

POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA NOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO SUL DO BRASIL: uma análise espacial

Vinicius Cancian¹, Vinícius Gonçalves Vidigal², Cláudia Bueno Rocha Vidigal³

RESUMO

A região Sul do Brasil, consiste na segunda região menos pobre do país, se destacando como uma das mais industrializadas e economicamente desenvolvidas. Entretanto, verifica-se ainda a existência de mais de 3,1 milhões de pessoas em situação de pobreza e de outras 850 mil vivendo em condições de miséria (PNUD, 2012). Partindo desse quadro significativo de pobreza, o presente trabalho teve como objetivo analisar a distribuição espacial da pobreza e da desigualdade de renda na região Sul do Brasil no período de 1991 a 2000. Utilizou-se como instrumental metodológico a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), a qual permite a verificação da existência de autocorrelação espacial bem como a formação de *clusters* espaciais. Os resultados obtidos apontaram para a existência de autocorrelação espacial positiva entre os municípios da região, ou seja, demonstraram haver dependência espacial da pobreza e da desigualdade. As formações de *clusters* do tipo alto-alto concentraram-se principalmente na região central do Estado do Paraná e em menores áreas nos estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina, devendo-se ressaltar a expansão da clusterização das duas variáveis no período. Agrupamentos do tipo baixo-baixo também foram identificados, sobretudo nas regiões das capitais dos três estados da região, mas em proporções não tão expressivas quanto as do tipo anterior. Tais resultados permitem concluir que a Região Sul apresenta um grande conjunto de municípios com elevadas taxas de pobreza e uma grande área com acentuada desigualdade de renda. Tem-se, portanto, evidências da inter-relação entre pobreza e desigualdade que sustentam a necessidade de políticas públicas que minimizem tais problemas socioeconômicos.

Palavras-chave: pobreza, desigualdade, Região Sul.

ABSTRACT

The southern region of Brazil, comprising the states of Paraná, Santa Catarina and Rio Grande do Sul, is the second least poor region of the country, emerging as one of the most industrialized and economically developed. However, there is still the existence of more than 3.1 million people in poverty and other 850,000 living in extreme poverty (UNDP, 2010). Based on this framework of significant poverty, this study aimed to analyze the spatial distribution of poverty and income inequality in southern Brazil from 1991 to 2000. Was used as the methodological tools Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA), which allows the verification of the existence of spatial autocorrelation as well as the formation of spatial clusters. The results pointed to the existence of positive spatial correlation between the municipalities of the region, is, demonstrated a spatial dependence of poverty and inequality. The formation of clusters of type high-high concentrated mainly in the central region of the state of Paraná and smaller areas in the states of Rio Grande do Sul and Santa Catarina, and we must stress the expansion of clustering of two variables in the period. Clusters of low-low type were also identified, especially in the capitals of the three states of the region, but the proportions were not as significant as those of the former type. The results indicate that the southern region has a large number of municipalities with high poverty rates and a large area with marked income inequality. There is, therefore, evidence of the inter-relationship between poverty and inequality that underlie the need for public policies that minimize such socio-economic problems.

Keywords: poverty, inequality, Southern Region.

Area 2: Desenvolvimento Econômico

JEL: I32

¹ Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Maringá (UEM), viniciuscancian@hotmail.com

² Professor do Departamento de Economia da Universidade Estadual do Paraná (Unespar/Fecilcam), viniciusgv@gmail.com

³ Professora do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM), clabu_rocha@yahoo.com.br

1 INTRODUÇÃO

A despeito do cenário econômico mundial desfavorável nos últimos anos, com crises na Europa e nos Estados Unidos, além de sucessivas turbulências nos mercados financeiros internacionais, o Brasil tem se consolidado como um dos países mais ricos do mundo. O país totalizou um Produto Interno Bruto (PIB) de US\$ 2,49 trilhões, pelo câmbio médio em 2011, o que o possibilitou posicionar-se como a sexta maior economia do mundo. Entretanto, o PIB *per capita* do Brasil, em 2011, foi de aproximadamente US\$ 12.788 por habitante, um resultado histórico, mas que ainda o classifica apenas na centésima primeira posição do ranking mundial de PIB *per capita* da Agência Central de Inteligência dos Estados Unidos (IBGE; FMI; CIA, 2012).

A colocação no ranking do PIB *per capita* mundial demonstra um enorme problema distributivo, marcado pela grande disparidade socioeconômica presente no país. Mas outra importante medida de distribuição de renda é o Índice de Gini, que identifica e mensura de maneira mais clara tais heterogeneidades. Neste caso, utiliza-se o índice⁴ para medir o grau de desigualdade existente na distribuição de renda entre indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*.

O índice de Gini do Brasil apresentou o seu ápice no final do governo Sarney em 1989, ao atingir o nível recorde de 0,636, o que classificou o Brasil, de acordo com Hoffmann (2001), como o país mais desigual do mundo (IPEADATA, 2012a). Esse pico histórico de desigualdade foi resultado da intensa instabilidade macroeconômica vivenciada pelos brasileiros na época, gerada principalmente pelas taxas altíssimas e incontroláveis da inflação (HOFFMANN, 2001). O índice passa a cair na década de 1990, após a consolidação de reformas econômicas, principalmente com o início da estabilidade promovida pelo Plano Real. Além disso, destacam-se a evolução real e crescente do salário mínimo na década de 2000 e também a implementação de políticas econômicas e sociais de distribuição e transferência de renda, iniciadas em 1996 e posteriormente intensificadas e unificadas em 2003, com a criação do Programa Bolsa Família (PBF). Com isso, até o ano de 2010, o índice de Gini regrediu para 0,536, com uma significativa redução observada principalmente a partir de 2001, totalizando mais de 10% de queda. No entanto, o Brasil ainda permanece entre os doze países com maior desigualdade de distribuição de renda no mundo (BRASIL, 2012).

Quando nos referimos às regiões brasileiras, considerando o ano de 2009, nota-se que a região Sul é a que se encontra na melhor situação, apresentando um coeficiente de 0,491. Na sequência, com piores níveis de desigualdade, tem-se as regiões Sudeste (0,511), Norte (0,523), Nordeste (0,558) e, por fim, a região Centro-Oeste como a mais desigual, com o índice de Gini de 0,560 (IPEADATA, 2012a). Aprofundando estes dados para níveis estaduais, nota-se que, dos quatro estados menos desiguais do país, três são da região Sul. Assim, temos Santa Catarina como o estado menos desigual do Brasil, com um índice de 0,460, seguido por São Paulo (0,489), Paraná (0,497) e Rio Grande do Sul (0,50). Por outro lado, as unidades da federação mais desiguais são Distrito Federal (0,624), Acre (0,611), Paraíba (0,591) e Sergipe (0,576).

Conforme destacam Barros, Henriques e Mendonça (2001), a desigualdade de renda não é apenas uma das responsáveis, mas um dos principais determinantes, junto à escassez agregada de recursos, de outro grave problema que atinge grande parcela da população brasileira, a pobreza.

No Brasil, estima-se que, em 2009, aproximadamente 39,6 milhões (21,42% da população) de brasileiros se enquadravam na situação de pobreza⁵ (IPEADATA, 2012a). Quando se subdivide o país em regiões, tem-se que a região Nordeste possui o maior número de pobres, totalizando, no mesmo ano, mais de 20 milhões (39,61% da população), enquanto a região Sul apresenta a menor população pobre do país, com pouco mais de 3,1 milhões de pessoas (11,57%). Pode-se analisar,

⁴ Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade, a 1, quando a desigualdade é máxima (IBGE, 2012).

⁵ Na situação de pobreza, se enquadram as pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior a linha de pobreza. Essa linha apresenta valores diferenciados dependendo da Região do Brasil a ser analisada. Na Região Sul, por exemplo, tem-se uma linha de R\$ 196,95, na área urbana, e outra de R\$ 179,29, na área rural (IPEADATA, 2012a).

ainda, o número de pessoas extremamente pobres⁶, que ultrapassa os 13,4 milhões de pessoas (7,28%), e para o qual novamente tem-se na região Nordeste o pior cenário, com mais de 8,2 milhões de miseráveis (15,51%). Por outro lado, a região Sul, outra vez, repete o melhor resultado, acolhendo a menor população extremamente pobre do país, com aproximadamente 850 mil pessoas (3,13%).

A Região Sul é formada pelos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, totalizando, em 2010, uma população de 27,384 milhões de habitantes (IBGE, 2012). Tal localidade se apresentou como a segunda região mais importante na formação do PIB nacional, em 2009, atingindo 16,54% do total, com um PIB superior a R\$535 bilhões, ficando atrás apenas da região Sudeste (IPEADATA, 2012b). Contudo, apesar da sua posição relativamente favorável, a pobreza e a miséria, como visto anteriormente, ainda se manifestam para grande parcela de sua população (SOUZA, 2009).

