
ANÁLISE DO ÍNDICE DE GINI NOS MUNICÍPIOS DE SANTA CATARINA EM 2000 E 2010: UMA ABORDAGEM EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

Cleverson Neves

Prof. do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: cleversonneves@uel.br

Marcia Regina Gabardo da Camara

Profa. Dra. do Mestrado em Economia Regional da Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: mgabardo@uel.br

Umberto Antonio Sesso Filho

Prof. Dr. do Mestrado em Economia Regional da Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: umasesso@uel.br

Emerson Guzzi Zuan Esteves

Doutorando em Economia na Universidade Estadual de Maringá (UEM)

E-mail: esteves@sercomtel.com.br

Márcio Marconato

Doutorando em Economia na Universidade Estadual de Maringá (UEM)

E-mail: marconatoce@bol.com.br

RESUMO: O objetivo do presente estudo é analisar a distribuição espacial do índice de Gini nos municípios de Santa Catarina nos anos de 2000 e 2010. A metodologia utilizada foi a análise exploratória de dados espaciais com enfoque no mapa de desvio-padrão, I de Moran Global (para verificar a autocorrelação espacial) e o I de Moran Local (identificar a existência de *clusters*). No mapa de desvio-padrão, foi possível observar que, no período de uma década, ocorreu redução da desigualdade de renda nos municípios catarinenses, pois o índice de Gini médio passou de 0,52 em 2000 para 0,44 no ano de 2010. O coeficiente I de Moran Global mostrou que havia autocorrelação espacial positiva nos dois períodos analisados, sugerindo que os municípios com 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. Com o I de Moran Local, foi possível verificar que os 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.

Palavras-Chave: Análise de *Clusters*; Concentração Espacial; Índice de Gini.

Classificação JEL: D30; R10.

ABSTRACT: The aim of this study is to analyze the spatial distribution of the Gini index in the municipalities of Santa Catarina in 2000 and 2010. The methodology used was the exploratory spatial data analysis focused on the standard deviation map, I Moran Global (to verify the spatial autocorrelation) and I Moran Place (identify the existence of clusters). In the standard deviation map was observed that in the period of a decade there was a reduction in income inequality in the municipalities of Santa Catarina, as the average Gini index rose from 0.52 in 2000 to 0.44 in 2010. The coefficient I Moran Global showed that there was positive spatial autocorrelation in both analyzed periods, suggesting that municipalities with low concentration surrounded suggesting that municipalities with high concentration of income were surrounded by neighbors in the same situation and the units with low concentration of income. With the Local Moran, I was able to verify that the spatial clusters with high-income inequality were formed in Western Santa Catarina region and agglomerations with low concentration of income are located predominantly in the Vale do Itajaí.

Keywords: Cluster Analysis; Spatial Concentration; Gini Index.

JEL Code: D30; R10.

1. Introdução

O Brasil possui um dos maiores índices de desigualdades do mundo. Uma comparação entre países no ano de 2012 mostrou que, nas Américas, somente Haiti (0,60), Honduras (0,57) e Colômbia (0,53) apresentavam índices de Gini superiores ao do Brasil (0,52). Na África, vários países apresentam desigualdade de renda menor que a brasileira. Entre os países desenvolvidos, esse índice variou de 0,26 (Noruega) a 0,36 (Portugal), merecendo registro, os EUA com índice de Gini igual a 0,40 (WORLD BANK, 2012). Esse cenário revela que o Brasil é significativamente desigual, o país apresenta extensão territorial continental e muitas disparidades em termos geográficos, culturais, históricos e econômicos que podem impactar na desigualdade, em particular de renda.

Uma análise para os estados brasileiros revela que, no ano de 2010, o menor índice de Gini entre as federações foi observado em Santa Catarina, o qual se situou em 0,44; por outro lado, o Distrito Federal apresentou o maior indicador, atingindo 0,57, enquanto que, para o país como todo, esse indicador foi 0,53 (IBGE, 2010). Portanto, Santa Catarina é o estado com menor desigualdade de renda, mas ainda acima dos indicadores observados em países desenvolvidos, que, como se verificou, estão ao redor de 0,36.

O estado de Santa Catarina possui o maior Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* da região Sul e o quarto maior do país, ocupa apenas 1,2% do território nacional e possui uma população de cerca de 6 milhões de habitantes; o PIB do estado atingiu, em 2013, mais de R\$ 214 bilhões, aparecendo como o sexto maior entre os estados brasileiros, é composto por 293 municípios (IBGE, 2013). O estado apresenta uma distribuição relativamente equilibrada, tanto da população como da atividade econômica, quando comparado aos outros estados brasileiros. Possui características divergentes de outras regiões, sobretudo do Norte e Nordeste, pois não teve na base do seu desenvolvimento raízes no latifúndio e no trabalho escravo, mas, sim, na pequena produção mercantil, da qual, originaram-se excedentes que possibilitaram a criação de importantes polos industriais, que permitiram ao estado catarinense dinamizar o processo de desenvolvimento socioeconômico de suas regiões (VIEIRA; SILVA; REDIVO, 2011).

Nas últimas décadas, os desequilíbrios têm se manifestado de forma cada vez mais clara no Brasil e nos seus estados. Em especial, o estado de Santa Catarina, em que houve a concentração da população e da atividade econômica em algumas regiões, a fuga de população e a estagnação ou declínio econômico em outras foram notáveis, a ponto de estimular ações por parte do governo estadual, que postulou como ação-base estimular a política de descentralização, uma tentativa de promover o desenvolvimento regional, mirando à recuperação da harmonia na distribuição socioeconômica da população entre as regiões do estado (RODOLFO; TEIXEIRA, 2011).

As mudanças ocorridas na economia catarinense aconteceram ao mesmo tempo em que se observaram mudanças na distribuição da população no espaço. Na medida em que a atividade econômica de uma região entra em decadência ou sofre um contínuo processo de modernização produtiva, são criadas as circunstâncias que fazem com que parte dos habitantes tenham sua base de existência prejudicada, não lhes restando outra alternativa senão migrar para outras regiões economicamente mais dinâmicas em busca de novas oportunidades (SINGER, 1990).

Nesse sentido, o objetivo do presente artigo é analisar a distribuição espacial do índice de Gini nos municípios de Santa Catarina nos anos 2000 e 2010. Utiliza-se a ótica da análise exploratória de dados espaciais para verificar as transformações ocorridas entre o início e o final da década de 2000. Justifica-se a realização deste artigo, pois, apesar do estado apresentar um dos melhores Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) entre as federações brasileiras segundo o Programa da Nações Unidas para o Desenvolvimento (2013), a desigualdade de renda pode ser considerada elevada, o uso da técnica de análise exploratória de dados espaciais permitirá visualizar a distribuição geográfica do índice de Gini, verificar se existe dependência de vizinhança nos municípios catarinenses e identificar as regiões com maiores concentração de renda de forma a orientar a realização de políticas públicas para minimizar a desigualdade.

O artigo está estruturado em cinco partes. A primeira é de natureza introdutória, apresentando o contexto, o objetivo e a justificativa da pesquisa realizada; na segunda parte, demonstra-se uma breve revisão de literatura sobre a distribuição de renda, seus determinantes e consequências; a terceira apresenta a metodologia utilizada na pesquisa; a quarta parte discute os resultados; e, por último, estão as considerações finais.

2. Breve revisão de literatura

Os primeiros estudos adequadamente fundamentados sobre a distribuição de renda no Brasil datam do final dos anos 60, estimulados pela disponibilidade de dados do censo demográfico de 1960. A possibilidade de comparar os resultados dos Censos de 1960 e 1970, já no início da década seguinte, ampliou o interesse pela temática. Eventuais diferenças de mensuração que possam ter ocorrido à época logo cederam lugar a um amplo consenso em torno de um fato básico, o Brasil tinha experimentado, entre 1960 e 1970, um aumento na concentração de renda sem precedentes em relação aos países para os quais existia documentação estatística (BONELLI; RAMOS, 1993).

A desigualdade de renda observada entre 1960 e 1970 pode ter sido ocasionada por alterações no mercado de trabalho, pois a acelerada expansão da atividade econômica conduziu a um aumento da demanda por mão-de-obra qualificada que, aliada a uma oferta relativamente inelástica no curto prazo, levou a uma maior dispersão salarial entre os grupos de trabalhadores com diferentes níveis de qualificação. Outros fatores destacados foram a discriminação, a segmentação e as características individuais, elementos que teriam mudado a composição da força de trabalho; adicionalmente, a educação apareceu como um elemento importante para explicar o aumento da desigualdade de renda (LANGONI, 2005). A literatura também destaca a política salarial do período como um fator concentrador da renda, atuando, sobretudo, sobre os menos qualificados, e a ação dos sindicatos a partir dos anos 1970, enquanto um elemento que agiu na direção de reduzir os diferenciais de renda (BONELLI; RAMOS, 1993).

