**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns estados
brasileiros nos anos de 2000 e 2010**

Alysson Luiz Stege

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

Alysson Luiz Stege
Bacharel em Ciências Econômicas

**Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns estados brasileiros
nos anos de 2000 e 2010**

Orientador:
Prof. Dr. **CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP**

Stege, Alysso Luiz

Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns estados brasileiros nos anos de 2000 e 2010 / Alysso Luiz Stege. - - Piracicaba, 2015.
162 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Atividades agrícolas 2. Indicador 4. Análise fatorial 6. Econometria espacial
I. Título

CDD 338.10981
S817a

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

Aos meus pais Antonio Stege (in memorian) e Elisete do Rocio Stege
À minha esposa Fabiane Lenise Jasnievski Stege
Ao meu irmão Dreyfuss Raphael Stege

Dedico esta tese

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador Carlos José Caetano Bacha, por seus conhecimentos a mim repassados, por sua paciência em me receber inúmeras vezes, pelo incentivo, apoio e amizade. Ao trabalhar com o senhor aprendi a apreciar ainda mais as atividades ligadas a agropecuária.

A minha esposa Fabiane, por seu apoio incondicional desde a graduação. Sem você aqui ao meu lado, o doutorado seria bem mais difícil. Você é o meu tudo minha *meninha*.

A minha família em Ponta Grossa (mãe, pai e irmão), pelas nossas conversas, pelas brincadeiras, pelas comidinhas, pelo apoio e pela compreensão do meu afastamento de vocês. Amo muito vocês.

A minha família em Mafra (Seu Irineu e Dona Ivete), pelos momentos de descontração, pelos agradinhos da Dona Ivete e pelas vindas à Piracicaba, as quais fizeram nossas saudades por vocês um pouco menor.

Aos professores Carlos Eduardo de Freitas Vian, José Luiz Parré e Luciano Mendes pelas sugestões e críticas no exame de qualificação.

Aos meus amigos do doutorado, *Alemão, Fer, Gio, Rose, Salsa, Shakira e Wagnão*. Valeu por tudo gente.

A Maria Aparecida Maielli, ex-secretária da Pós-Graduação em Economia Aplicada, pela atenção em toda vez que fui pedir a sua ajuda.

Ao CNPq e a CAPES, pelo apoio financeiro.

SUMÁRIO

RESUMO.....	9
ABSTRACT.....	11
LISTA DE FIGURAS.....	13
LISTA DE QUADROS.....	15
LISTA DE TABELAS.....	17
1 INTRODUÇÃO E JUSTIFICATIVA.....	19
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	25
2.1 Definições do meio rural.....	25
2.2 Novas dinâmicas de atividades econômicas no meio rural do Brasil.....	28
2.3 Mudanças nas ocupações dos residentes no meio rural.....	34
3 REFERENCIAL TEÓRICO E METODOLOGIA.....	39
3.1 Alguns tópicos da Nova Geografia Econômica.....	39
3.2 Análise fatorial.....	42
3.2.1 Variáveis utilizadas no modelo de análise fatorial.....	46
3.3 Análise exploratória de dados espaciais.....	49
3.4 Econometria espacial.....	56
3.4.1 Modelos econométricos espaciais com dados em <i>cross-section</i>	57
3.4.2 Modelos econométricos espaciais com regimes espaciais.....	60
3.4.3 Variáveis utilizadas no modelo econométrico a ser estimado.....	62
3.4.4 Procedimentos para a especificação da regressão espacial.....	67
4 RESULTADOS.....	71
4.1 Análise fatorial.....	71
4.2 Distribuição espacial dos escores fatoriais.....	75
4.3 Análise exploratória de dados espaciais.....	92
4.4 Modelo econométrico.....	106
4.4.1 Estimativas do modelo econométrico espacial com dados em <i>cross-section</i>	107
4.4.2 Estimativas do modelo econométrico espacial com regime espacial.....	116
4.4.3 Avaliação global das regressões.....	123
5 CONCLUSÕES.....	129
REFERÊNCIAS.....	133
ANEXOS	145
APÊNDICES.....	157

RESUMO

Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns estados brasileiros nos anos de 2000 e 2010

Nas últimas quatro décadas, em especial, o meio rural brasileiro vem apresentando uma nova dinâmica em sua população e atividades, o que gera uma nova configuração. Esta nova configuração pode ser observada com relação à ocupação das pessoas no meio rural, com queda do número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas com residência no meio rural no século XXI. Observando a nova configuração do meio rural para os estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, observa-se que os mesmos têm apresentado os fenômenos acima citados. Entretanto, a dinâmica da ocupação do meio rural no Brasil não ocorre de forma homogênea. Isto posto, busca-se, através desta tese, analisar a distribuição e os determinantes da intensidade agrícola no meio rural dos municípios do estado de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás para os anos de 2000 e 2010. Através da análise fatorial foram gerados três indicadores (representados pelos escores fatoriais dos fatores extraídos) a saber: o indicador de ruralidade, da agriculturalização (intensidade das atividades agrícolas no meio rural) e da renda não agrícola. Analisando a distribuição espacial destes indicadores, representados pelos escores fatoriais dos fatores extraídos, foi constatado que a ruralidade pouco se alterou entre os anos de 2000 e 2010. Também foi observado um aumento na intensidade das atividades agrícolas no meio rural e da renda não agrícola nos municípios pertencentes aos estados do Mato Grosso do Sul e Mato Grosso entre os dois anos analisados. Foram encontradas diferentes associações dos escores fatoriais ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola. Levando a conclusão de que não existe um único padrão de evolução e associação entre ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola nos estados analisados nos anos de 2000 e 2010. Por meio da análise exploratória de dados espaciais, constatou-se a presença de *clusters* espaciais Alto-Alto e Baixo-Baixo nas fronteiras dos estados e que a intensidade das atividades agrícolas do município *i* sofre influência das atividades agrícolas dos municípios vizinhos. A partir desse resultado, buscou-se estimar os determinantes da intensidade das atividades agrícolas no meio rural, utilizando os conceitos de variáveis de primeira e de segunda natureza, e empregando a econometria espacial. Os resultados das estimativas indicam a presença do efeito transbordamento, ou seja, um alto valor na variável intensidade das atividades agrícolas nos municípios vizinhos, aumenta o valor dessa variável no município *i* e que as variáveis valor total do crédito agrícola para custeio, valor da produção agrícola dividido pela área explorada, área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários, área não agrícola e distância do município até a capital estadual possuem relevância para explicar a intensidade das atividades agrícolas no meio rural dos estados analisados. Entretanto, as variáveis área explorada dividida pela área dos estabelecimentos agropecuários, distância do município até a capital estadual e área não agrícola são as mais importantes para determinar a agriculturalização dos municípios, indicando que a intensidade das atividades agrícolas nos municípios está mais ligada a eficácia do uso da terra.

