



UNIVERSIDADE
ESTADUAL de LONDRINA

MARCIO MARCONATO

**ANÁLISE ESPACIAL DA POBREZA NOS MUNICÍPIOS
BRASILEIROS NO ANO DE 2010**

Londrina
2015

MARCIO MARCONATO

**ANÁLISE ESPACIAL DA POBREZA NOS MUNICÍPIOS
BRASILEIROS NO ANO DE 2010**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Regional (PPE) – Mestrado - da Universidade Estadual de Londrina, como exigência parcial para obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Sidnei Pereira do Nascimento

Londrina
2015

**Catálogo elaborado pela Divisão de Processos Técnicos da Biblioteca Central
da Universidade Estadual de Londrina**

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)

M321a Marconato, Marcio.
Análise espacial da pobreza nos municípios brasileiros no ano de 2010
/Marcio Marconato. – Londrina, 2015.
103 f. : il.

Orientador: Sidnei Pereira do Nascimento.
Dissertação (Mestrado em Economia Regional) Universidade Estadual de
Londrina, Centro de Estudos Sociais Aplicados, Programa de Pós-Graduação em
Economia Regional, 2015.
Inclui bibliografia.

1. Pobreza – Brasil – Teses. 2. Econometria – Teses. 3. Políticas sociais –
Teses. I. Nascimento, Sidnei Pereira do. II. Universidade Estadual de Londrina.
Centro de Estudos Sociais Aplicados. Programa de Pós-Graduação em Economia
Regional. III. Título.

CDU 316.344.56

MARCIO MARCONATO

**ANÁLISE ESPACIAL DA POBREZA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS
NO ANO DE 2010**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Regional (PPE) Mestrado da Universidade Estadual de Londrina, como exigência parcial para obtenção do título de Mestre.

BANCA EXAMINADORA

Orientador: Prof. Dr. Sidnei Pereira do Nascimento.
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Prof.^a Dr.^a Marcia Regina Gabardo da Camara.
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Prof. Dr. José Luiz Parré.
Universidade Estadual de Maringá - UEM

Londrina, 9 de Fevereiro de 2015.

DEDICO

Dedico a Deus por ter me ajudado em mais esta etapa da minha vida profissional e acadêmica.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus primeiramente por me acompanhar em mais essa etapa da minha vida e por sempre cuidar de mim.

Aos meus familiares por toda força e paciência, principalmente aos meus pais que me educaram mais do que com palavras, mas com suas ações, me mostrando o caminho da verdade e do amor.

Agradeço em especial ao grande amigo e professor Dr. Marcio Henrique Coelho (UEPG) que sempre me incentivou e ajudou.

Ao professor orientador Dr. Sidnei Pereira do Nascimento (UEL) pelos ensinamentos e dedicação.

Aos professores que participaram da banca de defesa, professora Dr^a Marcia Regina Gabardo da Camara (UEL) e ao professor Dr. José Luiz Parré (UEM). Ainda ao professor Dr. Carlos Roberto Ferreira (UEL) pela participação na banca de qualificação.

À coordenação do Mestrado em Economia Regional, a todos os docentes e aos funcionários pela sua dedicação.

Agradeço a CAPES pela ajuda financeira durante todo o período do mestrado.

Aos meus colegas de curso (Carina, Denize, Fernando, Flavio, Cleverson, Marcos, Jackelline, Ana) com quem dividi bons momentos, aos amigos da turma 3 e 4.

A todos não citados, mas que contribuíram de alguma forma para minha formação.

Epígrafe

“Quando você quer alguma coisa todo o universo conspira para que você realize o seu desejo” (Paulo Coelho).

MARCONATO, M. **Análise espacial da pobreza nos municípios brasileiros no ano de 2010**. 2015. 103 f. Dissertação de Mestrado em Economia Regional - Centro de Estudos Sociais Aplicados - Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2015.

RESUMO

O objetivo do estudo é analisar a pobreza nos municípios do Brasil no ano de 2010. Utilizou-se a metodologia de Análise Exploratória dos Dados Espaciais e a econometria espacial. Os resultados mostram que a pobreza não se distribui aleatoriamente entre os municípios brasileiros, ou seja, existe formação de agrupamentos com elevado número de pobres. O I de Moran revelou a existência da autocorrelação da pobreza nos municípios do Brasil, ocorrendo assim o impacto de vizinhança, ou seja, em determinadas regiões existem municípios com elevada taxa de pobreza e circunvizinhos por municípios na mesma situação. A análise bivariada mostra que a pobreza esta relacionada geograficamente e de forma negativa com a renda média por pessoa, com a taxa de urbanização e com o Programa Bolsa Família, assim municípios onde a pobreza é elevada a renda é baixa, a quantidade de pessoas residindo em área rural esta acima da média e o programa social Bolsa Família não atende efetivamente todas as famílias pobres. Ao confrontar a pobreza com o analfabetismo, o desemprego e o índice de Gini foi observada relação positiva, corroborando que os municípios com elevada taxa de pessoas miseráveis exibem alta concentração de renda, e percentual de pessoas analfabetas e desempregadas acima da média. Os modelos econométricos espaciais se mostraram mais adequado para analisar o impacto das variáveis explicativas na taxa de pobreza, sendo que o modelo com defasagem e erro espacial (SAC) apresentou o melhor ajuste. Os coeficientes revelam que os aumentos na renda e a ampliação dos programas sociais tendem a reduzir a taxa de pobreza, já o aumento no número de desempregados, de analfabetos elevam a taxa de pobreza assim como a concentração de renda. O estudo conclui que a pobreza esta concentrada em algumas regiões no Brasil, principalmente nas unidades municipais localizadas no Norte e Nordeste brasileiro. Os municípios situados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste contemplam taxa de pobreza abaixo da média. A taxa de analfabetismo, o desemprego e a concentração de renda tendem a aumentar a quantidade de pessoas pobres nos municípios do Brasil, ao passo que o atendimento do programa social Bolsa Família e a geração de renda fazem a taxa de pobreza diminuir. Os municípios onde há grande parcela da população residindo em áreas rurais tendem a apresentar elevada taxa de pobreza, assim são necessárias políticas públicas específicas para combater e diminuir o número de miseráveis nas localidades com essa característica.

Palavras-chave: Pobreza. AEDE. Modelo Econométricos.

MARCONATO, M. **Spatial analysis of poverty in Brazilian municipalities in 2010**. 2015. 103 p. Dissertation in Regional Economics. - Centre for Applied Social Studies - State University of Londrina, Londrina, 2015.

ABSTRACT

The objective of the study is to analyze poverty in Brazil municipalities in 2010. We used the methodology of Exploratory Analysis of Spatial Data and spatial econometrics. The results show that poverty is not distributed randomly among Brazilian cities, that is, there is formation of clusters with large numbers of poor. HI Moran revealed the poverty autocorrelation in the cities of Brazil, thus causing the neighborhood impact, that is, in some regions there are municipalities with high poverty rates and circunvizinhos by municipalities in the same situation. The bivariate analysis shows that poverty is related geographically and negatively with the average income per person, with the rate of urbanization and the Family Grant Program, and municipalities where poverty is high income is low, the amount of people living in rural area is above average and the social program Bolsa Família not effectively meets all poor families. Confronting poverty illiteracy, unemployment and the Gini index was observed positive relationship, confirming that municipalities with high rate of miserable people exhibit high concentration of income, and percentage of illiterate and unemployed people above average. The spatial econometric models were more appropriate to analyze the impact of the explanatory variables in the poverty rate, and the model with lag and spatial error (SAC) presented the best fit. The coefficients show that increases in income and the expansion of social programs tend to reduce the poverty rate, since the increase in the number of unemployed, illiterate raise the poverty rate and the concentration of income. The study concludes that poverty is concentrated in some regions in Brazil, mainly in municipal facilities located in North and Northeast Brazil. The municipalities located in the South, Southeast and Midwest include poverty rate below average. The rate of illiteracy, unemployment and income concentration tend to increase the number of poor people in the cities of Brazil, while the care of the social program Bolsa Família and income generation are the poverty rate decrease. The municipalities where there are large portion of the population living in rural areas tend to have high poverty rate, so are necessary specific public policies to combat and reduce the number of extremely poor in localities with this feature.

Keywords: Poverty. ESDA. Econometric Model.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 -	Matrizes de contiguidade	40
Figura 2 -	Exemplo de um território com seis regiões contíguas	40
Figura 3 -	Diagrama de dispersão de Moran univariado.....	44
Figura 4 -	Diagrama de dispersão de Moran bivariado.....	48
Figura 5 -	Mapa da pobreza nos municípios do Brasil no ano de 2010.....	62
Figura 6 -	Distribuição da renda média per capita nos municípios brasileiros no ano de 2010	63
Figura 7 -	Índice de GINI dos municípios brasileiros no ano de 2010	64
Figura 8 -	Taxa de analfabetismo nos municípios brasileiros no ano de 2010	65
Figura 9 -	Taxa de desemprego nos municípios brasileiros no ano de 2010	66
Figura 10 -	Taxa de cobertura do Programa Bolsa Família nos municípios brasileiros no ano de 2010.....	67
Figura 11 -	Taxa de urbanização dos municípios brasileiros no ano de 2010	69
Figura 12 -	Diagrama de Moran da taxa de pobreza nos municípios do Brasil no ano de 2010	71
Figura 13 -	Mapa de Cluster e de Significância da taxa de pobreza dos municípios brasileiros no ano de 2010.....	73
Figura 14 -	Diagrama de dispersão de Moran bivariado: Renda per capita e de Taxa de Cobertura do Programa Bolsa Família	76
Figura 15 -	Diagrama de dispersão de Moran bivariado: taxa de analfabetismo e da taxa de desemprego	77
Figura 16 -	Diagrama de dispersão de Moran bivariado: Índice de Gini e da taxa de urbanismo	78
Figura 17 -	Mapa de Cluster bivariado da renda per capita e da taxa de pobreza no ano de 2010	79
Figura 18 -	Mapa de Cluster bivariado da taxa de pobreza e do índice de Gini no ano de 2010	80
Figura 19 -	Mapa de Cluster bivariado da taxa de cobertura do PBF e da taxa de pobreza no ano de 2010.....	81
Figura 20 -	Mapa de Cluster bivariado entre a taxa de pobreza e da taxa de analfabetismo no ano de 2010.....	82
Figura 21 -	Mapa de Cluster bivariado entre a taxa de pobreza e da taxa de desemprego no ano de 2010.....	83
Figura 22 -	Mapa de Cluster bivariado entre a taxa de urbanização e a taxa de pobreza no ano de 2010.....	84

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 -	Trabalhos que debatem a pobreza utilizando econometria espacial	32
Quadro 2 -	Resultados dos estudos sobre a pobreza usando a econometria espacial.....	57
Quadro 3 -	Municípios brasileiros com taxa de urbanização igual a 100%	102

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Distintos enfoques para a definição de pobreza.....	17
Tabela 2 -	Exemplo de matriz de vizinhança para uma estrutura espacial torre	41
Tabela 3 -	Matriz de pesos binários de contiguidade do tipo torre normalizados na linha	42
Tabela 4 -	Análise descritiva dos dados utilizados na pesquisa.....	58
Tabela 5 -	Total de municípios brasileiros com taxa de cobertura do Programa Bolsa Família acima de 100% classificados por porte no ano de 2010.....	68
Tabela 6 -	Teste de autocorrelação espacial global da taxa de pobreza dos municípios brasileiros no ano de 2010.....	70
Tabela 7 -	Autocorrelação global bivariada no ano de 2010.....	74
Tabela 8 -	Resultado do modelo MQO, variável dependente taxa de pobreza - ano de 2010	86
Tabela 9 -	Teste de Multiplicador de Lagrange	87
Tabela 10 -	Resultados dos modelos econométricos espaciais SAR, SEM e SAC, variável dependente: taxa de pobreza dos municípios do Brasil	89
Tabela 11 -	Resultado do Modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC) estimado por (GMM), variável dependente: taxa de pobreza	90

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AEDE	Análise Exploratória dos Dados Espaciais
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
MDS	Ministério do Desenvolvimento Social
GMM	Método Generalizado dos Momentos
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
LISA	Local Indicator of Spatial Association
PIB	Produto Interno Bruto
PBF	Programa Bolsa Família
PNAD	Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio
PNUD	Programa Nações Unidas de Desenvolvimento
SAC	Spatial Autoregressive Model
SAR	Spatial Auto Regressive
SEM	Spatial Error Model
SDM	Spatial Durbin Model
SDEM	Spatial Durbin Error Model
SMA	Spatial Moving Average

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	13
2	ABORDAGEM TEÓRICA E EMPÍRICA SOBRE A POBREZA	16
2.1	CONCEITO DE POBREZA	16
2.2	ASPECTOS HISTÓRICOS E TEÓRICOS DA POBREZA NO MUNDO	19
2.3	ASPECTOS HISTÓRICOS E TEÓRICOS DA POBREZA NO BRASIL	21
2.4	POBREZA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS INTERNACIONAIS	25
2.5	POBREZA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO BRASIL	27
3	METODOLOGIA	35
3.1	BASE DE DADOS	35
3.2	DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	35
3.3	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)	37
3.4	ASSOCIAÇÃO ESPACIAL UNIVARIADA: GLOBAL E LOCAL	42
3.5	ASSOCIAÇÃO ESPACIAL BIVARIADA: GLOBAL E LOCAL	47
3.6	MÉTODOS ECONÔMICOS	49
3.6.1	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	49
3.6.2	Modelos Econômicos Espaciais	51
4	POBREZA NO BRASIL: RESULTADOS E DISCUSSÃO	59
4.1	ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS	59
4.2	DISCUSSÃO DOS RESULTADOS DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS ESPACIAIS	61
4.3	RESULTADO DO MODELO DE MÍNIMO QUADRADO ORDINÁRIO (MQO)	84
4.4	RESULTADOS DOS MODELOS ECONÔMICOS ESPACIAIS	86
	CONCLUSÃO	93
	REFERÊNCIAS	96
	ANEXO	102
	ANEXO A - Quadro 1 - Municípios brasileiros com taxa de urbanização igual a 100%	103

1 INTRODUÇÃO

No cenário econômico mundial o Brasil aparece entre as 10 maiores economias do mundo, com um Produto Interno Bruto (PIB) de aproximadamente US\$ 2,2 trilhões no ano de 2013. O PIB *per capita* situou-se em torno de US\$ 11 mil no mesmo ano. No entanto, os dados econômicos não se refletem em bons resultados na área social, pois o país apresenta grande parcela da sua população vivendo em situação de pobreza.

A pobreza tem se colocada como questão central do debate público brasileiro e tem sido objeto de um conjunto de intervenção do governo. Os programas de transferência de renda tornaram-se um importante sistema de proteção social no Brasil. As condições econômicas e sociais que desencadeiam a situação de miséria e os fatores que contribuem para sua superação tem sido foco do trabalho de diversos autores, nos quais podem ser destacados Salama e Detremau (2001), Sen (2000), Barros e Carvalho (2003), Rocha (2003, 2006 e 2007), Codes (2008), Gadoti (2008) entre outros.

Segundo o censo de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística houve queda de 45,5% no número de pessoas pobres no Brasil se comparado com o ano de 2000. Entretanto, tal redução não é igual para todos os estados e municípios, fazendo com que algumas regiões apresentem maiores percentuais de pessoas vivendo em situação de miséria. Na região Sul o percentual de pobres se reduziu em torno de 64%, já no Sudeste tal queda foi de aproximadamente 54%, o Centro-Oeste brasileiro apresentou diminuição de 57%, no que tange ao Norte houve uma diminuição de 37% de pessoas miseráveis e foi registrada queda de 41% da pobreza na região Nordeste.

A dependência espacial da pobreza tem sido objeto de muitos estudos e causado preocupação em vários países e regiões, principalmente nos países em desenvolvimento. Por todo o mundo, percebe-se que geralmente os agrupamentos de indivíduos considerados pobres são concentrados em algumas áreas específicas nesses países (ANSELIN, 1998). As interações econômicas entre distintas localidades podem ser resultado de fatores complexos, a temática da heterogeneidade espacial tem ganhado maior importância nas análises sobre a dinâmica regional da economia, cujo propósito principal tem sido estabelecer a existência ou não de dependência espacial no desenvolvimento de áreas geográficas próximas (SILVA; LEITE, 2014).

A compreensão das desigualdades entre os municípios de um mesmo estado ou país pode contribuir para a formulação de políticas públicas voltadas para a redução das disparidades, bem como evitar as condições de pobreza (LEITE; MAGALHÃES, 2012). As

pesquisas que se destinam a identificar diferentes padrões de desenvolvimento entre localidades (país, estado ou municípios) não devem negligenciar o papel desempenhado pela dimensão espacial, levando-se em consideração a importância de complementaridades espaciais entre as unidades de análise (TEIXEIRA, 2014).

O Brasil é marcado por uma imensa diversidade regional, ambiental, social e cultural, além dos diferentes estágios de desenvolvimento das forças produtivas que se pode observar entre suas macrorregiões. É importante destacar, porém, que da mesma forma que o território brasileiro é caracterizado por uma forte heterogeneidade espacial, cada uma das unidades federativas também apresentam suas diversidades internas, o que torna ainda mais desafiador um projeto de desenvolvimento e integração nacional. Cada estado apresenta seu grau de desenvolvimento das forças produtivas, suas estruturas de poder e suas matrizes socioculturais próprias (SILVA; LEITE, 2014).

Estudar a pobreza utilizando ferramenta de análise espacial pode ser muito útil, uma vez que auxilia nas estratégias de desenvolvimento mais efetivas e ações públicas mais focadas. Os estudos da pobreza em termos espaciais tem crescido no Brasil, sobretudo pelo aumento da difusão da economia espacial e aprimoramento das técnicas econométricas para esse fim (NETO; MEDEIROS, 2011).

O uso de mapas tem sido importante não somente para identificar onde a população pobre se localiza, mas também por servir como instrumento capaz de capturar a heterogeneidade dentro de uma determinada região. Os indicadores agregados em nível global (país, estado) podem dar a (falsa) impressão de que as condições internas estão uniformemente distribuídas, ou seja, não refletindo a verdadeira situação a nível municipal (CHIARINI, 2008).

O fenômeno da pobreza aparece concentrado em determinadas regiões e esta ligada a alguns fatores, como baixa renda e nível educacional. Neste sentido tem-se o seguinte questionamento: existe dependência espacial da pobreza no Brasil? Quais os fatores que mais contribuem para a redução da pobreza nos municípios brasileiros? Há formação de agrupamentos espaciais com elevada taxa de pobreza no território brasileiro?

Para responder tais questionamentos o objetivo do estudo é analisar a pobreza nos municípios brasileiros no ano de 2010. Os objetivos específicos são:

- Identificar geograficamente as regiões brasileiras com maiores e menores taxa de pobreza;
- Verificar a existência de clusters de pobreza no Brasil;

- Verificar a relação e o impacto das variáveis renda *per capita*, analfabetismo, desemprego, índice de Gini, taxa de urbanização e do Programa Bolsa Família na taxa de pobreza.

Entre as justificativas que reforçam a importância desse estudo está o fato do Brasil apresentar grandes disparidades regionais. No ano de 2010, o censo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística apresenta um cenário de taxa de pobreza elevada em diversos estados, além do mais, o trabalho contribui à literatura sobre o tema ao verificar os determinantes espaciais da pobreza nos 5.565 municípios do Brasil.

O presente trabalho está dividido em cinco capítulos, a saber: esta introdução que apresenta o problema de pesquisa, os objetivos e a justificativa. O segundo capítulo corresponde aos aspectos teóricos e empíricos sobre a pobreza. O terceiro discute os procedimentos metodológicos da pesquisa. O quarto analisa os resultados da análise exploratória dos dados espaciais univariada que permite verificar a existência ou não de correlação espacial da pobreza no Brasil, o coeficiente bivariado revela a relação entre a pobreza e as variáveis explicativas usadas na pesquisa e os modelos econométricos permitem averiguar o impacto de cada uma das variáveis explicativas na taxa de pobreza. E o quinto apresenta as conclusões da pesquisa.

2 ABORDAGEM TEÓRICA E EMPÍRICA SOBRE A POBREZA

Neste capítulo é realizada uma revisão do debate em torno da pobreza ao longo dos anos sobre a ótica de diversos autores. Entretanto, discutem-se inicialmente os diversos conceitos de pobreza, posteriormente apresenta-se uma breve discussão histórica da pobreza no mundo e no Brasil e finaliza-se apresentando os resultados obtidos em diversos trabalhos internacionais e nacionais que abordaram a pobreza utilizando a econometria espacial.

2.1 CONCEITO DE POBREZA

A pobreza é um fenômeno multidimensional, caracterizada por diversas carências, entretanto é habitual adotar a renda como determinante básico do bem-estar das famílias, pois esta determina o consumo no âmbito privado. O parâmetro de renda denominado linha de pobreza determina o valor da renda familiar *per capita* abaixo do qual os indivíduos são incapazes de atender de forma adequada suas necessidades básicas em determinado tempo e lugar (ROCHA, 1998).

Na literatura as formas mais usuais encontradas para definir a abordagem da pobreza se dividem entre monetários e não monetários. Na abordagem monetária, é definido um valor necessário para a aquisição de uma cesta mínima de bens que garanta aos indivíduos um mínimo para sua sobrevivência, ou seja, é uma medida absoluta de pobreza, que permite definir uma linha de pobreza para a identificação do contingente de pobres em uma localidade, de forma a ser possível sua comparação, seja no âmbito nacional ou internacional (SILVA; LEITE, 2014).

A principal crítica que se faz à construção das linhas de pobreza é o fato de não retratarem todas as dimensões da pobreza, uma vez que o nível de bem-estar dos indivíduos é determinado por um conjunto complexo de fatores psicossociais e não somente pela renda (LOPES; MACHADO; MACEDO, 2003).

Uma vez reconhecida à importância da renda como principal determinante do nível de bem-estar da população, o parâmetro denominado linha de pobreza (LP) passa a desempenhar papel central na determinação da incidência de pobreza, pois ela representa a capacidade de consumo no âmbito privado. Esse parâmetro serve ainda para a caracterização dos pobres em relação a outros aspectos da qualidade de vida não diretamente dependentes da renda, mas que têm papel fundamental na determinação do nível de bem-estar, como as

condições de acesso a serviços públicos básicos (ROCHA, 2000).

Ao tratar do tema, Kageyama e Hoffmann (2006) definiram três categorias para a definição de pobreza: absoluta, relativa e subjetiva. No primeiro caso a pobreza é ter menos do que um mínimo definido, já no segundo pobreza é ter menos do que os outros na sociedade e por último a pobreza é sentir que não se tem o suficiente para seguir adiante. Partindo dessas categorias Silva e Leite (2014) listaram oito aspectos diferentes para a pobreza, os quais se encontram apresentados na Tabela (1) abaixo.

Tabela 1 - Distintos enfoques para a definição de pobreza

Definições de Pobreza Absoluta	Definições de Pobreza Relativa/Subjetiva
1) O enfoque das necessidades básicas, que geralmente redundam no estabelecimento de uma linha de pobreza em termos de renda;	5) Privação relativa com referência a um conjunto de bens considerados comuns naquela sociedade (pobreza relativa);
2) O enfoque baseado na Lei de Engel, que utiliza a proporção dos gastos com alimento na renda total da família (p. ex., se mais de um terço da renda é gasto com alimentação, a família é considerada pobre).	6) Pobres seriam aqueles cujo nível de renda está abaixo daquele que consideram que seria o 'exatamente suficiente' para viver;
3) A razão entre os custos fixos (os gastos que dificilmente seriam cortados) do domicílio, como energia, transporte, educação, aluguel, etc., e a renda total;	7) Outra abordagem que tenta conciliar a pobreza subjetiva com a ideia de " <i>basic needs</i> " propõe que se indague às pessoas o que elas consideram como necessidades básicas e depois se compare esse valor com sua renda disponível;
4) A razão entre gasto corrente e renda, isto é, seria pobre a pessoa que recorre constantemente a empréstimos para sobreviver ou cuja relação gasto/renda é maior do que a unidade.	8) A Situação das pessoas que se encontram abaixo da renda mínima "oficial", como a que é recebida quando a pessoa ou família está sob alguma forma de proteção ou assistência social (pobreza baseada no mínimo local).

Fonte: Silva e Leite (2014).

Com o intuito de se tentar mensurar a pobreza, diversos indicadores de pobreza têm sido desenvolvidos e aplicados no Brasil e em diversos países do mundo. Nesse sentido, Lopes (2003) ressalta que alguns índices mais recentes privilegiam o caráter multidimensional da pobreza, com foco na satisfação das necessidades básicas dos indivíduos. Para isso, leva-se em consideração, entre outras coisas, a situação social da pessoa.

O indicador mais utilizado para analisar as condições de vida da população em um país, estado ou município é o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) criado pelos economistas Amartya Sen e Mahbub ul Haq no ano de 1990. Desde 1993 vem sendo usado pela Organização das Nações Unidas (ONU) no seu Relatório do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) para analisar e classificar os países de acordo com seu grau de desenvolvimento humano.

No ano de 1997 a ONU apresentou em seu relatório um novo índice que combina medidas de bem-estar social, o Índice de pobreza humana (IPH). O índice (IPH) inclui três variáveis: porcentagem de pessoas que se espera morrer antes de quarenta anos de idade, porcentagem de adultos analfabetos e uma medida de padrão de vida, sendo essa última definida pela proporção de pessoas com acesso a serviços de saúde, proporção de pessoas com acesso a água potável e proporção de crianças desnutridas até cinco anos de idade.

Ao ampliar seus estudos, Sen (2000) analisou a pobreza na perspectiva da privação das capacidades. O autor não nega que a renda baixa é uma das principais causas da pobreza, já que o baixo nível de renda é um dos principais fatores para a privação das capacidades humanas. Relaciona a ausência de liberdades substantivas (ou seja, liberdade de participação política ou oportunidade de receber educação básica ou assistência médica) à pobreza econômica, que rouba das pessoas a liberdade de saciar a fome, de obter uma nutrição satisfatória ou remédios para doenças tratáveis, à oportunidade de vestir-se ou morar de modo apropriado, de ter acesso à água tratada ou saneamento básico.

No âmbito nacional foram desenvolvidos indicadores com o objetivo de conhecer o nível de qualidade de vida da população. Entre estes estão o Índice de Desenvolvimento Social (IDS) desenvolvido pelo BNDES, o IFDM desenvolvido pela FIRJAN, o IPDM é calculado pelo IPARDES. O Índice de Desenvolvimento Econômico e o Índice de Desenvolvimento Social, ambos calculados a nível regional pela Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia.

Entretanto, apesar dos diversos indicadores de desenvolvimento criados, autores como Atkinson *et al.* (2002) afirmam ser mais relevante em países em desenvolvimento analisar a pobreza pela ótica da insuficiência de renda, ou seja, pobreza absoluta. Na mesma linha de pensamento Rocha (2001) destaca que as pesquisas domiciliares investigam cada vez mais uma grande variedade de variáveis socioeconômicas que são capazes de refletir as várias faces das condições de vida de uma população. Assim, é possível definir quem e quantos são os pobres e determinar o perfil desses indivíduos ou famílias. A linha de pobreza é uma abordagem que cabe bem ao caso brasileiro devido seu nível de urbanização e desenvolvimento da sociedade de consumo, tornando a renda a melhor *proxy* do nível de bem estar.

2.2 ASPECTOS HISTÓRICOS E TEÓRICOS DA POBREZA NO MUNDO

Em seus primórdios, a preocupação com a pobreza encontrava-se refletida na tónica daquelas leis, que consistiam em organizar a caça aos vagabundos e em obrigar ao trabalho todos àqueles que são de corpo e capazes de realizar atividades laborais (CASTEL, 1998).

Para Rocha (2003) a preocupação com a pobreza não começou nos países pobres, nos quais o problema mostra-se mais crítico. As pesquisas e análises sobre a matéria remontam às promulgações das primeiras “Poor Laws” elizabetanas, que se sucederam entre 1531 e 1601 na Inglaterra.

Silva (2012) destaca que nessa época a Inglaterra passava por um forte aumento populacional motivado pelas migrações de trabalhadores rurais para as áreas urbanas em busca de trabalho. No entanto, muitos desses migrantes não eram absorvidos pelo mercado de trabalho, aumentando o número de mendigos pelas ruas.

Conforme Bueno (2003), a Lei dos Pobres concedia auxílio financeiro, mas obrigava os homens capazes a prestarem serviços em asilos e albergues. As crianças tinham que frequentar a escola e quem não trabalhava era açoitado, preso e poderia ser até condenado à morte. O salário deveria ser suficiente para garantir apenas a existência dessas pessoas. Assim a lei consolidou a ideia de que o Governo é responsável pelos pobres e foi o embrião do moderno Estado do Bem-Estar Social.