Diante disso, torna-se importante uma análise detalhada da localização e da concentração da pobreza e da desigualdade de renda para a Região Sul, tendo em vista a escassez de estudos direcionados aos problemas supracitados. Assim, o conhecimento da distribuição espacial da pobreza e da desigualdade nos municípios dessa região pode servir de subsídio a instituições públicas e privadas na formulação de políticas de minimização de tais problemas socioeconômicos.

Tendo em vista tal problemática, este trabalho tem como objetivo analisar a disposição espacial da pobreza e da desigualdade na distribuição de renda nos municípios da Região Sul do Brasil, no período de 1991 a 2000.

Neste sentido, busca-se avaliar os níveis de pobreza e de desigualdade entre os municípios da Região Sul e a evolução de sua distribuição geográfica. Além disso, pretende-se verificar se existe algum tipo de dependência espacial da pobreza e da desigualdade nesses municípios e, por fim, examinar a tendência geral de agrupamento, ou seja, a formação de *clusters* espaciais no período de análise.

Para alcançar os objetivos propostos, serão utilizadas técnicas de análise de distribuição espacial, especificamente, a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), juntamente com as medidas de autocorrelação espacial global e local, e seus respectivos índices. Essa análise permitirá a identificação do padrão espacial da pobreza e da desigualdade na Região Sul, de forma a se obter uma melhor compreensão sobre a influência de tais características entre um município e outro.

O trabalho foi estruturado em mais quatro seções, além desta introdução. A segunda seção apresenta uma revisão de literatura, abordando definições e outros aspectos da pobreza e da desigualdade de renda em um âmbito teórico e conceitual. A terceira seção irá tratar da metodologia de análise empregada no estudo. Na sequência, se analisa e se discute os resultados encontrados e, por fim, são expostas as considerações finais, destacando as principais conclusões do trabalho.

2 METODOLOGIA

O instrumental metodológico deste trabalho consiste em técnicas de distribuição espacial, baseadas na Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), instrumento o qual irá possibilitar a visualização e a descrição da distribuição geográfica espacial da pobreza e da desigualdade de renda nos municípios da região Sul do Brasil.

⁶ Na extrema pobreza tem-se o número de pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de extrema pobreza, a qual, na área urbana da Região Sul é de R\$ 98,48 (na área rural, R\$ 89,65) (IPEADATA, 2012a).

2.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

A AEDE é um conjunto de técnicas que analisa as informações geográficas, com a principal finalidade de desvendar padrões espaciais nos dados a serem estudados, identificando potenciais dependências e heterogeneidades espaciais. Assim, esse método objetiva delinear a distribuição e o padrão espacial, utilizando-se da associação de mapas, diagramas e gráficos, além da aplicação de métodos quantitativos para identificar situações espaciais atípicas (*outliers*), além de possíveis agrupamentos de valores similares (*clusters*) (ALMEIDA, 2004).

Para se obter os resultados procedentes desse instrumental, emprega-se o *software* de econometria espacial GeoDa (ANSELIN, 1998; 2005). Sua utilização viabiliza a análise do padrão espacial das variáveis apuradas no presente trabalho, possibilitando, por meio da visualização das interações ocorridas no espaço, entre os dados georreferenciados, estimar potenciais medidas de autocorrelação espacial global e local (ANSELIN, 1998; ALMEIDA, 2004).

2.1.1 Autocorrelação Espacial Global

Na autocorrelação espacial global os dados são explorados de forma generalizada, caracterizando a associação espacial de uma região inteira através de uma única medida, ou seja, um indicador global, que viabiliza a medição do grau de interdependência geográfica entre as variáveis, além de determinar a natureza e a força de tal relação. Para calcular tal indicador faz-se necessário, de acordo com Perobelli *et al.* (2007), aplicar a estatística I de Moran. Esta estatística permite verificar se os dados estão ou não correlacionados espacialmente, indicando o nível de associação linear entre os vetores observados no tempo t (z_t) e a média ponderada dos valores vizinhos, ou os lags espaciais (W_{zt}). Quando constatados valores de I maiores do que o valor esperado, representado pela expressão $E(I) = -1/(n - 1)$, tem-se a existência de autocorrelação positiva, já no caso de $I < E(I) = -1/(n - 1)$, tem-se autocorrelação negativa.

A autocorrelação positiva evidencia a presença de semelhanças entre as variáveis da característica estudada e a sua localização espacial (ALMEIDA, 2004). Na hipótese contrária (autocorrelação espacial negativa) se expressa à existência de heterogeneidade entre as variáveis da característica estudada e a sua localização espacial.

A estatística I de Moran é definida como:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_o} \right) \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (1)$$

onde: z_t representa o vetor de n observações para o ano t na condição de desvio em relação à média; W simboliza a matriz de pesos espaciais, cujo os elementos na diagonal principal w_{ii} são iguais a zero, enquanto os elementos w_{ij} apontam a forma como a região i se apresenta espacialmente conectada à região j . O termo S_o é um escalar igual à soma de todos os elementos de W .

Como no presente trabalho a estatística I de Moran calculada utilizou-se da matriz de pesos espaciais normalizada na linha, isto é, quando a soma dos elementos de cada linha é igual a 1, a expressão (1), pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$I_t = \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (2)$$

Quando o I de Moran resultar em um valor aproximado de 1 pode-se concluir pela presença de autocorrelação positiva (*clustering*), revelando, assim, similaridade entre os dados da

característica estudada. Já no caso do valor do I se aproximar de -1 ter-se-á autocorrelação negativa (*outlier* espacial), constatando a dissimilaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. Porém se o valor do I de Moran for igual a zero, não existirá autocorrelação espacial entre os dados (ALMEIDA, 2004).

Em estudos de análise da pobreza estes resultados implicam, no geral, que as regiões consideradas pobres (não pobres) estão propensas a serem rodeadas por regiões vizinhas pobres (não pobres) para valores de I de Moran, tendendo a 1. Desta forma, as regiões pobres (não pobres) estarão próximas de regiões não pobres (pobres) para o caso do valor de I tender a -1 (CHIARINI, 2008).

É importante ressaltar que a estatística I de Moran é uma medida global. Dessa forma, Almeida (2004) resalta que não se deve confiar apenas nas estatísticas globais, porque elas por si só podem ocultar os padrões locais de associação espacial linear. Seguindo a mesma linha de raciocínio, Perobelli *et al.* (2005) apontam três casos diferentes que possivelmente ocultariam os padrões de associação espacial. O primeiro caso compreende a indicação de um I de Moran insignificante, o que levaria possivelmente a conclusão de autocorrelação espacial com a mesma característica. O segundo caso se apresenta quando o valor do I de Moran global oculta a autocorrelação espacial local negativa e insignificante. O último caso resulta na evidência de que uma autocorrelação espacial global negativa poderia acomodar indícios de autocorrelação espacial local positiva para determinados conjuntos de dados.

Para a avaliação se dar de forma completa, apresenta-se na sequência a medida local que viabiliza o estudo dos padrões locais de associação espacial linear.

2.1.2 Autocorrelação Espacial Local

A verificação de possíveis associações locais (análise da existência de *clusters* locais) e a determinação das regiões que mais colaboram para a autocorrelação espacial torna-se viável pela utilização dos indicadores locais de associação espacial (*Local Indicators of Spatial Association – LISA*), juntamente com o diagrama de dispersão de Moran.

Almeida (2005) destaca que o Indicador Local de Associação Espacial (LISA) executa a decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma, individualmente, correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran. Este importante indicador capaz de explorar os padrões locais de associação linear estatisticamente significantes foi inicialmente sugerido por Anselin (1995).

A estatística LISA, a partir do I de Moran local, pode ser calculada pela fórmula a seguir:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n} \quad (3)$$

Tomando a hipótese da aleatoriedade, o valor esperado da estatística I de Moran local é fornecido por $E(I_i) = -w_i / (n - 1)$, em que w_i é o somatório dos elementos da linha.

3.1.2.1 Diagrama de Dispersão de Moran

Uma das formas de interpretação da estatística I de Moran se dá por meio da utilização do diagrama de dispersão de Moran (PEROBELLI *et al.*, 2005). Ao longo da representação do coeficiente de regressão tem-se a possibilidade de visualizar a correlação linear entre z e Wz no gráfico que considera duas variáveis. Destacando o caso específico da estatística I de Moran, tem-

se o gráfico de Wz e z . Logo, o coeficiente I de Moran é dado pela inclinação da curva de regressão de Wz contra z , a qual apresentará o grau de ajustamento (PEROBELLI e HADDAD, 2006).

Almeida (2004) mostra que o diagrama de dispersão de Moran se apresenta dividido em quatro quadrantes, que correspondem a quatro padrões de associação local espacial entre as regiões e seus respectivos vizinhos.

