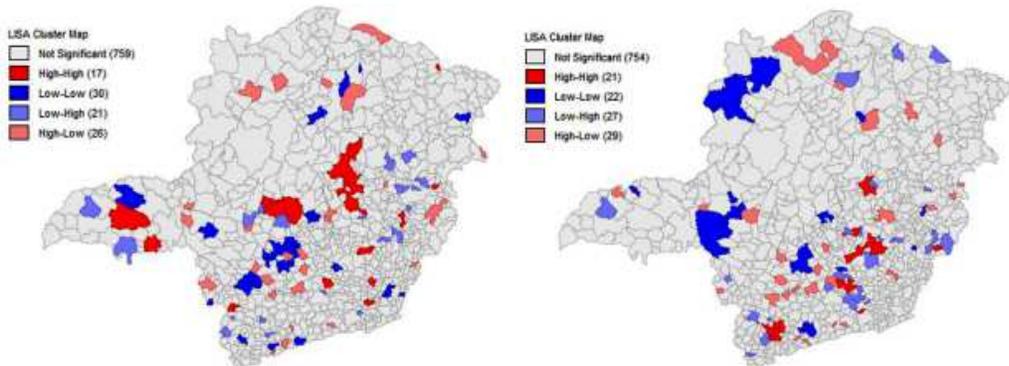
Figura 6 – Divisão mesorregião do estado de Minas Gerais



Fonte: Elaborado pelos autores.

A Figura 7 apresenta o mapa de *cluster* do coeficiente de Gini dos municípios mineiros e mostra onde foram formados os agrupamentos espaciais significativos nos anos de 2000 e de 2010.

Figura 7 - Mapa de *cluster* do Coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010



Fonte: Elaborados pelos autores.

São apresentadas quatro categorias estatisticamente significantes, as regiões denotadas em vermelho representam as aglomerações que exibem elevada concentração de renda, as localidades denotadas em azul escuro mostram as associações espaciais que ostentam baixa concentração de renda e as unidades destacadas em azul e vermelho mais claros representam as associações atípicas, baixo-alto e alto-baixo respectivamente, essas aparecem dispersas pelo mapa.

No mapa de *cluster* referente ao ano de 2000, foi formado um agrupamento com elevada concentração de renda (*high-high*) no qual estão em destaque os municípios de Prata, Conceição das Alagoas, Cabo Verde, Paineiras, Abaeté, Pompéu, Lagoa Dourada, Diamantina, Conceição do Mato Dentro, Datas, Alvinópolis, Guarani, Divinésia, Iapu, São Felix de Minas, Divisa Alegre e Serro.

Um *cluster* com foi formado com o agrupamento de municípios com baixa concentração de renda (*low-low*) no qual pode-se destacar os municípios de Centralina, Monte Alegre de Minas, Araxá, Arceburgo, Carmo do Rio Claro, Borda da Mata, Guapé, Ilícinea, Arcos, Córrego Fundo, Itajubá,

Itapecerica, Perdigão, Nova Serrana, Divinópolis, Itamonte, São Gonçalo do Pará, Paraopeba, São João da Lagoa, Caetanópolis, Congonhas, Capitão Enéas, Nova Porteirinha, Mirai, São Sebastião da Vargem Grande, Rosário da Limeira, Patrocínio do Muriaé, Fronteira dos Vales, Santa Helena de Minas e Santo Antônio do Monte.

No que diz respeito as associações espaciais baixo-alto (*low-high*), que apresentaram coeficiente de Gini baixo e média dos vizinhos alta, pode-se destacar os municípios de Gurinhatã, Andradas, Bandeira do Sul, São Gotardo, Cordislândia, Cedro do Abaeté, Natércia, Martinho Campos, Tiradentes, Coronel Pacheco, São Sebastião do Rio Preto, Dionísio, São Sebastião do Maranhão, Aricanduva, Bom Jesus do Galho, Coroaci, Malacacheta, Fernandes Tourinho, Mathias Lobato, Jampruca e Frutal.

No que tange às associações espaciais baixo-alto (*high-low*), ou seja, que apresentaram coeficiente de Gini elevado e a média dos vizinhos é baixa, pode-se destacar os municípios de Santa Juliana, Irai de Minas, São Sebastião do Paraíso, Riachinho, Santa Rosa da Serra, Pimenta, Cristais, Coqueiral, Wenceslau Braz, Pintópolis, Virgínia, São Sebastião do Oeste, Caxambu, Bom Sucesso, Carmo do Cajuru, Carmópolis de Minas, Olaria, Jequitibá, Patis, Funilândia, Francisco Sá, Espinosa, Cantagalo, Alto Jequitibá, Conselheiro Pena e Serra dos Aimorés.