Diversos estudos vêm sendo elaborados com intuito de identificar as causas da concentração de renda e suas possíveis consequências. Entre as inúmeras pesquisas que investigaram os aspectos relacionados ao baixo nível de escolaridade dos trabalhadores, destaca-se o estudo de Barros, Henriques e Mendonça (2000) que verificou que a heterogeneidade educacional responde por 39,5% da desigualdade salarial brasileira. Os autores destacaram que as diferenças educacionais entre os trabalhadores brasileiros eram reveladas pelo mercado de trabalho, mostrando que os trabalhadores mais escolarizados apresentaram maior produtividade e obtiveram maiores salários. Além disso, eles identificaram que a escolaridade foi o principal determinante da desigualdade salarial no Brasil e apontaram que os problemas permanentes do sistema educacional brasileiro reforçaram a concentração de renda, principalmente, o relativo atraso educacional, estimado em uma década.

Na mesma linha de investigação, Salvato, Ferreira e Duarte (2010) analisaram o impacto da escolaridade sobre a distribuição de renda do trabalho nos estados e regiões do Brasil, usando informações da Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar (PNAD) de 1999. Os resultados obtidos mostraram que entre 12% e 36% do diferencial de renda foi explicado pelo diferencial de escolaridade, ou seja, a mudança do perfil de escolaridade alterou a distribuição de renda do trabalho e, quanto mais elevado foi o percentil de renda considerado, maior a contribuição da diferença de escolaridade para a diferença de renda. Leal e Werlang (1991) verificaram forte associação existente entre educação e desigualdade de renda no Brasil; os autores compararam o salário auferido por indivíduos com diferentes níveis de escolaridade e mostraram que os mais escolarizados ganharam mais do que os analfabetos, aprofundando a diferença de renda e colaborando para o aumento da desigualdade. Contribuindo para o debate, Reis e Barros (1991) mostraram que a desigualdade na distribuição de renda seria 50% menor se não houvesse distinção de renda de acordo com o nível de instrução formal do indivíduo.

Outra característica relacionada com a concentração de renda está associada aos problemas observados no mercado de trabalho, sobretudo ao desemprego. Segundo Barros e Mendonça (1996), o mercado de trabalho e suas inter-relações exercem papel preponderante na distribuição de renda.

Os autores mostraram que o nível salarial médio por ramo de atividade varia entre 46% acima da média na indústria de material de transportes a 38% abaixo da média em serviços de limpeza e conservação. Ou seja, a divisão do mercado de trabalho por ramo de atividade leva o nível salarial de trabalhadores com características idênticas a ser até 2,4 vezes maior em certos ramos de atividade. O trabalho de Cardoso, Barros e Urani (1995) destacou o papel do desemprego e da inflação sobre a desigualdade de renda. Os autores investigaram o período entre 1980 e 1990 e observaram que, em diversos momentos, as oscilações no desemprego e na inflação foram acompanhadas por mudanças no nível de desigualdade.

Para alguns autores, a desigualdade de renda está ligada com as diferenças salariais. Ramos (1995) defende que a desigualdade de renda é explicada em parte pelas diferenças entre salários nas indústrias e que em diversos países têm sido observadas diferenças consideráveis nos salários médios do setor, mesmo para a análise de trabalhadores com diferentes atributos e em trabalhos com características distintas. O estudo de Calmon, Conceição e Galbraith (1999) associou a concentração de renda às desigualdades salariais nas indústrias e ao crescimento do PIB brasileiro, observando que as oscilações econômicas eram os fatores explicativos dessas desigualdades de renda; ao investigar a desigualdade entre os anos de 1976 e 1995, os autores verificaram que o período foi marcado por diferentes condições macroeconômicas. Barros *et al.* (2006) discutiram a queda na desigualdade de renda no período de 2001 a 2004 e buscaram quantificar a contribuição dos aspectos demográficos, o aperfeiçoamento da rede de proteção social e as mudanças verificadas no mercado de trabalho. Os resultados obtidos mostraram que os fatores que contribuíram para a queda da desigualdade foram: as mudanças na distribuição da renda do trabalho, as alterações da distribuição das remunerações dos trabalhadores e as melhorias na rede de proteção social e reforçam que essa diversificação contribuiu para o declínio na desigualdade de renda.

O estudo de Tyskowski *et al.* (2015) buscou verificar as diferenças de salário existentes no mercado de trabalho em Santa Catarina, focalizado em duas características: migração e gênero. Utilizaram os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2012, o procedimento de Heckman e a técnica de decomposição de Oaxaca-Blinder. Os resultados encontrados revelaram que, em Santa Catarina, o salário das mulheres migrantes equivale a 72% dos salários dos homens migrantes e que o salário das mulheres não migrantes equivale a 84% dos salários dos homens não migrantes, ou seja, os homens são mais valorizados pelo mercado frente às mulheres, tanto nos grupos de não migrantes como nos migrantes. Além do mais, os homens migrantes apresentaram um salário superior aos dos não migrantes no estado catarinense, já a renda das mulheres não migrantes é inferior à das mulheres migrantes.

O crescimento econômico também foi inserido na pauta de discussão dos estudiosos sobre o tema. Bonelli e Ramos (1993) apontaram para uma associação negativa entre crescimento econômico e desigualdade no Brasil no período de 1977 a 1986 e concluíram que o crescimento podia ser uma arma para combater tanto a pobreza como a desigualdade, pois, além de elevar a renda geral, podia contribuir para o crescimento da fração da renda total recebida pelos estratos mais pobres. Hoffmann (2001) identificou algumas relações entre concentração de renda e crescimento econômico e destacou que havia várias maneiras pelas quais a desigualdade da distribuição da renda poderia afetar o crescimento, incluindo o fato de um perfil de demanda extremamente diferenciado impedir o aproveitamento das economias de escala.

Outro trabalho que analisou a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda foi o de Koshiyama e Fochezatto (2012), utilizando um painel de dados de 25 estados brasileiros mais o Distrito Federal, no período de 1986-2004, os resultados apontaram para a existência de uma relação de causalidade unidirecional que vai da desigualdade de renda para o crescimento econômico, sugerindo que, no curto prazo, a desigualdade afeta negativamente o crescimento; porém, quando se considera um período de tempo mais longo, essa relação se torna imprecisa.

Para uma análise mais profunda entre a relação crescimento econômico e desigualdade de renda, Penna *et al.* (2013) concentraram seu estudo na região Nordeste. Utilizaram as variáveis renda do trabalho e as transferências realizadas pelo governo; partindo da hipótese de Kuznets e da

decomposição vetorial da renda, os autores verificaram que os resultados estavam em consonância com a hipótese de Kuznets, sugerindo que o efeito da elevação da renda do trabalho seria mais eficiente do que os efeitos das transferências governamentais ao se tratar de crescimento com igualdade.

E, por fim, as disparidades regionais no Brasil têm sido consideradas como algumas das principais causas do elevado grau de desigualdade e, portanto, têm inspirado uma série de políticas visando combatê-las ou amenizar suas consequências. Não existe, no entanto, apenas um tipo de desigualdade regional, pois essas podem apresentar diferentes formas (BARROS; MENDONÇA, 1996). O estudo de Savedoff (1990) analisou as diferenças regionais de salário no Brasil e o autor verificou a existência de diferenças entre salários nas regiões quando se consideravam trabalhadores com características observáveis idênticas, porém destacou que essas diferenças eram relativamente pequenas.

Outra análise que caminhou em paralelo com os estudos sobre as causas da concentração de renda foi a presença de possíveis consequências da mesma, e um dos problemas ocasionados pela elevada concentração de renda seria a pobreza. Para Barros, Henriques e Mendonça (2001), a desigualdade de renda e a escassez agregada de recursos são alguns dos principais determinantes que levam grande parcela da população brasileira à situação de pobreza. O trabalho de Hoffmann (2002) analisou a pobreza pela perspectiva dos problemas de distribuição de renda no país e demonstrou que, depois de estabelecido certo grau de desigualdade, há uma forte resistência para sua redução. Utilizando o índice de Gini (para medir concentração de renda) e o índice de Theil (para medir a desigualdade entre grupos), o autor confirma a intensa desigualdade de renda que afeta a sociedade brasileira.