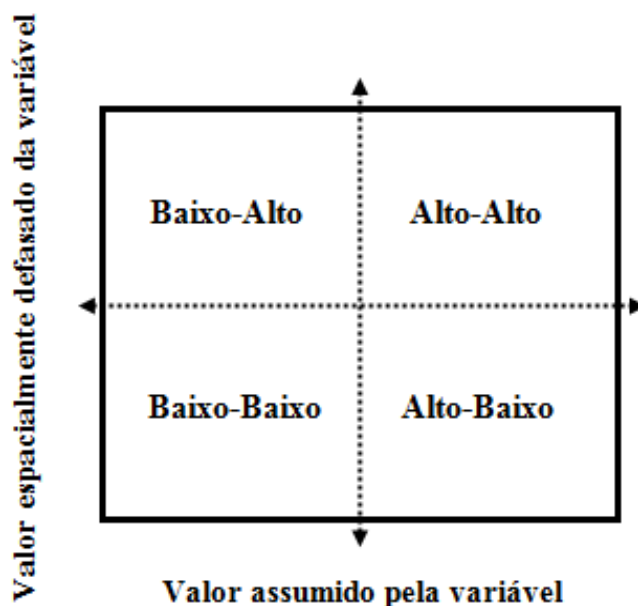


Figura 1 – Esquema explicativo do diagrama de dispersão de Moran

Fonte: Pimentel e Haddad (2004).

No primeiro quadrante estão incluídas as regiões que apresentam altos valores para a variável em análise, rodeadas por regiões que igualmente apresentam altos valores para a mesma variável. O respectivo quadrante localizado no setor superior direito é classificado como Alto-Alto (AA). O segundo quadrante exibe as regiões com baixos valores para a variável de interesse, cercadas por vizinhos que apresentam valores altos, sendo que mesmo é classificado como Baixo-Alto (BA) e se encontra localizado no setor superior esquerdo. Já no setor inferior esquerdo, encontra-se o terceiro quadrante, o qual é denominado Baixo-Baixo (BB), por ser constituído por regiões cujos valores para a variável em análise são baixos e estão circundadas por regiões que igualmente apresentam baixos valores. O último quadrante (o quarto, localizado no setor inferior direito), chamado de Alto-Baixo (AB), é composto por regiões com altos valores para as variáveis de interesse, as quais apresentam-se circundadas por regiões de baixos valores.

Apresentam autocorrelação espacial positiva (formam *clusters* de valores similares) as regiões que se encontram localizadas nos quadrantes AA (primeiro) e BB (terceiro). Por outro lado, as regiões localizadas nos quadrantes BA (segundo) e AB (quarto) exibem autocorrelação espacial negativa, formando assim *clusters* com valores dissimilares.

2.1.3 Determinação da Matriz de Pesos Espaciais

É de fundamental importância para a utilização da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) determinar a matriz de pesos espaciais (W). Segundo Baptista e Santos (2008), a respectiva matriz objetiva capturar os efeitos de contiguidade e vizinhança sobre os dados estudados. Ela também corresponde à maneira de explicitar a estrutura espacial dos dados (PEROBELLI *et al.*, 2007).

Neste trabalho, além da matriz de pesos espaciais do tipo rainha⁷ e torre⁸ empregou-se também a matriz dos k vizinhos mais próximos. De acordo com Perobelli *et al.* (2007), a mesma pode ser representada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} W_{ij}(k) &= 0 \text{ se } i = j \\ W_{ij}(k) &= 1 \text{ se } d_{ij} \leq D_i(k) \text{ e } W_{ij}(k) / \sum W_{ij}(k) \text{ para } k = 1, 2, \dots, n \\ W_{ij}(k) &= 0 \text{ se } d_{ij} > D_i(k) \end{aligned} \quad (4)$$

onde: d_{ij} representa a distância, medida pelo amplo círculo, entre os centros das regiões i e j ; $D_i(k)$ consiste no valor crítico que define o valor de corte, ou seja, é a distância máxima para admitir regiões vizinhas para a região i , o que significa que distâncias acima do respectivo ponto crítico não serão consideradas. Desta forma, regiões que apresentarem distâncias acima deste ponto não serão classificadas como vizinhas da região em questão (PIMENTEL *et al.*, 2005). Le Gallo e Ertur (2003) especificam de forma mais precisa que a variável $D_i(k)$ refere-se a k -ésima menor distância entre as regiões i e j de forma que cada região i apresente exatamente k vizinhos, evitando assim potenciais problemas metodológicos, em virtude da variação do número de vizinhos.

2.2 FONTE DE DADOS

Utilizou-se na pesquisa os dados referentes ao percentual de pessoas pobres⁹, além do índice de Gini, para os anos de 1991 e 2000, nos 1188 municípios da região Sul do Brasil. Os respectivos dados foram obtidos a partir do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, elaborado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 2012).

3 RESULTADOS

3.1 ANÁLISE ESPACIAL DA POBREZA

A primeira etapa na AEDE se expressa na verificação da distribuição espacial da pobreza nos municípios da região Sul do Brasil. Conforme exposto na Figura 2, tal distribuição mostrou-se não homogênea ao longo do período de análise.

⁷ A convenção de contiguidade do tipo Rainha classifica como vizinhos todos os municípios que apresentam fronteira física comum (“norte-sul, leste-oeste”), e também vértices comuns.

⁸ Já a matriz de peso espacial do tipo Torre considera como contíguos os municípios que apresentam, apenas, fronteiras (físicas) comuns.

⁹ É o indicador do percentual de pessoas com renda *per capita* inferior a R\$75,50, valor este equivalente a metade do salário mínimo vigente em agosto de 2000 (IPEADATA, 2012a).

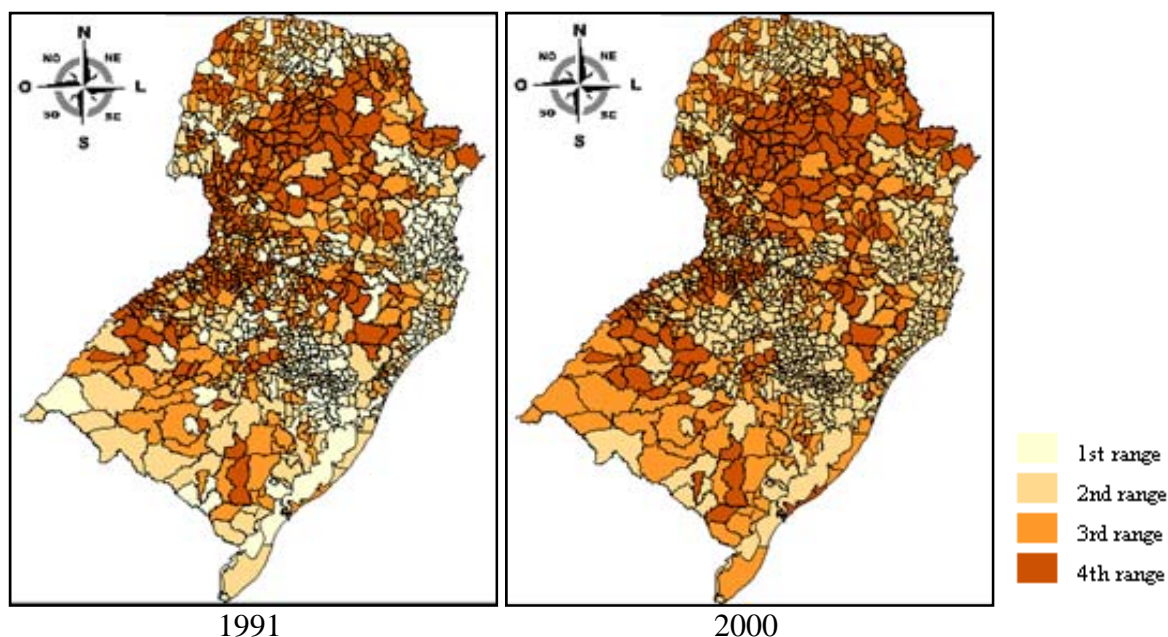


Figura 2 – Distribuição percentual de pessoas com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza na Região Sul – 1991 e 2000

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: O nível 4 da escala refere-se aos municípios de maior percentual de pessoas pobres com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza e, em ordem decrescente, no nível 1 estão os de menor percentual.

Ademais, nota-se que apesar da média geral do percentual de pessoas pobres ter decrescido nos três estados da região no período (1991 – 2000), muitos municípios passaram a compor o grupo com o mais alto nível de pobreza (nível 4), ampliando na figura referente ao ano 2000 a área de tonalidade mais escura (Tabela 1).

Tabela 1 – Percentual de pessoas com renda *per capita* abaixo de R\$75,50 e variação percentual, por Estado da Região Sul do Brasil, 1991 – 2000

Estado	1991	2000	Variação (%)
Paraná	34,9%	23,7%	- 32,1%
Santa Catarina	28,8%	19,7%	- 31,6%
Rio Grande do Sul	27,1%	16,2%	- 40,2%

Fonte: PNUD (2012).