Já o mapa de *cluster* referente ao ano de 2010, foi formado um agrupamento com elevada concentração de renda (*high-high*) no qual estão em destaque os municípios de São João da Mata, Silvanópolis, Santa Rita do Sapucaí, São Sebastião da Bela Vista, Careaçú, São Gonçalo do Sapucaí, Heliadora, Lagoa Dourada, Carandaí, São José da Lapa, Cristiano Otoni, Taquaraçu de Minas, Ewbank da Câmara, Santa Bárbara, Alvinópolis, Rio Piracicaba, São José do Mantimento, Chalé, Itabirito, Rio Casca e Serro.

Um *cluster* com foi formado com o agrupamento de municípios com baixa concentração de renda (*low-low*) no qual pode-se destacar os municípios de Centralina, Santa Juliana, Pedrinópolis, Sacramento, Perdizes, Unai, Araxá, Serra do Salitre, Guimarânia, Arinos, Itapecerica, Soledade de Minas, São Sebastião do Oeste, Divinópolis, Caxambu, Baependi, Carmo da Mata, Paraopeba, Jeceaba, Juramento, Vermelho Longo e Engenheiro Caldas.

No que diz respeito as associações espaciais baixo-alto (*low-high*), que apresentaram coeficiente de Gini baixo e média dos vizinhos alta, pode-se destacar os municípios de Guarinhatã, Pratápolis, Munhoz, Pouso Alegre, Carvalhópolis, Ritápolis, Entre Rios de Minas, São João da Ponte, Barbacena, Queluzita, Lagoa Santa, Antônio Carlos, Senhora dos Remédios, Santa Bárbara do Tugúrio, Nova União, Aracitaba, Mariana, Santo Antônio do Itambé, Bela Vista de Minas, Dionísio, Santo Antônio do Retiro, Santana do Manhuaçu, Mathias Lobato, Ipanema, Ninheira e (26) Mutum.

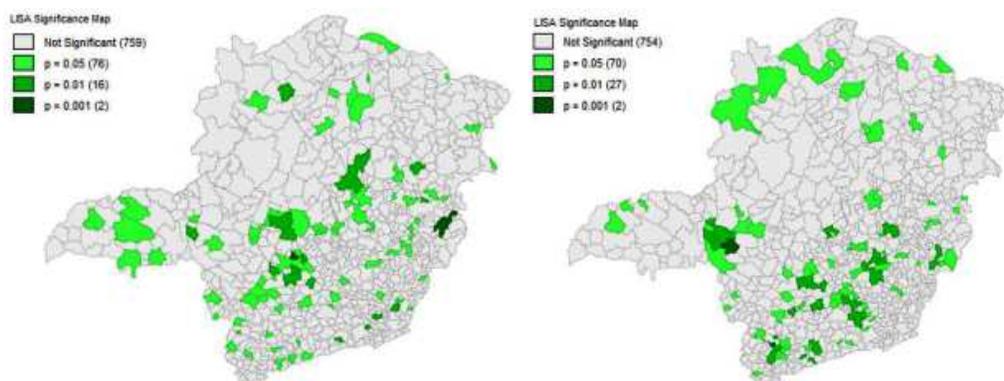
No que tange às associações espaciais baixo-alto (*high-low*), ou seja, que apresentaram coeficiente de Gini elevado e a média dos vizinhos é baixa, , pode-se destacar os municípios de Capinópolis, Iraí de Minas, Itamogi, Rio Paranaíba, Campos Gerais, Cristais, Arcos, Januária, Coqueiral, Cana Verde, Dom Viçoso, Itanhandu, Bom Sucesso, Carmópolis de Minas, Mateus Leme, Resende Costa, Arantina, Olaria, Patis, Itacambira, Passabem, Ferros, Teixeiras, São Miguel do Anta, Virgem da Lapa, Capitão Andrade, Itaipé, Central de Minas e Nova Belém.

Quanto as informações apresentadas nos mapas de *clusters* do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais dos anos de 2000 e 2010, as mesmas reforçaram algumas evidências encontradas em estudos (OLIVEIRA, 2006; SILVA; AMARANTE E SILVA, 2014; TEIXEIRA, 2014; SILVA; BORGES E PARRÉ, 2014; MARCONATO *et al.*, 2015) que apontam para o fato da elevada concentração de renda estar presente em municípios com grande quantidade de pessoas em situação de vulnerabilidade social.