As aplicações empíricas apresentadas por Simão Filho, Freguglia e Procópio (2012) mostraram a existência de diferentes índices de pobreza nas cidades médias brasileiras no ano de 2000, porém, os autores destacam a semelhança entre os índices de Gini, próximos de 0,59. O estudo concluiu que a melhor opção para diminuir o número de pessoas pobres era criar mecanismos de redução da desigualdade de renda, sendo essa última explicada, em grande medida, pelas características associadas à escolaridade, posição na ocupação, migração e idade na maioria das cidades estudadas.

Silva, Araújo Júnior e Silva (2009) estimaram a elasticidade da pobreza com relação à desigualdade na distribuição de renda, ao produto interno bruto *per capita*, à média de anos de estudo da população e ainda consideraram diversas categorias de despesas públicas (saúde, educação, infraestrutura, etc.) no Brasil. Para tanto, utilizaram a análise econométrica de dados em painel, estático e dinâmico. Os resultados, considerando as diferenças das unidades da federação, indicaram baixa sensibilidade da pobreza, medida pelo percentual de pobres, às despesas públicas, apontaram para uma relação negativa entre pobreza e produto interno bruto *per capita* e positiva com a desigualdade na distribuição interpessoal de renda. Porém, a magnitude do coeficiente revela que a incidência da pobreza é mais sensível à desigualdade de renda do que ao produto interno bruto *per capita*.

Os estudos que relacionaram a pobreza e a distribuição de renda utilizando a econometria espacial foram ganhando espaço na última década devido ao aumento de dados georreferenciados e ao desenvolvimento de softwares específicos para manipulação dessas informações. O trabalho realizado por Silva, Borges e Parré (2014) utilizou a econometria espacial para investigar o impacto das variáveis renda *per capita*, do índice de Gini e da taxa de urbanização sobre a pobreza no estado do Paraná. O resultado apontou autocorrelação espacial positiva da pobreza entre os municípios paranaenses e a formação de agrupamento espacial alto-alto no Centro-Sul do estado. Os modelos econométricos demonstraram que o aumento da renda média e da urbanização diminui a pobreza, e o índice de Gini tende a aumentar o número de pessoas pobres.

Aplicando método similar, Oliveira (2006) estudou a insuficiência e a desigualdade de renda nos municípios de Sergipe em dois períodos, 1991 e 2000. O método utilizado foi a análise exploratória de dados espaciais. Os resultados encontrados mostraram que a concentração de renda é elevada em alguns municípios, mas que houve redução considerável em algumas regiões do estado

de Sergipe, a análise local revelou a presença de *clusters* significativos com elevada e baixa concentração de renda.

O trabalho de Silva, Amarante e Silva (2014) utilizou a econometria espacial e a análise exploratória de dados espaciais para investigar a distribuição geográfica da extrema pobreza nos municípios baianos no ano de 2010. O I de Moran atesta a existência de *clusters* em vários pontos do estado da Bahia e o resultado do modelo econométrico reforça a relação negativa entre pobreza e renda *per capita* e positiva com a taxa de analfabetismo.

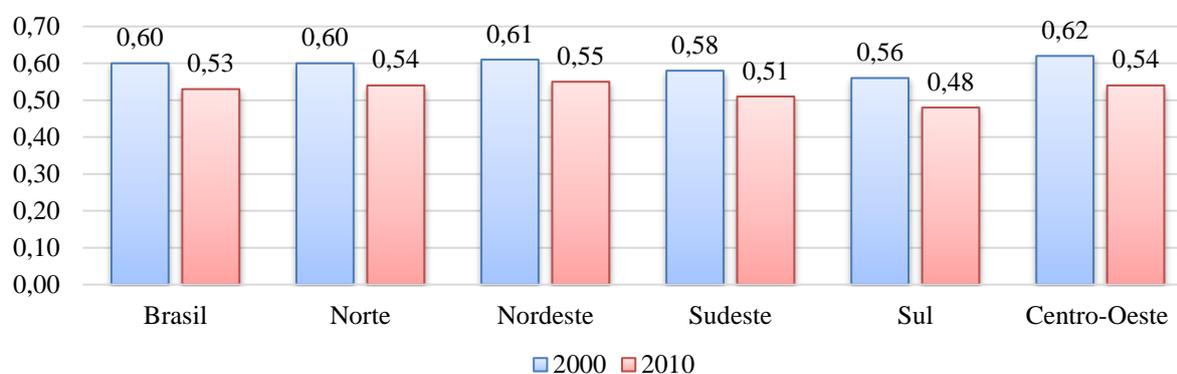
Teixeira (2014) verificou a distribuição espacial da pobreza nos municípios alagoanos. Utilizando como método a análise exploratória de dados espaciais e os modelos de econometria espacial, os resultados apontaram para a existência de autocorrelação positiva da pobreza no estado de Alagoas e forte discrepância entre as mesorregiões do estado, sobretudo entre as Mesorregiões Leste e Sertão. O modelo econométrico revelou que a pobreza está relacionada inversamente com as variáveis renda *per capita* e taxa de urbanização, enquanto que ocorre o contrário com relação ao índice de Gini.

Marconato *et al.* (2015) verificaram a existência da relação espacial positiva entre o benefício médio concedido pelo Programa Bolsa Família e a taxa de pobreza nos municípios do estado de Santa Catarina para o ano de 2010. Os autores utilizaram a análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) e verificaram que os municípios que apresentaram elevado (Baixo) repasse médio do Programa Bolsa Família estavam rodeados por municípios com grande (Baixo) taxa de pobreza, ou seja, onde a pobreza era maior, o benéfico médio também foi superior. Foi observado um *cluster* alto-alto na região Oeste e Norte e um baixo-baixo na região Leste e Central.

2.1. Índice de Gini no Brasil e nas grandes regiões

A melhoria do perfil distributivo da renda no país, revelado pela trajetória declinante do Índice de Gini entre 2000 e 2010, pode ser constatada para o Brasil e em todas as regiões, conforme Figura 1. O indicador de distribuição de renda nacional era igual 0,60 no início da década, já no ano de 2010, o valor chegou a 0,53, o que representa queda de 11,6%. Na região Sul, foi observada redução de 14,8% no indicador de concentração de renda, a maior queda registrada entre as grandes regiões, e o índice passou de 0,56 (2000) para 0,48 (2010). No Centro-Oeste, o índice passou de 0,62 em 2000 para 0,54 em 2010, queda de 13%. A região Sudeste apresentou redução da concentração de renda em torno de 12%, e o índice de Gini passou de 0,58 no ano de 2000 para 0,51 no ano de 2010. Nas regiões Norte e Nordeste, foram observadas as menores quedas entre as regiões brasileiras, no primeiro caso, o indicador recuou 10%, passando de 0,60 em 2000 para 0,54 em 2010 e, no Nordeste, houve queda de 9,8% na concentração de renda, o pior resultado observado, o índice passou de 0,61 no ano de 2000 para 0,55 em 2010.

Figura 1 - Índice de Gini - Brasil e Grandes Regiões – 2000 e 2010



Nota: Índice de Gini da distribuição do rendimento nominal mensal dos domicílios particulares permanentes, com rendimento domiciliar.

Fonte: Elaboração própria com base nos Censos 2000 e 2010 – IBGE.

Conforme apresentado anteriormente, a região Sul apresentou o menor Índice de Gini entre as cinco grandes regiões brasileiras nos anos de 2000 e 2010, por outro lado, no ano de 2000, a região Centro-Oeste apresentou o maior indicador de concentração de renda e, no ano de 2010, a maior desigualdade foi observada na região Nordeste. O valor do indicador de Gini das regiões Sul e Sudeste ficou abaixo índice nacional, em ambos os anos analisados. Apesar da redução observada em todas as regiões, o indicador pode ser considerado elevado em termos comparativos internacionais, mas significativo em termos da reversão da trajetória ascendente desse indicador no país em décadas anteriores.

3. Metodologia

3.1. Índice de Gini

O Índice de Gini é um instrumento para medir o grau de concentração de renda em determinado grupo, em que é apontada a diferença entre os rendimentos dos mais pobres e dos mais ricos. Numericamente, varia de zero a um (alguns apresentam de zero a cem). O valor zero representa a situação de igualdade, ou seja, todos têm a mesma renda e o indicador com valor um (ou cem) está no extremo oposto, isso é, uma só pessoa detém toda a renda. Conforme destacado por Shorrocks (1982), o coeficiente de Gini pode ser decomposto por componentes da renda e a expressão resultante depende do coeficiente de concentração de cada componente e de seu peso na renda total, seja:

$$G = \sum \Phi_h C_h \quad (1)$$

em que: G é o Coeficiente de Gini; C_h é o coeficiente de concentração da renda h relativo a renda total; e Φ_h é o peso do fator h na renda total.