A pobreza como um problema social ganha força com o desenvolvimento do capitalismo nas sociedades pré-industriais da Europa Ocidental, onde a massa dos assalariados desprivilegiados e a margem de qualquer estatuto eram os mais vulneráveis e miseráveis do povo (CASTEL, 1998).

Para Codes (2008), com o nascimento do capitalismo, a pobreza passa a atrair os interesses de intelectuais e de políticos, assim os governos e grupos dirigentes passam a definir as necessidades dos pobres em relação a suas rendas. Em tempos prévios à Revolução Industrial, na Inglaterra e na Europa, dirigentes de pequenas áreas como paróquias, por exemplo, desenvolviam formas de alívio voltadas aos pobres que viviam dentro e fora de suas instituições.

Posteriormente, ao período de industrialização no século XIX, este tipo de iniciativa passou a ser insuficiente, pois a miséria explodia na classe trabalhadora urbana. A pobreza passou a figurar na ordem política do dia, constituindo-se em objeto das primeiras tentativas de se compreender as causas e de se mensurar sua dimensão (CODES, 2008).

No período de 1880 até 1914 alguns dos países pertencentes à Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico expandiram a cidadania política através do sufrágio universal para homens, o sistema de seguridade social e o gasto com questões sociais, introduzindo, dessa forma, o Estado de Bem-Estar Social (PIERSON, 1991).

O Plano Beveridge¹ no ano de 1942 defendia as políticas sociais como um mecanismo preventivo e inclusivo capaz de retirar os indivíduos da pobreza. A chamada revolução beveridgiana introduz a ideia de que todos os cidadãos deveriam ser beneficiários de transferências e serviços públicos tão somente por pertencerem a uma determinada comunidade, independentemente de alguma contribuição prévia (LAVINAS; COBO, 2009).

Já nos anos 1960/1970, ganha evidência a ideia de que são pobres os que não têm acesso às necessidades básicas. Nesse sentido, eram considerados carentes aqueles que não tinham acesso às necessidades mínimas de consumo das famílias. Necessidades estas relacionadas a alimentos, vestimentas e habitação. Outra concepção de necessidades básicas esta relacionada aos serviços essenciais disponíveis as comunidades, que incluem água, saneamento básico, educação, saúde, transportes e acesso a serviços culturais e, para o meio rural, acesso a terra e equipamentos de trabalho (MATTEI, 2009).

O começo da década de 80 foi marcado pelos programas de estabilização macroeconômica e de ajuste estrutural impostos pelo FMI e pelo Banco Mundial aos países em desenvolvimento que levaram milhões de pessoas ao empobrecimento (CHOSSUDOVSKY, 1999).

No final do século XX o tema emergiu com maior força em outras partes da Europa e nos países em desenvolvimento. Naquele período, ficou evidente que as questões relacionadas a desigualdades sociais e a pobreza não estavam sendo equacionadas como frutos do crescimento econômico, tanto nos países ricos como nos pobres. A preocupação com a pobreza ganhou, a partir de então, centralidade nas pautas de governos nacionais e nos debates acadêmicos e sociais (CODES, 2008).

Em uma visão mais ampla Sen (2000) destacou que a pobreza deve ser vista como privação de capacidades básicas em vez de meramente como baixo nível de renda, que é o critério tradicional de identificação da pobreza. Porém, a perspectiva da pobreza como privação de capacidade não envolve nenhuma negação da ideia sensata de que a renda baixa é claramente uma das causas principais da pobreza, pois a falta de renda pode ser uma razão primordial da privação de capacidades de uma pessoa.

¹ William Henry Beveridge foi um economista e reformista social britânico, o Plano Beveridge é considerado o responsável pelo surgimento do plano da assistência social moderna.

Por capacidades entendem-se as combinações alternativas de funcionamentos de possível realização. Ou seja, a capacidade é um tipo de liberdade, a liberdade substantiva de realizar combinações alternativas de funcionamentos ou a liberdade para ter estilos de vida diversos. Por exemplo, uma pessoa com condições financeiras, mas que faz jejum por sua livre e espontânea vontade pode ter a mesma realização de funcionamento que uma pessoa pobre forçada a passar fome. Entretanto, a primeira pode escolher comer bem e ser bem nutrida, algo que se torna impossível para a segunda (SEN, 2000).

Assim Sen (2000) reforça que a privação de capacidades elementares pode refletir-se em morte prematura, subnutrição considerável (especialmente de crianças), morbidez persistente, analfabetismo e outras deficiências.

O desenvolvimento é visto por Sen como um processo de expansão das liberdades das pessoas. O processo de desenvolvimento centrado na liberdade é em grande medida uma visão orientada para o indivíduo, com oportunidades sociais adequadas, as pessoas podem efetivamente planejar o seu próprio destino.

A melhora da educação básica e de serviços de saúde eleva diretamente a qualidade de vida, esses dois fatores elevam o potencial da pessoa auferir renda e assim livrar-se da pobreza medida pela renda. Quanto mais inclusivo for o alcance da educação básica e dos serviços de saúde, maior será a probabilidade de que mesmo os potencialmente pobres tenham uma chance maior de superar a penúria (SEN, 2000).

2.3 ASPECTOS HISTÓRICOS E TEÓRICOS DA POBREZA NO BRASIL

Desde os tempos coloniais, até o século XIX, a assistência social autêntica e os cuidados com os pobres foram considerados assuntos de caridade cristã no Brasil, especialmente por meio da expansão dos hospitais beneficentes, as Santas Casas de Misericórdia. Naquele tempo, o interesse oficial com a assistência aos pobres era limitado, ao ponto de não haver nenhuma provisão que desse suporte à grande massa humana no penoso processo de transição de uma sociedade baseada em trabalho escravo para assalariado, no momento da abolição da escravatura no ano de 1888 (SCHWARDER; QUERINO, 2002).

É nesse período que surgem as oligarquias nacionais e regionais, cuja função era substituir o poder da metrópole, além de oferecer proteção àqueles que estão sob sua tutela, constituindo, um poder político local. As políticas sociais visavam criar condições de trabalho que viabilizariam a disponibilidade de mão-de-obra para as monoculturas. Assim,

essas políticas estavam associadas tanto à lógica dos interesses da oligarquia regional quanto à operacionalização do modelo primário exportador (CORBUCCI, 2003).

Ao longo do século XX a Assistência Social oficial estava limitada a um mero sistema local de administração da pobreza com características clientelísticas. A continuidade dessas políticas, que no geral não estavam baseadas em noções de direitos civis, se dava, ou não, de acordo com o ciclo político. Os trabalhadores urbanos reunidos em sindicatos foram capazes de pressionar o governo federal durante a década de 1920 para conquistar a cobertura proporcionada pelos programas de seguridade social. Esses programas eram baseados no princípio contributivo individual, empregador e estado (SCHWARDER; QUERINO, 2002).

As políticas sociais passam a ser prioridade para o governo somente a partir de 1930, quando o Estado converte-se na principal alavanca da modernização, através do processo de industrialização. O estado passa a atuar de um lado como estado empresário, intervindo no mercado como produtor e ofertante de bens e serviços, e por outro, como estado do bem-estar, procurando absorver as reivindicações populares, integrando-as aos interesses burgueses (REIS, 1997).

A expansão da cobertura da seguridade social nos governos populistas da primeira metade do século XX estava relacionada com o poder econômico dos grupos sociais e profissionais ou com a ameaça política que eles porventura representassem. Dessa forma, o resultado foi um Estado de Bem-Estar Estratificado, que reproduzia, e algumas vezes aprofundava a desigualdade social. Os grupos sociais mais frágeis, trabalhadores informais, domésticos, rurais e a população indigente, que não possuíam poder político, não foram efetivamente incluídos na cobertura da seguridade social até o fim da década de 1960 (SCHWARDER; QUERINO, 2002).

Nas décadas de 1960 e 1970, as políticas públicas concentradoras de renda visavam aumentar o poder de compra da classe média, uma vez que o modelo de desenvolvimento estava baseado no mercado interno. Nesse sentido, as políticas sociais se tornam instrumentos utilizados para ampliar o mercado interno (CORBUCCI, 2003). A criação da Previdência Rural no ano de 1971 abre caminho para o desenvolvimento de um modelo inclusivo e a consequente quebra da relação contribuição e benefício, possibilitando a introdução de um sistema de proteção social (SOARES; SÁTYRO, 2010).

O crescimento da intervenção do Estado nas áreas sociais e econômicas levou ao agigantamento da máquina estatal nas décadas de 1970 e 1980. No entanto, a máquina estatal era controlada por grupos corporativos ligados ao setor empresarial ou à

classe trabalhadora, os quais direcionavam as políticas sociais e econômicas em prol de seus interesses, contribuindo para a crise fiscal do Estado e criando enormes distorções nas políticas sociais (CORBUCCI, 2003).

A partir de meados da década de 1985 é concedido prioridade aos programas de estabilização econômica em detrimento das reformas sociais, tendo como resultado a ênfase em uma agenda minimalista em descompasso com o alargamento da participação e diversificação das demandas sociais (DINIZ, 1997).

A Constituição de 1988 foi escrita com a intenção de mudar esse cenário. Durante a elaboração dos seus capítulos sociais, o objetivo foi reverter a regressividade e a exclusão da política social brasileira, mediante adoção de medidas de caráter universal. Isso significava, em princípio, a introdução de um conceito mais amplo de seguridade social, ou seja, deveria ser entendida como a conjunção e coordenação das políticas de Previdência Social, Assistência Social e Saúde (SCHWARDER; QUERINO, 2002).

Até a década de 1990, o debate acerca das questões sociais no Brasil não tinha espaço significativo. As políticas sociais eram consideradas fragmentadas e descontinuadas, atendendo as consequências do modelo de desenvolvimento econômico concentrador de renda (SILVA e SILVA; YAZBEK; GIOVANNI, 2004). Entretanto, no ano de 1993 a regulamentação da Benefício de Prestação Continuada reconheceu a pobreza como sendo um risco social e passou a ajudar financeiramente todos os indivíduos com idade avançada ou com alguma deficiência impossibilitada de trabalhar (SOARES; SÁTYRO, 2010).

Após anos de instabilidade política e econômica no país, tem-se no primeiro mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso a ordenação de um programa de desenvolvimento social calcado em diretrizes de estabilidade macroeconômica (FARIA, 2002).

A política social do governo FHC consolidou algumas tendências de transformação, principalmente os avanços de descentralização das ações da União para estados, municípios e instituições da sociedade civil na participação, formulação, implementação e controle das políticas sociais. Outras iniciativas de proteção social voltada às populações mais carentes marcaram esse período, especialmente nas áreas de Previdência, Trabalho, aumento dos gastos sociais e maior abrangência de políticas públicas (PRATES; NOGUEIRA, 2005).

No ano 1995, é criado o Programa Comunidade Solidária que procurava articular de forma descentralizada e através de parcerias com a sociedade civil, outros

programas já existentes em diferentes ministérios para enfrentar a fome e a miséria (AZEVEDO; BURLANDY, 2010). Simultaneamente foi criado o órgão federal de assistência social, uma parceria entre governo federal, estadual e municipal, com objetivo de combater a pobreza e a exclusão social e promover o desenvolvimento em municípios pobres (PRATES; NOGUEIRA, 2005).

Essas iniciativas de combate à pobreza foram aprofundadas no segundo mandato do governo FHC, tornando-se a base do desenvolvimento de sua política social. Dentre os vários programas criados, ênfase é dada aos programas do tipo renda mínima, a criação do Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza, cujos recursos eram destinados a programas que tinham como foco as famílias com renda *per capita* inferior à linha de pobreza ou as famílias residentes em municípios em situação de extrema miséria (PRATES; NOGUEIRA, 2005).

Aprofundam-se, nesse período, as dimensões de focalização e localismo dos programas sociais. Focalização porque se buscou na seletividade das ações um caminho para a universalização do atendimento, procurando-se beneficiar os mais necessitados. A dimensão de localismo destaca a região como ponto privilegiado para impulsionar um desenvolvimento mais sustentável. Nesse marco, promovem-se iniciativas mais pontuais que têm procurado rearticular o espaço social no qual se processam as políticas, promovendo uma mudança nos modos de produzir e distribuir os bens e serviços sociais (PRATES; NOGUEIRA, 2005).

Em 1999 foi criado o Programa Comunidade Ativa, o qual buscava estimular as comunidades dos municípios mais pobres do País a se organizarem para combater a pobreza a partir do seu próprio talento e capacidade mobilizadora (PRATES; NOGUEIRA, 2005).

No ano de 2001 foi aprovado no Congresso Nacional o Fundo de Combate e Erradicação a Pobreza, o que levou a criação de importantes programas federais de transferência de renda: o Bolsa Escola, o Bolsa Alimentação e o Auxílio Gás (AZEVEDO; BURLANDY, 2010). Construiu-se, portanto, uma política social caracterizada por uma grande variedade de programas sociais modernos e descentralizada. Um esforço final de articulação dos programas de combate à pobreza e dos avanços logrados nas várias áreas sociais, sob uma mesma lógica de multidimensionalidade (PRATES; NOGUEIRA, 2005).

No ano de 2003, a instituição do Programa Bolsa Família (PBF) representou uma ruptura como paradigma de proteção social então vigente. O PBF unifica o público-alvo, os critérios de elegibilidade e a estrutura de gestão dos programas de transferência de renda então existentes. No entanto, o programa inovou principalmente ao estabelecer a meta de

atender ao universo da população em condição de pobreza, feito sem precedentes na história da assistência social no Brasil (COTTA; PAIVA, 2010).

Seguindo este processo, entre 2000 e 2007, há um crescimento contínuo dos recursos destinados aos programas de transferências de renda (AZEVEDO; BURLANDY, 2010). O crescimento do orçamento nesse período quase quadruplica possibilitando que uma significativa parcela de pessoas pobres seja incorporada ao sistema de proteção (BARROS, 2000).

Atualmente, o Brasil vem adotando um vigoroso conjunto de ações nas esferas educacional, tecnológica, assistencial e cultural, conjugado com a promoção da inclusão social. A crescente descentralização e integração do comando dos programas sociais estão produzindo ganhos visíveis que apontam para o rompimento dos ciclos estruturais de pobreza e geracional de desigualdade. Entretanto, cada vez mais se evidencia a necessidade de integração do povo pelo conhecimento, para que ele passe a conduzir o processo de emancipação sustentável (POCHMANN, 2009).

2.4 POBREZA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS INTERNACIONAIS

Em seus estudos Henninger e Snel (2002) utilizaram mapas para analisar a pobreza em alguns países da África, na América Latina e na Ásia. No Equador o estudo mostrou que a pobreza aparece concentrada em algumas regiões e mesmo em províncias onde há municípios com baixo percentual de pobres, existem alguns municípios com elevada taxa de pobreza. No caso do Brasil utilizaram o indicador de Desenvolvimento Humano (IDH) como forma de visualizar a existência de regiões com baixo e alto desenvolvimento. No caso do Vietnã os mapas resultantes mostram uma forte associação entre pobreza rural e etnia, especialmente nas províncias do noroeste montanhosas e nas terras altas do país. Ao analisar a pobreza na Guatemala observaram existir uma associação entre a pobreza e a infraestrutura rodoviária e destacaram que a ausência de estradas em boas condições gera menor acesso aos mercados, emprego, serviços de saúde e educação. Em relação à África do Sul verificaram que o surto de cólera no ano de 2001 ocorreu em áreas com alta incidência de pobreza. E reforçam que a possibilidade de mapeamento da informação contribuiu para controlar o surto da doença em poucos meses.

Mignone (2009) utilizou o Índice de Moran para analisar a pobreza espacial através do Indicador de Privação Material dos Domicílios (IPMD) do ano de 2001 nas capitais das nove províncias do Norte da Argentina. O autor encontrou evidências de autocorrelação

positiva em todas as regiões analisadas e formação de aglomeração de pobreza, no entanto com grandes diferenças entre elas.

Vargas (2004) analisou a pobreza espacial nos municípios da Colômbia, utilizou como metodologia a econometria e estimou o Modelo de Defasagem Espacial (SAR). A variável dependente no modelo foi o índice de pobreza e as variáveis explicativas foram entropia, densidade populacional e percentual de pobreza nativa. Os resultados encontrados indicaram que a densidade populacional se relaciona positivamente com o índice de pobreza, assim como o percentual de pobreza nativa. O coeficiente rho foi positivo indicando que a pobreza é afetada pelas variáveis explicativas e também pela pobreza dos municípios vizinhos.

Perez (2005) estudou a pobreza na Colômbia, com base nos indicadores de Necessidades Básicas Insatisfeitas (NBI) e de Qualidade de Vida (ICV), realizou uma análise espacial da pobreza, através do cálculo do I de Moran global e local. Os resultados encontrados mostram evidências significativas de dependência espacial em âmbito municipal, sugerindo que o espaço geográfico é importante como determinante da pobreza no país. Ou seja, os municípios com elevada taxa de pobreza tendem a estar cercados por municípios na mesma condição e os municípios ricos são cercados localidades na mesma situação.

Ortega (2014) realizou um estudo espacial da pobreza e da violência na Colômbia. Utilizando o indicador de condição de vida total, urbano e rural e variáveis relacionadas com a violência para o ano de 2005. Utilizou como procedimento metodológico a Análise Exploratória dos Dados Espaciais. O resultado do I de Moran encontrado foi positivo e estatisticamente significativo a 1%, neste caso os municípios com boas condições de vida estão cercados por municípios na mesma situação. Utilizando o processo de mapeamento o autor destacou regiões onde foram formados agrupamentos espaciais com elevado índice de qualidade de vida e regiões que apresentam baixa qualidade.

Sánchez-Peña (2012) estudou a pobreza urbana espacial na região metropolitana de Guadalajara no estado de Jalisco no México. O estudo abrangeu 1.146 localidades e utilizou como metodologia a Análise exploratória dos Dados Espaciais e os Modelos Econométricos Espaciais de Defasagem Espacial (SAR) e o Modelo de Erro Espacial (SEM). O coeficiente I de Moran mostrou haver relação espacial positiva da pobreza e formação de cluster com elevado e baixo índice de pobreza em diversos pontos da região estudada. Os modelos econométricos espaciais revelaram que a escolaridade média esta relacionada negativamente com a pobreza, assim como os trabalhos do setor informal. Por outro lado, os domicílios chefiados por mulheres, a taxa de desemprego e o percentual de

trabalhadores autônomos apresentou sinal positivo indicando que a pobreza tende a ser maior em regiões com essas características.

Rupasingha e Goetz (2007) analisaram a pobreza nos Estados Unidos no ano de 1999. Utilizaram a estatística I de Moran para captar a existência de autocorrelação espacial da pobreza nos condados americanos e estimaram com modelos econométricos espaciais a fim de verificar o qual explica melhor a relação entre as variáveis explicativas e a taxa de pobreza. O I de Moran encontrado foi positivo e estatisticamente significativo, ou seja, os condados com elevada taxa de pobreza tendem a estar cercados por vizinhos na mesma condição. A análise de cluster através do mapa Lisa revelou que os agrupamentos de pobreza acima da média se situam na região Sul dos Estados Unidos e os agrupamentos com baixa taxa de pobreza nas regiões Oeste e Nordeste. Os modelos espaciais se mostraram mais adequado para explicar as altas taxas de pobreza nos condados americanos, sendo que o Modelo de Defasagem Espacial o mais apropriado.

2.5 POBREZA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO BRASIL

Durante a última década diversos trabalhos abordando a pobreza sobre a ótica da econometria espacial surgiram no Brasil. Utilizando como instrumento metodológico a Análise Exploratória dos Dados Espaciais e modelos econométricos espaciais como forma de estudar a pobreza no espaço. Inicialmente Câmara *et al.* (2004) desenvolveram uma metodologia para mapear a exclusão e inclusão social em áreas urbanas de países em desenvolvimento, usando técnicas de análise espacial para identificar certos padrões e aplicaram no Estado de São Paulo.

Silveira Neto (2005) utilizando dados dos censos de 1991 e de 2000 analisou a evolução da pobreza no Nordeste a partir de suas microrregiões. Ao analisar geograficamente a pobreza o autor destacou que os bolsões de miséria estão concentrados em algumas regiões do Nordeste e que o crescimento econômico da região tem impactado menos a redução da pobreza devido às desigualdades na posse de ativos produtivos, ao baixo nível educacional e a posse de terras concentradas.

Romero (2006) elaborou uma análise espacial da pobreza nos municípios do estado de Minas Gerais para os anos de 1991 e de 2000, aplicando as técnicas de AEDE e utilizando como base o Índice de desenvolvimento Humano (IDHM) e suas dimensões IDHM da renda, longevidade e educação. O autor encontrou evidências significativas de dependência espacial tanto a nível estadual como municipal, concluindo que o fator localização é

importante para determinar a pobreza no estado. Neste sentido reforça que a pobreza em um município depende da pobreza do município vizinho.

Oliveira (2006) buscou identificar os fatores que contribuíram para a redução da pobreza na região Nordeste do Brasil. Utilizando dados longitudinais e técnica de econometria espacial estimou as elasticidades renda e concentração da renda com relação à pobreza. Os resultados obtidos pelo autor mostram que as desigualdades regionais ajudam a explicar a pobreza na região. Além do mais, mostram que poucos municípios reduziram a pobreza devido à redução na desigualdade de renda e que o crescimento econômico foi o responsável pela redução da pobreza na maioria dos municípios junto com as transferências governamentais.

Oliveira (2008) estudou os impactos da desigualdade de renda, do crescimento econômico e das transferências governamentais de renda na pobreza da região Nordeste do Brasil na década de noventa. Utilizou como metodologia a Análise Exploratória dos Dados Espaciais e os modelos econométricos espaciais para estimar a elasticidades renda e concentração da renda com relação à pobreza. Os resultados obtidos pelo autor mostram que existe dependência espacial da pobreza na região, além do mais as desigualdades regionais ajudam a explicar a pobreza na região e o fator que mais contribuiu para a redução da pobreza foi o crescimento econômico, assim finaliza destacando que as políticas de combate à pobreza podem ser mais eficientes se forem direcionadas de acordo com cada região.

Já Chiarini (2008) realizou estudo sobre a distribuição geográfica da pobreza no Estado do Ceará para os anos de 1991 e 2000. Utilizando o I de Moran Global e Local o autor obteve os seguintes resultados: identificou a existência da dependência espacial da pobreza nos municípios cearenses e a formação de clusters similares, ou seja, a pobreza de determinado município é impactada pela pobreza do município vizinho, além do mais, a pobreza se encontra concentrada em algumas regiões do estado.

Silva (2009) analisou a distribuição da pobreza no estado do Amazonas nos anos de 1991 e de 2000. Utilizou como metodologia a análise exploratória dos dados espaciais e os modelos econométricos espaciais. Os resultados obtidos mostram que existe correlação espacial da pobreza na região. Por meio dos modelos econométricos estimados constatou que a pobreza no Amazonas depende apenas de fatores próprios da região, sem relação de vizinhança. Finalizando, o modelo permitiu verificar também que a pobreza guarda relação direta com a concentração de renda e com a distância geográfica da capital, já o índice de desenvolvimento de renda apresentou relação negativa com a pobreza.

Silveira *et al.* (2010) estudaram a distribuição geográfica da pobreza no

estado de São Paulo nos anos de 1991 e 2000, utilizando como metodologia as técnicas de análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Os resultados do estudo indicaram a existência de dependência espacial da pobreza nos municípios paulistas e a formação de agrupamento significativo de municípios pobres em diversas regiões. Um agrupamento de riqueza foi observado nas regiões de Campinas, Piracicaba e Bauru. Neste sentido, os autores concluíram que a pobreza se encontra mais presente nos municípios mais afastados dos centros industriais do estado e reforçam que o conhecimento da distribuição espacial da pobreza nos municípios de São Paulo poder ajudar a subsidiar políticas que visem à minimização da pobreza nas regiões mais afetada.

Neto e Medeiros (2011) estudaram a extrema pobreza nos municípios do estado do Ceará no ano de 2010, utilizando técnica de AEDE e modelos econométricos espaciais os autores identificaram grandes disparidades municipais relacionadas à miséria, além disso, constatou haver dependência espacial no tocante a proporção de pessoas em situação de extrema pobreza. Com a estimação dos modelos econométricos evidenciaram que variações positivas na renda *per capita*, na infraestrutura domiciliar e no nível de empregos formais tendem a resultar em variações negativas na taxa de extrema pobreza, enquanto que variações positivas da taxa de analfabetismo e da taxa de dependência podem aumentar o contingente populacional de miseráveis dos municípios.

Paula, Dalberto e Bohn (2013) estudaram a distribuição espacial da pobreza rural e seus determinantes nas microrregiões do Brasil, bem como a distribuição de variáveis relacionadas à incidência de pobreza nestas regiões. Utilizando como procedimento metodológico a análise exploratória dos dados espaciais, I de Moran univariado e bivariado e modelos econométricos espaciais. Os resultados alcançados indicam que a proximidade espacial influencia a concentração da pobreza rural em determinadas regiões. O modelo de defasagem espacial se mostrou mais apropriado para explicar a pobreza rural nas microrregiões do Brasil

Silva, Souza e Silva (2013) analisaram correlação espacial da pobreza, em nível municipal, para o Nordeste no ano de 2010. Os autores utilizaram análise exploratória de dados espaciais e os modelos econométricos espaciais de defasagem espacial (MDE) e de erro espacial (MEE). Primeiramente, atestaram a existência de dependência espacial da extrema pobreza e a formação de *clusters* em vários pontos da região Nordeste. A observação dos resultados também mostrou que o modelo de erro espacial é o mais apropriado para explicar a pobreza da região e que o impacto da renda *per capita*, da taxa de analfabetismo, entre outras variáveis, são significativos na determinação da extrema pobreza no Nordeste.

Cancian, Vidigal e Vidigal (2013) estudaram a pobreza e a desigualdade de renda sobre a ótica da econometria espacial nos municípios da região Sul no período de 1991 e 2000. Utilizando como instrumental metodológico a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) os autores encontraram resultados que apontam 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 (BB) foram identificados, sobretudo nas regiões das capitais dos três estados da região, mas em proporções não tão expressivas quanto as do tipo anterior. Assim os autores concluíram 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.

Silva, Borges e Parré (2013) estudaram a pobreza espacial nos municípios do estado do Paraná no ano de 2010. Os autores utilizaram técnica de AEDE e modelos econométricos espaciais para verificar o comportamento geográfico da pobreza. A análise exploratória de dados espaciais revelou a presença de autocorrelação espacial da pobreza entre os municípios estudados. Os resultados econométricos demonstraram que o modelo de defasagem espacial é o mais adequado para explicar a pobreza nos municípios paranaense, ou seja, a necessidade de incorporar os efeitos da defasagem espacial para um melhor ajuste do modelo a ser estimado. A renda média e a urbanização apresentaram relação negativa com a pobreza enquanto que o Índice de Gini positivo.

Teixeira (2014) analisou a distribuição espacial da pobreza nos municípios alagoanos. Utilizando técnica de análise exploratória de dados espaciais e os modelos de econometria espacial, obteve os seguintes resultados: existe dependência espacial da pobreza no estado de Alagoas, ou seja, certo grau de similaridade entre os municípios analisados, de modo que a pobreza em um município é explicada, em parte, pela pobreza nos municípios vizinhos, forte discrepância entre as mesorregiões do estado, principalmente entre as mesorregiões Leste e Sertão. O modelo econométrico mais adequado para explicar a pobreza nos municípios dada às variáveis utilizadas é o Modelo de Defasagem Espacial, o qual revelou que a pobreza está relacionada inversamente com a variável renda *per capita* e taxa de urbanização, enquanto que ocorre o contrário com relação ao índice de Gini.

Gomes, Ribeiro e Mendes (2014) utilizaram indicadores multidimensionais para analisar a pobreza no Brasil no ano de 1991, 2000 e de 2010. O procedimento metodológico utilizado foi a Análise Exploratória de Dados Espaciais. Os resultados obtidos pelos autores sugerem que, apesar da melhoria nas condições de vida no que tange à renda, à educação, à saúde, a condições de habitação e à vulnerabilidade ao longo do período de análise, os cinturões de pobreza continuam existindo no território brasileiro, sobretudo nas regiões Norte e Nordeste.

Silva, Amarante e Silva (2014) estudaram a extrema pobreza no estado da Bahia utilizando dados censitários do ano de 2010. Como procedimentos metodológicos utilizaram a análise exploratória de dados espaciais e estimaram modelos econométricos espaciais. O resultado do I de Moran atesta a existência de clusters em vários pontos do estado da Bahia. O Modelo de Erro Espacial se mostrou mais adequado para analisar a extrema pobreza nos municípios da Bahia e o impacto da renda *per capita*, da taxa de analfabetismo, entre outras variáveis, são significativos na determinação da extrema pobreza no estado.