Tanto em 1991 quanto em 2000, os municípios com níveis mais elevados de pobreza (nível 4) da região Sul encontravam-se concentrados principalmente na região central do estado do Paraná, de maneira mais expressiva e específica nas mesorregiões¹⁰ Centro-Occidental, Oeste (leste), Centro-Sul, Norte Central (sul), Centro-Occidental (noroeste), Sudeste (norte) e Metropolitana (norte). Em Santa Catarina tais municípios, embora em menor proporção, se apresentaram espalhados principalmente nas mesorregiões Oeste, Serrana e Norte Catarinense (oeste). Quanto ao estado do Rio Grande do Sul, semelhante ao disposto em Santa Catarina, os municípios de maior nível de pobreza não se encontram concentrados em uma determinada localidade, mas dispersos nas regiões Oeste e Sudoeste do Estado.

¹⁰ Mapas detalhados com as mesorregiões dos estados da região Sul (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul) encontram-se nos anexos.

Aprofundando a análise do percentual de pessoas abaixo da linha de pobreza, considera-se também no trabalho a presença de municípios considerados como *outliers*, os quais dispõem de valores discrepantes do restante da região (índices de pobreza muito elevados ou muito baixos), exercendo assim alguma influência na média global de autocorrelação.

Os resultados encontrados não apontaram em 1991, nenhum município com essa característica. Entretanto, fazem-se presente nos dados de 2000 quatro municípios do tipo *outlier* alto, os quais estão demarcados em tom vermelho escuro (Figura 4). Esses municípios exercem influência espúria sobre a medida global de autocorrelação, por corresponderem a observações que se situam muito acima das demais (ALMEIDA, 2004). Esses são os casos de três municípios do Paraná e um do Rio Grande do Sul. No estado do Paraná os municípios *outliers* são: Goioxim, Laranjal e Doutor Ulisses. Os dois primeiros situam-se na mesorregião Centro Sul, e apresentam respectivamente 69,3% e 68,1% de seus habitantes vivendo abaixo da linha de pobreza (2000). Já o município de Doutor Ulisses, localizado na região de Curitiba apresentava 68,6%. O único *outlier* alto encontrado no estado do Rio Grande do Sul é o município de Redentora, localizado no noroeste do estado, o qual apresentou em 2000 a maior taxa de pobreza da região Sul (70,6%).

É importante ressaltar que os quatro municípios caracterizados como *outliers* na Figura 3 (2000), não sofreram aumento na proporção de indivíduos pobres vivendo abaixo de R\$75,50 de 1991 para 2000, os mesmos foram identificados como discrepantes porque apresentaram, no respectivo período da análise, pequenas reduções na proporção de pobres, quando comparado com os demais municípios da região.

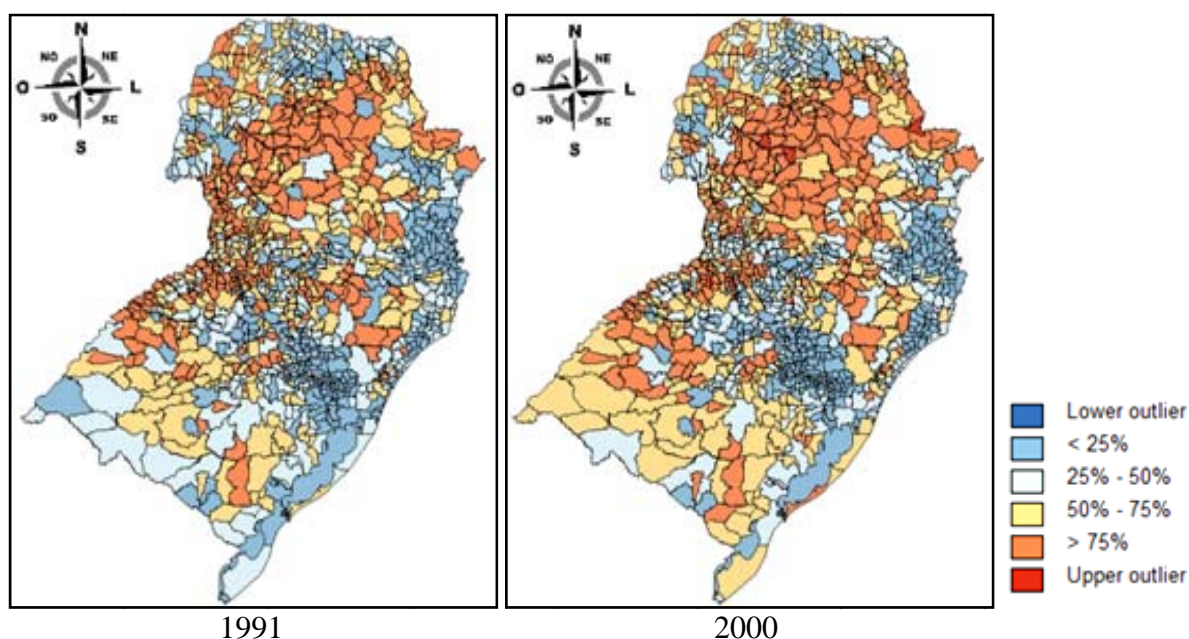


Figura 3 – Distribuição percentual de pessoas com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza na Região Sul, considerando a presença de municípios *outliers* – 1991 e 2000

Fonte: Resultado de pesquisa.

No intuito de se demonstrar o grau de associação espacial global, avalia-se, na sequência, a existência de evidência estatística de dependência espacial da pobreza, em nível municipal, tomando como base à estatística I de Moran Global. Os valores da estatística I maiores que o I de Moran esperado ($E(I) = -1/n - I$) indicam a presença de autocorrelação positiva. Com resultado contrário, $I < E(I) = -1/(n - I)$, conclui-se pela existência de autocorrelação negativa, conforme Perobelli *et al.* (2007).

Na análise da pobreza, a ocorrência de autocorrelação positiva significa dizer que os municípios que apresentam alto (baixo) percentual de pessoas pobres estão circundados por outros municípios que também possuem percentuais altos (baixos) para a mesma variável. Mostra-se,

assim similaridade entre os percentuais da variável estudada e a sua localização espacial. Por outro lado, no caso de autocorrelação espacial negativa, os municípios com alto (baixo) percentual de pessoas pobres são vizinhos de municípios que apresentam baixos (altos) percentuais para a mesma variável. Demonstra-se, assim, dissimilaridade entre os percentuais e a localização da variável em análise.

Neste trabalho, o cálculo do *I* de Moran esperado, equivalente ao valor que se alcançaria no caso de não haver padrão espacial nos dados, resultou em -0,00084. Este resultado é comparado com os coeficientes calculados da Tabela 2, determinando desta forma a tendência geral de agrupamentos existentes entre as taxas de pobreza dos municípios da Região.

A Tabela 2 traz a estatística *I* de Moran calculada a partir de diferentes matrizes de peso: dos 10 vizinhos mais próximos; dos 15 vizinhos mais próximos; Rainha; e Torre.

Tabela 2 – Estatística *I* de Moran para a pobreza na Região Sul, a partir de diferentes matrizes de pesos espaciais – 1991 e 2000

Ano	10 vizinhos	15 vizinhos	Rainha	Torre
1991	0,4973	0,4765	0,5181	0,5181
2000	0,5438	0,5154	0,5780	0,5790

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; significativos ao nível de 1%.

Todas as matrizes levaram ao mesmo resultado em relação ao sinal e à significância da autocorrelação espacial. Portanto, conclui-se que os resultados encontrados são robustos em relação à escolha da matriz de pesos espaciais. A matriz do tipo Torre foi aquela que proporcionou o maior *I* de Moran em 1991 (0,5181) e em 2000 (0,5790) e, conseqüentemente, foi utilizada como base para análises subsequentes. Tendo em vista que os valores da estatística *I* de Moran nos dois anos ficaram acima do valor esperado, observam-se assim indícios de autocorrelação espacial positiva entre os municípios da região Sul do Brasil, com nível de significância estatística de 1%. Dessa forma, afirma-se que há formação de *clusters* espaciais para o percentual de pessoas pobres nos dois períodos analisados.

A Tabela 3 apresenta o *I* de Moran referente à taxa de pobreza, com base na matriz Torre e, com o intuito de testar a significância estatística, apresenta também o desvio-padrão e o valor padronizado (*z-value*).

Tabela 3 – Estatística *I* de Moran, média, desvio padrão e *z-value* para a pobreza na Região Sul – 1991 e 2000

Ano	<i>I</i> de Moran	Média	Desvio Padrão	<i>z-value</i>
1991	0,5181	-0,0010	0,0174	29,8333
2000	0,5790	-0,0016	0,0177	32,8023

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; significativos ao nível de 1%.

Como complemento à análise do *I* de Moran que apenas indica a tendência geral de agrupamento dos dados, torna-se importante observar, ainda, os diagramas de dispersão de Moran, os quais revelam, de fato, padrões locais de associação espacial, alocando as observações em quadrantes conforme a distribuição do percentual de pessoas abaixo da linha de pobreza.

A Figura 4 apresenta os diagramas de dispersão de Moran, trazendo, no eixo horizontal, o percentual de pessoas abaixo da linha de pobreza, em cada ano, e no eixo vertical, a defasagem espacial (*lag*) da mesma variável de interesse.