3.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) pode ser empreendida sempre que as informações estiverem espacialmente localizadas e quando for preciso levar em conta, explicitamente, a importância do arranjo espacial dos fenômenos na análise ou na interpretação de resultados desejados. O objetivo da análise espacial é aprofundar a compreensão do processo, avaliar evidências de hipóteses a ele relacionadas, ou ainda tentar prever valores em áreas onde as observações não estão disponíveis (BAILEY; GATRELL, 1995).

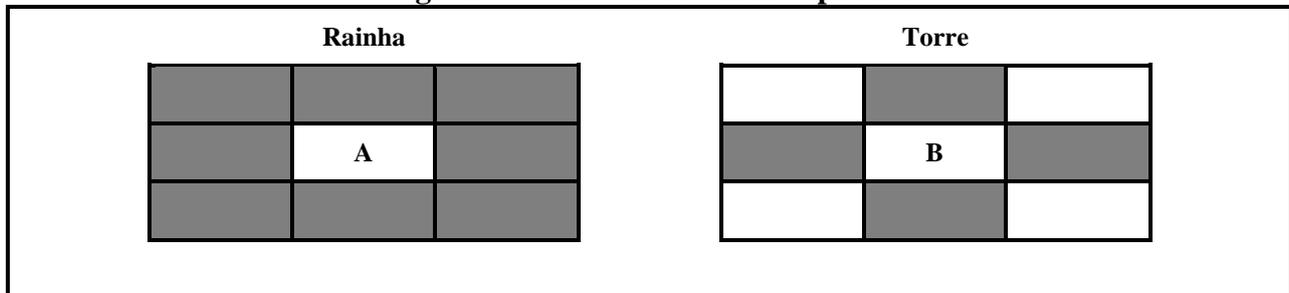
A AEDE é a coleção de técnicas para descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localidades atípicas, ou seja, *outliers* espaciais, descobrir padrões de associação espacial, *clusters* espaciais, e sugerir diferentes regimes espaciais e outras formas de instabilidade (ANSELIN, 1999 *apud* ALMEIDA, 2012). O primeiro passo no estudo de AEDE é testar a hipótese de que os dados espaciais sejam distribuídos aleatoriamente. Intuitivamente, pois aleatoriedade espacial significa que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012).

- *Matrizes de pesos espaciais*

A dependência espacial é uma das características dos dados espaciais e pode se manifestar em diversos campos de estudo. Entretanto, um aspecto fundamental na determinação da autocorrelação espacial é a consideração do grau de vizinhança, o qual se deseja realizar a análise de dependência espacial. Uma vez adotado o critério de vizinhança, pode ser construída a matriz de pesos espaciais (SABATER; TUR; AZORÍN, 2011). As matrizes de pesos espaciais são baseadas na contiguidade e podem ser definidas de acordo com a vizinhança, com a distância tanto geográfica quanto socioeconômica, bem como com uma combinação de ambas (ALMEIDA, 2012). Das formas de matrizes de pesos espaciais utilizadas, as mais comuns são a convenção rainha e torre apresentadas

na Figura 2, em que os vizinhos das regiões A e B são as regiões destacadas. A convenção de contiguidade rainha considera, além das fronteiras com extensão diferente de zero, também os vértices (nós), na visualização de um mapa, como contíguos. 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 (ALMEIDA, 2012).

Figura 2 - Matrizes de Pesos Espaciais



Fonte: Almeida (2012, p. 77).

Outro critério de proximidade na definição de pesos espaciais é a distância geográfica. A ideia por trás é que duas regiões próximas geograficamente têm uma maior interação espacial. A matriz de k vizinhos mais próximos, $w_{ij}(k)$ é um tipo de convenção que utiliza como critérios medidas em quilômetros ou milhas. Formalmente:

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

em que $d_i(k)$ é distância de corte para a região i especificamente, a fim de que essa região i tenha k vizinhos. Assim $d_i(k)$ é a menor distância para a região i a fim de que ela possua exatamente k vizinhos. A matriz de pesos é usada na econometria espacial para descrever a estrutura de dependência entre as unidades de análise, assim, deve-se identificar a matriz mais apropriada possível (PIRAS; LOZANO-GRACIA, 2012). Dessa forma, para descobrir a matriz de pesos espaciais que melhor representa a interação entre as regiões, um critério que pode ser adotado é utilizar um teste de autocorrelação espacial (I de Moran, por exemplo) e escolher a matriz que apresentar o maior valor do teste.

- *Autocorrelação espacial global: I de Moran global*

A autocorrelação espacial pode ser definida como a coincidência de valores similares em localidades próximas, ou ausência de aleatoriedade de uma variável devido a sua distribuição espacial. Podem ocorrer duas formas de autocorrelação espacial, sendo autocorrelação positiva, quando valores altos ou baixos para uma variável aleatória tendem a agrupar-se no espaço, e autocorrelação negativa, quando existe nos dados uma dissimilaridade entre os valores altos e baixos distribuídos espacialmente (ANSELIN; BERA, 1998).

Uma estatística de autocorrelação espacial contém três elementos: uma medida de autocovariância, uma medida de variância dos dados e uma matriz de ponderação espacial. O coeficiente de autocorrelação I de Moran é calculado usando a medida de autocovariância na forma de produto cruzado e permite verificar se os dados estão distribuídos aleatoriamente ou se estão concentrados no espaço geográfico (ALMEIDA, 2012). Algebricamente a estatística I de Moran é dada pela equação 3:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_j \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (3)$$

Ou na forma matricial:

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

em que n é o número de regiões, z denota os valores da variável de interesse padronizada, Wz 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. A autocorrelação espacial global univariada possibilita identificarmos se a variável observada em determinada região tem alguma associação em relação à mesma variável em regiões ou municípios vizinhos.

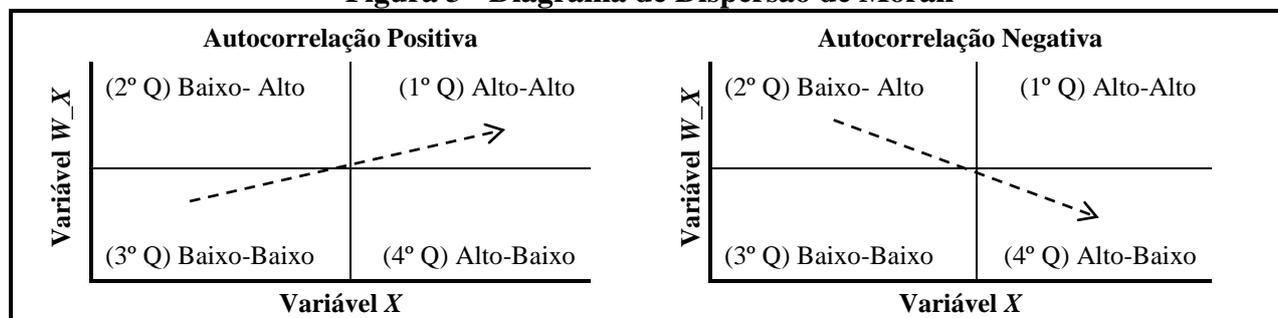
O I de Moran esperado é dado pela expressão matemática, $E(I) = -1/(1 - n)$, ou seja, fornece o valor que seria obtido, caso não houvesse padrão espacial nos dados. Quando o valor calculado é igual à esperança, indica ausência de autocorrelação espacial, o valor do I de Moran calculado maior que o I 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 (ALMEIDA, 2012).

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).

- *Diagrama de dispersão de Moran*

Outra possibilidade para visualizar a autocorrelação espacial global é através do diagrama de dispersão de Moran (Figura 3). No eixo horizontal, é colocada a variável de interesse (X) e, no eixo vertical, a defasagem espacial da variável de interesse (W_X), o diagrama permite verificar o padrão de concentração dos dados divididos em quatro tipos de associações: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (BA) e baixo-baixo (AB). No caso de associação espacial positiva, a reta de regressão é crescente e os municípios tendem a se agrupar no primeiro e terceiro quadrantes, já quando a relação é negativa, a reta é decrescente e as unidades se agrupam predominantemente no segundo e quarto quadrantes.

Figura 3 - Diagrama de Dispersão de Moran



Fonte: Elaboração própria com base em Almeida (2012).