Avila e Bagolin (2014) analisaram a distribuição espacial da pobreza no Rio Grande do Sul a partir de índices municipais de pobreza. A metodologia de análise exploratória de dados espaciais e criação de índices para a criação de rankings municipais da pobreza que, foram comparados ao ranking do IDHM, mostraram ser consistente para a mensuração da pobreza no estado. Os resultados apresentados sugerem evidências de um padrão de associação espacial da pobreza no Rio Grande do Sul e, também, da existência de clusters de pobreza no estado.

Justo e Silva (2014) investigaram o crescimento pró-pobre entre os municípios do estado do Ceará no ano de 2003. Utilizaram como metodologia a análise exploratória dos dados espaciais, inicialmente, I de Moran e mapa LISA (Local Indicators of Spatial Association). Em seguida estimaram as elasticidades renda pobreza e elasticidade desigualdade-pobreza. Os resultados indicaram relação espacial da pobreza nos municípios cearenses. Os resultados do modelo econométrico de erro espacial se mostraram mais adequado para explicar a pobreza no estado, demonstrando, que a renda impacta negativamente a pobreza ao passo que o índice de Gini eleva a pobreza.

Silva e Leite (2014) estudaram os transbordamentos territoriais da pobreza e da desigualdade no estado de Minas Gerais considerando também os municípios em regiões de fronteira. Para tanto, utilizaram as técnicas de análise exploratória de dados espaciais e modelos de regressão espacial de defasagem (MDE) e de erro (MEE). Os resultados apontaram que a localização geográfica possui papel importante na determinação da relação

de pobreza e desigualdade de renda dos municípios. Porém, verificou-se que, enquanto para a variável pobreza o transbordamento ocorre independente da existência de fronteira entre municípios vizinhos de estados diferentes, no caso da desigualdade isso não ocorre, de modo que a hipótese do transbordamento somente é significativa para municípios do mesmo estado.

O Quadro 1 sintetiza alguns dos trabalhos consultados, no qual esta destacado o autor e ano, o objetivo, as variáveis utilizadas e um resumo dos resultados encontrados.

Quadro 2 - Trabalhos que debatem a pobreza utilizando econometria espacial

Autores	Objetivo	Varáveis	Resultados
Keuler Hissa Teixeira (2014)	O trabalho buscou analisar a distribuição espacial da pobreza nos municípios alagoanos nos anos de 2000 e de 2010.	Taxa de Pobreza; Índice de Gini; Renda <i>per capita</i> ; Taxa de Urbanização.	O I de Moran revelou haver autocorrelação positiva em ambos os anos. A análise bivariada mostrou que a pobreza esta relacionada positivamente com o Índice de Gini e negativamente com renda per capita e com a taxa de urbanização. O modelo econométrico de defasagem espacial se mostrou mais adequado para estudar a pobreza nos municípios alagoanos.
Laércio Damiane Cerqueira da Silva; Patrícia Araújo Amarante; Jadilma Ruana Silva (2014)	O trabalho analisou a dependência espacial da extrema pobreza dos municípios do Estado da Bahia com dados censitários do ano de 2010,	Taxa de extrema pobreza; Renda <i>per capita</i> ; Taxa de analfabetismo; Empregos Formais; Infraestrutura domiciliar; Taxa de dependência.	A análise global revela que a extrema pobreza esta positivamente relacionada no território baiano. O modelo de erro espacial se mostrou mais adequado para estudar a extrema pobreza no estado da Bahia, os coeficientes revelaram que os aumentos da renda, do emprego e da infraestrutura familiar diminuem a pobreza, ao passo que um aumento na taxa de analfabetismo e de dependência tende a aumentar a pobreza.
Sandro Pereira Silva; Leonardo de Magalhães Leite (2014)	O trabalho buscou diagnosticar a existência de regiões com transbordamentos territoriais de pobreza e de desigualdade em Minas Gerais, levando em conta também municípios vizinhos em regiões de fronteira.	Taxa de Pobreza; Índice de Gini; Esperança de Vida ao Nascer; Expectativa de anos de estudos; Taxa de analfabetismo; Taxa de desocupados.	Os resultados apontam que a localização geográfica possui papel importante na determinação da relação de pobreza e desigualdade de renda dos municípios. Porém, verificou-se que, enquanto para a variável pobreza o transbordamento ocorre independente da existência de fronteira entre municípios vizinhos de estados diferentes, no caso da desigualdade isso não ocorre, de modo que a hipótese do transbordamento somente é

			significativa para municípios do mesmo estado.
Laércio Damiane Cerqueira da Silva; Wallace Patrick Santos de Farias Souza; Magno Vamberto Batista da Silva. (2013)	O trabalho analisou a dependência espacial da extrema pobreza para os municípios do Nordeste no ano de 2010, através da análise exploratória de dados espaciais e da estimação do modelo econométrico espacial.	Taxa de pobreza; Renda per capita; Taxa de analfabetismo; Empregos formais; Infraestrutura domiciliar; Taxa de dependência.	Os resultados atestam a existência de dependência espacial da extrema pobreza, formando clusters em vários pontos da região Nordeste. A observação dos resultados também mostra que o impacto da renda per capita, da taxa de analfabetismo, entre outras variáveis, são significativos na determinação da extrema pobreza na região.
Leandro Nunes Soares da Silva; Murilo José Borges; José Luiz Parré. (2013)	Analisar a distribuição espacial da pobreza paranaense em nível municipal, juntamente com os seus possíveis determinantes.	Percentual de pobres por município; Renda Média Domiciliar <i>per capita</i> ; Grau de Urbanização; Índice de Gini da renda domiciliar <i>per capita</i> .	Os resultados indicam a presença de autocorrelação espacial da pobreza entre os municípios estudados. Os resultados econométricos demonstraram a necessidade de incorporar os efeitos da defasagem espacial para um melhor ajuste do modelo a ser estimado. Os resultados como se esperava indicaram que quanto maior a renda média e a urbanização, menores são a incidência de pobreza, ao contrário do que ocorre com o Índice de Gini. O coeficiente da defasagem espacial foi positivo.
Julio A. Racchumi Romero (2006)	Analisar espacialmente a pobreza municipal do estado de Minas Gerais nos anos de 1991e 2000, utilizando como base o Índice de Desenvolvimento Humano (IDHM) e suas dimensões, Renda, Longevidade e Educação.	Índice de Desenvolvimento Humano – Renda; Índice de Desenvolvimento Humano – Longevidade; Índice de Desenvolvimento Humano – Educação.	Os resultados apresentaram evidências significativas de dependência espacial tanto a nível estadual como municipal, sugerindo que a localização geográfica é importante como determinante da pobreza do estado.
Cristiano Aguiar de Oliveira (2006)	O artigo estima as elasticidades renda e concentração da renda com relação à pobreza dos municípios da região Nordeste do Brasil na década de noventa. Para esta finalidade, utiliza um modelo econométrico espacial com dados em painel.	Incidência de pobreza (P0); A renda familiar advinda do trabalho <i>per capita</i> (W); Índice de concentração de renda de Gini (G).	Os resultados mostraram que poucos municípios reduziram a pobreza devido à redução na desigualdade de renda e que o crescimento econômico foi o responsável pela redução da pobreza na maioria dos municípios em que houve redução da mesma.

Tulio Chiarini (2008)	O trabalho teve como objetivo mapear a pobreza em dois períodos no tempo, 1991 e 2000, no Estado do Ceará.	Índice de Pobreza Humana Municipal (IPHM);	Constatou-se a existência de clusterização tanto da miséria quanto da riqueza no Ceará (para ambos indicadores e em ambos os períodos).
-----------------------	--	--	---

Fonte: Elaborado pelo autor.

3 METODOLOGIA

No presente capítulo são apresentados os aspectos metodológicos da pesquisa. Os procedimentos adotados estão divididos em três seções: primeiramente é abordada a base de dados, posteriormente a descrição das variáveis e por último o procedimento metodológico empregado, no qual discutiu-se a Análise Exploratória dos Dados Espaciais e os Métodos Econométricos.

3.1 BASE DE DADOS

Os dados utilizados no trabalho correspondem ao ano de 2010, abrangem os 5.565 municípios brasileiros. As variáveis: taxa de pobreza, índice de GINI, renda média *per capita*, taxa de analfabetismo, taxa de urbanismo e taxa de desemprego são do censo de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e encontram-se disponibilizadas no Atlas Brasil 2013, elaborado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).

A informação referente ao Programa Bolsa Família foi subtraída do site do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) - Matriz de Informação Social.

Os resultados da Análise Exploratória dos Dados Espaciais, do Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários e dos Modelos Econométricos Espaciais foram obtidos com a utilização dos softwares Geoda 1.2 e Geodaspace 1.0 disponíveis em <http://www.geodacenter.asu.edu>. Foi utilizado também o software Ipeageo, o qual esta disponível no site do Ipea <http://www.ipea.gov.br/ipeageo>.

3.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

➤ **Taxa de Pobreza:** Corresponde à proporção dos indivíduos com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais, em reais de agosto de 2010. O universo de indivíduos é limitado àquelas que vivem em domicílios particulares permanentes².

Salienta-se que a pobreza no presente trabalho é tratada como insuficiência de renda (pobreza absoluta), assim o índice de pobreza aqui utilizado é a proporção de pobres

² Domicílio particular permanente é o domicílio que foi construído para servir exclusivamente à habitação e, na data de referência, tinha a finalidade de servir de moradia a uma ou mais pessoas.

nos municípios brasileiros, residindo em domicílios com renda domiciliar média *per capita* igual ou inferior a R\$ 140,00. Esse valor era usado pelo Governo Federal no ano de 2010 como referência para incluir famílias em programas sociais como, o Programa Bolsa Família.

➤ **Renda Média Per Capita:** Corresponde ao somatório da renda (R\$) de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes, dividida pelo número de indivíduos que residem no domicílio. Espera-se uma relação inversa entre a taxa de pobreza e a renda *per capita*, assim, os municípios que apresentam renda *per capita* mais alta a taxa de pobreza tende a ser menor.

➤ **Índice de GINI³:** É um indicador que mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*. Seu valor varia entre 0 a 1, quanto mais próximo de 1 mais concentrada é a renda no município e quanto mais próximo de zero significa que há uma distribuição melhor entre os indivíduos. O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes. Espera-se uma relação direta entre a taxa de pobreza e a concentração de renda, ou seja, em municípios onde o índice de Gini é elevado a taxa de pobreza tende a estar acima da média.

➤ **Taxa de Cobertura do Programa Bolsa Família:** Corresponde à quantidade de famílias atendidas pelo Programa Bolsa Família dividida pelo número estimado de famílias com perfil PBF, multiplicado por 100. A fórmula de calculo é a mesma utilizada pelo Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) no relatório técnico de 2006, para acompanhar a quantidade de famílias pobres que estavam sendo atendida pelo Programa Bolsa Família.

A estimativa de famílias pobres com perfil Programa Bolsa Família (leva em conta a renda familiar *per capita* igual ou inferior a R\$ 140,00) foi calculada pela Secretaria Nacional de Renda e Cidadania (SENARC) com base nos dados do censo de 2010 do IGBE e esta disponível no site do Ministério do Desenvolvimento Social na matriz de informação social, ano de 2010.

Espera-se que os municípios com maior percentual de beneficiários atendidos pelo Programa Bolsa Família apresentem taxa de pobreza abaixo da média, ou seja, espera-se uma relação inversa entre as variáveis.

➤ **Taxa de Analfabetismo (Pessoas com 18 anos ou mais):** Corresponde à população de 18 anos ou mais de idade que não sabe ler nem escrever um bilhete simples

³ Conforma Hoffman (2006) o índice de Gini é dado pela fórmula: $G = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (1 - \frac{\Phi_i}{n})^2}{\sum_{i=1}^n \Phi_i}$.

divido pelo total de pessoas nesta faixa etária, multiplicado por 100. Espera-se que em municípios onde o número de pessoas analfabetas é elevado a taxa de pobreza seja maior.

➤ **Taxa de Desocupados (Pessoas com 18 anos ou mais):** Corresponde ao percentual da população economicamente ativa (PEA)⁴ nessa faixa etária que estava desocupada, ou seja, que não estava ocupada na semana anterior à data do censo, mas que havia procurado trabalho ao longo do mês anterior à data da realização da pesquisa. Espera-se que a taxa de desemprego apresente relação positiva com a taxa de pobreza, neste caso localidades onde o desemprego é elevado à taxa de pobreza tende a ser maior.

➤ **Taxa de Urbanismo:** Porcentagem da população que reside no meio urbano em relação à população total. Espera-se que quanto maior o percentual de pessoas residindo em área urbana menor seja a taxa pobreza.

3.3 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

A análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) trata diretamente dos efeitos decorrentes da dependência espacial e da heterogeneidade espacial (ALMEIDA, 2012). A dependência espacial ou autocorrelação espacial ocorre quando o valor de uma variável numa região i , por exemplo, esta relacionada com o valor da mesma variável da região j . Já a heterogeneidade espacial surge ao se utilizar dados de unidades espaciais muito distintas para explicar um mesmo fenômeno (ANSELIN, 1988).

A análise exploratória de dados espaciais é a técnica utilizada para descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localidades atípicas, descobrir padrões de associação espacial (clusters⁵ espaciais) e sugerir diferentes regimes espaciais e outras formas de instabilidade (ALMEIDA; PEROBELLI; FERREIRA, 2008).

O primeiro passo no estudo da AEDE é testar a hipótese de que os dados espaciais sejam distribuídos aleatoriamente. Intuitivamente, aleatoriedade espacial significa

⁴ A População Economicamente Ativa (PEA) compreende o potencial de mão de obra com que pode contar o setor produtivo, isto é, a população ocupada e a população desocupada, assim definida: população ocupada compreende aquelas pessoas que, num determinado período de referência trabalha ou trabalhou. São consideradas as pessoas ocupadas os empregadores, empregados, trabalhadores por conta própria e trabalhadores sem remuneração. A população desocupada, por sua vez, compreende aquelas pessoas que não tinham trabalho, num determinado período de referência, mas estavam dispostas a trabalhar, e que, para isso, tomaram alguma providência efetiva (consultando pessoas, jornais, etc.).

⁵ De acordo com Alves e Silveira Neto (2007) clusters são aglomerações produtivas obtidas pela concentração territorial, com características semelhantes, se beneficiando dos transbordamentos de conhecimentos e informação mútua. Entretanto, eles sempre trazem a noção de aglomeração de empresas com inter-relação entre si e operando espacialmente próximas.

que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores deste atributo nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012). Os dados espaciais podem ser definidos como sendo a observação de uma variável que se encontra associada a uma localização no espaço geográfico (SABATER; TUR; AZORÍN, 2011).

É importante ressaltar que, segundo Almeida (2012) essa análise é mais apropriada na investigação de variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, que são divididas por algum indicador de intensidade (*per capita*, etc.).

Desta forma, a partir da Análise Exploratória de Dados Espaciais é possível extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, investigando a influência dos efeitos espaciais por intermédio de métodos quantitativos (ANSELIN, 1998). Contudo, para desenvolver a AEDE deve-se, previamente, impor um arranjo que permita estimar coeficientes que deem a ideia do grau de interação entre as unidades espaciais (MEDEIROS; NETO, 2011).

Matrizes de Pesos Espaciais

A dependência espacial é uma das características dos dados espaciais, pode se manifestar em diversos campos de estudo, como meio ambiente, na criminologia e também na economia, em variáveis como, por exemplo, desemprego. 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, que, por sua vez, pode ser definida de acordo com a vizinhança, a distância tanto geográfica quanto socioeconômica, bem como uma combinação de ambas. Vários resultados em econometria espacial são sensíveis à escolha da matriz de pesos espaciais. Portanto, a discussão a respeito da tipologia das matrizes é questão importante e delicada na literatura (ALMEIDA, 2012).

Tipologia das Matrizes de Ponderação Espacial (W)

Uma matriz de ponderação espacial é responsável pela estrutura espacial e tem dimensão n por n (SILVA, 2006). Os pesos espaciais w_{ij} representam o grau de conexão entre as regiões segundo algum critério de proximidade, mostrando a influência da região j

sobre a região i , assim, a matriz W é útil por realizar uma espécie de ponderação da influência que as regiões exercem entre si (ALMEIDA, 2012).

O grau de conexão expresso na matriz de peso espacial pode ser classificado de acordo com um critério geográfico ou socioeconômico. O critério de conexão geográfica da matriz de pesos espaciais apoia-se na ideia de proximidade, que, por sua vez, pode ser definida de acordo com a contiguidade e/ou com a distância geográfica (ALMEIDA, 2012).

Matrizes de Proximidade Geográfica

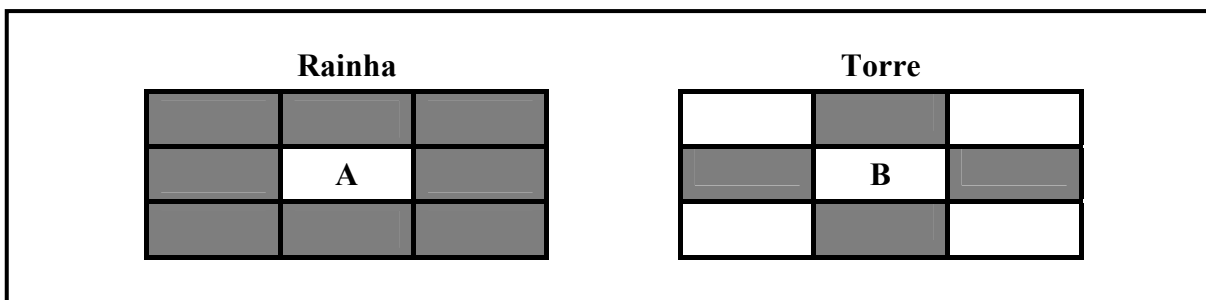
Os pesos espaciais construídos a partir de características geográficas são, certamente, o formato mais utilizado na literatura de econometria espacial. A lógica teórica de construção desses pesos está em atribuir maior peso para unidades geograficamente mais próximas e, conseqüentemente, reduzir o peso de unidades mais distantes (TYSZLER, 2006).

A matriz de peso espacial binária pode ser construída em conformidade com o conceito de vizinhança baseada na contiguidade, em que duas regiões são vizinhas, caso elas partilhem de uma fronteira física comum. A ideia é que duas regiões próximas possuem uma maior interação espacial, com base nisso, é atribuído um valor unitário na matriz a duas regiões vizinhas, caso contrário, atribua-se um valor zero (ALMEIDA, 2012). Assim cada elemento w_{ij} da matriz W representa o grau de conectividade ou de proximidade espacial entre as áreas i e j , a representação formal é exposta abaixo (VIEIRA, 2009):

$$W_{ij} = \{1 \text{ se } i \text{ e } j \text{ são contíguos; } 0 \text{ se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos}\}$$

Convencionalmente, é presumido que $w_{ii} = 0$, ou seja, a região não é considerada como vizinha de si própria, implicando que a matriz de contiguidade possua a sua diagonal principal composta por valores nulos. Apesar da aparente simplicidade deste conceito, escondem-se várias possibilidades para definir contiguidade, conforme distintas convenções (ALMEIDA, 2012).

Os dois critérios mais comuns são, a relação de vizinhança em função da existência de fronteira entre as unidades territoriais e a proximidade geográfica entre uma vizinhança em função da verificação de uma distância inferior a uma distância-limite entre os centros (RIBEIRO, 2011). Das formas de matrizes de pesos espaciais utilizadas, as mais comuns são a convenção rainha e torre apresentadas na Figura 1, em que os vizinhos das regiões A e B são as regiões destacadas.

Figura 1 – Matrizes de contiguidade

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Almeida (2012)

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). Para facilitar o entendimento em relação ao tema, a Figura 2 apresenta um território com seis regiões contíguas. É possível notar que a região 1 faz fronteira com as regiões 2 e 4. Já a região 5 tem como vizinha as regiões 2, 4 e 6.

Figura 2 - Exemplo de um território com seis regiões contíguas

R ₁	R ₂	R ₃
R ₄	R ₅	R ₆

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Ribeiro (2010)

A matriz de contiguidade associada a este conjunto de seis regiões segundo o critério de matriz torre é apresentada abaixo (Tabela 2). A região um, por exemplo, tem como vizinha às regiões 2 e 4, neste caso é atribuído o valor unitário da posição correspondente. Já as regiões 1 e 5 não fazem fronteira, assim é atribuído o valor zero na célula correspondente.

Tabela 2 - Exemplo de matriz de vizinhança para uma estrutura espacial torre

	R₁	R₂	R₃	R₄	R₅	R₆
R₁	0	1	0	1	0	0
R₂	1	0	1	0	1	0
R₃	0	1	0	0	0	1
R₄	1	0	0	0	1	0
R₅	0	1	0	1	0	1
R₆	0	0	1	0	1	0

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Ribeiro (2010).

Cabe destacar que nenhuma região é contígua a si própria, assim, os elementos da diagonal principal são valores nulos. A matriz de contiguidade binária é simétrica no sentido de que a influência que a região 1 exerce sobre a região 2 é a mesma que esta exerce sobre aquela. O conceito de multidirecionalidade do espaço está também representado na matriz de ponderação espacial, uma vez que as interações ocorrem em todas as direções.

Normalização da Matriz de Pesos Espaciais

Um conceito importante na econometria espacial é a matriz de ponderação espacial normalizada na linha. Em termos formais, a normalização da matriz de pesos espaciais pode ser expressa como:

$$(1) \quad W_{ij} = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}$$

$$\sum_j W_{ij} = 1 \quad (2)$$

Assim as equações 1 e 2 informam que, para normalizar uma matriz de ponderação espacial, é necessário dividir as células representando os pesos espaciais de cada linha de uma matriz W pela somatória dos pesos das respectivas linhas.

A normalização na linha da matriz de pesos espaciais produz, com frequência, assimetria, significando assim que a região i exerce influência distinta sobre a região j do que esta sobre a primeira região, ou seja, $w_{ij} \neq w_{ji}$ (ALMEIDA, 2012). Normalizando os valores da Tabela 2 temos a seguinte apresentação na Tabela 3.

Nota-se na Tabela 3 que a matriz de pesos espaciais binários, baseados na contiguidade do tipo Torre, normalizada na linha, exibe a propriedade de que todas as suas linhas somadas tenham valor igual 1. A interpretação desses pesos normalizados pode ser feita do seguinte modo: a influência da região 2 sobre a região 1 responde por 50% de toda influência sofrida por esta última região e assim por diante.

Tabela 3 - Matriz de pesos binários de contiguidade do tipo torre normalizados na linha

	R ₁	R ₂	R ₃	R ₄	R ₅	R ₆
R ₁	0,00	0,50	0,00	0,50	0,00	0,00
R ₂	0,33	0,00	0,33	0,00	0,33	0,00
R ₃	0,00	0,50	0,00	0,00	0,00	0,50
R ₄	0,50	0,00	0,00	0,00	0,50	0,00
R ₅	0,00	0,33	0,00	0,33	0,00	0,33
R ₆	0,00	0,00	0,50	0,00	0,50	0,00

Fonte: Elaborado pelo autor.

No que diz respeito à normalização da matriz W deve ser destacada dois aspectos, primeiramente, uma matriz normalizada na linha significa que a soma de suas linhas e colunas é limitada a um número finito n , ou seja, o tamanho da amostra. Em segundo lugar, a matriz de ponderação espacial normalizada permite a interpretação da média dos valores da variável nos vizinhos para a defasagem espacial.

3.4 ASSOCIAÇÃO ESPACIAL UNIVARIADA: GLOBAL E LOCAL

I de Moran Global

Segundo Almeida (2012) a estatística I de Moran é um coeficiente de autocorrelação espacial, usando a medida de autocovariância na forma de produto cruzado. Foi proposto por Moran no ano de 1948, sendo considerado o primeiro coeficiente de autocorrelação espacial. Algebricamente o I de Moran é representado pela equação 3:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j W_{ij} Z_i Z_j}{\sum_{i=1}^n Z_i^2}$$

(3)

A apresentação matricial da equação I de Moran é dada por:

$$(4) \quad I = \frac{n \sum z'Wz}{S_0 \sum z'z}$$

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 . Um elemento dessa matriz, referente à região i e à região j , é registrado como w_{ij} . S_0 é igual à operação $\sum \sum w_{ij}$, significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais w devem ser somados.

O termo do numerador é a autocovariância espacial, composta pelos produtos cruzados ($z'Wz$). A estatística de I de Moran é assim um coeficiente de autocorrelação, ou seja, é a relação da autovariância do tipo cruzado pela variância dos dados ($z'z$). Percebe-se que se a matriz de pesos espaciais for normalizada na linha, o termo S_0 , ou seja, o duplo somatório no denominador da expressão (S_0) resulta em n . Assim a equação 4 pode ser reescrita como:

$$(5) \quad I = \frac{\sum z'Wz}{\sum z'z}$$

Sabater, Tur e Azorín (2011) destacam que a média teórica de I de Moran é o quociente dado pela equação da esperança do I de Moran: $E(I) = [-1 / (n - 1)]$.

O valor da estatística I de Moran superior ao da esperança indica que há autocorrelação positiva, esse resultado revela a existência de similaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. A autocorrelação espacial negativa revela, por sua vez, que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo considerado e a localização espacial.

De acordo com Almeida (2012) o I de Moran fornece três tipos de informações:

- O nível de significância reforça a informação sobre os dados estarem distribuídos aleatoriamente ou não;
- O sinal positivo da estatística I de Moran, desde que significativos, indica que os dados estão concentrados através das regiões. O sinal negativo, por sua vez, indica a dispersão dos dados;

- 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 disperso estão os dados.

Diagrama de Dispersão de Moran Univariado

Segundo Almeida (2012) o diagrama de dispersão de Moran é uma alternativa para visualizar a autocorrelação espacial, o qual mostra o valor da variável de interesse (A) no eixo horizontal e a defasagem espacial da variável de interesse (W_A) no eixo vertical. Para conseguir a declividade da reta, estima-se uma regressão linear simples por mínimos quadrados ordinários (MQO), especificada como:

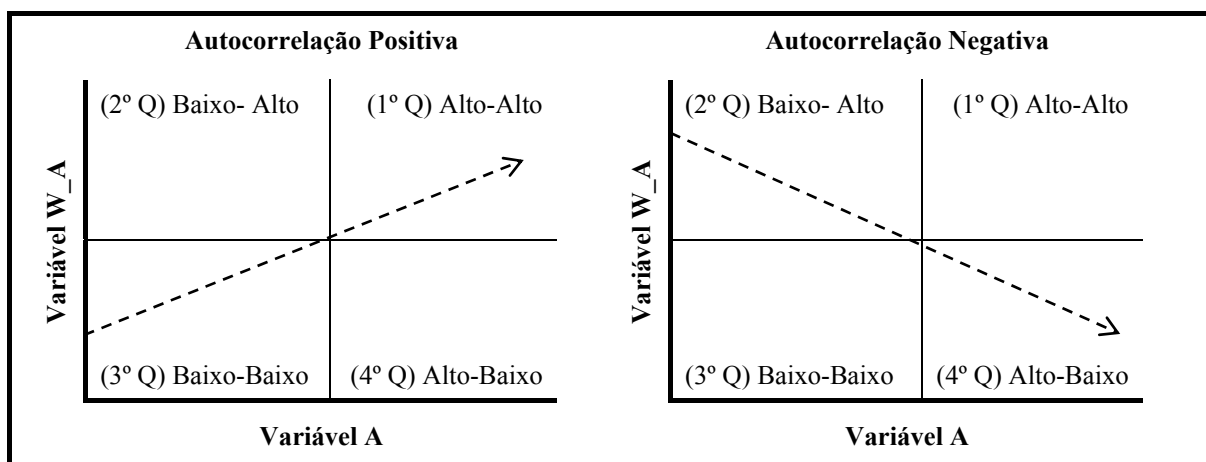
$$Wz = \alpha + \beta z + \varepsilon \quad (6)$$

Em que α é a constante da regressão, β é o coeficiente angular e ε é um termo de erro aleatório. Assim, o I de Moran pode ser interpretado como sendo o coeficiente angular da reta da defasagem espacial (Wz) contra a variável de interesse (z), estimada por MQO e representada pela linha na Figura 3.

$$\hat{\beta} = \frac{Z'Wz}{Z'Z} \quad (7)$$

Pela equação 7, o coeficiente β estimado é equivalente à fórmula do I de Moran apresentada na equação 5. Quando $\beta > 0$, a reta de regressão é positivamente inclinada, e quando $\beta < 0$ a reta de regressão é negativamente inclinada. Além da medida global de associação linear espacial o diagrama fornece outras informações, tais como quadrantes representando quatro tipos de associação linear espacial, a saber: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). Um exemplo do diagrama de dispersão de Moran é apresentado na Figura 3:

Figura 3 - Diagrama de dispersão de Moran univariado



Fonte: elaborado pelo autor com base em Almeida (2012).