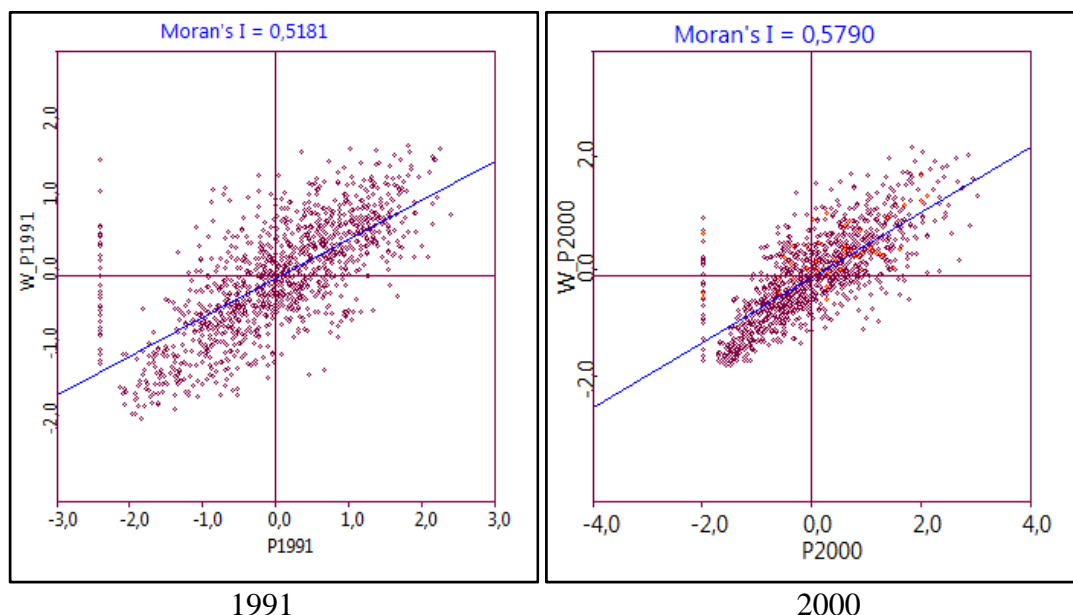


Figura 4 – Diagramas de Dispersão de Moran para o percentual de pobreza na Região Sul – 1991 e 2000

Fonte: Resultado de pesquisa.

Os diagramas de dispersão de Moran, que demonstram a dispersão da pobreza nos municípios da região Sul do Brasil em 1991 e 2000, indicam a existência de autocorrelação espacial positiva, uma vez que as curvas neles contidas mostram-se positivamente inclinadas. A maioria dos dados encontra-se no primeiro quadrante (AA), localizado no setor superior direito, e no terceiro quadrante (BB, no setor inferior esquerdo). Percebe-se, assim, a formação de *clusters* de valores similares, ratificando os resultados fornecidos pelo *I* de Moran Global.

No diagrama referente a 1991, a maior concentração dos dados se deu em dois quadrantes: no primeiro (AA) e no terceiro (BB) quadrantes. Em 2000, por outro lado, os dados passaram a se concentrar mais no primeiro quadrante (AA), o que indica uma maior presença de municípios com alta taxa de pobreza circundados por outros também com elevados valores para tal variável.

No intuito de se determinar os municípios da região Sul nos quais são significantes as associações espaciais, efetuaram-se os testes de autocorrelação local, utilizando para tal os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA). Tais indicadores eliminam possíveis ocultações de padrões locais de autocorrelação espacial, decorrentes da utilização do coeficiente de autocorrelação espacial global.

As especificações das estatísticas locais se apresentam de maneira mais evidente por meio de mapas de *clusters* (Figura 5), que associam as informações do diagrama de dispersão de Moran e da significância das medidas de associação local.

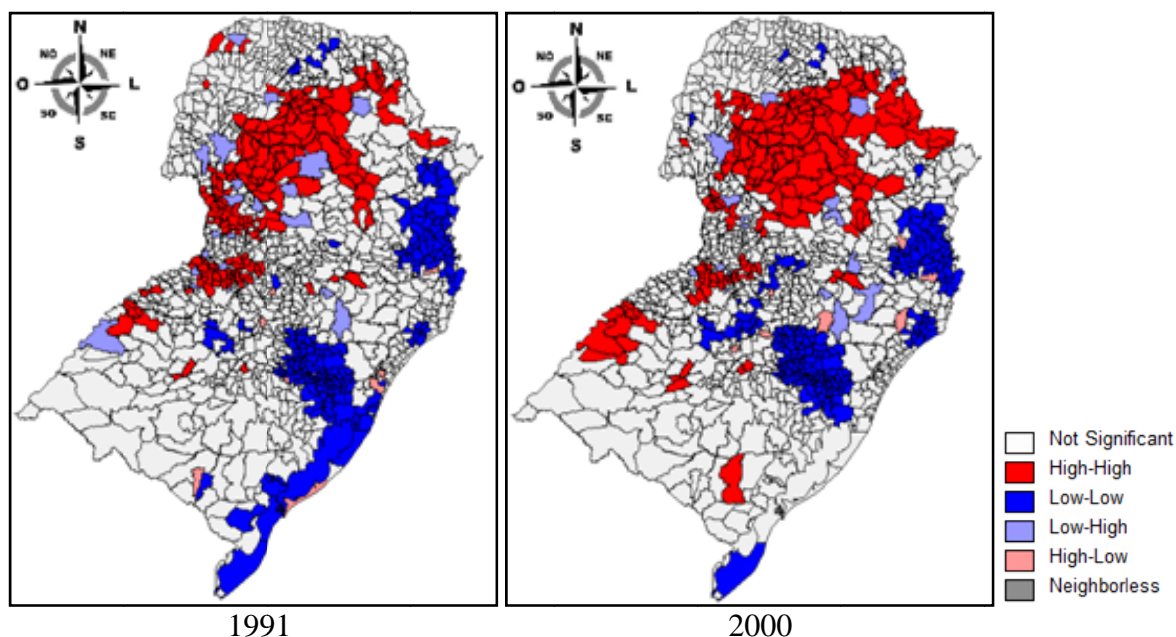


Figura 5 – Mapas de *clusters* de pobreza da Região Sul – 1991 e 2000
 Fonte: Resultado de pesquisa.

Percebe-se, a partir da Figura 5, que existe relação espacial significativa nos municípios destacados da região Sul, onde os municípios realçados na cor vermelha indicam setores com alto percentual de pobres (*clusters* de pobreza (AA)). Por outro lado, os municípios realçados pela cor azul representam setores com baixo percentual de pobres (*clusters* de riqueza (BB)). Observou-se também um número bem reduzido de *clusters* do tipo baixo-alto (BA), realçados em azul claro, além de *clusters* do tipo alto-baixo (AB), destacados em vermelho claro.

A formação de *clusters* apresentou-se de maneira semelhante nos dois anos da análise, com a presença de agrupamentos significativos do tipo AA (alto-alto) e BB (baixo-baixo). A princípio notam-se três significativas alterações no Mapa de *clusters* de pobreza da Região Sul de 1991 para 2000.

A primeira se refere à expansão do expressivo *cluster* alto-alto do estado do Paraná, representada pela grande área vermelha no território paranaense que se amplia na ilustração de 2000. As duas outras modificações estão relacionadas às reduções dos *clusters* baixo-baixo do estado do Rio Grande do Sul e da Região Metropolitana de Curitiba no mesmo período, ambas representadas pela diminuição da área azul, nos respectivos estados.

Analisando a distribuição dos *clusters* alto-alto (AA) encontrados no ano de 1991, observa-se a presença da clusterização (aglomeração) da pobreza em uma significativa área do estado do Paraná, abrangendo, sobretudo, boa parte da região central do estado e parte do Norte Pioneiro. Em Santa Catarina, um *cluster* alto-alto é identificado na região Oeste, mais especificamente nas microrregiões de São Miguel do Oeste, Chapecó e Xanxerê. No Estado do Rio Grande do Sul nota-se a presença de dois *clusters* (AA), ambos localizados na região Noroeste, compreendendo as microrregiões de Três passos, Frederico Westphalen e de Santo Ângelo.

No que diz respeito aos *clusters* baixo-baixo (BB), verificam-se a formação de três agrupamentos, estando todos localizados nas regiões das capitais de cada um dos estados da Região Sul. Os dois maiores agrupamentos englobam as regiões metropolitanas de Florianópolis e de Porto Alegre, enquanto o menor envolve municípios da região da Grande Curitiba. É importante destacar que no Estado do Rio Grande do Sul (sudeste), duas áreas de Lagos (Lagoa dos Patos e Lagoa Mirim) destacadas no mapa em azul, constam como territórios municipais na lista de municípios dos mapas digitais do IBGE, devendo, portanto, serem desconsideradas nas análises.