Um agrupamento alto-alto (AA) significa que as unidades espaciais pertencentes a esse agrupamento exibem valores altos das variáveis de interesse rodeados por unidades espaciais que apresentam valores também altos, e é representado pelo primeiro quadrante do diagrama. Um

agrupamento baixo-baixo (BB) refere-se a um agrupamento cujas unidades espaciais mostram valores baixos das variáveis circundados por unidades espaciais que ostentam valores também baixos; é representado pelo terceiro quadrante.

Um agrupamento alto-baixo (AB) diz respeito a um *cluster* no qual uma unidade espacial qualquer com um alto valor da variável de interesse é circunvizinhada por unidades com baixo valor da variável defasada. Isso é representado pelo quarto quadrante. Um agrupamento baixo-alto (BA) concerne a um *cluster* no qual uma unidade espacial qualquer apresenta um baixo valor de uma variável de interesse e um alto valor da variável defasada nas unidades vizinhas. Isso é representado no segundo quadrante. Ainda, segundo Almeida (2012), é possível mapear os resultados apresentados no diagrama de dispersão de Moran e assim obter o mapa de dispersão de Moran.

- *Autocorrelação espacial local: Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA)*

Os indicadores LISA, mostram o grau de autocorrelação espacial Local. Entretanto, conforme Anselin (1999), para que isso ocorra, é necessário que essa estatística satisfaça a dois critérios: esses indicadores devem possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais significativos de valores similares ao redor de cada observação e o somatório dos indicadores LISA, em todas as regiões, deve ser proporcional ao valor da autocorrelação espacial global. Dessa maneira, os indicadores LISA podem ser representados por intermédio da equação 5:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^j W_{ij} Z_j \quad (5)$$

O valor computado para I_i só abrange os vizinhos da observação i , definidos de acordo com a escolha da matriz de ponderação espacial. Assim, a estatística LISA é usada para testar a hipótese nula, ou seja, a ausência de associação espacial local, nesse caso, deve-se fazer uso de uma aleatorização condicional, que permite determinar pseudoníveis de significância. Para a obtenção de uma distribuição empírica das estatísticas do teste, deve-se observar se o valor da variável de interesse está dentro ou fora da região crítica definida. Dessa maneira, se o valor calculado for superior em magnitude à esperança matemática do I de Moran, seus resultados serão estatisticamente significativos (ANSELIN, 1999). A utilização das análises locais permite verificar a presença de diferenças espaciais, ao invés de assumir que estas não existem. Essas análises desagregam as estatísticas globais segundo seus constituintes locais, concentrando-se mais nas exceções locais do que na busca por regularidades globais (FOTHERINGHAM; BRUNSDON; CHARLTON, 2000).

- *Base de Dados*

O indicador Índice de Gini dos municípios do estado de Santa Catarina para os anos 2000 e 2010 foi extraído do site do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil.

4. Análise dos resultados

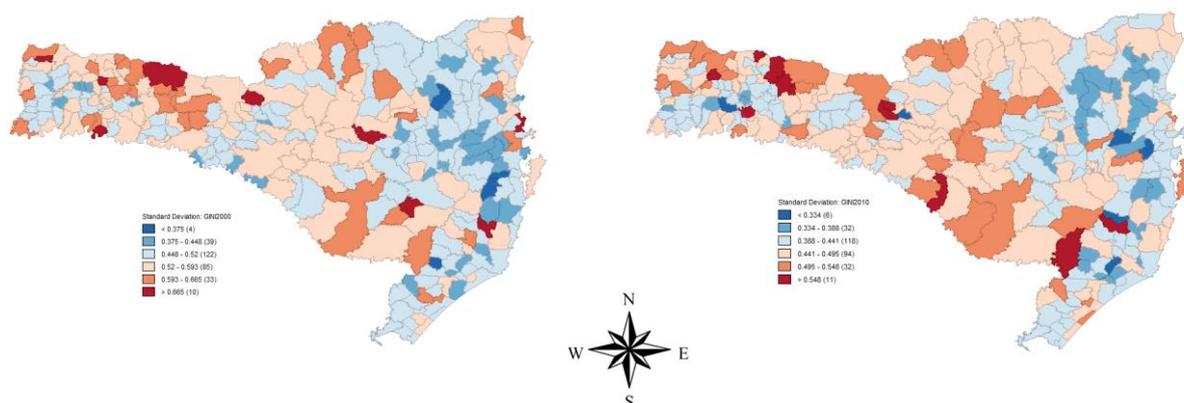
A distribuição geográfica do índice de Gini dos municípios de Santa Catarina nos anos de 2000 e de 2010 pode se visualizada no mapa de desvio-padrão apresentado na Figura 4. As regiões denotadas em azul mostram os municípios com índice de concentração de renda acima da média e as localidades realçadas em vermelho representam os municípios com índice abaixo da média.

No mapa referente ao ano de 2000, o índice de Gini médio foi de 0,52; para 122 unidades, o índice de Gini ficou um desvio-padrão abaixo da média, outras 39 unidades apresentam o indicador com dois desvios-padrão abaixo da média, e foram observadas quatro unidades em que o índice de

concentração ficou três desvios-padrão abaixo da média, se destacam Águas Mornas (0,36), Benedito Novo (0,37), São Pedro de Alcântara (0,37) e Treviso (0,32) com o menor índice no ano de 2000. No que tange aos municípios com indicador acima da média, foi possível observar que o índice de concentração de renda de 85 municípios estava a um desvio-padrão acima da média, para 33 unidades, o indicador se situou a dois desvios-padrão acima da média e aparecem em destaque dez unidades com indicador superior a três desvios-padrão, sendo Abelardo Luz (0,72), Balneário Camboriú (0,67), Caxambu do Sul (0,68), Guarujá do Sul (0,70), Irati (0,69), Itapema (0,67), Mirim Doce (0,71), Rio Rufino (0,72), São Martinho (0,70) e Macieira (0,74) com o maior indicador entre todos os municípios catarinenses.

No ano de 2010, houve uma redução no índice de concentração médio, o qual chegou a 0,44. Foi observado que, em torno de 118 unidades, o indicador de concentração estava a um desvio-padrão abaixo da média, para 32 municípios, o índice de Gini ficou dois desvios-padrão abaixo da média e foram observados seis municípios com indicador a três desvios-padrão abaixo da média, Iomerê (0,33), Pedras Grandes (0,33), Santa Rosa de Lima (0,32), São João Batista (0,33), Saudades (0,33) e Botuverá que apresentou o menor índice de concentração 0,28. As unidades com um desvio acima da média foram representadas por 94 municípios, com dois desvios-padrão acima foram observadas 32 unidades e 11 unidades apresentaram índice de concentração bem acima da média, são elas: Bom Jardim da Serra (0,57), Bom Jesus (0,55), Cerro Negro (0,55), Ipuauçu (0,61), Jupiá (0,55), Nova Itaberaba (0,55), Rio Fortuna (0,56), Salto Veloso (0,55), Santa Terezinha do Progresso (0,56), São Domingos (0,58) e Treze Tílias, que apresentou o maior índice de Gini, igual a 0,62.

Figura 4 - Mapa de Desvio-Padrão do Índice de Gini dos Municípios do Estado de Santa Catarina nos anos de 2000 e 2010



Fonte: Elaboração própria.

• *Autocorrelação espacial global*

O teste para detectar a presença de autocorrelação espacial do índice de Gini nos municípios de Santa Catarina foi realizado por meio do I de Moran Global. Foram testadas as matrizes de pesos espaciais Rainha, Torre e k vizinhos (k7, k10 e k15), o maior resultado foi alcançado utilizando 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 foi de 0,2563 para o ano 2000 e de 0,2186 para o ano de 2010, ou seja, ficaram acima da esperança $E(I) = -0,0034$ e foram significativos a 1% em ambos os anos, o coeficiente apresenta clara indicação de autocorrelação espacial positiva do índice de Gini nos municípios de Santa Catarina. Esse resultado mostra que os municípios com elevada concentração de renda tendem a estar circunvizinhos por unidades com elevada concentração de renda e os municípios que ostentam baixa concentração de renda estão circunvizinhos por unidades que estão na mesma situação. É oportuno salientar que o I de Moran apresentou uma pequena queda ao longo da década, registrando uma redução de (0,038), portando, há evidências de que possa ter ocorrido uma redução do padrão de concentração geográfico do índice de Gini nas regiões catarinenses (Tabela 1). A queda no índice de

Moran entre os dois anos pode ser explicada pela maior dispersão dos dados, conforme a análise que a Figura 4 permite inferir.