Um agrupamento Alto-Alto (AA) significa que as unidades espaciais que ali se encontram exibem valores altos da variável de interesse rodeados por unidades espaciais que apresentam valores também altos, representado pelo primeiro quadrante do diagrama.

Um agrupamento Baixo-Alto (BA) é concernente a um cluster no qual uma unidade espacial qualquer com um baixo valor da variável de interesse são circundados por unidades espaciais com alto valor. Isso é representado no segundo quadrante.

Um agrupamento Baixo-Baixo (BB) refere-se às unidades espaciais que mostram valores baixos circundados por unidades espaciais que ostentam valores também baixos, 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 são circunvizinhos de unidades espaciais com um baixo valor. Isso é representado pelo quarto quadrante.

Indicador Local de Associação Espacial (LISA) Univariado

A análise global de dependência espacial pode distorcer os resultados a nível local, pois apesar do comportamento geral da variável analisada ser relevante de uma perspectiva estatística, pode esconder algumas características particulares presentes em determinadas localizações no conjunto geográfico considerado. Nesse sentido é necessário realizar uma análise de autocorrelação espacial local que permita detectar a presença de agrupamentos ou clusters locais coerentes com seu valor médio, a análise de autocorrelação espacial local é construída então a partir dos métodos estatísticos LISA (SABATER; TUR; AZORÍN, 2011).

Um Indicador Local de Associação Espacial (LISA) será qualquer estatística que satisfaça a dois critérios: para cada observação, indicar clusters espaciais significantes de valores similares em torno da observação; e a soma dos indicadores locais, para todas as regiões, deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global correspondente (ANSELIN, 1995).

Segundo Almeida (2012) o coeficiente I_i de Moran Local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA), cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran. O coeficiente I_i de Moran local para uma variável y padronizada, observada na região i , Z_i , pode ser expresso pela equação 8:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (8)$$

O cômputo de I_i só abrange os vizinhos da observação i , definidos conforme uma matriz de pesos espaciais. Para que I_i seja um indicador LISA, ele precisa satisfazer a segunda condição acima, que diz que a somatória dos indicadores locais é equivalente ao indicador global correspondente, de acordo com um fator de proporcionalidade. Assim, se somar os indicadores locais de I de Moran, tem-se:

$$\sum_i I_i = \sum_i Z_i \sum_j W_{ij} Z_j \quad (9)$$

O I de Moran Local pode ser obtido conforme a equação proposta por Anselin (1995), a qual é apresentada abaixo:

$$I = \frac{\sum_i I_i}{S_0 \sum_i \frac{Z_i^2}{n}} \quad (10)$$

A estatística LISA, é usada para testar a hipótese nula, ou seja, a ausência de associação espacial local. Sob o pressuposto da normalidade, o valor esperado, a esperança da estatística I_i é dada por: $E [I_i] = -w/(n - 1)$. Para a obtenção de uma distribuição empírica das estatísticas de 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, 1995).

Para cada observação é computado um I_i , assim obtêm-se n computações da estatística I_i e os seus respectivos níveis de significância. Uma forma de apresentar este conjunto de informações é mapeá-las, neste contexto o mapa de significância LISA exhibe as regiões com estatística I Local de Moran significativos (ALMEIDA, 2012).

Em outro aspecto o mapa LISA combina a informação do diagrama de dispersão de Moran e a informação o mapa de significância das medidas de associação Local I_i , e apresenta as associações espaciais classificadas em quatro categorias, exibindo assim o mapa de cluster.

3.5 ASSOCIAÇÃO ESPACIAL BIVARIADA: GLOBAL E LOCAL

I de Moran Global Bivariado

No estudo da Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) é possível obter um coeficiente de autocorrelação espacial global num contexto bivariado. Segundo Almeida (2012) a ideia intuitiva é descobrir se o valor de um atributo observado numa dada região esta relacionado espacialmente com os valores de outra variável observada em regiões vizinhas. Assim é possível calcular a estatística I de Moran para duas variáveis diferentes padronizadas, digamos, Z_1 e Z_2 , neste caso obtemos a equação 11:

$$I^{Z_1 Z_2} = \frac{n}{S_n} \frac{Z_1' W Z_2}{Z_2' Z_1} \quad (11)$$

Em que WZ_2 é a defasagem espacial da variável padronizada Z_2 . Se a matriz W for normalizada na linha, a equação 11 transforma-se em:

$$I^{Z_1 Z_2} = \frac{Z_1' W Z_2}{Z_2' Z_1} \quad (12)$$

Este coeficiente tem dois componentes distintos, como se trata da versão bivariada da estatística I de Moran, o numerador refere-se a uma medida de covariância do

tipo, produto cruzado e o denominador diz respeito a um reescalonamento, usando a variância de dados. De acordo com Anselin *et al.* (2003, apud ALMEIDA, 2012), essa estatística dá uma indicação do grau de associação linear (positiva ou negativa) entre o valor para uma variável em uma dada locação i e a média de uma outra variável nas locações vizinhas j .

Diagrama de Moran Bivariado

Segundo Almeida (2012, p. 119) o diagrama de dispersão de Moran bivariado plota, no eixo das abscissas, os valores de uma variável padronizada, observados numa determinada região, com o valor de outra variável padronizada, observado nas regiões vizinhas, no eixo das ordenadas.

Assim o gráfico representa o valor de duas variáveis observadas nas regiões com a indicação da declividade da reta de regressão. Para conseguir a declividade dessa reta, estima-se uma regressão linear simples por mínimos quadrados ordinários (MQO), especificada como:

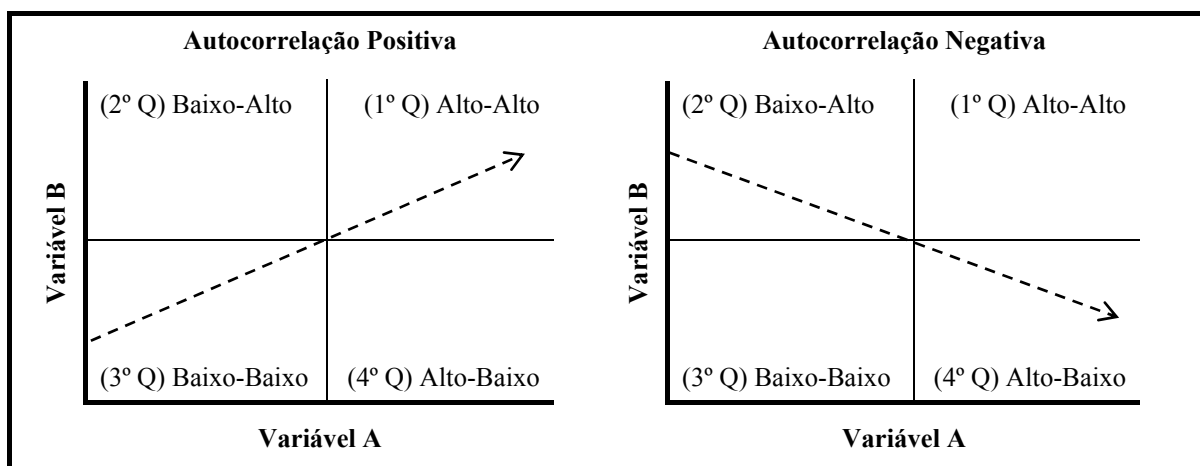
$$Wz_2 = \alpha + \beta z_1 + \varepsilon \quad (13)$$

Em que α é a constante da regressão, β é o coeficiente angular e ε é um termo de erro aleatório. O coeficiente I de Moran bivariado pode ser interpretado como o coeficiente angular da reta de regressão da defasagem espacial (WZ_2) contra a variável de interesse (Z_1), estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO):

$$\beta = \frac{Z_1' W Z_2}{Z_1' Z_1} \quad (14)$$

Além da medida global de associação linear espacial, esse diagrama fornece muitas outras informações, tais como quadrantes representando quatro tipos de associação linear espacial, a saber, alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA). Um exemplo do diagrama de dispersão de Moran é apresentado na Figura 4:

Figura 4 - Diagrama de dispersão de Moran bivariado



Fonte: Elaborado pelo autor com base em Almeida (2012).

No primeiro quadrante encontra-se o agrupamento alto-alto (AA), ou seja, as unidades espaciais pertencentes a essa aglomeração exibem regiões com valores altos da variável de interesse plotada no eixo das abscissas, rodeadas por regiões que apresentam valores também altos na outra variável de interesse, plotadas no eixo das ordenadas.

No segundo quadrante está o agrupamento baixo-alto (BA) que representa uma unidade espacial qualquer com um baixo valor da variável de interesse e que são circundadas por unidades espaciais com alto valor da outra variável.

O agrupamento baixo-baixo (BB) refere-se às unidades espaciais onde são observados valores baixos da variável de interesse circundadas por unidades espaciais que ostentam valores também baixos na outra variável, 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 são circunvizinhos de unidades espaciais com um baixo valor, estando situado no quarto quadrante.

Indicador Local de Significância Estatística (LISA) Bivariado

De acordo com Almeida (2012) é possível obter uma medida de autocorrelação espacial local multivariada. Supondo que haja duas variáveis de interesse, y_i e x_i , e padronizando essas duas variáveis, obtêm-se, respectivamente, Z_1 e Z_2 . A equação para o I de Moran Bivariado será:

$$I_1^{z_1 z_2} = \frac{\sum_i z_{1i} W z_{2i}}{\sum_i z_{1i}^2 + \sum_i z_{2i}^2}$$

(15)

Em que (Wz_{2i}) é a defasagem espacial da variável padronizada (z_{2i}) . Assim somente os vizinhos da observação i , definidos conforme uma matriz de pesos espaciais são incluídos no cálculo. O indicador local de associação espacial fornece o grau de autocorrelação espacial estatisticamente significativo, em cada unidade regional (HADDAD; PIMENTEL, 2004).

Da mesma forma como ocorre para a análise univariada, combinando as informações do diagrama de Moran bivariado com o mapa LISA de significância obtemos o mapa de cluster com os regimes bivariados, que permite uma visualização geográfica mais adequada do grau de concentração das variáveis estudadas.

3.6 MÉTODOS ECONOMÉTRICOS

3.6.1 Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

O modelo clássico de regressão linear que representa o processo a-espacial, ou seja, que não leva em consideração a influência dos efeitos espaciais é apresentado na equação 16:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (16)$$

Sendo y um vetor $(n \times 1)$ de observações sobre a variável dependente, β é o coeficiente a ser estimado, X é uma matriz $(n \times k)$ de observações sobre a variável explicativa e ε é um vetor de erros, que se supõe seguir a distribuição normal, com média zero, variância constante $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$, e não se correlaciona com as variáveis explicativas (heterocedasticidade)⁶ e nem com outros erros ($E(u_i, u_j) = 0, i \neq j$)⁷.

O primeiro teste a ser apresentado é o *condition number*⁸, o qual tem por objetivo detectar a multicolinearidade no modelo de regressão. De acordo com Gujarati (2011) a multicolinearidade ocorre quando existe associação linear exata entre algumas ou em todas as variáveis explicativas de um modelo de regressão ou os casos em que as variáveis

⁶ De acordo com Hill, Griffiths e Judge (2006) o problema de heterocedasticidade ocorre com frequência em trabalhos que usam dados em corte transversal (cross-section), é caracterizada quando as variâncias não são as mesmas para todas as observações, ou seja, $\text{var}(y_t) = \text{var}(e_t) = \sigma_t^2$.

⁷ O problema de autocorrelação é mais comum em dados de séries temporais, e ocorre quando determinada variável esta relacionada com o valor passado.

⁸ A fórmula do teste de Condition Number é: CN: Máximo autovalor/Mínimo autovalor.

exógenas são intercorrelacionadas, mas não perfeitamente. Se o valor do teste *condition number* for acima de 30 há evidências do problema.

Em seguida é exibido o resultado do teste de Jarque-Bera⁹, o qual é utilizado para medir a normalidade dos erros, muitos testes de hipótese e diagnósticos de regressão são baseados na suposição da distribuição normal dos erros. Assim, o teste de Jarque-Bera mensura a normalidade dos erros para a regressão estimada e segue uma distribuição χ^2 com dois graus de liberdade. O baixo valor da probabilidade apresentado pelo teste indica a rejeição da hipótese nula de um erro ser normal.

A heterocedasticidade ocorre em situações onde o erro não tem uma variância constante em todas as observações. De acordo com Hill, Griffiths e Judge (2006) se for utilizado um modelo de regressão linear com heterocedasticidade, o estimador ainda é não tendencioso, porém não é mais o melhor estimador linear não tendencioso. Além do mais os erros-padrão calculados podem ser incorretos fazendo com que os testes de hipóteses e de intervalo de confiança sejam enganosos.

Em estudos envolvendo dados espaciais esse tipo de problema aparece frequentemente, especialmente quando são utilizados dados de unidades espaciais irregulares (diferentes áreas), quando existem diferenças regionais sistemáticas no modelo (regimes espaciais) ou quando houver uma força espacial contígua derivada dos parâmetros do modelo, através da expansão espacial (ANSELIN, 1992).

Para detectar a presença de Heterocedasticidade será realizado o Teste de Breusch-Pagan (BP), para o caso de distribuição dos erros normais. O teste de Koenker-Basset (KB) para situações em que os erros não são normais. Ambos seguem uma distribuição χ^2 com P graus de liberdade.

Entretanto, segundo Anselin (1992) o teste *BP* e o teste *KB* exigem o conhecimento das variáveis que se supõe causarem a heterocedasticidade, porém em algumas situações há pouca informação sobre as variáveis heterocedásticas. Assim o autor sugere utilizar o teste de White, pois este teste possibilita detectar o problema sem que as variáveis heterocedásticas sejam conhecidas. Este teste segue uma distribuição χ^2 quando houver graus de liberdade para se estimar uma regressão significativa.

⁹ O teste estatístico de Jarque-Bera é: $JB = n[S^2/6 + (k - 3)^2/24]$.

3.6.2 Modelos Econométricos Espaciais

De acordo com Almeida (2012) é possível testar a presença de autocorrelação espacial no modelo econométrico, através do teste I de Moran difuso nos resíduos ε gerados por meio da regressão, utilizando o método de MQO, o qual assume a seguinte forma:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{e' W e}{e' e} \quad (17)$$

Em que $e = y - X\hat{\beta}$, sendo que $\hat{\beta}$ é o estimador MQO para β e S_0 equivale a $\sum_i \sum_j w_{ij}$ ¹⁰, representando um fator de normalização. No caso em que a matriz é normalizada na linha, S_0 iguala-se a n . Dessa forma, o teste I de Moran pode ser reescrito como:

$$I = \frac{e' W e}{e' e} \quad (18)$$

Pela equação 18 percebe-se que a estatística I é baseada nas somas de produtos-cruzados de resíduos para regiões vizinhas. A hipótese nula do teste assume que os resíduos da regressão estimada por MQO são distribuídos aleatoriamente ao longo do espaço. O critério é que se a hipótese nula é rejeitada, os resíduos são autocorrelacionados espacialmente. A hipótese alternativa é que há dependência espacial, porém não é especificada a forma como se manifesta. Assim se o I de Moran Difuso for estatisticamente significativo existe autocorrelação espacial nos resíduos da regressão (ALMEIDA, 2012).

A confirmação da autocorrelação espacial no modelo de Mínimos Quadrados Ordinários pode fornecer estimativas inconsistentes e/ou ineficientes, pois não levaria em consideração problemas de autocorrelação e heterogeneidade espaciais, neste caso torna-se necessário o emprego de um modelo econométrico espacial (SILVA; SOUZA; SILVA, 2013).

Os modelos econométricos espaciais têm por objetivo neste trabalho captar

¹⁰ A operação $\sum_i \sum_j w_{ij}$ indica que todos os elementos da matriz de pesos espaciais (w) devem ser somados.

a associação espacial entre a taxa de pobreza e as variáveis explicativas, renda *per capita*, índice de Gini, taxa de desemprego, taxa de analfabetismo, taxa de urbanização e percentual de cobertura do Programa Bolsa Família. Dentre os modelos disponíveis na literatura serão utilizados o modelo de defasagem espacial (SAR), o modelo de erro espacial (SEM) e o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC).

Modelo de Defasagem Espacial (SAR)

Segundo Almeida (2012) o modelo de defasagem espacial assume que a autocorrelação espacial pode ser captada por meio da estimativa de um coeficiente relacionado com a variável dependente defasada espacialmente. A equação 19 abaixo ilustra o modelo citado:

$$y = \rho Wy + \varepsilon \quad (19)$$

Em que Wy é um vetor ($n \times 1$) de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é o coeficiente de defasagem autorregressivo¹¹ espacial. A restrição sobre o coeficiente de defasagem espacial ρ é de que se situe no intervalo aberto entre -1 e 1.

Se o parâmetro espacial ρ for positivo, isso indica que existe autocorrelação espacial global positivo, ou seja, um ρ positivo significa que um alto valor de y nas regiões vizinhas aumenta o valor de y na região i . Um ρ negativo indica autocorrelação negativa, ou seja, um alto valor de y nas regiões vizinhas diminui o valor de y na região i .

O modelo de defasagem espacial informa que a variável dependente y é influenciada pela variável dependente das regiões vizinhas (Wy). Devido à multidirecionalidade da dependência espacial, a variável Wy é endógena, implicando que os valores de y nas regiões vizinhas influenciam a variável dependente num processo de causação circular. De acordo com Ribeiro (2011) ao incluir o conjunto de variáveis explicativas exógenas X em 19 obtém-se a versão mista do modelo SAR:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (20)$$

¹¹ Autoregressividade espacial específica que uma variável depende linearmente de seus próprios valores observados nos vizinhos, por exemplo, a pobreza no município i depende da pobreza no município vizinho j .

Sendo y um vetor ($n \times 1$) de observações sobre a variável dependente, β são os coeficientes a serem estimados, X é uma matriz ($n \times k$) de observações sobre as variáveis explicativas e ε é um vetor de erros, que se supõe seguir a distribuição normal, com média zero, variância constante ($\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$), e não se correlaciona com as variáveis explicativas e nem com outros erros ($E(u_i, u_j) = 0, i \neq j$).

Modelo Erro Espacial (SEM)

A utilização do modelo de erro espacial ocorre quando as suposições de homocedasticidade e de erros correlacionados são atendidas. De outra forma, esse modelo é adequado quando as variáveis omitidas, e incluídas nos termos de erro, são autocorrelacionadas espacialmente (SILVA; SOUZA; SILVA, 2013).

Segundo Almeida (2012) a dependência espacial é residual, caracterizada pela estrutura autorregressiva de primeira ordem no termo de erro. Nesse modelo o padrão espacial se manifesta no termo de erro é dado por efeitos não modelados por falta da adequada medida, que, por sua vez, não são distribuídos aleatoriamente no espaço, mas, ao contrário, estão espacialmente autocorrelacionados. O modelo de erro espacial pode ser representado por:

$$y = X\beta + \mu \quad (21)$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (22)$$

$$y = X\beta + \lambda W\mu + \varepsilon \quad (23)$$

No qual o coeficiente λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W\mu$. Nesse modelo, os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas mais um componente de erro aleatório conforme expresso pela equação 21.

Modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC)

De acordo com Ribeiro (2011) no modelo SAC a autocorrelação pode se fazer sentir tanto na variável dependente defasada quanto nos resíduos da regressão. Almeida (2012) reforça que o fenômeno a ser modelado, às vezes, pode requerer que a dependência

espacial subjacente seja mais intrincada, manifestando-se tanto na forma substantiva de uma defasagem da variável dependente quanto na forma de erros autocorrelacionados espacialmente. A forma algébrica que representa o modelo SAC é apresentada pelas equações 24 e 25:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \mu \quad (24)$$

$$\mu = \lambda W_2 \mu + \varepsilon \quad (25)$$

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \lambda W_2 \mu + \varepsilon \quad (26)$$

Onde as variáveis da equação 26 têm o seguinte significado e estrutura:

- ρ – Coeficiente auto-regressivo para a variável dependente: mede a influência média do valor da variável y nas unidades territoriais vizinhas, no valor da variável y em cada unidade territorial, ou seja, indica a proporção da variação total de y explicada pela autocorrelação territorial de y ;
- λ – Coeficiente auto-regressivo para os erros da regressão: mede a influência média dos resíduos das unidades territoriais vizinhas nos resíduos de cada unidade territorial, assim indica a proporção da variação total de y explicada pela autocorrelação dos resíduos, ou seja, das variáveis omissas no modelo;
- β – Vetor k de parâmetros associados às variáveis exógenas (assumidas como não dependentes territorialmente);
- y – Vetor n de valores para a variável dependente em cada unidade territorial;
- X – Matriz n de valores para cada uma das variáveis exógenas em cada unidade territorial;
- $W_1 y$ – Vetor n de valores para a variável y territorialmente autocorrelacionada (defasagem espacial);

- μ – Vetor n de erros da regressão, territorialmente autocorrelacionados

$$[\text{Var} [\mu]_i] = \sigma_i^2$$
 ou seja,

$$[\text{E} [\mu\mu']^{-1}] = \Omega = \sigma^2 [(I - \lambda W)' (I - \lambda W)]^{-1} (-1)$$
;
- $W_1\mu$ – Vetor n de valores para os erros da regressão μ territorialmente autocorrelacionados (erro espacial);
- ε – Vetor n de termos de erro de distribuição normal com uma matriz de covariância igual a $\sigma^2 I$ (variância constante) e média zero

$$[\text{Var} [\varepsilon]_i] \sigma^2 I \text{ e } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$
.

As duas matrizes W_1 e W_2 , ambas $n \times n$ podem corresponder a duas estruturas territoriais diferentes ou podem ser iguais ($W_1 = W_2$). Segundo Almeida (2012) a fim de se evitar comportamento instável, as restrições sobre os parâmetros espaciais exigem que $|\rho| < 1$ e $|\lambda| < 1$.

Procedimento para identificar o modelo espacial

De acordo com Almeida (2012) o teste I de Moran difuso é incapaz de indicar como a dependência espacial toma forma, quando a hipótese nula não é rejeitada. A solução se torna a aplicação dos testes focados. Essa denominação decorre da capacidade desse tipo de teste especificar a forma assumida pela autocorrelação espacial. A maioria dos testes focados é do tipo multiplicador de Lagrange.

No presente trabalho serão utilizados os testes de multiplicador de Lagrange para detectar a defasagem espacial (ML_ρ) da variável dependente, o teste de multiplicador de Lagrange para análise do erro espacial (ML_λ), o teste de Multiplicador de Lagrange robusto para defasagem espacial (ML^*_ρ) e o teste de Multiplicador de Lagrange robusto para erro espacial (ML^*_λ).

Para a escolha e análise do modelo econométrico espacial mais adequado será utilizado o procedimento sugerido por Florax, Folmer e Rey (2003), Junior e Almeida (2009), os quais destacam as seguintes etapas:

1. Estimar o modelo clássico linear de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO);
2. Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por intermédio das estatísticas Multiplicador

de Lagrange de defasagem espacial (ML_{ρ}) e Multiplicador de Lagrange de erro espacial (ML_{λ});

3. Caso ambos os testes não sejam significativos, a utilização do MQO é a mais apropriada. Caso contrário, é necessário seguir para o próximo passo;
4. Caso ambos sejam significativos, estima-se o modelo apontado como o mais significativo de acordo com as versões robustas desses testes, ou seja, Multiplicador de Lagrange de defasagem espacial Robusto (ML^*_{ρ}) e Multiplicador de Lagrange de erro espacial Robusto (ML^*_{λ}). Dessa forma, se $ML^*_{\rho} > ML^*_{\lambda}$, utiliza-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso $ML^*_{\rho} < ML^*_{\lambda}$, usa-se o modelo de erro autorregressivo como o mais apropriado. Se este passo não for satisfeito, é preciso seguir para o próximo;
5. Se o teste ML^*_{ρ} é significativo e o ML^*_{λ} não, adote o modelo de defasagem espacial, caso contrário, vá para o próximo;
6. Se o teste ML^*_{λ} é significativo e o ML^*_{ρ} não, adote o modelo de erro espacial. Se este passo não for satisfeito, é necessário seguir para o próximo;
7. Se ambos os testes ML^*_{ρ} e ML^*_{λ} forem significativos estatisticamente, é preciso utilizar o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC);

A Quadro 2 sintetiza os resultados encontrados em diversos trabalhos que estudaram a pobreza utilizando como metodologia a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e os modelos econométricos espaciais.

Quadro 3 - Resultados dos estudos sobre a pobreza usando a econometria espacial

Autor/Ano	Localidade Estudada	Metodologia Empregada	Resultados		
			I DE MORAN	ρ	λ
Oliveria (2006)	Nordeste	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	X	0,124*	0,144
Oliveria (2008)	Nordeste	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	X	0,194*	0,246
Silva (2009)	Amazonas	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	1991 = 0,20 2000 = 0,26	X	X
Medeiros e Neto (2011)	Ceará	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	0,550	0,253*	0,426
Silva, Borges e Parré (2013)	Paraná	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	0,661	0,337*	X
Silva, Souza e Silva (2013)	Nordeste	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	0,4049	0,439	0,741*
Paula, Dalberto e Bohn (2013)	Brasil	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	X	0,395*	X
Teixeira (2014)	Alagoas	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	2000 = 0,338 2010 = 0,534	0,348*	0,548
Silva e Leite (2014)	Minas Gerais	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	0,777	0,517	0,768*
Justo e Silva (2014)	Ceará	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	0,272	0,146	0,145*
Silva, Amarante e Silva (2014)	Bahia	AEDE e Modelo Econométrico Espacial	0,568	0,430	0,682*

Fonte: Elaborado pelo autor.

4 POBREZA NO BRASIL: RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este capítulo debate os resultados da pesquisa, inicialmente é apresentada a característica descritiva das variáveis. Posteriormente são discutidos os resultados da Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), começando com a análise univariada para verificar a existência da dependência espacial da pobreza nos municípios brasileiros. Em seguida avalia-se a relação espacial bivariada no qual é confrontada a taxa de pobreza com as variáveis explicativas e por último são apresentados os modelos econométricos espaciais que buscam captar a relação entre a pobreza e as variáveis explicativas expostas no item 3.2 utilizando os municípios brasileiros no ano de 2010.

4.1 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

Na Tabela 4 são apresentados os resultados das principais estatísticas descritivas dos municípios brasileiros no ano de 2010 utilizados na pesquisa, são elas: taxa de pobreza, renda *per capita*, taxa de cobertura do Programa Bolsa Família, índice de Gini, taxa de analfabetismo, taxa de desemprego e taxa de urbanismo.

Tabela 4 - Análise descritiva dos dados utilizados na pesquisa

Variáveis	OBS	Média	Desvio-Padrão	Maximo	Mínimo
Taxa de pobreza (%)	5565	23	17,9	78,5	0,20
Renda <i>per capita</i> (R\$)	5565	493,00	243,00	2.043,00	96,25
Taxa de cobertura do PBF (%) ¹²	5565	99	25	310	3,70
Índice de Gini	5565	0,49	0,07	0,80	0,28
Taxa de analfabetismo (%)	5565	17	10,7	47,6	0,97
Taxa de desemprego (%)	5565	6,2	3,6	38,4	0,28
Taxa de urbanização (%)	5565	64	21	100	4,4

Fonte: Elaborado pelo autor.

¹² A taxa de cobertura do Programa Bolsa Família pode apresentar porcentagem discrepante uma vez que a referência usada é uma estimativa de famílias com perfil PBF usando o censo 2010, ou seja, pessoa que tem o perfil, porém não foram contabilizados na estimativa e passaram a receber o benefício devido a sua condição de pobreza. Ou seja, o número de famílias recebendo o auxílio do PBF é maior do que a estimativa de famílias pobres com renda igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais.

Observando as informações (Tabela 4) é possível destacar que no conjunto dos municípios a taxa de pobreza média é de 23%, sendo que o município de Uiramutã (RR) apresentou a taxa mais elevada de 78,5% da sua população vivendo em situação de miséria e Carlos Barbosa (RS) apresentou a menor taxa, 0,2% das pessoas são consideradas pobres.