A disposição espacial dos *clusters* de 2000 mostra que o *cluster* alto-alto do Paraná observado em 1991 não só persiste no mapa como também aumenta sua extensão em proporções consideráveis. A clusterização da pobreza passa a abranger praticamente todo o território da mesorregião Centro-Sul, além de atingir partes principalmente das regiões Oeste e Norte Pioneiro. Em Santa Catarina, pouquíssimas alterações transcorreram no *cluster* (AA). A pequena concentração de pobreza localizada na mesorregião Oeste Catarinense se manteve, embora reduzindo sua área de foco para apenas as microrregiões de Chapecó e Xanxerê. Também no Rio Grande do Sul, os *clusters* de pobreza de 1991 preservaram-se de forma muito semelhante. Destaca-se, no entanto, a expansão do pequeno *cluster* (AA) da microrregião de Santo Ângelo, o qual se propagou para a microrregião da Campanha Ocidental.

Com relação à disposição geográfica dos *clusters* do tipo baixo-baixo (BB), no ano de 2000, tem-se que no Paraná o *cluster* de riqueza tornou-se menor em 2000. Em Santa Catarina, manteve-se o *cluster* da região de Florianópolis. Por fim, no Rio Grande do Sul, houve um aumento, embora reduzido, do *cluster* da região metropolitana de Porto Alegre.

Conforme destacado no início da análise, foram constatados também *clusters* do tipo BA (baixo-alto) e AB (alto-baixo), mas em quantidades e áreas irrisórias, e distribuídos de maneira esparsa pela região Sul do Brasil.

3.2 ANÁLISE ESPACIAL DA DESIGUALDADE DE RENDA

Notadamente, a distribuição geográfica dos níveis do Índice de Gini entre os municípios da região Sul do Brasil, de acordo com a Figura 6, transcorreu, entre 1991 e 2000, de forma heterogênea nos três estados.

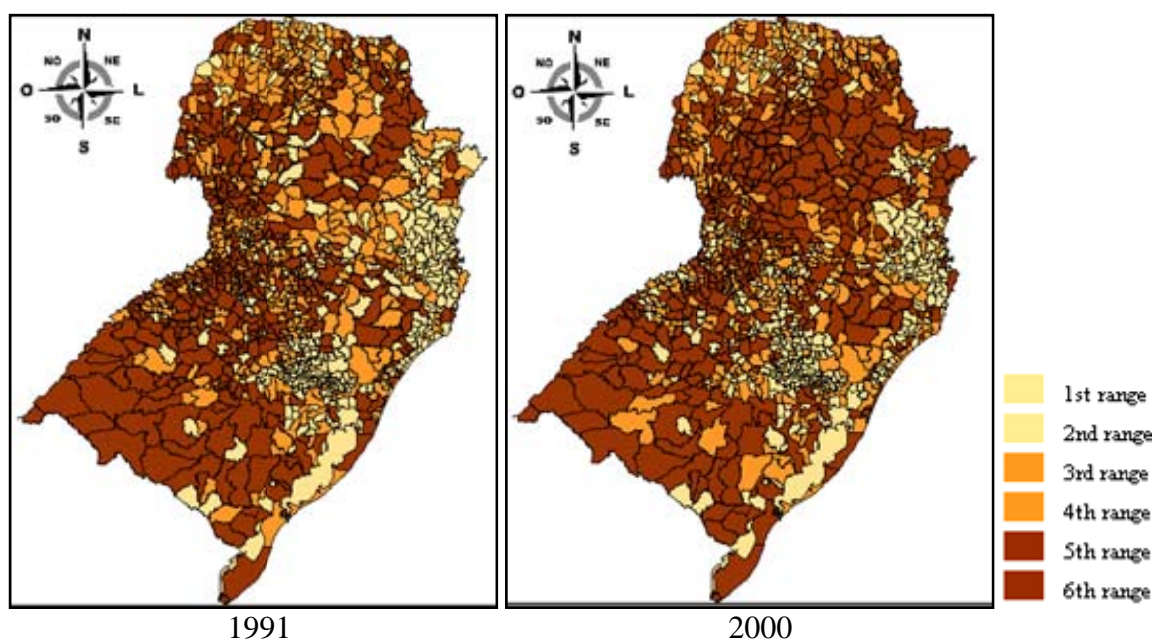


Figura 6 – Disposição espacial do Índice de Gini entre os municípios da Região Sul – 1991 e 2000
Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: A escala de nível 6 refere-se aos municípios que apresentam o maior índice de Gini e, em ordem decrescente, compõem o nível 1 os de menor índice.

Pode-se perceber que o escurecimento do mapa de 2000 aponta para uma elevação da desigualdade de renda na região Sul. Tal aumento não foi tão significativo, porém tem-se um movimento contrário àquele observado para a pobreza, que reduziu no mesmo período (Tabela 4).

Tabela 4 – Índice de Gini, por Estados da Região Sul brasileira, e variação percentual, 1991 – 2000

Estado	1991	2000	Variação (%)
Paraná	0,597	0,607	1,67%
Santa Catarina	0,585	0,586	0,17%
Rio Grande do Sul	0,546	0,560	2,56%

Fonte: PNUD (2012).

A Figura 7 aponta a presença de quatro municípios classificados como *outliers* do tipo alto, pelo fato destes apresentarem índice de Gini muito elevado quando comparados aos demais. Entre eles estavam os municípios de Espumoso – RS (0,71), Pejuçara – RS (0,71), Pitanga – PR (0,72) e Ipuçu – SC; Este último que se apresentou, em 1991, como o município mais desigual da região sul (0,79). No ano de 2000, os municípios de Arapoti – PR (0,72), Sengés – PR (0,72), Abelardo Luz – SC (0,72) e Santa Vitória do Palmar – RS (0,80) foram identificados como *outliers* do tipo alto, sendo que o último citado se mostrou nesse ano como o mais desigual.

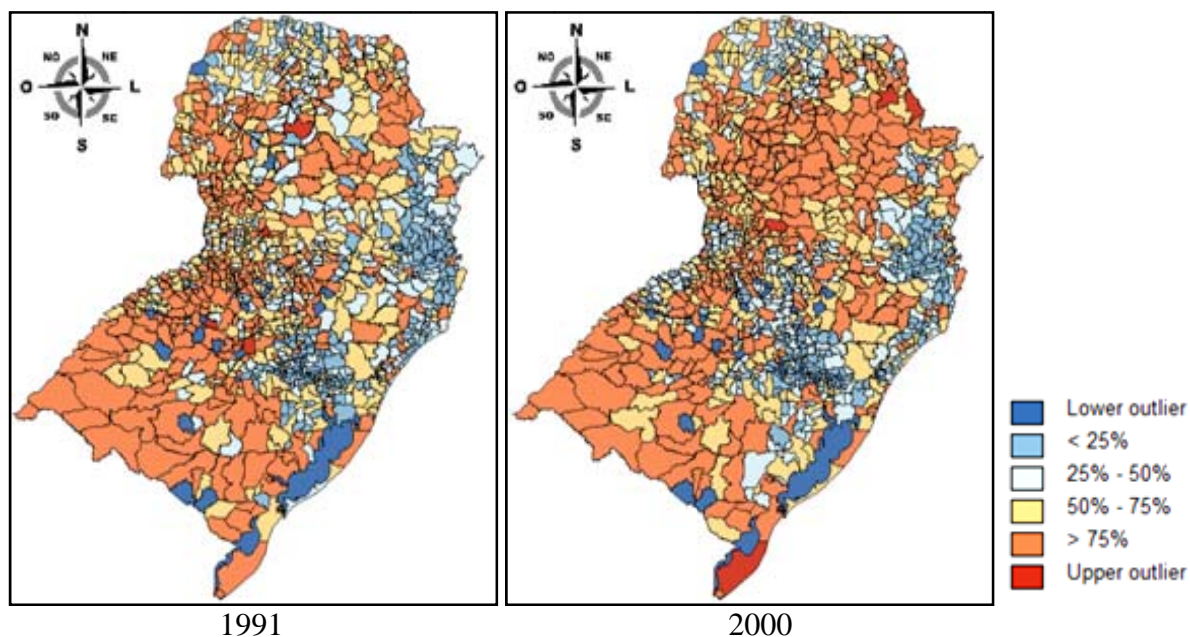


Figura 7 – Disposição espacial do Índice de Gini entre os municípios da Região Sul, considerando a presença de municípios *outliers* – 1991 e 2000

Fonte: Resultado de pesquisa.

Fazem-se presentes também *outliers* do tipo baixo, ou seja, municípios que apresentaram índice de Gini muito baixo quando comparados aos demais. Destacam-se, entre esses, em 1991, Guabiruba – SC (0,36) e Paçandu – PR (0,37). Já em 2000, os municípios de Santa Maria do Herval – RS (0,36) e Lindolfo Collor – RS (0,37) se apresentaram como os menos desiguais da região Sul.

Na detecção da presença de evidência estatística de dependência espacial da desigualdade entre os municípios da região Sul, utilizou-se como embasamento a estatística *I* de Moran Global para apontar o grau de associação espacial global dos dados.