Tabela 1 - Autocorrelação Espacial Global do Índice de Gini nos Municípios de Santa Catarina nos anos de 2000 e 2010

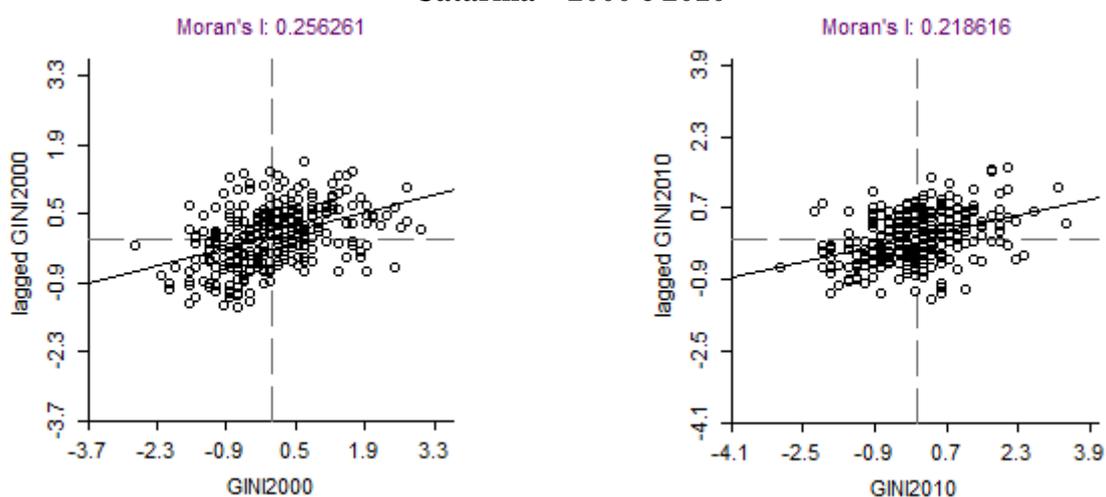
MATRIZ DE PESOS ESPACIAIS	VARIÁVEL	
	GINI_2000	GINI_2010
Rainha	0,2563	0,2186
Torre	0,2505	0,2136
K7	0,2323	0,2071
K10	0,2201	0,1899
K15	0,1843	0,1691

Fonte: Elaboração própria.

Os diagramas de dispersão exibidos na Figura 5 mostram o padrão de concentração espacial global do índice de Gini nos municípios de Santa Catarina nos anos de 2000 e 2010. No eixo horizontal, está colocado o índice de Gini e, no eixo horizontal, aparece a defasagem do índice de Gini.

O diagrama de dispersão referente ao ano 2000 mostra que, dos 293 municípios catarinenses, em torno de 36% estavam concentrados no primeiro quadrante (AA), outros 32% aparecem agrupados no terceiro quadrante (BB). No que tange às regiões atípicas, foi observado que 18% das unidades estão concentradas no segundo quadrante (BA) e 14% estão no quarto quadrante (AB). Já no ano de 2010, o padrão de concentração no diagrama revela que no primeiro quadrante (AA) aparecem 32% dos municípios, 35% das unidades estavam localizadas no terceiro quadrante (BB), no que se refere às regiões atípicas, nota-se que 18% estavam no segundo quadrante (BA) e 15% situavam-se no quarto quadrante (AB).

Figura 5 - Diagrama de Dispersão de Moran – Índice de Gini dos Municípios de Santa Catarina – 2000 e 2010



Fonte: Elaboração própria.

É provável que as políticas públicas tenham auxiliado na redução do número de municípios localizados no primeiro quadrante (alto-alto) e aumentada a concentração de unidades no terceiro quadrante (baixo-baixo), refletindo, assim, uma queda na quantidade de municípios com elevada concentração de renda e uma redução do índice de Gini médio dos municípios vizinhos. O presente estudo corrobora os resultados encontrados por Marconato *et al.* (2015) que verificaram que, no ano de 2010, o Programa Bolsa Família estava concentrado nas regiões com a maiores quantidades de

peças pobres em Santa Catarina, o que, segundo Barros *et al.* (2008), se configura como uma importante estratégia para reduzir a pobreza e a desigualdade de renda.

- *Autocorrelação espacial local*

Para que seja facilitada a visualização da divisão regional do estado catarinense aos leitores, é apresentado, na Figura 6, um mapa que mostra as sete grandes regiões do Estado de Santa Catarina. Os resultados apresentados posteriormente nos mapas de *clusters* podem variar de acordo com a região e sua atividade econômica e o perfil socioeconômico da população.

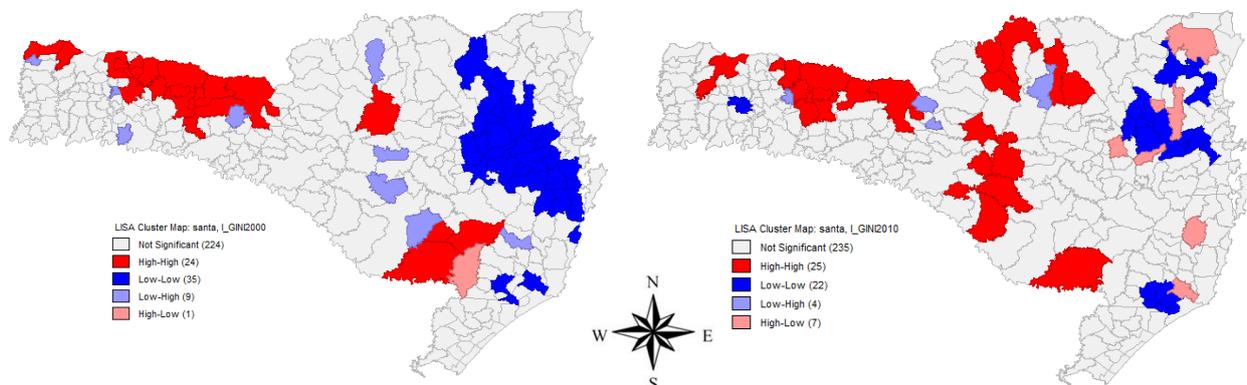
Figura 6 - Mapa do estado de Santa Catarina dividido por grandes regiões



Fonte: IBGE (2016).

O mapa de *cluster* do índice de Gini dos municípios catarinenses é apresentado na Figura 7 e mostra onde foram formados os agrupamentos espaciais significativos no ano de 2000 e de 2010. 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.

Figura 7 - Mapa de *Cluster* do Índice de Gini dos Municípios de Santa Catarina nos anos de 2000 e 2010



Fonte: Elaboração própria.

No mapa de *cluster* referente ao ano de 2000, foi formado um agrupamento com elevada concentração de renda na região Oeste catarinense, na qual estão em destaque os municípios de Abelardo Luz, Água Doce, Bom Jesus, Coronel Martins, Faxinal dos Guedes, Galvão, Ipuacu, Ipumirim, Novo Horizonte, Ouro Verde, Passos Maia, Ponte Serrada, Quilombo, Salto Veloso,

Santiago do Sul, São Domingos, São Lourenço do Oeste e Vargeão. As unidades em destaque nesse *cluster* possuem população abaixo de 20 mil habitantes, sendo, assim, consideradas pequenas. Mais de 50% dos trabalhadores ocupados atuam no setor agropecuário em pelo menos 11 desses municípios. Já em Faxinal dos Guedes, Salto Veloso e São Lourenço, há um grande percentual de ocupados também na indústria de transformação. A taxa de analfabetismo média dos municípios está acima do percentual observado para o estado de Santa Catarina, indicando que a educação é um fator que pode estar influenciando a elevada concentração de renda. Outras duas características observadas nesses municípios dizem respeito ao elevado percentual de pessoas pobres, bem acima da média estadual e o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) pouco abaixo da média observada para o estado catarinense¹.