A média da renda *per capita* para os 5.565 municípios brasileiros no ano de 2010 é igual a R\$ 493,00, sendo que São Caetano do Sul (SP) tem a maior renda, em torno de R\$ 2.043,00 e o município de Marajá do Sena (MA) tem a menor, a qual se situa em R\$ 96,25.

A taxa de cobertura do Programa Bolsa Família nos municípios brasileiros no ano de 2010 alcançou 99% da estimativa de famílias pobres, no município de Santa Rosa de Lima (SC) a taxa de cobertura é de 310%, a maior do Brasil e em Monte Belo do Sul (RS) a taxa de cobertura só chega a 3,7% das famílias pobres.

Ao analisar a desigualdade de renda, o índice de Gini médio observado foi de 0,49 no ano de 2010, o município com maior concentração de renda é Itamarati (AM) onde o índice foi de 0,80 e o menor era de Botuvera (SC) onde o Gini foi de 0,28.

A taxa de analfabetismo (pessoas com idade de 18 anos ou mais) nos municípios do Brasil no ano de 2010 atinge em média 17% da população nessa faixa etária, no município de Caxingó (PI) a taxa de analfabetismo entre adultos foi de 47,64% sendo a maior do país, já o município de Feliz (RS) apresenta o menor percentual de sua população (adulta) analfabeta, para o mesmo grupo a taxa é de 0,97%, considerada assim a menor no País.

A taxa de desemprego (pessoas com 18 anos ou mais) era em média de 6,2% no ano de 2010. A maior taxa de desocupados esta em Campo Alegre do Fidalgo (PI) aonde o desemprego chegou a 38,4% da população e a menor esta em Almirante Tamandaré do Sul (RS) onde a taxa de desemprego atinge 0,28% da população nessa faixa etária.

A taxa de urbanização no conjunto dos municípios do Brasil apresentou média de 64% no ano de 2010. No que se refere aos municípios com taxa de urbanização igual a 100% foram encontrados 68 unidades municipais nessa condição, situadas principalmente nos estados da região Sudeste e Sul (ver anexo Quadro 3). O município com menor taxa de urbanização é Careira da Várzea (AM), onde apenas 4,2% da população residem na área urbana.

4.2 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS ESPACIAIS

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) auxilia na obtenção de evidências mais consistentes sobre a existência ou não de uma concentração geográfica, através da análise de *clusters* é possível visualizar a formação de um agrupamento de regiões próximas em um mapa que possui valores semelhantes.

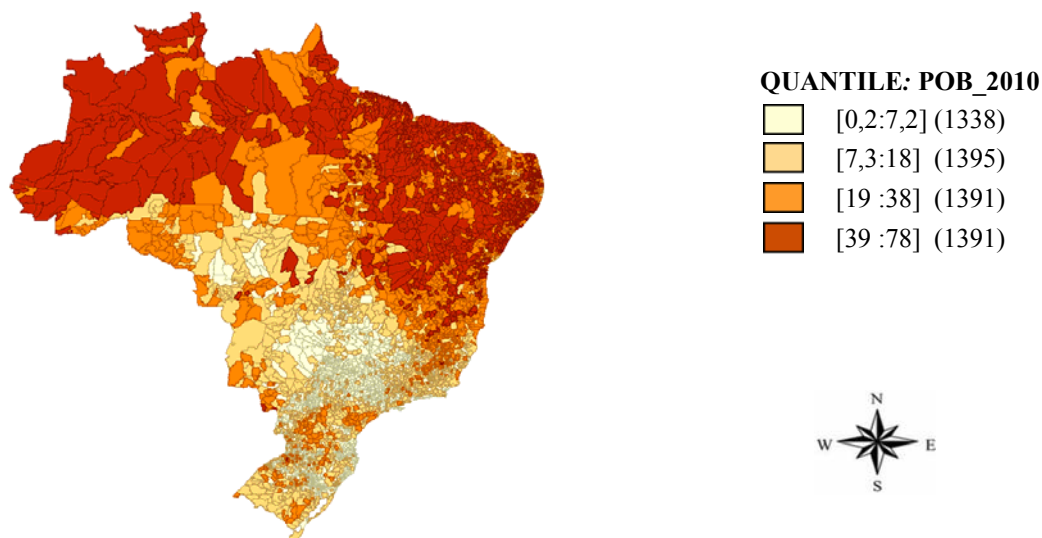
A distribuição geográfica da pobreza nos municípios brasileiros no ano de 2010 é apresentada no mapa de *quantile* exibido na Figura 5. O mapa está dividido em quatro intervalos definidos *a priori* e mostra que as regiões Sul e Sudeste concentram os municípios com menores percentuais de pobreza, como pode ser observada na parte mais clara do mapa, por outro lado as regiões Norte e Nordeste do Brasil exibem taxa de pobreza mais alta.

Na Figura 5 é possível visualizar que o Brasil tem 1.338 municípios com taxa de pobreza entre 0,2 e 7,2 por cento, denotados pelas regiões mais claras, ou seja, são regiões que ostentam baixa taxa de pobreza, estas aparecem em destaque nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. É possível verificar que 1.395 municípios apresentam taxa de pobreza entre 7,3% e 18%, estão localizados em algumas regiões do estado do Rio Grande do sul e em partes do Sudeste.

Outras 1.391 localidades municipais exibem taxa de pobreza entre 19% e 38%, estão concentradas principalmente no Norte e no Nordeste, e em alguns pontos da região Sul e Sudeste. Finalmente estão realçados em cor mais escura 1.391 municípios que apresentam taxa de pobreza que varia de 39% a 78%, estas estão em grande parte no Norte e Nordeste.

O fato de a pobreza estar concentrada espacialmente indica a possibilidade de existência de dependência espacial entre os municípios brasileiros. O resultado deixa evidente a disparidade entre as regiões e reforça o argumento de que a pobreza permanece elevada em diversos municípios do Norte e Nordeste do Brasil. De acordo com Kohlhepp (2010) as desigualdades entre as regiões brasileiras estão ligadas as diferenças econômicas, de infraestrutura e de educação.

Figura 5 - Mapa da pobreza nos municípios do Brasil no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Atlas Brasil 2013.

A Figura 6 mostra o mapa da distribuição da renda média *per capita* dos municípios brasileiros no ano de 2010. Os municípios situados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentam renda média mais elevada. Por outro lado grande parte dos municípios da região Norte e Nordeste tem renda média baixa.

Observando as informações em destaque no mapa é possível visualizar que 1.391 municípios apresentam renda média *per capita* entre R\$ 96,00 a R\$ 281,00, ou seja, a Renda média por pessoa esta abaixo da média nacional, os municípios nessa situação aparecem destacados em cor mais clara no mapa situados principalmente nas regiões Norte e Nordeste.

O segundo intervalo contempla 1.392 municípios onde a renda média varia entre R\$ 282,00 e R\$ 467,00 e estão localizados geograficamente nas regiões Norte e Nordeste. No terceiro estrato é possível visualizar 1.391 municípios distribuídos pelas regiões Sudeste, Sul e Centro Oeste em que a renda média *per capita* se situa entre R\$ 468,00 e R\$ 650,00.

Por outro lado, foram visualizadas 1.391 unidades municipais com renda média por pessoa situada no intervalo de R\$ 651,00 até R\$ 2.043,00, sendo as mais elevadas do país, esta estão localizadas em grande parte nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

A renda média *per capita* é um indicador que auxilia na informação acerca do desenvolvimento de um país, estado ou município. Ao observar a diferença entre a renda dos municípios situados no primeiro estrato com o do quarto é possível destacar que existe grande disparidade entre a renda no Brasil.

Figura 6 - Distribuição da renda média *per capita* nos municípios brasileiros no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Atlas Brasil 2013.

No mapa da distribuição geográfica do Índice de GINI nos municípios brasileiros no ano de 2010 (Figura 7) é possível verificar que os elevados índices de concentração de renda aparecem na região Norte, Nordeste, no entanto algumas localidades na região Sul, Sudeste e Centro-Oeste o indicador de concentração é elevado. Os menores índices aparecem em destaque no mapa representados pelas cores mais claras, distribuídas principalmente nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

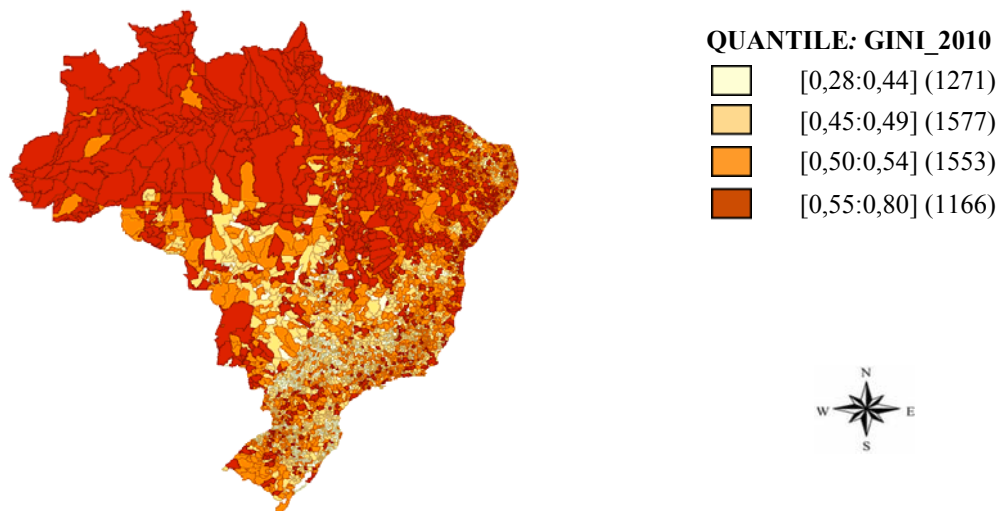
Ao selecionar quatro estratos foi possível observar que 1.271 municípios tem índice de concentração de renda de 0,28 a 0,44. Os municípios nessa situação aparecem localizados em sua maioria na região Sul e Sudeste. No segundo intervalo estão selecionados 1.577 municípios onde o índice de Gini varia entre 0,45 e 0,49, a visualização no mapa revela que esses municípios estão situados no Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

No terceiro grupo aparecem 1.553 municípios que ostentam concentração de renda entre 0,50 e 0,54, e estão distribuídas pelas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste. Já 1.166 municípios situados principalmente na região Norte e Nordeste tem índice de Gini que varia entre 0,55 e 0,8, ou seja, são localidades que exibem indicador de concentração de renda acima da média nacional.

O índice de Gini é um instrumento para medir o grau de concentração de renda em determinado grupo, além do mais, ele aponta a diferença entre os rendimentos dos mais pobres e dos mais ricos (IPEA, 2004). A distribuição da renda nos municípios brasileiros medida pelo Gini revela haver grande variação entre as regiões, pois as informações mostram

que existe significativa diferença entre os índices do primeiro e do quarto estrato (Figura 7).

Figura 7 - Índice de GINI dos municípios brasileiros no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Atlas Brasil 2013.

A distribuição geográfica da taxa de analfabetismo nos municípios brasileiros no ano de 2010 foi dividida em 4 intervalos, seu resultado é exibido no mapa da Figura 8. No primeiro estrato aparecem 1.387 municípios com taxa de analfabetismo entre 0,97% e 8,58%, ou seja, são localizações onde o percentual de pessoas adultas analfabetas está abaixo da média nacional, essa situação é verificada nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Em torno de 1.397 municípios apresentaram taxa de analfabetismo entre 8,59% e 14,1%, as localidades espaciais que correspondem a essa característica estão distribuídos pelo Centro-Oeste e no Norte.

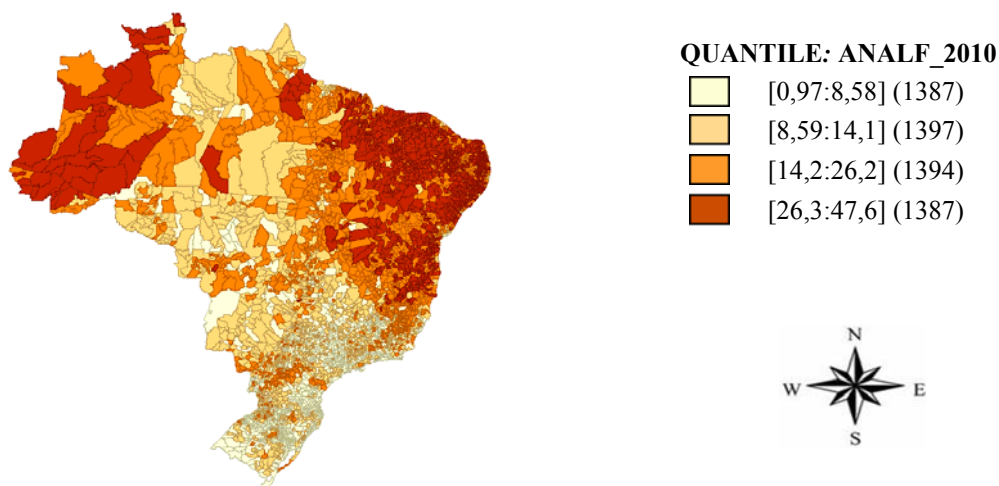
O terceiro estrato mostra aproximadamente 1.394 cidades com taxa de analfabetismo entre 14,2% e 26,2%, as localidades municipais com essa característica estão concentradas principalmente no Norte e Nordeste.

Os pontos destacados em cor mais escura no mapa representam as unidades municipais com taxa de analfabetismo entre 26,3% e 47,6%, foram contabilizados 1.387 municípios nesta situação, ou seja, são regiões que apresentam quantidades de pessoas (adultas) analfabetas acima da média, as regiões Norte e Nordeste concentram grande parte de seus municípios nessa condição.

A educação de forma geral causa impactos nos salários, aumentando a renda e contribuindo para a redução da pobreza. De acordo com Rocha e Ponczek (2009), a redução

do número de adultos analfabetos mostrou-se um importante meio para o incremento salarial nos últimos anos.

Figura 8 - Taxa de analfabetismo nos municípios brasileiros no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Atlas Brasil 2013.

Em relação à distribuição da taxa de desemprego no ano de 2010 nos municípios do Brasil (Figura 9), foi possível verificar que 1.387 municípios apresentaram taxa de desocupados igual ou inferior a 3,69%, as regiões em destaque nessa situação estão localizadas principalmente nas regiões Sul e Sudeste.

Outros 1.397 municípios tem taxa de desocupados que varia entre 3,70% e 5,66%, ou seja, exibem taxa de desemprego abaixo da média nacional. As localidades municipais estão concentradas principalmente na região Sul e Sudeste (Minas Gerais e São Paulo).

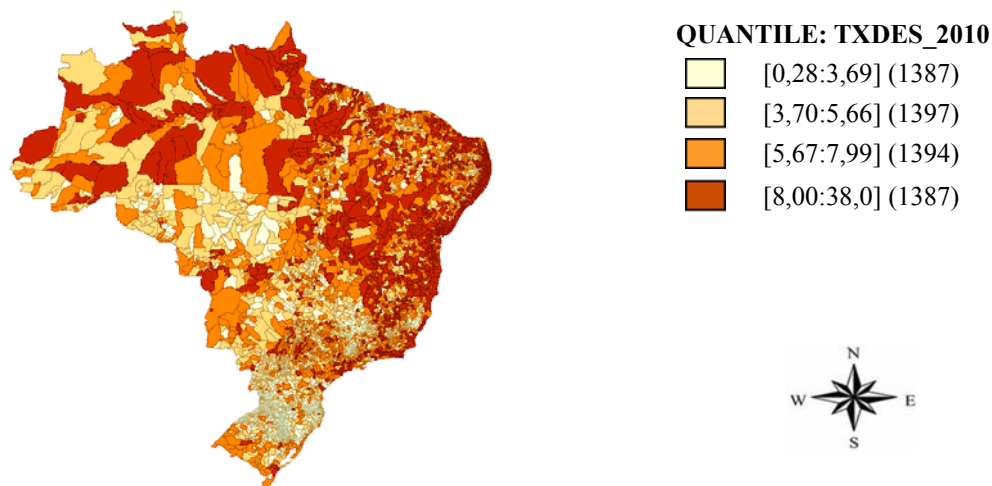
O terceiro intervalo contempla 1.394 municípios com percentual de pessoas (adultas) desocupadas variando entre 5,67% e 7,99%, as localidades nessas condições aparecem realçadas nas regiões Sudeste, Norte e Nordeste.

No último estrato, representado pela cor mais escura no mapa, estão selecionados 1.387 municípios onde a taxa de desocupados aparece no intervalo entre 8% e 38%, ou seja, acima da média nacional, as regiões Norte e Nordeste concentram grande parte dos municípios com essa característica.

Para a redução da desigualdade e da pobreza é de suma importância às políticas de geração de emprego e renda, sobretudo em determinadas regiões do Brasil, pois as informações do mapa na Figura 9 deixam claro que muitos municípios brasileiros apresentam elevado percentual de adulto sem trabalho (formal), o que contribui para aumentar

a vulnerabilidade social e a situação de miséria.

Figura 9 - Taxa de desemprego nos municípios brasileiros no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Atlas Brasil 2013.

O mapa apresentado na Figura 10 mostra a da taxa de cobertura do Programa Bolsa Família. O mapa foi dividido em 3 grupos, sendo possível visualizar em quais regiões estão situados os municípios com maior taxa de atendimento do PBF as famílias pobres.

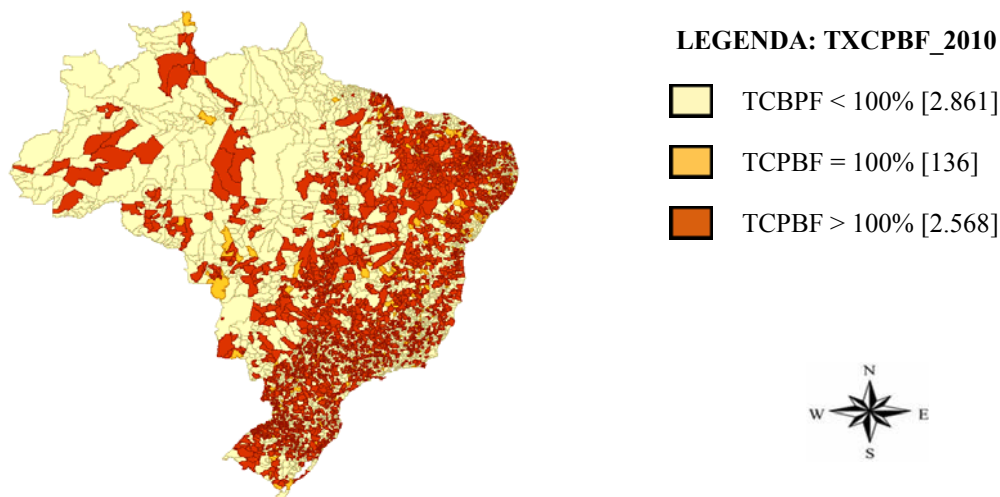
Na referida Figura 10 é possível visualizar que as regiões realçadas em cor mais escura representam os municípios onde a taxa de cobertura do PBF está acima de 100%, ou seja, o número de famílias beneficiárias é maior do que a estimativa de pobres segundo o critério de renda determinado pelo Ministério do Desenvolvimento Social. Foram identificados 2.586 municípios nessa situação, os quais estão situados em sua grande maioria nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste.

Ainda estão destacados 136 municípios onde o atendimento do PBF cobre 100% das famílias em condição de pobreza. Os pontos destacados em cor mais clara representam municípios onde existem famílias em situação de pobreza que não são atendidas pelo PBF, encontram-se nessa situação em torno de 2.861 municípios, localizados principalmente nas regiões Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste.

As informações exibidas no mapa (Figura 10) revelam a necessidade de aperfeiçoar cada vez mais os mecanismos de controle do programa social Bolsa Família, além de melhorar a identificação das famílias em real situação de pobreza a fim de potencializar os resultados do programa. De acordo com Tavares *et al.* (2009) a focalização de uma política

social tem por objetivo tornar a distribuição dos recursos públicos específicos o mais eficiente possível, isto é, garantir que as transferências atendam, de fato, ao público-alvo pretendido.

Figura 10 - Taxa de cobertura do Programa Bolsa Família nos municípios brasileiros no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do MDS.

Dos municípios que apresentaram taxa de cobertura do Programa Bolsa Família acima de 100%, 1.883 estão classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística como sendo de pequeno porte 1, o que representa 73% do total nessa situação. Outras 458 unidades são consideradas de pequeno porte 2. Os municípios considerados de médio e grande porte somaram 222, o que representa aproximadamente 8,6% do total e dos municípios considerados metrópoles apenas 5 apresentaram taxa de cobertura do PBF acima de 100% (Tabela 5).

Tal resultado sugere que pode haver dificuldades por partes dos municípios menores no que se refere à focalização e controle do programa social Bolsa Família, assim pessoas que não estão enquadradas dentro do perfil estabelecido pelo Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) podem estar sendo beneficiadas.

Tabela 5 - Total de municípios brasileiros com taxa de cobertura do Programa Bolsa Família acima de 100% classificados por porte no ano de 2010

Classificação IBGE¹³	Quantidade de municípios com Taxa de Cobertura do PBF acima de 100 %	Participação (%)
Pequeno Porte I	1883	73,33
Pequeno Porte II	458	17,83
Médio Porte	120	4,67
Grande Porte	102	3,97
Metrópole	5	0,19
Total	2568	100

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do IBGE e do MDS.

O mapa de intervalo que apresenta a distribuição geográfica da taxa de urbanização nos municípios do Brasil no ano de 2010 é apresentado na Figura 11. O primeiro estrato informa que existem no País 1.391 municípios onde a taxa de urbanização esta abaixo de 47%, ou seja, são localidades espaciais em que grande parte da população reside em áreas rurais.

No segundo intervalo estão em destaque 1.392 municípios com taxa de urbanização entre 48 e 64 por cento. O terceiro grupo contempla 1.391 municípios em que a taxa de urbanização esta entre 65% e 82%.

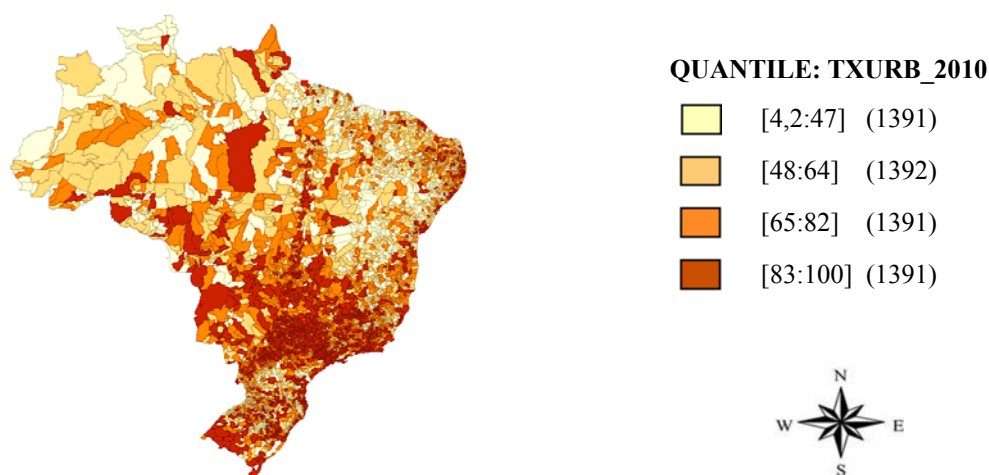
No quarto intervalos estão concentradas 1.391 unidades municipais em que a taxa de urbanização esta entre 83% e 100%, assim representa as regiões onde grande parte da população reside em área urbana, esta característica aparece concentrada em localidades mais na região Sudeste.

Segundo Carvalho (2003) o Brasil assim como outros países em desenvolvimento vem passando por um processo de urbanização nos últimos 30 anos, em parte tal fenômeno está associado ao crescimento das cidades de porte médio. Entretanto, o autor destaca que o crescimento desordenado levou uma grande quantidade de famílias a se concentrar nas favelas das grandes cidades, porém reforça que as áreas mais pobres do Brasil são zonas rurais.

¹³ O porte do município é definido segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) conforme sua população. São considerados municípios de pequeno porte I aqueles que possuem até 20.000 habitantes, os de pequeno porte II apresentam população entre 20.001 e 50.000, já os de médio porte tem população entre 50.001 até 100.000, são considerados de grande porte os que têm população entre 100.001 e 900.000 e as metrópoles possuem população acima de 900.000.

Ao falar do tema Mocelin (2010) destaca que a pobreza rural tem condicionantes específicos: forma do acesso a terra, dificuldade de acessar serviços sociais básicos e baixo nível de escolaridade das pessoas. Os pobres urbanos, em certa medida, têm proximidade com as organizações (governamentais e não governamentais) que realizam ações de combate à pobreza, facilitando relativamente o acesso às políticas públicas. Já para as comunidades pobres rurais este acesso é dificultado, principalmente, pela falta de informação, distanciamento físico e a não assistência das organizações de extensão rural.

Figura 11 - Taxa de urbanização dos municípios brasileiros no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Atlas Brasil 2013.

A visualização geográfica apresentada nas figuras anteriores sugere existência de algum padrão de concentração em relação às variáveis estudadas, ou seja, pobreza, renda *per capita*, índice de GINI, taxa de analfabetismo, taxa de desocupados, taxa de urbanização e taxa de cobertura do Programa Bolsa Família.

Entretanto, Almeida (2012) destaca que o pesquisador pode ser tentado a tirar conclusões precipitadas a existência de padrões de associação no espaço com base apenas na sua visualização, sendo assim é necessário usar alguma estatística de teste que averigue a aleatoriedade da distribuição espacial da variável em estudo de forma global.

Indicador de Autocorrelação Espacial Global Univariado

Na Tabela 6 é apresentado o I de Moran univariado da taxa de pobreza dos municípios brasileiros no ano de 2010. Foram utilizadas as matrizes de contiguidade rainha e torre para verificar a hipótese nula da aleatoriedade espacial.

Ambos os valores foram estatisticamente significativos, no entanto o resultado aponta que o valor para matriz rainha apresenta o maior I de Moran. Neste caso pode-se concluir que é mais adequado utilizar essa configuração para captar a autocorrelação espacial da variável taxa de pobreza para o ano de 2010 dos municípios brasileiros e todas as análises apresentadas posteriormente utilizaram a matriz de contiguidade Rainha.

Tabela 6 - Teste de autocorrelação espacial global da taxa de pobreza dos municípios brasileiros no ano de 2010

Matrizes de Pesos	I de Moran	Probabilidade
Rainha	0,8694	0,001
Torre	0,8592	0,001

Fonte: Elaborado pelo autor.

O valor computado de 0,8694 é maior que o valor esperado de -0,0002, positivo e estatisticamente significativo a 1%. Sendo assim o coeficiente I de Moran fornece clara indicação de similaridade da variável estudada, ou seja, os municípios com taxa de pobreza acima da média são cercados por municípios com elevada taxa de pobreza e municípios onde a pobreza esta abaixo da média é circunvizinhada por municípios com taxa de pobreza similar. Os indícios de autocorrelação espacial da taxa de pobreza nos municípios brasileiros podem ser reforçados analisando o diagrama de Moran.

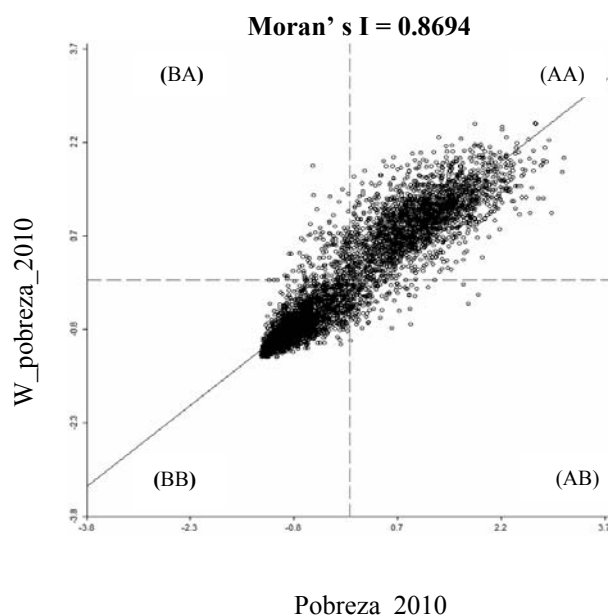
Diagrama de Dispersão de Moran Univariado

O diagrama de dispersão univariado da taxa de pobreza dos municípios brasileiros no ano de 2010 é exibido na Figura 12, no eixo vertical esta a defasagem da taxa de pobreza e no eixo horizontal a variável taxa de pobreza. O diagrama é dividido em 4 quadrantes e mostra a distribuição da variável de interesse entre os quadrantes alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), baixo-alto (BA) e alto-baixo (AB). A disposição dos dados municipais segue a seguinte distribuição, em torno de 40% estão situados no primeiro quadrante, ou seja, regime espacial alto-alto (AA), e aproximadamente 53% se encontram no terceiro quadrante, assim são cluster baixo-baixo (BB).