Na presente análise da desigualdade de renda, uma autocorrelação positiva indica que os municípios que apresentam alto (baixo) índice de Gini estão rodeados por outros municípios que

igualmente possuem altos (baixos) índices para a mesma variável, o que aponta a similaridade entre os índices da variável pesquisada e a sua disposição espacial. No caso contrário de autocorrelação espacial negativa, os municípios com alta (baixa) desigualdade de renda estarão circundados de municípios de baixa (alta) desigualdade.

O cálculo do I de Moran esperado referente aos dados da desigualdade de renda forneceu o mesmo resultado encontrado anteriormente para a pobreza (-0,00084), pelo fato de a variável n ser a mesma. O valor de -0,00084 é comparado com os coeficientes expostos na Tabela 5, para posteriormente determinar a tendência geral dos agrupamentos existentes entre os índices de Gini dos municípios da região Sul. A estatística I de Moran foi calculada a partir de diversas matrizes de peso, tal como feito anteriormente para o caso da pobreza. Todas chegaram ao mesmo resultado quanto ao sinal e à significância da autocorrelação espacial, permitindo concluir que os resultados obtidos são robustos em relação à determinação da matriz de pesos espaciais.

Tabela 5 – Estatística I de Moran para a desigualdade de renda na Região Sul, a partir de diferentes matrizes de pesos espaciais – 1991 e 2000

Ano	10 vizinhos	15 vizinhos	Rainha	Torre
1991	0,1045	0,0985	0,1040	0,1035
2000	0,1721	0,1563	0,1639	0,1639

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; significativos ao nível de 1%.

Optou-se pela matriz dos 10 vizinhos mais próximos para as análises subsequentes pelo fato de a mesma ter proporcionado o maior I de Moran tanto em 1991 (0,1045) como em 2000 (0,1721). Tendo em vista que o valor da estatística I de Moran, nos dois anos, ficou acima do valor esperado, pode-se afirmar com 1% de significância estatística que há existência de autocorrelação espacial positiva entre os municípios da região. Nota-se que a desigualdade de renda não se encontra aleatoriamente distribuída, isto é, a desigualdade de cada município depende não apenas de suas próprias condições, mas também da situação de seus vizinhos.

Estão apresentados na Tabela 6 os resultados do I de Moran, o desvio-padrão e o z -value (valor padronizado), todos embasados na matriz dos 10 vizinhos mais próximos, com o intuito de testar a significância estatística.

Tabela 6 – Estatística I de Moran, média, desvio padrão e z -value para a desigualdade de renda na Região Sul – 1991 e 2000

Ano	I de Moran	Média	Desvio Padrão	z -value
1991	0,1045	-0,0015	0,0124	8,5484
2000	0,1721	-0,0012	0,0123	14,0894

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; significativos ao nível de 1%.

Os valores de I de Moran (Tabela 6), que indicam a existência de autocorrelação positiva, são confirmados pela dispersão das desigualdades dos municípios, demonstrada nos diagramas de dispersão (Figura 8), onde a maioria dos dados encontra-se no primeiro quadrante (AA), e no terceiro quadrante (BB). Além disso, as inclinações das curvas, presentes nos diagramas de 1991 e 2000, que apresentam o grau de ajustamento, corroboram esse resultado.

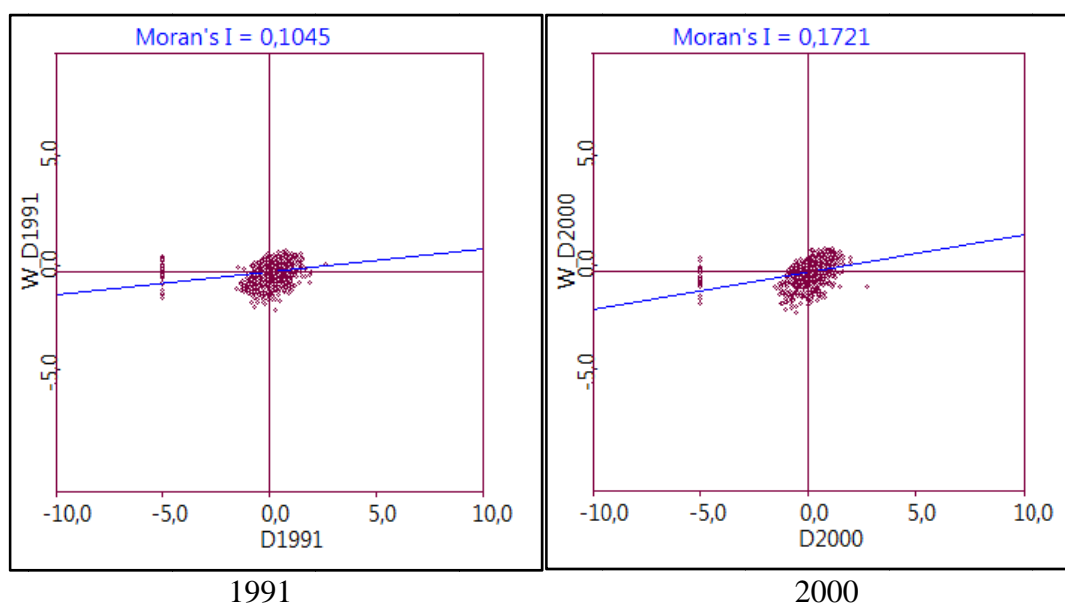


Figura 8 – Diagramas de Dispersão de Moran para a desigualdade de renda na Região Sul – 1991 e 2000

Fonte: Resultado de pesquisa.

As estatísticas locais se apresentam de forma mais clara, por meio da visualização do mapa de *clusters* de desigualdade de renda da região Sul (Figura 9), o mesmo associa os resultados do diagrama de dispersão de Moran juntamente com a significância das medidas de associação local.

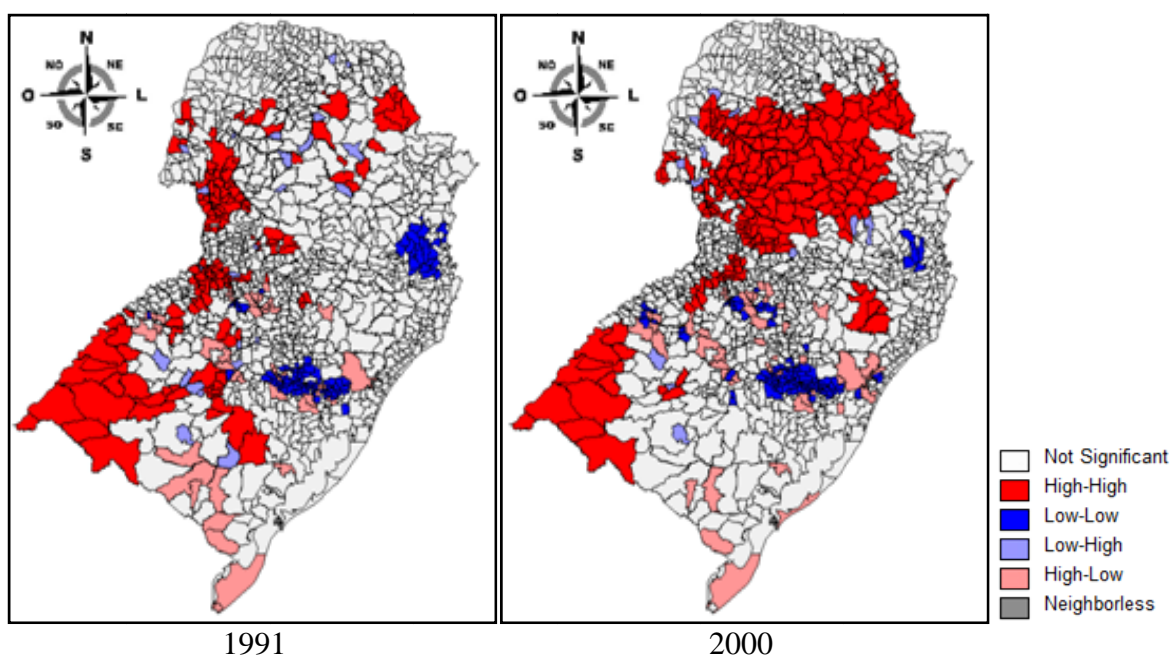


Figura 9 – Mapas de *clusters* de desigualdade de renda da Região Sul – 1991 e 2000

Fonte: Resultado de pesquisa.

Esses mapas confirmam a existência de relação espacial significativa entre os municípios da região Sul, onde aqueles realçados pela cor vermelha apontam setores com alto índice de Gini (AA) e no outro extremo, os municípios realçados em azul representam os setores com baixo índice de Gini (BB).

A partir dos mapas de *clusters* de desigualdade, é possível verificar uma mudança considerável na formação das aglomerações no transcorrer dos anos estudados. No ano de 1991, os *clusters* AA se concentravam em maior número e área nos Estados do Rio Grande do Sul e do Paraná, enquanto em 2000 esta concentração passa a se localizar em maior proporção na região central do Estado do Paraná.