Um *cluster* com baixa desigualdade de renda aparece em evidência na região do Vale do Itajaí, na qual estão em destaque 32 municípios: Águas Mornas, Angelina, Antônio Carlos, Apiúna, Ascurra, Aurora, Benedito Novo, Biguaçu, Blumenau, Botuverá, Brusque, Guabiruba, Ibirama, Indaial, Ituporanga, Leoberto Leal, Lontras, Major Gercino, Morro da Fumaça, Nova Trento, Palhoça, Presidente Nereu, Rio dos Cedros, Rio do Sul, Rio Negrinho, Rodeio, Santo Amaro da Imperatriz, São João Batista, São José, São Pedro de Alcântara, Timbó e Vidal Ramos. Em 15 municípios presente neste *cluster*, o percentual de ocupados na indústria de transformação é elevado em comparação à média estadual. Grande parte das unidades apresentam pequena população; porém, existe a presença de municípios mais populosos, a exemplo de Blumenau, Palhoça e São José, três unidades onde o número de habitantes ultrapassa os 100 mil, Biguaçu, Brusque e Rio do Sul apresentam população pouco acima de 50 mil habitantes. Apenas seis municípios desse *cluster* apresentaram taxa de analfabetismo acima de 10% da população de 15 anos ou mais, são eles: Angelina, Apiúna, Leoberto Leal, Major Gercino, Presidente Nereu e Vidal Ramos, nas outras 26 unidades, o percentual de pessoas analfabetas nessa faixa etária é igual ou próxima da média estadual, igual a 6,3%. A taxa de pobreza média das unidades ficou abaixo do observado para o estado de Santa Catarina e 13 municípios apresentaram IDH próximo da média do estado.

No que tange às associações espaciais baixo-alto (AB), ou seja, que apresentaram índice de Gini elevado e a média dos vizinhos é baixa, foram observados nessa condição os municípios de Bela Vista do Toldo, Paineal, Rio Fortuna e Vagem Bonita. São pequenos municípios com menos de 10 mil habitantes, em que grande parte dos ocupados está alocada no setor agropecuário, a taxa de analfabetismo média das unidades ficou acima do observado para o estado. O índice de desenvolvimento humano é baixo e a pobreza atinge grande parcela da população.

No mapa de *cluster* do ano de 2010, nota-se a formação de três agrupamentos espaciais com elevado índice de concentração de renda. O primeiro foi formado na região Oeste e engloba os municípios de: Abelardo Luz, Água Doce, Bom Jesus, Faxinal dos Guedes, Galvão, Ipuçu, Ouro Verde, Passos Maia, Salto Veloso, São Domingos e Xenxerê. Os municípios presentes nesse agrupamento espacial apresentaram população abaixo de 20 mil, exceto Xenxerê (44 mil habitantes), ou seja, são pequenas cidades em que um grande percentual de ocupados trabalha no setor agropecuário, o analfabetismo atinge 9,5% dos indivíduos na faixa etária de 15 anos ou mais, percentual acima da média estadual. A taxa de pobreza média das unidades do *cluster* foi levemente superior a 12%, ou seja, acima da observada para o estado de Santa Catarina (3,6%). O IDH médio ficou abaixo do estadual.

Já o segundo agrupamento espacial “alto-alto” aparece formado no Planalto Norte, é composto por três municípios, Canoinhas, que conta com uma população de aproximadamente 52 mil habitantes e 54% dos ocupados trabalha no setor de serviços e comércio, já em Irineópolis e Timbó Grande, o número de habitantes gira em torno de 10 mil cada, porém na primeira cidade o número de ocupados na agricultura é predominante, já em Timbó Grande, os ocupados estão nos setores de comércio e

¹ Os dados referentes ao estado de Santa Catarina estão disponíveis no site do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), Atlas Brasil (2013).

serviço (29%). As taxas de analfabetismo e de pobreza se situam acima da média estadual, o IDH médio fica abaixo do observado para o estado catarinense.

O último agrupamento espacial com elevado índice de concentração pode ser visualizado no Planalto Serrano e foi formado por seis unidades, Abdon Batista, Brunópolis, Campo Belo do Sul e São José do Cerrito, são pequenos municípios com menos de 10 mil habitantes, onde grande parte dos trabalhadores está ocupada no setor agropecuário. Já em Curitiba e Fraiburgo, a população aproximou-se de 40 mil habitantes, o principal setor de atividade é o de serviços que emprega mais de 30% dos ocupados. A taxa de analfabetismo (15 anos ou mais) em todos os municípios está acima da média estadual, o percentual de pessoas pobres também pode ser considerado elevado se comparado com a média do estado de Santa Catarina e, quando se observa o nível de desenvolvimento socioeconômico, percebe-se que o IDH ficou abaixo do estadual.

No que tange aos agrupamentos com baixa concentração de renda, foram observadas três aglomerações, duas estão situadas novamente na região de Itajaí, porém, a primeira foi formada pelos municípios de: Apiúna, Ascurra, Benedito Novo, Botuverá, Brusque, Canelinha, Guabiruba, Ibirama, Indaial e Rodeio. As unidades pertencentes a esse *cluster* apresentam baixa população (exceto, Brusque com 105 mil habitantes e Indaial com 55 mil), o percentual de ocupados na indústria de transformação é o dobro do observado para a média, a taxa de analfabetismo (15 ou mais) e a taxa de pobreza são baixas e se situam próximas da média estadual. O IDH médio do *cluster* é de 0,74, ou seja, levemente inferior ao IDH de Santa Catarina, o qual se situa em 0,77.

O segundo agrupamento espacial “baixo-baixo” que também aparece localizado na região de Itajaí foi formado por quatro unidades, Guarimirim, Luiz Alves e São João do Itaperiú, são três pequenos municípios com população inferior a 40 mil habitantes, Garamirim apresenta elevado percentual de ocupados nos setores da indústria de transformação e serviços, já em Luiz Alves e São João do Itaperiú, além da indústria, aparece em destaque a agropecuária. O quarto município pertencente ao *cluster* é Jaraguá do Sul, cujo número de habitantes ultrapassa os 140 mil e a indústria de transformação e o setor de serviços empregam 70% dos ocupados. O percentual de analfabetos e de pessoas pobres nas quatro unidades está abaixo da média estadual e o indicador de desenvolvimento acompanha a média do estado catarinense.

Nota-se outro *cluster* “baixo-baixo” na região litorânea que engloba os municípios de Cocal do Sul, Morro da Fumaça, Pedras Grandes, Sangão, Treze de Maio e Urussanga. As unidades pertencentes a esse *cluster* são de pequeno porte. Nos municípios de Pedras Grandes e Treze de Maio, grande percentual dos ocupados está na agropecuária e na indústria de transformação. Nas outras unidades, o percentual de trabalhadores aparece na agropecuária e no comércio. O percentual de pessoas analfabetas (15 anos ou mais) se situa próximo ao observado para o estado, a taxa de pobreza média das unidades do *cluster* está abaixo da estadual e o índice de desenvolvimento (IDH) é alto em todos os municípios.

No ano de 2010, aparecem algumas unidades caracterizadas como baixo-alto (BA), ou seja, apresentaram baixa concentração de renda, porém a média dos vizinhos é alta, são elas: Entre Rios do Oeste, Iomerê e Macieira. São municípios com baixa população, em que o maior percentual de ocupados se encontra na agricultura, o IDH médio está próximo da média estadual, exceto o do município de Entre Rios, os outros apresentam baixas taxas de analfabetismo e de pobreza.

Alguns municípios destacados no mapa são considerados alto-baixo (AB), ou seja, ostentam elevada concentração de renda, mas a média das unidades contíguas é baixa, aparecem nessa condição Blumenau, Presidente Nereu, Timbó, Joinville, Rio do Sul e Tubarão. Essas unidades apresentam algumas características distintas em termos de tamanho populacional, Blumenau e Joinville são municípios com grande população, já Rio do Sul e Tubarão são cidades de médio porte, porém, nos quatro municípios, grande parte dos ocupados está no setor de serviços e na indústria de transformação. Os municípios de Presidente Nereu e Timbó são de pequeno porte, entretanto, na primeira unidade, o maior percentual de ocupados está no setor de serviços, ao passo que, em Timbó, na indústria de transformação. A taxa de analfabetismo e de pobreza está abaixo da média, nesse sentido, a concentração de renda pode estar associada a outros fatores.

As informações apresentadas nos mapas de *clusters* em 2000 e 2010 reforçam pelo menos duas evidências encontradas em outros estudos. Primeiro, a elevada desigualdade de renda atinge os municípios catarinenses que apresentam elevado percentual de pessoas (15 anos ou mais) analfabetas, característica discutida nos trabalhos de Barros, Henriques e Mendonça (2000) e Salvato, Ferreira e Duarte (2010). Segundo, a elevada concentração de renda está presente em municípios com grande quantidade de pessoas em situação de vulnerabilidade social, como mostrado por Marconato *et al.* (2015), Silva, Borges e Parré (2014), Teixeira (2014), Silva, Amarante e Silva (2014) e Oliveira (2006). Outro elemento que pode ser destacado é o fato dos indicadores de qualidade de vida serem comprometidos pela elevada desigualdade de renda, já que, em grande parte das unidades situadas nos agrupamentos “alto-alto”, o IDH ficou abaixo do observado para o estado de Santa Catarina.