Os valores atípicos são representados por 7% dos dados. O segundo quadrante do gráfico de Moran concentra as localidades municipais onde a taxa de pobreza é

baixa e a média dos vizinhos é alta. Já o quarto quadrante corresponde aos municípios que exibem taxa de pobreza elevada, no entanto, estão cercados por vizinhos com taxa de pobreza abaixo da média. O coeficiente angular da reta de dispersão permite observar a tendência de distribuição da taxa de pobreza nos municípios, reforçando o fenômeno observado pelo sinal do coeficiente I de Moran. Tal resultado corrobora o argumento de que quanto mais alto for o I de Moran mais similar é o valor da variável estudada entre os municípios e a tendência é que haja maior concentração no primeiro e no terceiro quadrante.

Figura 12 - Diagrama de Moran da taxa de pobreza nos municípios do Brasil no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizado o software Geoda.

No que tange aos agrupamentos formados foi observado que no primeiro quadrante estão alocados 2.240 municípios, ou seja, apresentam taxa de pobreza acima da média. Aparecem concentrados nesse quadrante predominantemente as unidades municipais pertencentes aos estados das regiões Nordeste e Norte. A quantidade de municípios referente a cada um dos estados do Nordeste é a seguinte: Bahia (384), Piauí (221), Maranhão (209), Paraíba (216), Ceará (176), Pernambuco (170), Rio Grande do Norte (142), Alagoas (101) e Sergipe (70).

Grande parte dos municípios localizados em estados da região Norte também aparece concentrada no primeiro quadrante, ao analisar o número de municípios pertencentes a cada um dos estados foi possível verificar a seguinte distribuição: Pará (126), Tocantins (96), Amazonas (61), Acre (12), Amapá (15), Roraima (14) e Rondônia (12). Em

relação à região Sudeste foi verificado que 204 municípios pertencentes ao estado de Minas Gerais fazem parte do agrupamento alto-alto.

Já no terceiro quadrante estão 2.961 municípios que correspondem às localidades com baixa taxa de pobreza, pertencentes principalmente às regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Foi possível verificar que as localidades municipais caracterizadas com baixa pobreza pertencem aos seguintes estados: o Rio Grande do Sul (483), o estado do Paraná (370) e Santa Catarina (286).

No que se refere à região Sudeste os municípios agrupados no terceiro quadrante são pertencentes ao estado de São Paulo (633), de Minas Gerais (580), do estado do Rio de Janeiro (91) e do Espírito Santo (69). Algumas localidades municipais localizadas na região Centro-Oeste aparecem no agrupamento espacial baixo-baixo, ao analisar a distribuição por estado obteve-se o seguinte resultado: o estado de Goiás conta com 219 localidades municipais, o Mato Grosso com 106 e o Mato Grosso do sul conta com 67 situado no terceiro quadrante do diagrama de Moran.

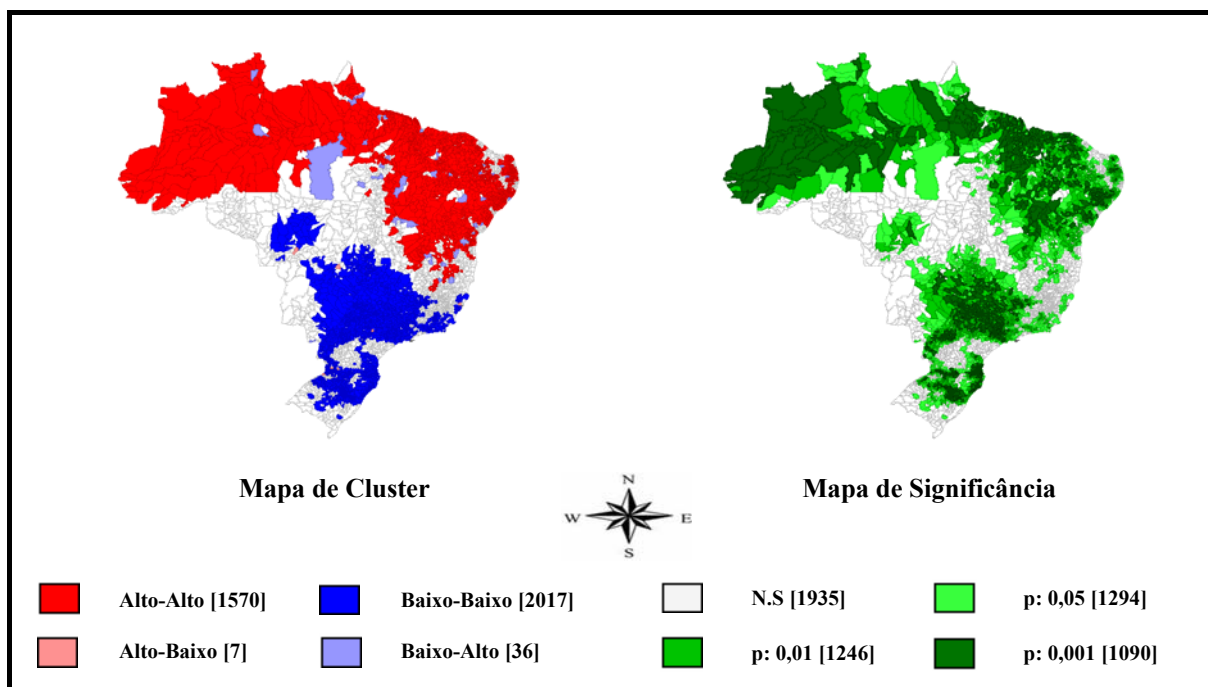
Mapa de Cluster e de Significância Lisa Univariado

Na Figura 13 é apresentado o mapa de cluster e de significância estatística da taxa de pobreza dos municípios brasileiros no ano de 2010. Segundo Gonçalves (2005), a estatística LISA é apropriada para identificar agrupamentos espaciais significativos e instabilidade local da medida de associação global I de Moran, associando a estatística local de Moran ao diagrama de dispersão têm-se o Mapa de Cluster.

No mapa de dependência espacial local (LISA) os clusters destacados em verde claro representam associações estatisticamente significativas a 5% e os regimes denotados em verde escuro apresentam significância de 0,1%. Quanto mais elevada for a significância estatística maior será a similaridade do valor formado no cluster, ou seja, mais próximos estarão entre si os valores da variável de interesse apresentados no cluster.

Os espaços em branco correspondem às regiões onde não se encontra nenhum agrupamento porque o valor da variável para essa região não é diferente, em termos estatísticos, da média de todas as regiões (ALMEIDA, 2012).

Figura 13 - Mapa de Cluster e de Significância da taxa de pobreza dos municípios brasileiros no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda. Nota: A notação não significativa (N.S) é válida para os dois mapas.

No mapa Lisa foram contabilizados um total de 3.630 municípios estatisticamente significativos, distribuídos pelos estratos selecionados da seguinte maneira: aproximadamente 1.294 a 5%, outros 1.246 a 1% e em torno de 1.090 com significância a pelo menos 0,1%.

No mapa de cluster estão destacados dois regimes espaciais para a taxa de pobreza nos municípios brasileiros, um denotado em vermelho, que corresponde ao cluster alto-alto (AA) e outro realçado em azul representando o cluster baixo-baixo (BB). O primeiro abrange grande parte da região Norte e Nordeste no qual foram observados 1.520 municípios, ou seja, os municípios situados nessas áreas exibem taxa de pobreza acima da média e são cercados por vizinhos na mesma situação, reforçando as evidências de que a pobreza naquelas duas regiões permanece acima do observado para o Brasil.

A associação espacial baixo-baixo (BB) tem como característica taxa de pobreza inferior à média nacional, assim são localidades municipais com baixo índice de pobres e circunvizinhados por municípios com característica semelhante, os clusters foram formados na região Sudeste com aproximadamente 968 municípios, na região Sul com 826 e no Centro-Oeste com 223. Foi identificado também formação de regimes espaciais atípicos, o agrupamento baixo-alto (BA) corresponde às regiões com municípios onde a taxa de pessoas

pobres é baixo, porém a do vizinho é alta e a aglomeração espacial alto-baixo (AB) contempla localidades com alta taxa de pobreza e cercado por municípios com baixa incidência de pobres.

I de Moran Bivariado

O coeficiente I de Moran bivariado permite averiguar se existe associação linear entre a taxa de pobreza e as variáveis explicativas: renda *per capita*, taxa de cobertura do Programa Bolsa Família, taxa de analfabetismo, índice de Gini, taxa de desemprego e a taxa de urbanização nos municípios brasileiros.

Na Tabela 7 são reportados os valores encontrados dos Índices de Moran Bivariados relacionando a taxa de pobreza e a variáveis explicativas. Os resultados foram alcançados utilizando uma matriz de contiguidade rainha, a esperança do I de Moran é de $-0,0002$ e o p-valor demonstra que os valores calculados são todos estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 7 - Autocorrelação global bivariada no ano de 2010

Variável	I de Moran Bivariado	
	Matriz Rainha	Probabilidade
W_POB x Renda <i>per capita</i>	- 0,7437	0,001
W_POB x Cobertura do PBF	- 0,1010	0,001
W_POB x Urbanismo	- 0,3836	0,001
W_POB x Analfabetismo	0,7810	0,001
W_POB x GINI	0,5508	0,001
W_POB x Desemprego	0,3901	0,001

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados das inferências (Tabela 7) indicam a existência de autocorrelação negativa entre a taxa de pobreza e a renda *per capita*, a taxa de urbanismo e com a taxa de cobertura do Programa Bolsa Família.

Assim municípios que apresentaram alta taxa de pobreza são vizinhos de municípios com baixa renda *per capita*. Em unidades municipais em que a quantidade de famílias atendidas pelo PBF é maior a taxa de pobreza dos municípios vizinhos é menor. Localidades municipais com elevada taxa de pobreza tendem a estar rodeados por municípios com elevado número de pessoas residindo em área rural.

A relação entre taxa de pobreza e as variáveis índice de GINI, desemprego e analfabetismo apresentou autocorrelação positiva, neste caso os municípios que apresentaram alta taxa de pobreza são circunvizinhos por municípios com elevado índice de concentração de renda, altas taxas de analfabetos e de desempregados.

Diagrama de Dispersão de Moran Bivariado

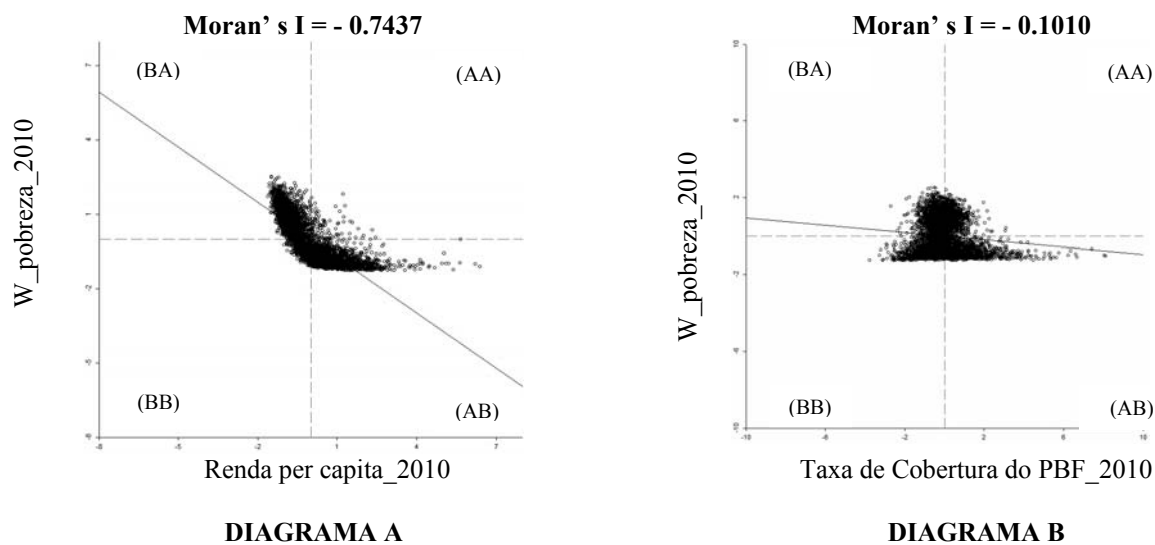
Segundo Almeida (2012) uma abordagem alternativa para visualizar a autocorrelação espacial entre duas variáveis é reforçada com a utilização do diagrama de dispersão de Moran bivariado, o gráfico apresenta a dispersão dos pontos representando valores de duas variáveis observadas nas regiões com a indicação da declividade da reta de regressão.

De acordo com Junior e Almeida (2009) os valores positivos e negativos na análise bivariada representam, respectivamente, concentração e dispersão espaciais. Entretanto, é necessário definir quais variáveis serão introduzidas nos eixos da abscissa e da ordenada. No presente estudo, no eixo *y* esta colocada a variável taxa de pobreza e no eixo *x* as variáveis: renda média *per capita*, taxa de cobertura do Programa Bolsa Família, taxa de analfabetismo, taxa de desemprego, taxa de urbanismo e o índice de Gini.

Os diagramas multivariados relacionando a taxa de pobreza com a renda *per capita* e a taxa de cobertura do Programa Bolsa Família dos municípios apresentam inclinação negativa da reta, corroborando o sinal negativo I de Moran (Figura 14). Neste caso grande parte dos municípios encontra-se situados em agrupamentos com características dissimilares entre as variáveis estudadas.

No diagrama (A) que relaciona a pobreza com a renda foi possível observar que 43% estão localizados no segundo quadrante, ou seja, baixo-alto (BA) e 42% estão situados no quarto quadrante, caracterizados como alto-baixo (AB). Para o diagrama (B) que confronta a pobreza com taxa de Cobertura do Programa Bolsa Família, os municípios ficaram distribuídos no segundo e quarto quadrante, com respectivamente 27% representado por associações baixo-alto (BA) e em torno de 26% denotados por alto-baixo (AB).

Figura 14 - Diagrama de dispersão de Moran bivariado: Renda *per capita* e de Taxa de Cobertura do Programa Bolsa Família

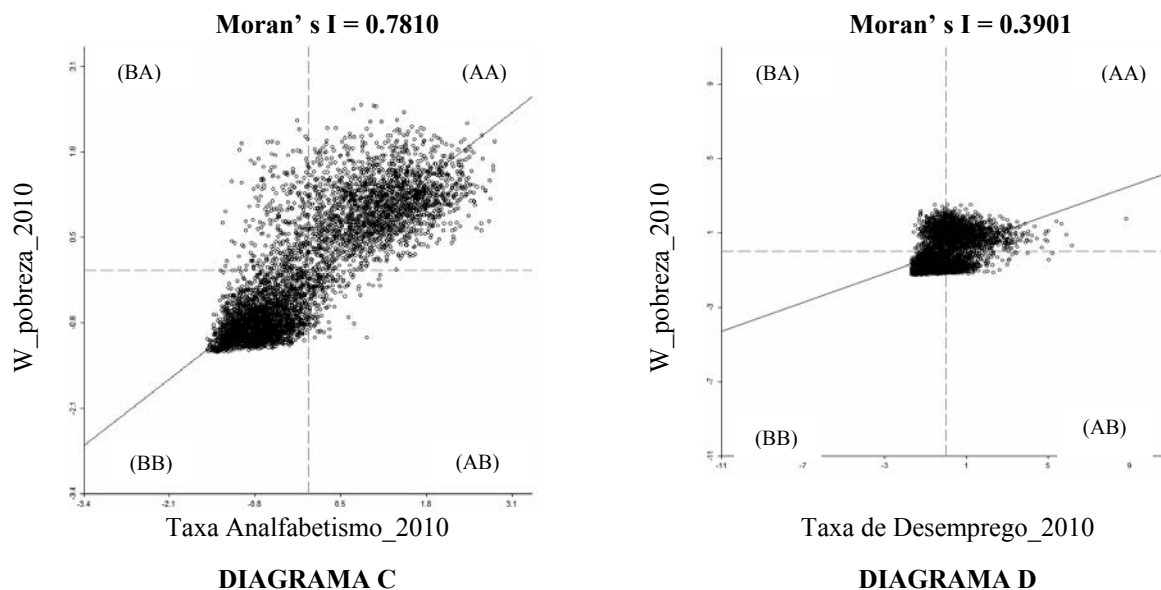


Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

A Figura 15 exibe os diagramas multivariados entre a taxa de pobreza e o percentual de analfabetos e desempregados. A relação positiva entre as variáveis é reforçada pela inclinação da reta, sendo assim ocorre concentração dos municípios no primeiro e no terceiro quadrantes, onde as variáveis são similares. A disposição dos municípios no diagrama (C) que confronte a pobreza com a taxa de analfabetismo foi observado 38% no primeiro quadrante, denotados com alto-alto (AA) e em torno de 52% no terceiro quadrante, representando associação espacial baixo-baixo (BB).

No diagrama (D) em que a taxa de pobreza é relacionada com o desemprego, foi possível verificar que 29% dos municípios estão situados no primeiro quadrante, representando assim regime alto-alto (AA), em torno de 40% estão localizados no terceiro quadrante, ou seja, caracterizados como baixo-baixo (BB).

Figura 15 - Diagrama de dispersão de Moran bivariado: taxa de analfabetismo e da taxa de desemprego



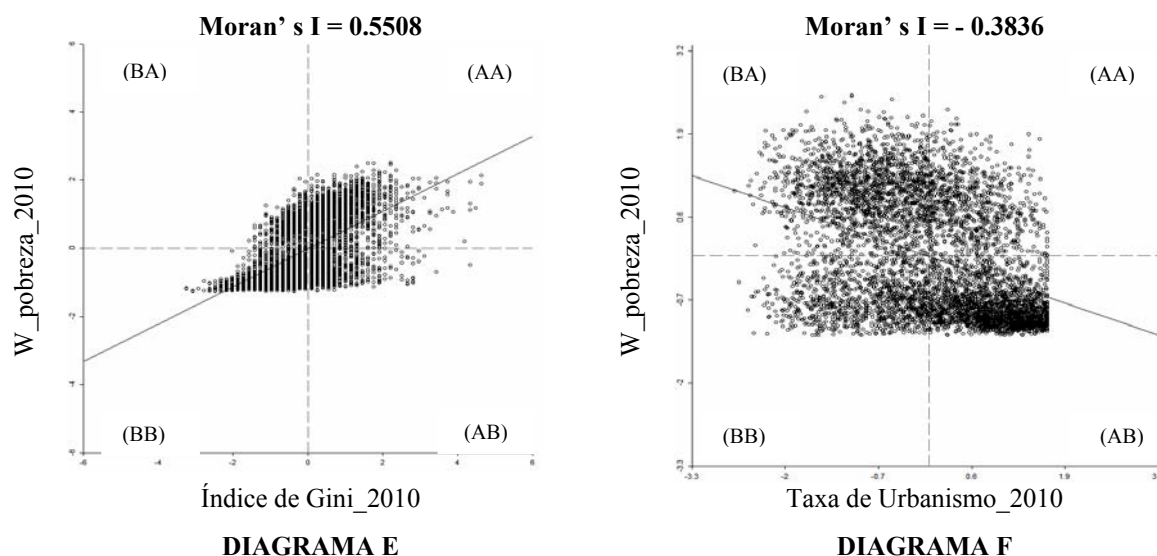
Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

O diagrama de dispersão bivariado que confronta a taxa de pobreza com o índice de Gini e com a taxa de urbanização dos municípios brasileiros no ano de 2010 é exibido na Figura 16.

No diagrama (E) a inclinação positiva da reta reforça a relação direta entre as variáveis, ou seja, municípios com taxa de pobreza acima da média são circunvizinhados por municípios com alta concentração de renda e unidades municipais que contemplam baixa taxa de pobreza são cercados por vizinhos com menor desigualdade de renda. Aparecem localizados no primeiro quadrante 33% dos municípios, ou seja, associação espacial alto-alto (AA) e em torno de 42% esta agrupado no terceiro quadrante, representando assim aglomeração baixo-baixo (BB).

Ao analisar o diagrama (F) que relaciona pobreza e urbanização (Figura 16) foi verificado que 35% dos municípios estão localizados no segundo quadrante, no quarto quadrante estão situados 31% das unidades municipais e no primeiro e terceiro quadrante encontram-se 34% dos municípios.

Figura 16 - Diagrama de dispersão de Moran bivariado: Índice de Gini e da taxa de urbanismo



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

Os gráficos de Dispersão de Moran bivariados analisados anteriormente permitiram verificar o comportamento espacial da variável dependente (pobreza) com as variáveis explicativas em âmbito global. Os resultados indicam que os elevados valores do coeficiente I de Moran, quando positivo, levam a distribuição dos dados em sua grande maioria ao primeiro e terceiro quadrante, por outro lado quanto mais próximo de -1 a concentração se da no segundo e quarto quadrante.

No entanto estas informações podem levar a conclusões incompletas, pois apresentam limitações quando se trata de detectar a presença de agrupamentos ou clusters locais, nesse sentido é necessário recorrer aos métodos estatísticos de autocorrelação espacial local Lisa, esses indicadores fornecem informações sobre o grau de concentração de valores similares de uma determinada variável, à volta de cada unidade geográfica (SABATER; TUR; AZORÍN, 2011).

Mapa de Cluster e de Significância Lisa Bivariado

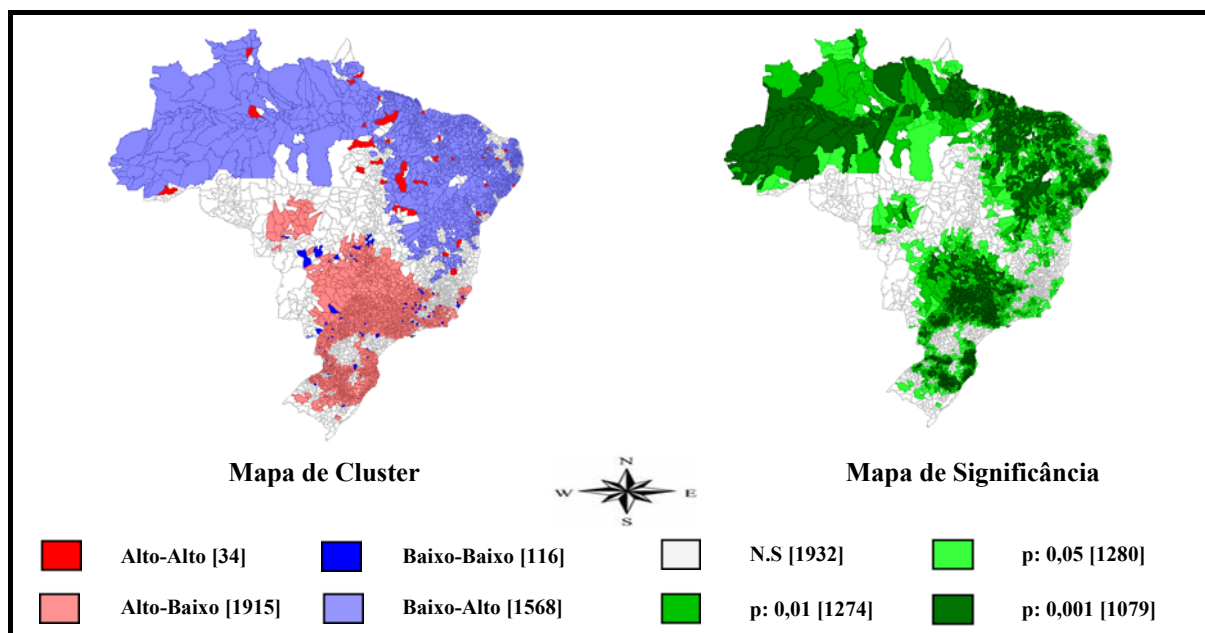
Os mapas de cluster e de significância exibidos na Figura 17 possibilitam a visualização geográfica dos agrupamentos espaciais formados a partir da relação entre a renda *per capita* e a taxa de pobreza das unidades municipais do Brasil no ano de 2010. O mapa de significância mostra que aproximadamente 3.633 localidades municipais foram significativas, as regiões denotadas em cor verde mais escuro representam as associações com maior

significância estatística. No mapa estão destacados em verde claro 1.280 municípios com significância estatística a 5%, em torno de 1.274 apresentaram significância a 1% e aproximadamente 1.079 denotados em verde escuro são significativos a 0,1%.

Já no mapa de cluster é possível visualizar os agrupamentos espaciais formados, porém divididos em quatro categorias: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA). A formação de associações espaciais atípicas é predominante dada à relação negativa entre a pobreza e a renda. O regime espacial Alto-Baixo (AB) foi formado por 1.915 localidades municipais, as quais aparecem situadas em estados da região Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Os municípios incluídos neste agrupamento apresentam taxa de pobreza abaixo da média e são circunvizinhos por municípios com elevada renda *per capita*.

As aglomerações espaciais denotadas como Baixo-Alto (BA) englobam 1.568 municípios, e podem ser observados principalmente nas regiões Norte e Nordeste. Essas localidades possuem como característica unidades municipais com taxa de pobreza acima da média, mas os vizinhos contemplam baixa renda *per capita*.

Figura 17 - Mapa de Cluster bivariado da renda *per capita* e da taxa de pobreza no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

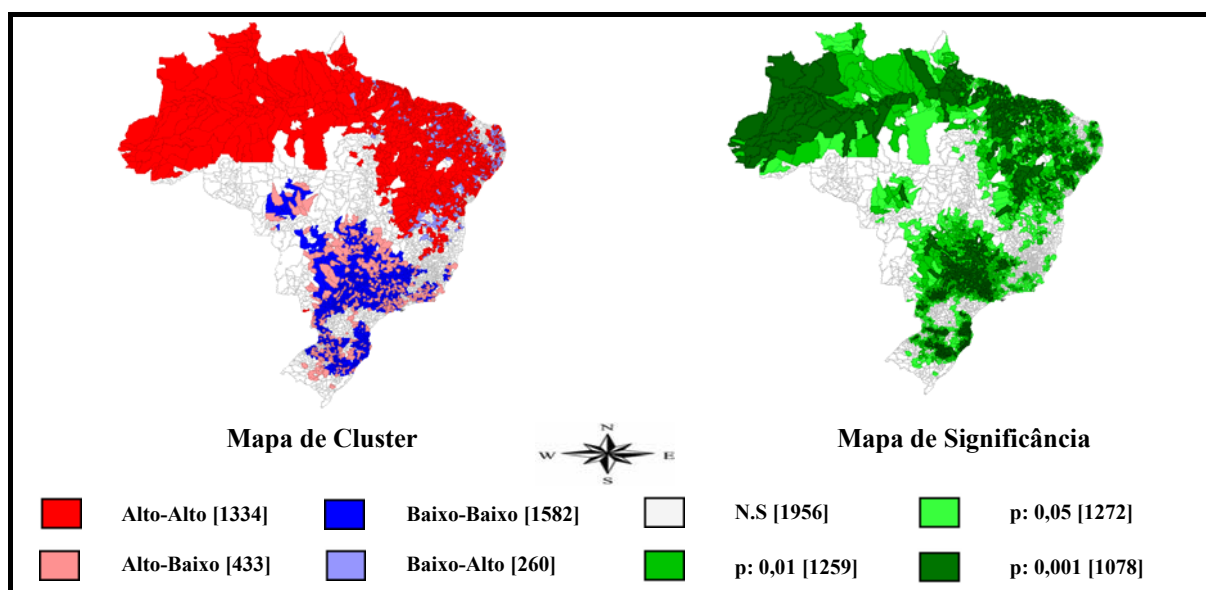
A visualização geográfica dos clusters espaciais formados da análise bivarada que relaciona à taxa de pobreza e o índice de Gini no ano de 2010 são exibidos na Figura 18. No mapa de significância (Lisa) foram contabilizados aproximadamente 1.272 municípios com significância a 5%, em torno de 1.259 a 1% e 1.078 com significância de

0,1%.

No mapa de cluster, a associação espacial alto-alto (AA) foi formada por 1.334 municípios e aparecem predominantemente nas regiões Norte e Nordeste, ou seja, são unidades espaciais que exibem elevada taxa de pobreza e são cercados por vizinhos com elevado índice de Gini. Foi observado ainda na região Nordeste regime espacial com características alto-baixo (AB) o que deixa evidente a presença de municípios onde a concentração de renda é alta e a taxa de pobreza dos municípios vizinhos é baixa.