O que também pode ser observado através da referida análise é que o indicador LISA encontra-se disperso, visto que as doze mesorregiões do estado de Minas Gerais obtiveram *clusters* de natureza *high-high*, *low-low*, *low-high* e *high-low*. Em contrapartida, as mesorregiões que obtiveram mais *clusters*, foram a Oeste de Minas, Vale do Rio Doce, Norte de Minas, Campo das Vertentes, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Sul/Sudoeste de Minas, com destaque para a Central Mineira e a Metropolitana de Belo Horizonte com maior concentração de renda no ano de 2000 e 2010. No que tange a regiões com menor concentração de renda pode-se citar Oeste e Sul/Sudoeste de Minas no ano 2000 e as regiões Noroeste de Minas e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba no ano de 2010.

A Figura 8 apresenta o mapa de significância LISA do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010.

Figura 8 – Mapa de significância LISA do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010



Fonte: Elaborados pelos autores.

Nota: $p = 0,01$ indica significância estatística ao nível de 1% (nível de confiança de 99%), $p = 0,05$ mostra significância ao nível de 5% (nível de confiança de 95%) e $p = 0,001$ sugere significância estatística ao nível de 10% (nível de confiança de 90%).

Os mapas de significância LISA do coeficiente de Gini dos municípios do estado de Minas Gerais referente aos anos de 2000 e 2010 apresentam as mesmas localizações apresentadas dos mapas de *clusters* da Figura 7, porém apontam as estatísticas locais significantes e ainda fazem a análise da sensibilidade do p -valor. Nestes mapas, as localização não-significantes não são destacadas.

No mapa de significância LISA do coeficiente de Gini referente ao ano de 2000, 759 dos 853 municípios do estado de Minas Gerais não foram significantes dentro da amostra analisada. Outras 16 unidades foram significantes com 99% de confiança (0,01), 76 apresentaram LISA significativa com p -valor de 0,05 (95% de confiança) e os municípios de Perdigoão e Conselheiro Pena receberam significância estatística de 0,001 (nível de confiança de 90%).

Já o mapa de significância LISA do coeficiente de Gini referente ao ano de 2010, 754 dos 83 municípios do estado de Minas Gerais não foram

significantes dentro da amostra analisada. Outras 27 unidades obtiveram significância de 99% de confiança (0,01), 70 apresentaram LISA significativa com p -valor de 0,05 (95% de confiança) e os municípios de Araxá e São João do Mata receberam significância estatística de 0,001 (nível de confiança de 90%).

5 Considerações Finais

Esse estudo objetivou analisar a distribuição espacial do coeficiente de Gini nos municípios do estado de Minas Gerais nos anos 2000 e 2010. A metodologia utilizada foi a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e foi possível verificar a existência de autocorrelação espacial e a presença de *clusters* espaciais com elevada e baixa concentrações de renda no território mineiro. Primeiramente, a distribuição geográfica apresentada no mapa de desvio-padrão mostrou que, em algumas regiões, a renda apareceu dispersa, o indicador de desigualdade de renda diminuiu no período de uma década demonstrando um processo de evolução em termos de distribuição de renda nos municípios do estado de Minas Gerais. O que confirma tal afirmação é a análise dos mapas de desvio-padrão dos anos de 2000 e 2010, onde foi possível observar que coeficiente de Gini médio passou de 0,54 em 2000 para 0,47 em 2010, indicando a redução da desigualdade de renda no estado de Minas Gerais.

O coeficiente de autocorrelação global (I de Moran) foi negativo nos anos de 2000 e 2010, indicando que, em geral, os municípios com alto índice de Gini não necessariamente são vizinhos de outros municípios com a mesma característica, por sua vez, os municípios que ostentam baixo índice de Gini não são cercados por municípios nas mesmas condições. O resultado global revelou ainda que, no decorrer dos anos, houve uma elevação da autocorrelação positiva do coeficiente de Gini para os municípios de Minas Gerais, compreendida no ano de 2000 e de 2010.

No diagrama de dispersão de Moran, a maioria dos municípios ficou agrupada no primeiro e no segundo quadrantes reforçando, assim, os resultados do I de Moran Global.