5. Considerações finais

Esse estudo objetivou analisar o Índice de Gini nos municípios do Estado de Santa Catarina nos anos 2000 e 2010. A metodologia utilizada foi a análise exploratória de dados espaciais e verificou-se a existência de autocorrelação espacial (I de Moran Global) e a presença de *clusters* espaciais (I de Moran local) com elevada e baixa concentrações de renda no território catarinense. Primeiramente, a distribuição geográfica apresentada no mapa de desvio-padrão mostrou que, em algumas regiões, a renda apareceu mais concentrada do que em outras, 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 de Santa Catarina.

O coeficiente de autocorrelação global (I de Moran) foi positivo no ano de 2000 e de 2010, indicando que, em geral, os municípios com alto índice de Gini são vizinhos de outros municípios com a mesma característica, por sua vez, os municípios que ostentam baixo índice de Gini são cercados por municípios nas mesmas condições. O resultado global revelou ainda que, no decorrer dos anos, houve uma redução da autocorrelação positiva do índice de Gini para os municípios de Santa Catarina, compreendida no ano de 2000 e de 2010. No diagrama de dispersão de Moran, a maioria dos municípios ficou agrupada no primeiro e no terceiro quadrantes reforçando, assim, os resultados do I de Moran global.

O I de Moran Local permitiu identificar onde estavam localizados os agrupamentos com elevada e baixa concentrações de renda no ano de 2000 e de 2010. Os resultados apontaram que o agrupamento de municípios com os maiores valores do índice de Gini estavam localizados na região Oeste de Santa Catarina e no Planalto Serrano catarinense, os municípios presentes nos *clusters* formados nessas regiões apresentam elevada taxa de pobreza e de pessoas analfabetas acima da média e IDH abaixo do observado para o estado de Santa Catarina. A concentração de municípios com os menores valores de Gini alocam-se nas regiões do Vale do Itajaí, as unidades pertencentes a esses *clusters* ostentam baixa taxa de pobreza e de analfabetismo e o IDH é elevado.

O estudo concluiu que, apesar do estado de Santa Catarina usufruir de uma condição mais favorável do que as outras unidades da federação em termos de distribuição de renda, permanecem em seu território municípios com elevada desigualdade de renda, sendo necessária uma política de descentralização regional por parte do governo estadual, a fim de diminuir as diferenças entre as regiões catarinenses. Os investimentos em educação visando melhorar as condições de ensino e programas de qualificação profissional especificamente para setores que mais empregam (em regiões com maior concentração de renda) são fatores que podem ajudar a criar condições para distribuir melhor a renda, possibilitando mais oportunidades, maiores ganhos de rendimentos e, conseqüentemente, uma melhora no padrão de vida da sociedade catarinense em todas as regiões.

Referências

- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Piracicaba: Alínea, 2012.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics*. Texas: Klumer academic publishers, 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.
- BAILEY, T. C.; GATRELL, A. C. *Interactive Spatial Data Analysis*. London: Longman, 1995.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *A importância das cotas para a focalização do Programa Bolsa Família*. Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 2008. 16 p. (Texto para discussão, n. 1349)
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Revista Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 117-147, 2006.
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. In: IPEA. *A Economia Brasileira em Perspectivas*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996.
- 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.
- CALMON, P. P.; CONCEIÇÃO, P.; GALBRAITH, J. K. *Inequality and Industrial Wage Change in Brazil*. The University of Texas: Inequality Project, 1999. (UTIP Working Paper 12). Disponível em: <http://utip.lbj.utexas.edu/papers.html>. Acesso em: 22 jan. 2016.
- CARDOSO, E.; BARROS, R. M.; URANI, A. Inflation and unemployment as determinant of inequality in Brazil in the 80's. In: DORNBUSCH, R.; EDWARDS, S. (eds). *Reform, recovery and growth: Latin America and the Middle-East*. Chicago: University Chicago Press, 1995.
- FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. *Quantitative geography: Perspectives on Spatial Data Analysis*. London: Sage Publications, 2000.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda e crescimento econômico. *Estudos Avançados*: São Paulo, v. 15, n. 41, p. 67-76, 2001.
- HOFFMANN, R. A Distribuição da Renda no Brasil no período 1992-2001. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 11, n. 2, p. 213-235, 2002.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censos demográficos de 2000 e 2010. Disponível em: www.ibge.gov.br/home/estatística/.../censo. Acesso em: 26 fevereiro 2016.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Contas regionais do Brasil, 2013. Disponível em: www.ibge.gov.br/estadosat/temas.php?sigla=sc&tema=contasregionais2013. Acesso em: 14 junho 2016.

- KOSHIYAMA, D.; FOCHEZATTO, A. Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil: uma análise de causalidade de Granger com dados em painel. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 06, n. 2, p. 36-47, 2012.
- LANGONI, C. G. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005.
- LEAL, C. S.; WERLANG, S. Educação e distribuição de renda. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. *Distribuição de renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1991.
- MARCONATO, M.; BRAMBILLA, M. A.; NASCIMENTO, S. P.; CAMARA, M. R. G. 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.
- 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.
- PENNA, C. M.; GOMES, P. E. M.; NETO, N. T.; LINHARES, F. C. Trabalho, transferências e desigualdade: a curva de kuznets para o Nordeste. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 07, n. 2, p. 34-51, 2013.
- PIRAS, G.; LOZANO-GRACIA, N. Spatial J-test: some Monte Carlo evidence. *Statistics and Computing*, 22, p. 169–183, 2012.
- PNUD - Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Atlas do Desenvolvimento Humano*, 2013. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/consulta/>. Acesso em: 05 fev. 2016.
- RAMOS, L. A. *Interindustry wage differentials*. Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 1995. 28 p. (Texto para discussão, n. 374)
- REIS, J.; BARROS, R. Wage Inequality and Distribution of Education. *Journal of Development Economics*, v. 36, n. 1, p. 117-143, 1991.
- RODOLFO, F.; TEIXEIRA, F. W. Santa Catarina: Desigualdades regionais no contexto de descentralização. In: *Anais do Encontro de Economia Catarinense*, 5, 2011, Florianópolis: UDESC/ESAG, 2011.
- SABATER, L. A.; TUR, A. A.; AZORÍN, J. M. N. Análise exploratória dos dados espaciais (AEDE). In: COSTA, J. S.; DENTINHO, T. P.; NIJKAMP, P. *Compêndio de economia regional: métodos e técnicas de análise regional*. Cascais: Principia, v. 2, p. 237-298, 2011.
- SALVATO, M. A.; FERREIRA, P. C. G.; DUARTE, A. J. M. A. O impacto da escolaridade sobre a distribuição de renda. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 40, n. 4, p. 753-791, 2010.
- SAVEDOFF, W. D. Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 521-556, 1990.
- SHORROCKS, A. Inequality decomposition by factor components. *Econométrica*, v. 50, n. 01, p. 193-211, 1982.

- SILVA, D. O. P.; ARAÚJO JÚNIOR, I. T.; SILVA, M. V. B. Pobreza, desigualdade e crescimento: evidências obtidas a partir de painel dinâmico para os estados brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 03, n. 2, pp. 01-26, 2009.
- 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.
- SIMÃO FILHO, J. S.; FREGUGLIA, R. S.; PROCÓPIO, I. V. Pobreza e desigualdade de renda nas cidades médias brasileiras. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 06, n. 1, p. 16-36, 2012.
- SINGER, P. *A economia política da urbanização*. São Paulo: Brasiliense, 1990.
- TEIXEIRA, K. H. Uma análise da distribuição espacial da pobreza nos municípios alagoanos. In: *Anais do Ibero American Meeting on Regional Development*, 2., and ENABER, 12., 2014, Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2014.
- TYSKOWSKI, K. C.; SOUZA, S. C. I.; GOMES, M. R.; MAIA, K. Diferencial salarial segundo a condição de migração e gênero no estado de Santa Catarina. In: *Anais do Encontro de Economia Catarinense*, 9., 2015, Chapecó: UNOCHAPECÓ, 2015.
- VIEIRA, P. A.; SILVA, L. M. F.; REDIVO, A. S. A formação socioeconômica de Santa Catarina ajuda a explicar porque o estado apresenta a menor concentração de renda do Brasil? In: *Anais do Encontro de Economia Catarinense*, 5., 2011, Florianópolis: UDESC/ESAG, 2011.
- WORLD BANK. *World Development Indicators - Gini index*, 2012. Disponível em: <http://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI>. Acesso em: 08 março 2016.