Considerando o ano de 1991, observa-se que os *clusters* do tipo alto-alto se encontravam dispostos no estado do Paraná, em duas aglomerações mais representativas localizadas nas mesorregiões Sudoeste e Oeste, e na Centro-Oriental (nordeste). A primeira está centralizada especificamente nas microrregiões de Capanema, Francisco Beltrão e Cascavel, enquanto a segunda engloba a microrregião de Jaguariaíva.

Em Santa Catarina, os *clusters* do tipo alto-alto apresentaram-se apenas em duas pequenas áreas do Oeste Catarinense, uma composta pela microrregião de São Miguel do Oeste e a outra pelas microrregiões de Xanxerê e Concórdia.

Já no estado do Rio Grande do Sul, notou-se três clusterizações da desigualdade, uma delas abrange as microrregiões de Campanha Ocidental, Campanha Central e Santa Maria, localizada nas mesorregiões Sudoeste e Centro Ocidental Rio-grandense. Outra de menor proporção envolve as microrregiões de Três passos, Frederico Westphalen, Ijuí e Santo Ângelo, ambas no Noroeste do estado. E a terceira se encontra nas microrregiões de Santiago, Restinga Seca, Cachoeira do Sul e Serras do Sudeste.

Com relação à disposição dos *clusters* do tipo baixo-baixo, em 1991, destacam-se apenas duas concentrações de municípios com baixos índices de Gini. A primeira se localiza no Estado de Santa Catarina, especificamente entre o Vale do Itajaí e a Grande Florianópolis. A segunda concentrou-se no Rio Grande do Sul, compreendendo as microrregiões de Lageado-Estrela, Caxias do Sul, Montenegro e Gramado-Canela.

Na avaliação do ano de 2000, visualiza-se facilmente que a principal mudança ocorreu no Estado do Paraná, o qual apresentou no mapa de *clusters* de desigualdade de renda uma evolução considerável de sua clusterização. Tal aglomeração de municípios com altos índices de Gini se ampliou expressivamente e, literalmente, pintou na cor vermelha grande parte do território paranaense. Esse *cluster* passa a tomar principalmente as mesorregiões Centro-Sul, Sudeste, Centro-Oriental e Sudoeste, somando-se a proporções significativas das mesorregiões Oeste (nordeste/leste) e Norte Central (extremo sul), além de alguns municípios do Norte Pioneiro e da Região Metropolitana de Curitiba (Figura 9).

Em Santa Catarina, verificou-se uma pequena redução do *cluster* alto-alto da região Oeste e a constatação de um novo na microrregião de Campos de Lajes (mesorregião Serrana). No caso do Rio Grande do Sul, a clusterização (AA) passa a se restringir, em 2000, principalmente ao Sudoeste do estado.

Em referência à disposição geográfica dos *clusters* do tipo baixo-baixo (BB), no ano de 2000, tem-se que o *cluster* de Santa Catarina se reduz em tamanho, enquanto aquele verificado no Rio Grande do Sul, em 1991, praticamente mantém sua proporção.

Assim como no caso da variável pobreza, verificou-se também para a desigualdade a existência de poucos municípios em áreas muito reduzidas de *clusters* BA (baixo-alto) e principalmente AB (alto-baixo), da mesma forma distribuídos de maneira esparsa, sobretudo no Rio Grande do Sul.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho objetivou analisar a distribuição espacial da pobreza e da desigualdade na distribuição de renda nos municípios da Região Sul do Brasil, nos anos de 1991 e 2000. Utilizando-se do instrumental da Análise Exploratória de Dados Espaciais pôde-se inferir que tanto a pobreza como a desigualdade se distribuíram, de forma heterogênea, entre os municípios da região.

Os valores da estatística de I de Moran Global para o percentual de pobreza e para a desigualdade de renda, assim como os diagramas de dispersão de Moran, proporcionaram indícios da existência de autocorrelação espacial positiva entre os municípios, ou seja, constatou-se que municípios com maior nível de pobreza (desigualdade) são vizinhos de municípios com altos níveis de pobreza (desigualdade). E de maneira análoga, os municípios com baixos níveis de pobreza (desigualdade) estão circundados de municípios com característica semelhantes.

A análise do Indicador de Associação Espacial Local (LISA), por meio de mapas de *clusters*, permitiu verificar a formação e as modificações ocorridas na composição dos agrupamentos ao longo do período analisado. A formação de *clusters* de pobreza do tipo alto-alto concentrou-se principalmente na região central do Estado do Paraná e em menores áreas nos estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina. Configuração muito semelhante foi verificada na análise da desigualdade de renda, devendo-se ressaltar a importante expansão da clusterização das duas variáveis, mas sobretudo da segunda, a qual passa a ocupar área substancial do centro do Paraná e de regiões no seu entorno.

Agrupamentos do tipo baixo-baixo com relação à pobreza, ou seja, *clusters* de riqueza, foram identificados nas regiões das capitais dos três estados da região, notando-se apenas uma pequena diminuição na região de Curitiba. Quanto à formação de agrupamentos de baixa desigualdade de renda, foram detectadas apenas duas concentrações de proporções reduzidas (no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina), as quais se mantiveram praticamente inalteradas no período.

Os resultados deste estudo permitem chegar-se à conclusão principal de que, embora seja uma das mais ricas do Brasil, a Região Sul apresenta um grande conjunto de municípios com elevadas taxas de pobreza, os quais formam também uma grande área com acentuada desigualdade de renda. Tem-se, portanto, evidências que confirmam a inter-relação entre pobreza e desigualdade discutida na literatura econômica, e que sustentam a necessidade de políticas públicas que concentrem esforços na minimização da desigualdade de renda e, conseqüentemente, da pobreza.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S. **Curso de Econometria Espacial Aplicada**. Piracicaba, 2004.

ALMEIDA, E. S. Função de Produção Agropecuária Espacial. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: 2005.

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

ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In LONGLEY, P. A.; GOODCHILD M. F.; MAGUIRE D. J.; WIND D. W. (orgs). **Geographical information system: principles, techniques, management and applications**. New York: Wiley, pp. 253-365, 1998.

ANSELIN, L. **Exploring Spatial Data with GeoDa™**: a Workbook. University of Illinois, Urbana-Champaign, 2005.

BAPTISTA, J. M. S; SANTOS, C. M. Análise exploratória de dados espacial da incidência de pobreza na ilha de Santiago de Cabo Verde. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 46, Rio Branco, jul. 20-23, 2008. **Anais...** Rio Branco: 2008.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. S. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. 24 p. (Texto para discussão, 800).

BRASIL. **Plano Brasil sem Miséria. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome – MDS**. Disponível em: < <http://www.brasilsemmiseria.gov.br/>> Acesso em: jul. 2012.

CHIARINI, T. Análise espacial da pobreza municipal do Ceará, 1991-2000. **Revista de Economia**, UFPR, v. 34, n. 2 (ano 32), p. 69-93, 2008.

CIA. Central Intelligence Agency. **Country Comparison: GDP - per capita**. Disponível em: <<https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/rankorder/2004rank.html>> Acesso em: abr. 2012.

FMI. Fundo Monetário Internacional. **Data and Statistics**. Disponível em: <<http://www.imf.org>> Acesso em: abr. 2012.

HOFFMANN, R. Distribuição de renda e crescimento econômico. **Estudos Avançados**, v. 15, nº 41, p. 67-76, São Paulo, jan/abr. 2001.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **IBGE Indicadores**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/defaultcnt.shtm>> Acesso em: jul. 2012.

IPEADATA. Instituto de Pesquisas Econômica Aplicada. **Base de dados sociais**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: jun. 2012a.

IPEADATA. Instituto de Pesquisas Econômica Aplicada. **Base de dados macroeconômicos**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: jun. 2012b.

LE GALLO, J.; ERTUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. **Papers in Regional Science**, v. 82, n. 2, 175-201, 2003.

PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S.; ALVIM, M. I. S.; FERREIRA, P. G. C. A. Análise Espacial da Produtividade do Setor Agrícola Brasileiro: 1991-2003. **Anais...** Ribeirão Preto: 2005.

PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S.; ALVIM, M. I. S.; FERREIRA, P. G. C. A. Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. **Nova Economia**, v. 17, n. 1, 65-91, 2007.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A. Padrões de comércio interestadual no Brasil, 1985 e 1997. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, 10(1): 61-88, jan/abr. 2006.

PIMENTEL, E. A.; ALMEIDA, L. O.; SABBADINI, R. Comportamento Recente das Exportações Agrícolas na Brasil: uma análise espacial no âmbito dos estados. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: 2005.

PIMENTEL, E. A.; HADDAD, E. A. Análise da distribuição espacial da renda no estado de Minas Gerais: uma abordagem setorial. In: Encontro Nacional de Economia, 32, 2004, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Associação Nacional de Pós-graduação em Economia (ANPEC) 2004.

PNUD. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. **Atlas do Desenvolvimento Humano**. Disponível em: < <http://www.pnud.org.br/atlas/>> Acesso em: abr. 2012.

SOUZA, C. B. **Tendência à aglomeração e pobreza: teoria e aplicação para a região sul do Brasil**. Porto Alegre, 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2009.