O *I* de Moran Local, por sua vez, permitiu identificar onde estavam localizados os agrupamentos com elevada e baixa concentrações de renda nos municípios do estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010. As mesorregiões do estado de Minas que obtiveram maior concentração de renda no ano de 2000 e 2010 foram a Central Mineira e a Metropolitana de Belo Horizonte. No que diz respeito às mesorregiões com menor concentração de renda pode-se citar Oeste e Sul/Sudoeste de Minas no ano 2000 e as regiões Noroeste de Minas e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba no ano de 2010.

O estudo concluiu que, o estado de Minas Gerais apesar de usufruir de condições mais favoráveis que as de outras unidades da federação em termos de distribuição de renda, ainda possui regiões e municípios com elevada desigualdade de renda, sendo necessária a adoção de políticas de descentralização regional por parte do governo estadual, a fim de diminuir as diferenças entre as regiões mineiras e erradicação da pobreza e da desigualdade de renda no território e no Brasil.

Referências

ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas/SP: Editora Alínea, 2012.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v.27, n.2, p.93-115, 1995.

_____. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In: LONGLEY, P. A. *et al.* (Ed.) *Geographic information system: principles, techniques, management and applications*. Nova York Wiley, 1999.

ANSELIN, L.; BERA, A. K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH, A. Y.; GILES, D. (Eds.). *Handbook of applied economic statistics*. New York: Marcel Ockker, cap. 7, p. 237-289, 1998.

BONELLI, R.; RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. *Revista de Economia Política*, v. 13, n. 2, 50, p. 76-97, 1993.

CIMADAMORE, A. D.; CATTANI, A. D. A construção da pobreza e da desigualdade na América Latina: uma introdução. In: CIMADAMORE, A. D.; CATTANI, A. D. (Orgs.). *Produção de pobreza e desigualdade na América Latina*. Porto Alegre: Tomo Editorial/Clacso, 2007.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. Measuring Income and Inequality: A New Database. *Development Discussion Papers*, n. 537, Havard University College, May 1996.

DUBIN, R. A. Spatial Autocorrelation: A Primer. *Journal of Housing Economics*, v.4, n.7, p.304-327, 1998.

GOLGHER, A. B. *Introdução à econometria espacial*. Jundiaí: Paco Editorial, 2015.

HARVEY, D. *Os limites do capital*. São Paulo: Boitempo, 2013.

LANGONI, C. G. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005.

MARCONATO, M. *et al.* A focalização do Programa Bolsa Família nos municípios de Santa Catarina: uma análise espacial. *Informe Gepec*, Toledo, v. 19, n. 1, p. 38-37, 2015.

MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. *Journal of Royal Statistical Society*, v.10, n.2, p.243-251, 1948.

MORRISSON, C. *La Répartition des revenus*. Paris: PUF, 1996.

NERI, M. *Miséria e a nova classe média na década da igualdade*. Rio de Janeiro: FGV, 2008.

NEVES, C. *et al.* Análise do Índice de Gini nos municípios de Santa Catarina em 2000 e 2010: uma abordagem exploratória de dados espaciais. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - RBERU*, Vol. 09, n. 2, pp. 209-227, 2015.

OLIVEIRA, K. F. Uma análise espacial da insuficiência e da desigualdade de renda nos municípios sergipanos, 1991-2000. In: *Anais do Simpósio Regional de Geoprocessamento e Sensoriamento Remoto*, 3, Aracaju/SE, 2006.

PIKETTY, T. *A economia da desigualdade*. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2015.

POCHMANN, M. *Nova classe média: o trabalho na base da pirâmide social brasileira*. São Paulo: Boitempo, 2012.

SHORROCKS, A. F. Inequality decomposition by factor components. *Econométrica*, v. 50, n. 01, p. 193-211, 1982.

SILVA, L. D. C.; AMARANTE, P. A.; SILVA, J. R. A pobreza extrema nos municípios baianos: um estudo de dependência espacial com dados do censo 2010. In: *Anais do Encontro de Economia Baiana*, 10, 2014, Salvador: UFPB, p. 158-187, 2014.

SILVA, L. N. S.; BORGES, M. J.; PARRÉ, J. L. Distribuição espacial da pobreza no Paraná. *Revista de Economia*, Curitiba, v. 30, n. 3, p. 35-58, 2014.

SPRANDEL, M. A. *A pobreza no paraíso tropical: interpretações e discursos sobre o Brasil*. Rio de Janeiro: Relume Dumatá: Núcleo de Antropologia da Política/UFRJ, 2004.

WILKINSON, R.; PICKETT, K. *The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone*. Penguin Books, UK, 2010.