O regime baixo-baixo (BB) contempla 1.582 localidades municipais, e aparece formado nas regiões Sul e Sudeste e em algumas áreas do Centro-Oeste. Essa associação espacial representa municípios que apresentam taxa de pobreza abaixo da média e são vizinhos de municípios com baixo índice de Gini. A formação de regime baixo-alto (BA) nas mesmas regiões demonstra a presença de municípios com elevada taxa de pobreza, porém cercados por regiões com baixa concentração de renda.

Figura 18 - Mapa de Cluster bivariado da taxa de pobreza e do índice de Gini no ano de 2010



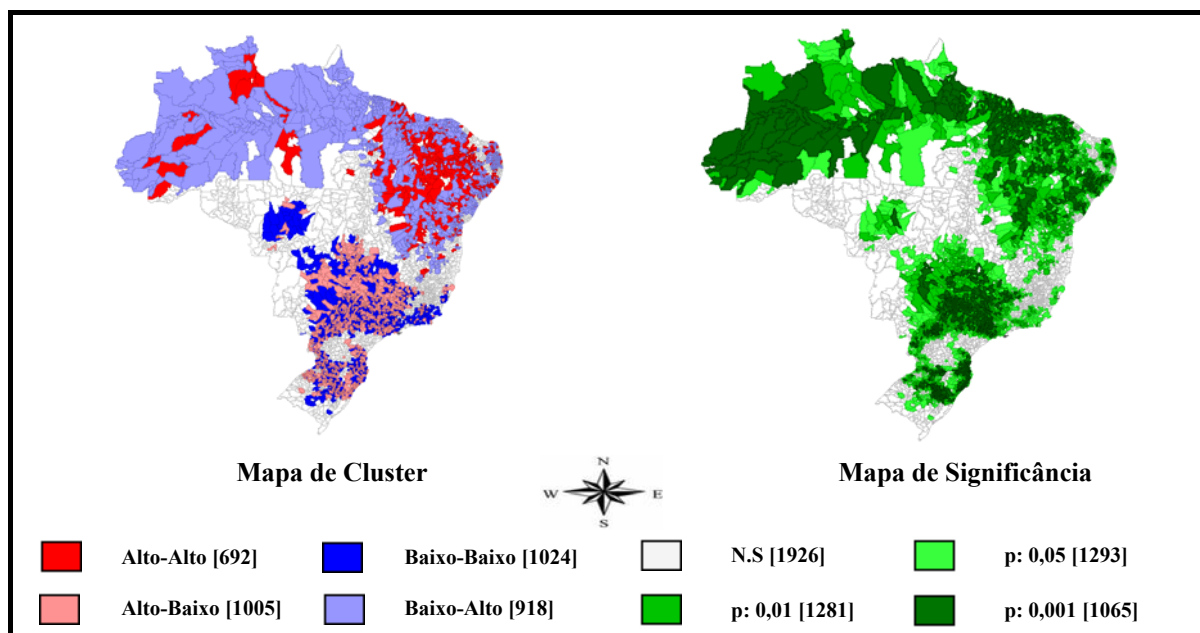
Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

As associações espaciais formadas a partir da relação entre taxa de pobreza e taxa de cobertura do Programa Bolsa Família no ano de 2010 é mostrada na Figura 19. A visualização da significância estatística de cada cluster formado pode ser confirmada pelo I de Moran Local (Lisa). Dos 5.565 municípios analisados aproximadamente 1.293 apresentaram significância de 5%, os significativos a 1% somaram 1.281 e em torno de 1.065 apresentaram significância de 0,1%.

A relação inversa entre pobreza e assistência do PBF é reforçada no mapa de cluster com a formação em sua grande maioria de associações espaciais atípicas. O regime espacial alto-baixo (AB) foi formado por 1.005 municípios, situados nos estados da região Sul, Sudeste e no Centro-Oeste, sendo assim os municípios dessas regiões apresentam taxa de pobreza abaixo da média e são vizinhos de municípios com elevada taxa de cobertura do programa social Bolsa Família. É possível destacar a presença de cluster baixo-baixo (BB), ou seja, municípios com baixa taxa de cobertura do PBF cercado por vizinhos com baixa taxa de pobreza.

A associação espacial baixo-alto (BA) por sua vez, engloba 918 municípios predominantemente localizados na região Norte e Nordeste, demonstrando que ali os municípios apresentam taxa de pobreza acima da média cercados por vizinhos com baixa taxa de cobertura do PBF. No que tange ao regime alto-alto (AA) observado na região Nordeste este compreende municípios onde a taxa de cobertura do PBF é alta e a taxa de pobreza é elevada.

Figura 19 - Mapa de Cluster bivariado da taxa de cobertura do PBF e da taxa de pobreza no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

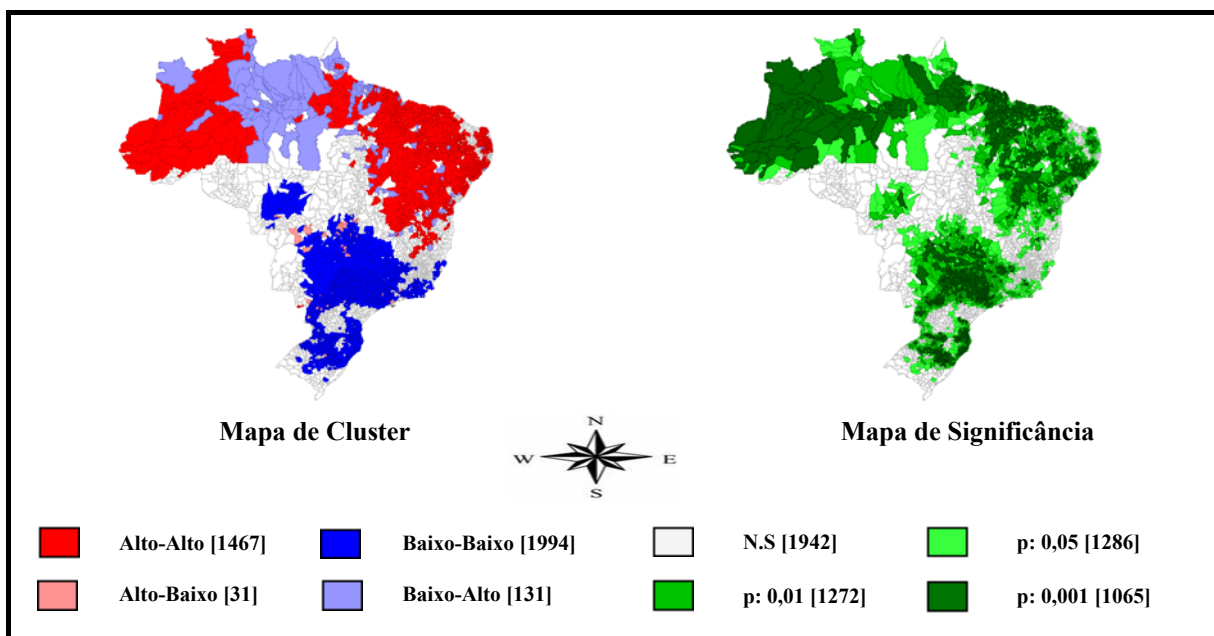
Na Figura 20 é possível visualizar onde estão os regimes espaciais formados a partir da relação entre a taxa de pobreza e o percentual de analfabetos no ano de 2010. O indicador Lisa revelou que 1.286 municípios apresentaram significância estatística a 5%, em torno de 1.272 foram significativos a 1% e aproximadamente 1.065 foram significativos a

0,1%.

A relação positiva entre as variáveis é refletida na formação na sua grande maioria de clusters similares. O agrupamento espacial alto-alto (AA) contempla 1.467 unidades municipais, as quais aparecem em destaque na região Norte e na região Nordeste, uma aglomeração espacial baixo-alto (BA) aparece localizada na região Norte, ou seja, são municípios que apresentam alta taxa de pobreza e são cercados por vizinhos com baixa taxa de analfabetismo.

O agrupamento baixo-baixo (BB) foi formado por 1.994 municípios que estão localizados nos estados da região Sul e Sudeste, um pequeno cluster aparece também na região Centro-Oeste. Os municípios pertencentes a este cluster têm taxa de pobreza abaixo da média e são rodeados por vizinhos com baixa taxa de analfabetismo (das pessoas com idade igual ou superior a 18 anos). Em torno de 31 municípios pertencentes a estas regiões estão destacados como sendo associação espacial alto-baixo (AB), assim tem como característica baixa taxa de pobreza e são circunvizinhados por municípios com alta taxa de analfabetismo.

Figura 20 - Mapa de Cluster bivariado entre a taxa de pobreza e da taxa de analfabetismo no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

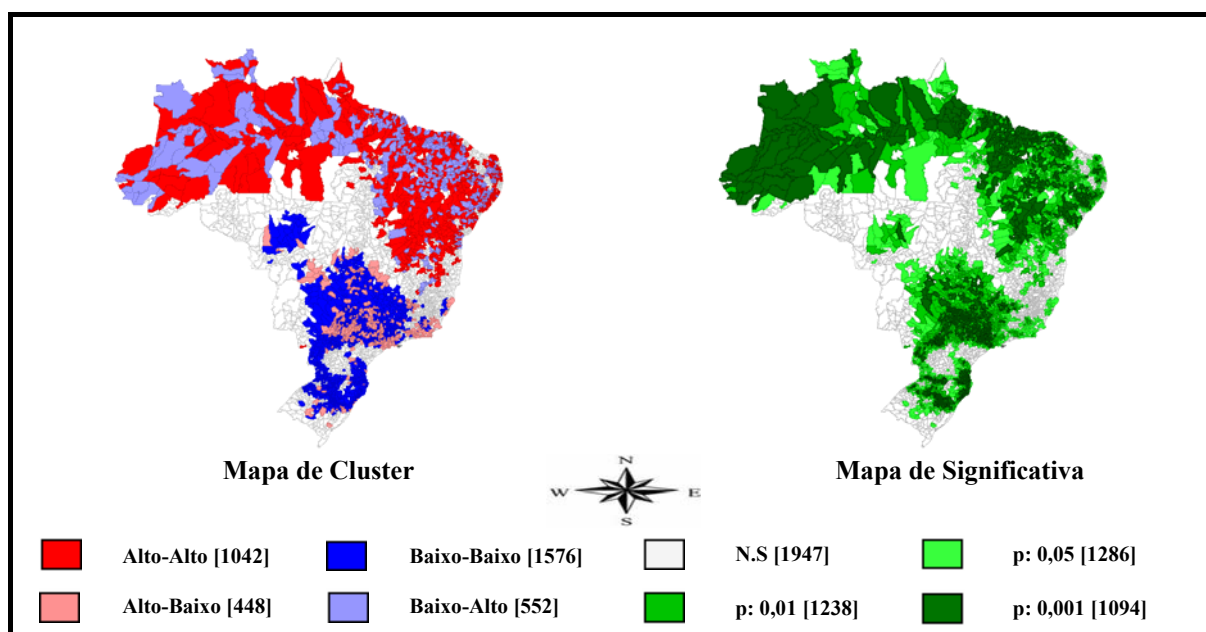
Os agrupamentos estatisticamente significativos formados a partir da relação entre taxa de pobreza e taxa de desemprego no ano de 2010 são apresentados na Figura 21. No mapa Lisa (destacado em verde) dos 5.565 municípios analisados em torno de 1.286 apresentou significância a pelo menos 5%, já 1.238 localidades municipais apresentaram

significância estatística de 1% e outras 1.094 unidades foram significativas a 0,1%.

O regime espacial alto-alto (AA) foi formado por 1.042 municípios, e esta distribuído por toda a região Norte e Nordeste, configurando aglomerações em que os municípios apresentaram alta taxa de pobreza e são vizinhos de unidades municipais com elevada taxa de desemprego. Nessa mesma localidade esta concentrada considerável quantidade de municípios com característica espacial baixo-alto (BA), assim possuem taxa de pobreza acima da média, porém são cercados por municípios vizinhos que apresentam baixa taxa de desemprego.

A associação espacial baixo-baixo (BB) engloba em torno de 1.576 municípios que aparecem predominantemente localizados nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Estes clusters possuem municípios com taxa de pobreza abaixo da média e são circunvizinhados por municípios com baixa taxa de desemprego. Na região Sudeste foi verificado grande quantidade de municípios com característica espacial alto-baixo (AB), sendo assim apresentam baixa taxa de pobreza, mas são vizinhos de municípios com elevada taxa de desemprego.

Figura 21 - Mapa de Cluster bivariado entre a taxa de pobreza e da taxa de desemprego no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

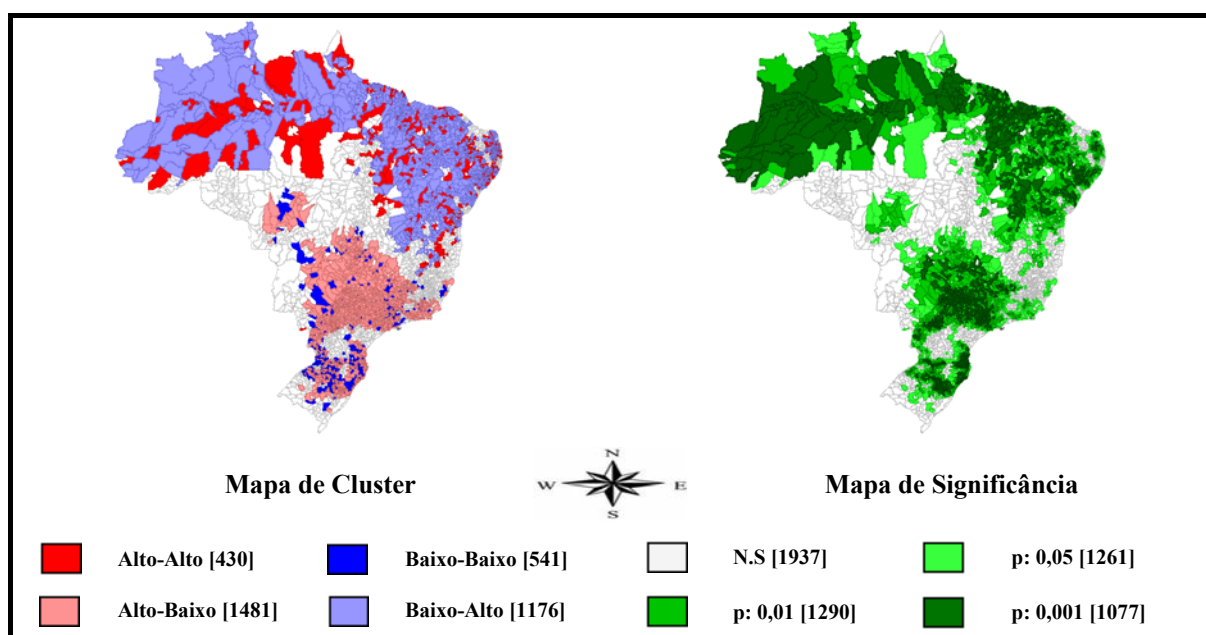
No mapa de significância estatística Lisa da relação entre taxa de pobreza e taxa de urbanização apresentado na Figura 22 estão denotados em verde mais claro em torno de 1.261 municípios que apresentaram significância a 5%. Outros 1.290 localidades

municipais foram significativas a 1% e aproximadamente 1.077 destacadas em verde escuro foram estatisticamente significativas a 0,1%.

Observa-se, por meio do mapa de cluster (Figura 22) que as aglomerações espaciais do tipo baixo-alto (BA) englobam 1.176 municípios situados principalmente na região Norte e Nordeste, ou seja, apresentam taxa de pobreza acima da média e são vizinhos de localidades espaciais com baixa taxa de urbanização. Algumas unidades espaciais denotadas como alto-alto (AA) podem ser observadas nessas regiões, evidenciando a presença de municípios com elevada taxa de pobreza, porém, com elevada quantidade de pessoas residindo em áreas urbanas.

Já os agrupamentos espaciais caracterizados como alto-baixo (AB) foram formados por 1.481 municípios e estão concentrados principalmente no Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. Estes agrupamentos espaciais têm como característica municípios que exibem taxa de pobreza abaixo da média, no entanto são cercados por vizinhos onde grande parte da população reside na área urbana. Alguns pontos destacados em azul mais escuro no mapa revela a presença de localidades municipais com característica baixo-baixo (BB), ou seja, taxa de pobreza abaixo da média, porém, circunvizinhados por unidades espaciais com baixa taxa de urbanização.

Figura 22 - Mapa de Cluster bivariado entre a taxa de urbanização e a taxa de pobreza no ano de 2010



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilizando o software Geoda

Através dos mapas de clusters analisados anteriormente foi possível corroborar o resultado do I de Moran global bivariado, ou seja, foi constatado que as maiores taxas de pobreza estão concentradas em regiões onde os municípios contemplam renda *per capita* abaixo da média, elevado percentual de população residindo em área rural e menor percentual de famílias atendidas pelo Programa Bolsa Família.

As informações em destaque no mapa de cluster multivariado reforça o argumento de que localidades que concentram grande quantidade de adultos analfabetos e desempregados possuem elevada taxa de pobreza. As localidades que apresentam grande concentração de renda são cercadas por vizinhanças com elevada taxa de pobreza. As regiões Norte, Nordeste, Sudeste e parte do Sul concentram grande quantidade dos clusters estatisticamente significativos, o que indica elevada similaridade entre as variáveis estudadas nos municípios dessas regiões.

4.3 RESULTADO DO MODELO DE MÍNIMO QUADRADO ORDINÁRIO (MQO)

Na Tabela 8 é apresentado o resultado do modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO) para o Brasil. A variável dependente é a taxa de pobreza dos municípios brasileiros, já as variáveis explicativas compõem características dos municípios que de acordo com estudos empíricos¹⁴ estão relacionadas com a taxa de pobreza, são elas: Renda *per capita*, concentração de renda (medida pelo índice de Gini), taxa de desocupados, taxa de analfabetismo, taxa de urbanização e a taxa de cobertura do Programa Bolsa Família.

Além do mais foi reportado o teste de *condition number* para detectar a presença de multicolinearidade, o teste de Jarque-Bera para normalidade dos erros, o diagnóstico para heterocedasticidade é realizado por meio dos testes de Breusch-Pagan (BP), de Koenker-Basset (KB) e do teste de White, o teste de I de Moran *difuso* busca detectar a presença de autocorrelação espacial.

¹⁴ Ver Salama e Destremau (2001), Carneiro, Bagolin e Tai (2013), Rocha (2013), Barros, Henrique e Mendonça (2001), Rocha (2006), Schawazer e Querino (2002) e Soares *et al.* (2010).

Tabela 8 - Resultado do modelo MQO, variável dependente taxa de pobreza - ano de 2010.

Variáveis explicativas	Coefficientes
Intercepto	12,308* (0,156)
Renda <i>per capita</i>	- 1,276* (0,020)
Índice de Gini	2,215* (0,020)
Taxa de desocupados	0,065* (0,008)
Taxa de analfabetismo	0,254* (0,013)
Cobertura do PBF	- 0,139* (0,017)
Taxa de urbanização	- 0,094* (0,014)
Estatísticas	
I de Moran difuso	0,43*
<i>Condition number</i>	118
Coefficiente R ²	0,90
Teste Jarque-Bera	5428*
Teste de Breusch-Pagan	1126*
Teste de Koenker-Basset	374*
Teste de White	1205*
Nº de observações	5565

Fonte: Elaborado pelo autor. OBS: desvio-padrão entre parênteses. Nota: *estatisticamente significativo a 1%

Os coeficientes estimados por Mínimos Quadrados Ordinários foram estatisticamente significativos e apresentaram os sinais esperados. No entanto, o diagnóstico da regressão revela a existência de multicolinearidade, pois o valor do teste de *condition number* ficou acima de 30, tal problema ocasiona tendenciosidade e alta variância. O teste de normalidade dos erros Jarque-Bera demonstra a não normalidade dos erros e os testes de Breusch-Pagan, Koenker-Basset e de White indicam a presença de heterocedasticidade.

O valor do teste I de Moran *difuso* para autocorrelação dos resíduos da regressão de 0,43 e estatisticamente significativo confirma a existência de dependência espacial, neste caso o modelo MQO pode não ser o mais apropriado, pois os coeficientes podem ser ineficientes e/ou viesados. É necessário então realizar a estimação do modelo utilizando os modelos econométricos espaciais a fim de verificar o qual explica melhor a relação entre a taxa de pobreza e as variáveis explicativas usadas no modelo.

Entretanto, antes de proceder à análise dos modelos foram realizados os testes de multiplicador de Lagrange a fim de detectar o modelo espacial mais adequado, já

que segundo Almeida (2012) o teste I de Moran difuso não consegue indicar onde a dependência espacial se manifesta. Os resultados da Tabela 9 exibem os diagnósticos para autocorrelação espacial estimada por mínimos quadrados ordinários.

Tabela 9 - Teste de Multiplicador de Lagrange

Testes	Valor	Probabilidade
ML _ρ (Defasagem)	1.318	0,000
ML* _ρ robusto (Defasagem)	78	0,000
ML _λ (Erro)	2.964	0,000
ML* _λ robusto (Erro)	1.723	0,000

Fonte: Elaborado pelo autor

Os testes focados do tipo Multiplicador de Lagrange para defasagem (ML_ρ) e o Multiplicador de Lagrange para o erro (ML_λ), foram ambos estatisticamente significativos, há indícios de autocorrelação espacial e, assim, mostra a necessidade de se optar por modelos que considerem os efeitos espaciais.

O valor do Multiplicador de Lagrange Robusto do Erro (ML*_λ) de 1.723 é maior que o valor de 78 do Multiplicador de Lagrange Robusto da Defasagem (ML*_ρ) indicando assim que o Modelo de Erro Espacial (SEM) explica melhor a relação da pobreza com as variáveis explicativas, entretanto seguindo a orientação sugerida por Junior e Almeida (2009) serão analisados os resultados do modelo espacial com defasagem e erro autorregressivo (SAC).

4.4 RESULTADOS DOS MODELOS ECONÔMICOS ESPACIAIS

Nessa seção são apresentados os resultados dos modelos econométricos espaciais descritos na metodologia (item 3.6.2), a fim de verificar qual deles apresentam melhor ajuste e conseqüentemente os resultados mais robustos.

Como tanto o ML*_ρ robusto para defasagem quanto o ML*_λ robusto para o erro são estatisticamente significativos o modelo espacial mais adequado para explicar a relação da pobreza com as variáveis explicativas nos municípios brasileiros é o modelo espacial com defasagem e erro autorregressivo (SAC), o qual tem a equação matemática apresentada pela equação 27:

$$\ln (POB)_i = \alpha + \beta_1 \ln (RPC)_i + \beta_2 \ln (GINI)_i + \beta_3 \ln (DES)_i + \beta_4 \ln (ANALF)_i + \beta_5 \ln (PBF)_i + \beta_6 \ln (URB)_i + \rho Wpob_i + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (27)$$

A Tabela 10 apresenta o resultado dos modelos econométricos espaciais estimados via Máxima Verossimilhança (MV). A primeira coluna exibe os coeficientes no modelo de defasagem espacial (SAR), a segunda coluna apresenta o resultado para o modelo de erro espacial (SEM) e por fim o modelo de defasagem com erro espacial (SAC).

Os coeficientes observados nos três modelos estimados apresentaram os sinais esperados, apesar da variável taxa de urbanização não ter sido estatisticamente significativa nos modelos SAR e SAC. O coeficiente da variável defasada (ρ) foi positivo e significativo a 1%, tanto no modelo SAR como no modelo SAC, o mesmo ocorreu com o coeficiente lambda (λ) no modelo SEM e SAC, ou seja, foi positivo e estatisticamente significativo.

Na presença de erros autocorrelacionados ou heterocedásticos o coeficiente de determinação, R-quadrado, não é mais apropriado como um indicador da qualidade do ajuste de regressão (ALMEIDA, 2012). Sendo assim, na estimação por MV, deve-se utilizar o Valor da Função de Verossimilhança (LIK)¹⁵, o Critério de Informação de Akaike (AIC)¹⁶ e o Critério de Schwartz (SC)¹⁷.

Os resultados para ajuste dos modelos são apresentados na segunda parte da Tabela 10, os valores reportados com base na minimização dos valores dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), e maior valor para o LIK, indicam que o modelo com melhor ajuste é o Modelo de defasagem com de erro espacial (SAC).

¹⁵ O valor da função Máxima Verossimilhança (LIK) é dado pela seguinte fórmula: $\sigma^2 = [\sum \hat{u}^2 / (n + 2)]$, quanto maior o valor do LIK melhor e o ajuste do modelo.

¹⁶ O Critério de Informação de Akaike é dado por: $(AIC) = -2LIK + 2k$, quanto menor o valor do (AIC) melhor o ajuste do modelo.

¹⁷ O Critério de Informação de Schwartz e dado por: $(SC) = -2LIK + k \cdot \ln(n)$, quanto menor o valor do (SC) melhor o ajuste do modelo.

Tabela 10 - Resultados dos modelos econométricos espaciais SAR, SEM e SAC, variável dependente: taxa de pobreza dos municípios do Brasil

Variáveis Explicativas	SAR	SEM	SAC
Intercepto	8,813* (0,166)	11,276* (0,176)	11,122* (0,184)
Renda <i>per capita</i>	- 0,086* (0,030)	- 1,228* (0,022)	- 1,211* (0,023)
Índice de Gini	1,375* (0,060)	1,798* (0,037)	1,763* (0,038)
Taxa de desocupados	0,041* (0,007)	0,034* (0,007)	0,029* (0,016)
Taxa de analfabetismo	0,170* (0,012)	0,301* (0,015)	0,295* (0,016)
Cobertura do PBF	- 0,169* (0,015)	- 0,153* (0,014)	- 0,158* (0,013)
Taxa de urbanização	- 0,136* (0,012)	- 0,007** (0,012)	- 0,005** (0,012)
ρ	0,161* (0,015)	-	0,049* (0,014)
λ	-	0,639* (0,009)	0,661* (0,015)
Estatísticas			
Coefficiente de determinação R ²	0,92	0,94	0,89
LIK	- 941	- 462	1.517
AIC	1898	936	- 3.017
SC	195	975	- 2.949
Teste de Breusch-Pagan	1794*	1969*	-
Nº de observações	5565	5565	5565

Fonte: Elaborado pelo Autor. OBS: Erro Padrão entre parênteses. Nota: *Significante ao nível de 1%. **Não significativo. O Modelo de Defasagem Espacial (SAR), o Modelo de Erro Espacial (SEM) e o Modelo de Defasagem Espacial com Erro Autorregressivo Espacial (SAC) foram estimados pelo Método de Máxima Verossimilhança

Seguindo a orientação de Florax, Folmer e Rey (2003) e de Junior e Almeida (2009), como tanto o multiplicador de Lagrange robusto da defasagem ($ML\rho^*$) como o multiplicador de Lagrange robusto do erro ($ML\lambda^*$) foram significativos, serão analisados os coeficientes do modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC).

Entretanto, Almeida (2012) e Tyszler (2006) destacam que devido a não normalidade dos erros e o problema de heterocedasticidade é mais adequado estimar o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC) pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM), os resultados são reportados na Tabela 11.

Tabela 11 - Resultado do Modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC) estimado por (GMM), variável dependente: taxa de pobreza

Variáveis Explicativas	SAC – GMM
Intercepto	10,860* (0,211)
Renda <i>per capita</i>	- 1,161* (0,025)
Índice de Gini	1,717* (0,042)
Taxa de desocupados	0,031* (0,007)
Taxa de analfabetismo	0,295* (0,015)
Cobertura do PBF	- 0,163* (0,014)
Taxa de Urbanização	- 0,038* (0,012)
ρ	0,128* (0,014)
λ	0,551* (0,013)
Estatísticas	
Coefficiente de determinação R ²	0,89
Nº de observações	5565

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa e utilização do software Geodaspace. OBS: Erro padrão entre parênteses. Nota: *Estatisticamente significativo a 1%

Salienta-se ainda que, como o modelo está na forma Log-Log, os coeficientes estimados reportam as próprias elasticidades, informando a sensibilidade da taxa de pobreza com relação a cada uma das variáveis explicativas incluídas na análise. Com respeito aos coeficientes do modelo SAC, estes se mostraram com sinais esperados e estatisticamente significativos.

O termo que representa a defasagem espacial (ρ) foi estatisticamente significativo a 1%, e o valor observado foi de 0,128, ou seja, uma redução de 10% na taxa de pobreza dos municípios vizinhos reduz em média 1,28% à pobreza no município em análise. O resultado aqui encontrado foi observado também em trabalhos como o de Teixeira (2014), Oliveira (2008), Medeiros e Neto (2011), ou seja, dependência espacial da taxa de pobreza positiva e significativa.

Já o termo do erro espacial λ foi positivo em 0,551 e significativo a 1%. Esses resultados indicam que os efeitos não captados pelo modelo apresentam uma autocorrelação espacial positiva. Sendo assim a pobreza nos municípios brasileiros está relacionada com as variáveis explicativas e com fatores que não são captadas no modelo e

aparecem no termo de erro. Tal resultado foi observado por Silva e Leite (2014) ao estudar a pobreza espacial para o estado de Minas Gerais, assim como no estudo de Silva, Souza e Silva (2013) para o Nordeste. Salama e Destremau (2001) argumentam que o Brasil é um país de caráter particularmente desigual, marcado por uma pobreza, cuja extensão e profundidade permanecem muito grandes, tais características têm raízes antigas, como colonização, a submissão das populações indígenas, a forma tomada pela imigração voluntária e involuntária (escravidão), explicam, em grande parte, tanto as desigualdades quanto a pobreza.

No que se refere à renda *per capita* o coeficiente permite inferir uma relação inversa com a pobreza, demonstrando que 10% de aumento na renda reduz a pobreza em 11,6%, tal resultado está de acordo com os resultados encontrados por Carneiro, Bagolin e Tai (2013) no qual os autores observaram que os aumentos na renda foram importantes para a redução da pobreza nas regiões metropolitanas do Brasil. De acordo com Rocha (2013) o aumento da renda contribuiu para reduzir a pobreza no Brasil no período de 2003 a 2011. Na visão de Salama e Destremau (2001) um país caracterizado por renda média reduzida tem maior probabilidade de apresentar pobreza elevada, enquanto num outro país com renda média mais elevada a pobreza tende a ser menor.

A estimativa observada para o índice de Gini e taxa de pobreza mostra que uma redução de 10% na concentração de renda leva a uma queda de 17% na pobreza. A evidência desse impacto corrobora a observação defendida por Barros, Henrique e Mendonça (2001) de que o enorme grau de desigualdade na distribuição de renda se constitui como um dos principais determinante da pobreza no país. De acordo com Rocha (2006) a persistência da pobreza absoluta no país é proveniente da desigualdade quando se leva em consideração o rendimento. A autora ressalta que a pobreza absoluta pode ser reduzida tanto pelo crescimento da renda como por melhoria na sua distribuição, porém, existe consenso de que a redução da desigualdade de renda deve ser enfatizada. Isso porque o crescimento da renda sem redução da desigualdade significa transferir para um horizonte futuro a eliminação da pobreza absoluta no país.

O sinal do coeficiente da variável taxa de desocupado apresentou relação positiva com a pobreza, uma redução de 10% na taxa de desemprego leva a uma queda de 0,31% na taxa de pobreza. De acordo com Rocha (2013) a geração de empregos formais foi importante para a redução da pobreza no Brasil, a autora destaca que no ano de 2004 foram criados 2,7 milhões de postos de trabalho, a expansão do mercado de trabalho possibilitou a redução dos elevados índices de pobreza no Brasil. Para Schwarzer e Querino (2002) o desemprego, o subemprego e os baixos salários contribuem para a situação de pobreza no

Brasil.

A variável taxa de analfabetismo apresentou relação positiva com a pobreza, o valor da elasticidade mostra que diminuindo em 10% o analfabetismo ocorre uma redução de 2,9% na taxa de pobreza. Utilizando dados da PNAD de 1999, Rocha (2006) observou que os indicadores de educação para o Brasil fornecem evidências da correlação entre baixo nível educacional e pobreza. Para os indivíduos adultos (25 anos e mais), foi evidente a desvantagem que o baixo nível de escolaridade representa em termos de incidência de pobreza, pois a proporção de pobres declina acentuadamente com o nível de escolaridade, de modo que apenas 2,1% dos indivíduos com alguma educação superior são pobres.

A taxa de cobertura do Programa Bolsa Família apresentou relação inversa com a taxa de pobreza, o valor do coeficiente indica que se houver um aumento de 10% no número de famílias elegíveis atendidas nos municípios a pobreza se reduz em 1,6%. Tal impacto é reforçado pelos estudos de Soares *et al.* (2010) onde os autores demonstram os impactos do programa social Bolsa Família na redução da pobreza e reforçam o argumento a favor da necessidade de se estabelecer condições para que o programa tenha boa focalização, favorecendo os mais pobres.

O sinal do coeficiente que relaciona taxa de urbanização e pobreza foi negativo e significativo a 1%, o valor de - 0,038 indica que se ocorrer um aumento de 10% no percentual de pessoas residindo em áreas urbanas nos municípios a pobreza tende a reduzir em 0,38%. Tal evidência foi encontrada em trabalhos como o de Silva, Borges e Parré (2013) e em Teixeira (2014).

CONCLUSÃO

O presente trabalho objetivou analisar a pobreza nos municípios brasileiros no ano de 2010. A estatística I de Moran revelou que a pobreza não se distribui de forma aleatória pelo território brasileiro, ou seja, a pobreza se distribui geograficamente de forma heterogênea no Brasil. No diagrama de Moran a variável taxa de pobreza dos municípios brasileiros apareceu agrupada no primeiro e no terceiro quadrante, ou seja, apresentando similaridade.

Para alcançar o primeiro objetivo específico do presente estudo, identificar as regiões com maiores e menores taxa de pobreza foi utilizado o mapa de *quantile*, onde foi possível verificar que os bolsões de pobreza aparecem concentrados principalmente em municípios localizados nas regiões Norte e Nordeste. As regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentam menores índices de pessoas miseráveis.

O segundo objetivo específico era verificar a existência de cluster de pobreza no território brasileiro, foi utilizado o mapa de cluster univariado, o qual permitiu identificar agrupamento de pobreza na região Norte e Nordeste, nessas regiões os municípios com elevada taxa de pobreza são circundados por município com grande percentual de pessoas miseráveis. Já na região Sul, Sudeste e Centro-Oeste foram observados a formação de clusters com baixa taxa de pobreza, neste sentido, pode ser inferido que nessas regiões existem aglomerações formadas por municípios com baixa taxa de pobreza e cercadas por vizinhos na mesma situação.

O terceiro objetivo específico consistia em verificar a relação e o impacto das variáveis renda *per capita*, taxa de analfabetismo, taxa de desocupados, índice de Gini, taxa de urbanização e taxa de cobertura do Programa Bolsa Família na taxa de pobreza nos municípios brasileiros, foi utilizado o coeficiente I de Moran bivariado e os modelos econométricos espaciais. Os coeficientes apresentaram os sinais esperados e estão de acordo com o resultado esperado.

Os resultados indicam forte relação negativa entre a taxa de pobreza e a renda *per capita*, corroborando assim que em municípios onde a renda por pessoa é baixa a pobreza tende a ser mais elevada. Essa característica foi observada principalmente em diversas localidades do Norte e Nordeste do Brasil. Nos estados que se situam na região Sul e Sudeste, por sua vez, os municípios apresentam agrupamentos que contemplam renda elevada e baixo percentual de miseráveis.

O valor positivo e elevado do I de Moran bivariado para pobreza e Gini

revela que os agrupamentos formados a partir dessa relação apresentam alta taxa de pobreza e os vizinhos possuem elevada concentração de renda, essa situação aparece principalmente nas regiões Norte e Nordeste. Por outro lado, nas regiões Sul e Sudeste estão concentrados as unidades municipais com baixa concentração de renda e circunvizinhadas por localidades municipais com baixo percentual de miseráveis.

A variável taxa de analfabetismo (pessoas acima de 18 anos) nos municípios apresentou relação positiva com a pobreza, ou seja, quanto maior a número de pessoas adultas que não sabem ler e escrever no município maior a quantidade de pobres. O elevado valor do coeficiente I de Moran bivariado reforça que as duas variáveis estão fortemente relacionadas geograficamente no espaço. Os clusters com elevada pobreza e analfabetos estão situados no Norte e Nordeste, ao passo que as regiões Sul e Sudeste contemplam situação oposta.

A relação entre pobreza e desemprego se mostra positiva, nesse sentido, regiões onde há maior número de pessoas desempregadas as condições de miséria tendem a serem maiores. No entanto, os resultados revelam haver diversos pontos no Brasil onde esta variável apresenta dissimilaridade, ou seja, desemprego municipal abaixo da média e pobreza elevada. As regiões que apresentam essa característica estão situadas principalmente no Norte e Nordeste. Já nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste estão localizados agrupamentos espaciais que exibem baixa taxa de desemprego com baixo percentual de pobres, porém foram identificados diversos municípios com desemprego elevado e baixa pobreza.

A relação negativa entre a pobreza e a cobertura do programa social (Bolsa Família) mostra que o atendimento aos mais carentes através das transferências de renda tende a diminuir a pobreza, o coeficiente muito baixo, porém mostra que diversos agrupamentos similares estão formados pelas regiões do Brasil, ou seja, são pontos onde há o atendimento via PBF é elevado, mas a pobreza permanece acima da média. O agrupamento alto-baixo (AB) está localizado no Sul e Sudeste ao passo que o baixo-alto (BA) no Norte e Nordeste.

Ao confrontar a taxa de urbanização dos municípios com a taxa de pobreza foi obtido um coeficiente I de Moran global negativo. Assim as localidades municipais em que a maioria da população reside no meio urbano à taxa de pobreza está abaixo da média, os agrupamentos espaciais com essas características foram formadas na região Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Já nas regiões Norte e Nordeste a análise local revelou a formação de clusters espaciais com diversos municípios em que a taxa de urbanização está abaixo da média nacional e são cercados por vizinhos com elevada taxa de pobreza.

Para reforçar o resultado observado com o I de Moran univariado e bivariado foram estimados os modelos econométricos espaciais SAR, SEM e SAC. Os testes

de multiplicador de Lagrange indicaram o Modelo de Defasagem com Erro Espacial (SAC) como o mais adequado para analisar o impacto das variáveis explicativas na taxa de pobreza.

Os coeficientes foram todos estatisticamente significativos a 1% e os sinais estão de acordo com os resultados encontrados em outros estudos empíricos¹⁸. Ao elevar a renda *per capita* e ao promover programas de assistência financeira aos mais pobres a taxa de pobreza dos municípios tende a se reduzir. A redução do desemprego e a promoção de políticas voltadas à educação de adultos visa contribuir com a diminuição do número de pobres nos municípios brasileiros, os municípios com elevada percentual de sua população residindo no meio urbano contemplam menores taxas de pobreza, assim são necessárias políticas governamentais específicas voltada ao combate da pobreza em áreas rurais.

Para a elaboração de trabalhos futuros recomendam-se abordar a pobreza pela ótica da multidimensionalidade, aplicando a metodologia de Análise Exploratória de Dados Espaciais, outros modelos econométricos espaciais, como, por exemplo, SDM, SDEM e SMA e a inclusão de novas variáveis que busquem captar outros fatores que contribuem para a redução da pobreza nos municípios do Brasil.

Recomendam-se ações por parte dos governos municipais, estaduais e federal que visem políticas de âmbito regional que levem em consideração as interações espaciais. As medidas econômicas que visam aumentar a renda por pessoa nos municípios e a melhorar a focalização dos programas sociais tendem a contribuir para diminuir a pobreza.

Os investimentos em educação que levem a redução no número de pessoas (adultas) analfabetas nos municípios, ou seja, investimento em capital humano que proporcione melhores oportunidades no mercado de trabalho diminuindo a chance das pessoas viverem em situação de miséria. Finalizando, deve-se investir em instrumentos¹⁹ que proporcionem uma distribuição mais justa de renda, diminuindo assim as disparidades sociais.

¹⁸ Trabalhos como o de Medeiros e Neto (2011), Silva, Souza e Silva (2013), Paula, Dalberto e Bohn (2013), Teixeira (2014), Silva e Leite (2014), Justo e Silva (2014) e Silva, Amarante e Silva (2014).

¹⁹ Segundo Bicalho (2012) uma das formas de combater as desigualdades sociais é realizar uma Reforma Tributária que onere menos o trabalhador. Segundo ele, as disparidades só serão eliminadas quando a cobrança de impostos se concentrar na tributação direta, na qual quem ganha mais paga mais.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Alínea: Campinas, 2012.
- ALMEIDA, E.S.; PEROBELLI, F.S.; FERREIRA, P.G.C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **RER**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, p. 31-52, jan/mar 2008.
- ALVES, J. S.; SILVEIRA NETO, R. M. **Impacto das externalidades de aglomeração no crescimento do emprego: o caso do cluster de confecções em Pernambuco**. In: V Encontro Nacional ABER, Recife, 24 a 26 de outubro de 2007.
- ANSELIN, L. **Spacestat tutorial: a workbook for Using SpaceStat in the analysis of spatial data**. Mimeo, University of Illinois, 1992.
- _____. **Spacial Econometrics: methods and models**. Kluwer Academic: Boston. 1988.
- _____. **Local indicators of spatial association – LISA**. *Geographical analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- AZEVEDO, D.C.; BURLANDY, L. Política de combate à pobreza no Brasil, concepções e estratégias. **Revista Katálysis**, Florianópolis, v. 13, n. 2, p. 201-209, jul/dez 2010.
- AVILÁ, J.F.; BAGOLIN, I.P. **Pobreza no Rio Grande do Sul: uma análise exploratória da sua distribuição espacial a partir de indicadores multi e unidimensionais**. XII Encontro de Economia Gaúcha, Porto Alegre, 2014.
- BARRENECHEA, M.H.V. **Un estudio especial sobre la pobreza municipal in Bolivia**. MPRA, n. 6108, 2004.
- BARROS, R.P.; CARVALHO, M. **Desafios para a política social brasileira**. Texto para Discussão nº 985, Brasília, IPEA. 2003.
- BARROS, R. P. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 15, n. 42, p. 124-142, 2000.
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Texto para discussão nº 800, IPEA, Brasília. 2001.
- BICALHO, L. **Redução do peso dos impostos sobre os mais pobres depende de reforma tributária**. 2012. Agência Brasil. Entrevista concedida a Wellton Máximo.
- BUENO, E.P.L. **Absolutismo na Inglaterra**. Maio de 2003. Disponível em <www.usinadeletras.com.br/> Acesso em: 26/08/2014.
- CANCIAN, V.; VIDIGAL, V.G.; VIDIGAL, C.B.R. **Pobreza e desigualdade de renda nos municípios da região sul do Brasil: uma análise espacial**. In: XVI Encontro de Economia da Região Sul (ANPEC SUL), Curitiba, 2013.
- CARVALHO, E. Exclusão social e crescimento das cidades médias brasileiras. **Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales**, Barcelona, v.7, n. 146 (128), 2003.

Disponível em: <[http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-146\(128\).htm](http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-146(128).htm)>. Acesso em: 17 Dezembro de 2014.

CASTEL, R. **As metamorfoses da questão social: uma crônica do salário**. Vozes: São Paulo, 1998.

CHOSSUDOVSKEY, M. **A globalização da pobreza: impactos das reformas do FMI e do Banco Mundial**. Moderna: São Paulo, 2009.

CODES, A. L. M. **A trajetória do pensamento científico sobre pobreza: em direção a uma visão complexa**. Texto para Discussão nº 1332, IPEA, Rio de Janeiro, 2008.

CORBUCCI, E.M. Políticas Públicas, Políticas Ambientais e Participação Social no Brasil. **Espaço & Geografia**, Brasília, v. 6, n. 2, p. 59-87, 2003.

CHIARINI, T. Análise espacial da pobreza municipal no Ceará: 1991-2000. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 34, n.2, p. 69-93, maio/ago, 2008.

CARNEIRO, D. M. ; BAGOLIN, I. P. ; TAI, S. H. T. . Determinantes da pobreza nas regiões metropolitanas do Brasil no período de 1995 a 2009. In: XVI Encontro de Economia da Região Sul. **Anais...** Curitiba: ANPEC SUL, 2013.

DIAS, Maria do Carmo. **Geração de emprego, renda e política de qualificação nacional: elementos para uma análise no Estado do Pará**. 2006. II Simpósio do Grupo de Estudos de Política da América Latina. Disponível em: www.uel.br/grupo-pesquisa/gepal/segundogepal/index.html.

DINIZ, E. Governabilidade, democracia e reforma do Estado: os desafios da construção de uma nova ordem no Brasil dos anos 90. In: DINIZ, E.; AZEVEDO, S. **Reforma do Estado e Democracia no Brasil**. Brasília: UNB, 1997, p. 19-53.

FLORAX, R. J. G. M., FOLMER, H., REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**. 2003, v. 33, n. 5, p. 557-579.

GOMES, B.S.M.; RIBEIRO, E.C.B.A.; MENDES, M.I.F. **Os cinturões de pobreza: uma análise multivariada e espacial dos municípios brasileiros para os anos 1991, 2000 e 2010**. XII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, Belo Horizonte, 2014.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D.C. **Econometria Básica**. 5ª edição. Porto Alegre: Bokman, 2011.

HENNINGER, N.; SNEL, M. **Where are the poor? Experiences with the development and use of poverty maps**. World Resources Institute - UNEP/GRID. Washington, 2002.

HILL, C. A; GRIFFITHS, W. E; JUDGE, G. G. **Econometria**. 2ª edição. São Paulo. Saraiva, 2006.

HOFFMAN, R. **Estatística para Economistas**. 4ª edição. São Paulo. Saraiva, 2006.
IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – Censo 2010.

Disponível em: <Erro! A referência de hiperlink não é válida. em: 2014.

JUNIOR, A.A.B.; ALMEIDA, E. Os principais fatores internos e as exportações microrregionais brasileiras. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 2, p. 201-227, maio/ago, 2009.

JUSTO, W.R.; SILVA, A.F. Análise de crescimento pró-pobre entre os municípios do estado do ceará - Brasil: uma abordagem espacial. **Revista de Desenvolvimento Regional**, Santa Cruz do Sul, v. 19, n. 1, p. 276-296, jan/abr, 2014.

KAGEYAMA, A; HOFFMANN, R. A pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 15, n. 1 (26), p. 79-112, jan/jun, 2006.

LAVINAS, L.; COBO, B. **O Direito à Proteção Social: perspectivas comparadas**. Dezembro de 2009. Disponível em: <<http://www.polis.org.br/utilitarios/editor2.pdf>>. Acesso em: 17 de julho 2014.

LEITE, L. M.; MAGALHÃES, M. A. de. Desigualdades Intraestaduais no Espírito Santo: uma abordagem espacial exploratória. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 38, n. 1 (ano 36), p. 55-92, jan/abr, 2012.

LOPES, H. M.; MACEDO, P. B. R.; MACHADO, A. F. **Indicador de pobreza: aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro**. Texto para Discussão nº 223. Belo Horizonte: CEDEPLAR, out. 2003.

MAIA, A. G.; BUAINAIN, A. M. Pobreza objetiva e subjetiva no Brasil. **Revista Confins**, São Paulo, v. 13, n. 13, 2011.

MATTEI, L. Pobreza na América Latina: heterogeneidade e diferenças intra-regionais. **IELA**, Florianópolis, n. 1, 2009.

MDS – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL – MATRIZ DE INFORMAÇÃO SOCIAL. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/sagi/portal>>. Acesso em: 2014.

MDS – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL. **A importância do bolsa família nos municípios brasileiros – segundo estudo**. Ficha técnica de 2006. Disponível em: <<http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/PainelPEI/Publicacoes>>.

MIGNONE, A.M. La segregación por pobreza en las capitales provinciales del norte grande argentino. Un análisis cuantitativo a partir del IPMH. **Breves Contribuciones Del Instituto de Estudios Geográficos**. Tucumán, n. 21, p. 40-59, 2010.

MOCELIN, C. E. **O Programa Bolsa Família enquanto principal estratégia de enfrentamento à pobreza rural no contexto brasileiro atual**. In: XV Seminário Interinstitucional de Ensino, Pesquisa e Extensão da Unicruz. Universidade de Cruz Alta, novembro de 2010. Disponível em: <<http://www.unicruz.edu.br>>. Acesso em 15 de Setembro de 2014.

NETO, V.R.P; MEDEIROS, C.N. **Análise espacial da extrema pobreza no estado do**

Ceará. Texto para discussão, Instituto de Pesquisa Estratégica Econômica do Ceará (IPECE), Fortaleza, 2011.

OLIVERIA, C.A. **Desigualdades regionais e pobreza no nordeste: uma análise espacial do crescimento pró-pobre na década de noventa.** *Anais* do FORUM BNB-2008.

_____. **Uma análise espacial dos impactos do crescimento econômico e da concentração de renda na pobreza nos municípios nordestinos na década de noventa.** In: XI Encontro Regional de Economia (ANPEC Nordeste), Fortaleza, 2006.

ORTEGA, J.M.T. **Estudio espacial de la pobreza en Colômbia desde el índice de calidad de vida (ICV) y la violencia: análisis de vecindad y clusters.** Concurso Nacional de Ponencias Jesus Antonio Bejanaro. 2014.

PAULA, J.S; DALBERTO, C.R; BOHN, L. **Determinantes da pobreza rural no Brasil: um enfoque espacial.** 6ª Conferência Internacional sobre Estatísticas Agropecuárias. Rio de Janeiro, 2013.

PEREZ, J.G.V. **Dimensión espacial de la pobreza em Colômbia.** Banco de la República, centro de estudios económicos regionales. Cartagena de Indias, n. 54, 2005.

PIERSON, C. **Beyond the Welfare State? The New Political Economy of Welfare.** Cambridge: Polity Press, 1991.

PIMENTAL, E.A.; HADDAD, E.A. **Análise da distribuição espacial da renda no estado de Minas Gerais: uma abordagem setorial.** Texto para discussão, NEREUS, São Paulo, 2004.

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **ATLAS BRASIL 2013.** Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/atlas>>. Acesso em: 2014.
POCHMANN, M. **Qual desenvolvimento? Oportunidades e dificuldades do Brasil contemporâneo.** 1. ed. São Paulo: Publisher Brasil, 2009.

PRATES, C.A; NOGUEIRA, M.B.B. **Os programas de combate à pobreza no Brasil e a perspectiva de gênero no período 2000 – 2003: avanços e possibilidade.** CEPAL – Série Mujer y desarrollo, nº 63, 2005.

RIBAS, R. P. **Determinantes do risco de pobreza urbana no Brasil durante a década de 90.** Texto para Discussão n. 266. CEDEPLAR, Belo Horizonte, 2005.

RIBEIRO, A. Modelos de Regressão Territorial. In: COSTA, J.S.; DENTINHO, T.P.; NIJKAMP, P. (coord.). **Compêndio de Economia Regional: métodos e técnicas de análise regional.** Vol II. Principia, 2011.

RUPASINGHA, A.; GOETZ, S.J. Social and political forces as determinants of poverty: A spatial analysis. **The Journal of Socio-Economics.** n. 36, p. 650-671, 2007.

ROMERO, J.A.R. **Análise espacial da pobreza municipal no Estado de Minas Gerais: 1991-2000.** XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais. In: *Anais* do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP, Caxambu, Setembro, 2006.

ROCHA, M.S.B; PONCZEK; V. **Impacto da alfabetização de adultos sobre salário e emprego**. Texto para Discussão nº 215, FGV - Escola de Economia de São Paulo. 2009.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal do que se trata?** FGV, Rio de Janeiro, 2003.

_____. Pobreza no Brasil: parâmetros básicos e resultados empíricos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 541-560, 1992.

_____. Pobreza e indigência no Brasil: algumas evidências empíricas com base na PNAD 2004. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 16, n. 2, p. 265-299, 2006.

_____. **Pobreza no Brasil a evolução de longo prazo (1970-2011)**. In: XXV Fórum Nacional. O Brasil de amanhã, transformar crise em oportunidade. Estudos e pesquisas nº 492, Rio de Janeiro, 13-16 maio de 2013.

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**. Vol. 2. Principia, p. 237-298, 2011.

SALAMA, P; DESTREMAU, B. **O tamanho da pobreza: economia política da distribuição da renda**. Rio de Janeiro, Garamond, 2001.

SÁNCHEZ-PENÃ, L.L. Alcances y límites de los métodos de análisis espacial para el estudio de la pobreza urbana. **Papeles de Población**, vol. 18, n. 72, p. 147-180, 2012.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo. Companhia da letra, 2000.

SILVA, A.R. **Avaliação de regressão espacial para análise de cenários do transporte rodoviário de cargas**. 2006. 125 f. Dissertação (Mestrado em Transporte), Universidade de Brasília, Distrito Federal, 2006.

SILVA, S.P.; LEITE, L.M. **Transbordamentos de pobreza e desigualdade em minas gerais: a fronteira interestadual importa? Uma análise econométrica espacial**. XVI Seminário sobre a Economia Mineira, Diamantina, Set. 2014.

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**. X Encontro de Economia baiana, Set. 2014.

SILVA, L.N.S.; BORGES, M.J.; PARRÉ, J.L. Distribuição espacial da pobreza no Paraná. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 39, n. 3, p. 35-52, set/dez 2013.

SILVA, L.D.C.; SOUZA, W.P.S.F.; BATISTA da SILVA, M.U. **Análise espacial da extrema pobreza na região Nordeste: uma aplicação para os municípios**. IX encontro de economia baiana, Set. 2013.

SILVA, R.R. **Pobreza no estado do Amazonas: uma análise espacial**. VII ENABER. In: **Anais...** VII ENABER, São Paulo, 2009.

SILVEIRA *et.al.* Análise espacial da pobreza nos municípios do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 9, n. 2, p. 207-225, abr/jun 2010.

SILVEIRA-NETO, R.M. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 36, n. 4, p. 483-507, out/dez 2005.

SCHWARTZMAN, S. **As causas da pobreza**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas. 2004.

SCHWARZER, H; QUERINO, A.C. **Benefícios sociais e pobreza**: programas não contributivo da seguridade social brasileiro. Texto para discussão nº 929. Brasília: IPEA, 2002.

SOUZA, P.H.G.F.; OSORIO, R.G. O perfil da pobreza no Brasil e suas mudanças entre 2003 e 2011. In: CAPELLO, T.; NERI, M. C. **Programa Bolsa Família**: uma década de inclusão e cidadania. Brasília, IPEA, p. 139-156. 2013.

TYSZLER, M. **Econometria espacial**: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial. 2006, 115 f. Dissertação (mestrado). Fundação Getúlio Vargas – Escola de Administração de Empresas de São Paulo.

TEIXEIRA, K.H. **Uma análise da distribuição espacial da pobreza nos municípios alagoanos**. 2nd Ibero American Meeting on regional development and XII ENABER, Belo Horizonte, 2014.

VIEIRA, R.S. **Crescimento econômico no Estado de São Paulo**: uma análise espacial. São Paulo: Cultura acadêmica. 2009.

ANEXO

ANEXO A

Quadro 4 - Municípios brasileiros com taxa de urbanização igual a 100%

UF	Municípios	UF	Municípios	UF	Municípios
SP	Águas de São Pedro	RJ	Armação dos Búzios	SC	Balneário Camboriú
SP	Araçariguama	RJ	Arraial do Cabo	SC	Bombinhas
SP	Barueri	RJ	Belford Roxo	SC	Imbituba
SP	Campo Limpo Paulista	RJ	Iguaba Grande		
SP	Carapicuíba	RJ	Japeri	RS	Alvorada
SP	Cotia	RJ	Mesquita	RS	Cachoeirinha
SP	Cubatão	RJ	Nilópolis	RS	Canoas
SP	Diadema	RJ	Niterói	RS	Porto Alegre
SP	Embu	RJ	Queimados		
SP	Guarulhos	RJ	Rio de Janeiro	PR	Curitiba
SP	Hortolândia	RJ	São João de Meriti	PR	Pinhais
SP	Ilha Comprida				
SP	Itapevi	MG	Belo Horizonte	SE	Aracaju
SP	Itaquaquecetuba	MG	Confins		
SP	Jandira	MG	Santa Cruz de Minas	RN	Parnamirim
SP	Joanópolis	MG	São Lourenço	RN	Natal
SP	Lindóia	MG	Vespasiano		
SP	Mauá			PE	Camaraçibe
SP	Osasco	CE	Eusébio	PE	Fernando de Noronha
SP	Piracaia	CE	Fortaleza	PE	Paulista
SP	Pirapora do Bom Jesus			PE	Recife
SP	Praia Grande	BA	Itaparica		
SP	Ribeirão Pires	BA	Lauro de Freitas	ES	Vitória
SP	Rio Grande da Serra				
SP	Santana de Parnaíba			GO	Valparaíso de Goiás
SP	Santo André				
SP	São Caetano do Sul				
SP	Taboão da Serra				
SP	Vargem Grande Paulista				
SP	Várzea Paulista				

Fonte: Elaborado pelo autor com dados base nos dados do IBGE