Palavras-chave: Atividades Agrícolas; Indicador; Análise Fatorial; Econometria Espacial

ABSTRACT

Analysis of agricultural intensity in the municipalities of some brazilian states in the years 2000 and 2010

In the last four decades, in particular, the Brazilian countryside has been showing a new dynamic in its population and activities, which leads to a new configuration. This new setting can be observed with respect to the occupation of the people in rural areas, with fall of the number of persons employed in agricultural activities with rural residence in the 21th century. Noting the new rural setting to the states of São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso and Goiás, noted that they have presented the aforementioned phenomena. However, the dynamics of rural occupation in Brazil does not occur homogeneously. That said, we seek to, through this thesis, analyzing the distribution and determinants of agricultural intensity in rural areas of the municipalities of the State of São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso and Goiás for the years 2000 and 2010. Through factor analysis were generated three indicators (represented by fatorais scores of factors extracted) namely: the indicator of rurality, the *agriculturalização* (intensity of agricultural activities in rural areas) and of non-agricultural income. Analyzing the spatial distribution of these indicators, represented by fatorais scores of factors extracted, it has been found that the rurality little changed between the years 2000 and 2010. Was also observed an increase in the intensity of agricultural activities in rural areas and non-agricultural income in the municipalities belonging to the states of Mato Grosso do Sul and Mato Grosso among the two years analyzed. Different associations have been found of factoriais, *agriculturalização* and rurality scores income non-agricultural. Leading to the conclusion that there is no single pattern of evolution and association between rurality, *agriculturalização* and non-agricultural income in the states examined in the years 2000 and 2010. Through the exploratory analysis of spatial data, it was found the presence of *clusters* High-High and Low-Low spatial-bass on borders and states that the intensity of agricultural activities of the municipality *i* suffer influence of agricultural activities of neighboring municipalities. From this result, sought to estimate the determinants of the intensity of agricultural activities in rural areas, using the concepts of variables and nature, and employing spatial Econometrics. The results of the estimates indicate the presence of spillover effect, i.e., a high value in the variable intensity of agricultural activities in the neighboring municipalities, increases the value of this variable in the municipality *i* and that the total value of the agricultural credit variables for costing, value of agricultural production divided by the area explored, exploited area divided by the total area of agricultural establishments, non-agricultural area and distance from the municipality to the State capital have relevance to explain the intensity of agricultural activities in rural areas of the states examined. However, the variables explored area divided by the area of agricultural establishments, away from the municipality to the state capital and non-agricultural area are the most important to determine the *agriculturalização* of the municipalities, indicating that the intensity of agricultural activities in the municipalities is more on the effectiveness of land use.

Keywords: Agricultural Activities; Indicator; Factor Analysis; Spatial Econometrics

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Tipos de contiguidade nas unidades espaciais.....	51
Figura 2 - Diagrama de dispersão de Moran.....	54
Figura 3 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de São Paulo, anos de 2000 e 2010.....	81
Figura 4 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Paraná, anos de 2000 e 2010.....	83
Figura 5 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso do Sul, anos de 2000 e 2010.....	85
Figura 6 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso, anos de 2000 e 2010.....	87
Figura 7 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de Goiás, anos de 2000 e 2010.....	89
Figura 8 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para todos os municípios dos estados analisados, anos de 2000 e 2010.....	91
Figura 9 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para todos os municípios dos estados analisados, anos de 2000 e 2010....	96
Figura 10 - <i>Clusters</i> espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para todos os municípios dos estados analisados, anos de 2000 e 2010.....	97
Figura A1- Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de São Paulo, anos de 2000 e 2010.....	147

Figura A2 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Paraná, anos de 2000 e 2010.....	148
Figura A3 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso do Sul, anos de 2000 e 2010.....	149
Figura A4 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso, anos de 2000 e 2010.....	150
Figura A5 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de Goiás, anos de 2000 e 2010.....	151
Figura A6 - <i>Clusters</i> espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de São Paulo, anos de 2000 e 2010.....	152
Figura A7 - <i>Clusters</i> espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Paraná, anos de 2000 e 2010.....	153
Figura A8 - <i>Clusters</i> espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso do Sul, anos de 2000 e 2010.....	154
Figura A9 - <i>Clusters</i> espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso, anos de 2000 e 2010.....	155
Figura A10 - <i>Clusters</i> espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de Goiás, anos de 2000 e 2010.....	156

LISTA DE QUADROS

Quadro1 -	Variáveis e fonte dos dados utilizados no modelo de análise fatorial.....	47
Quadro 2 -	Resumo das principais características das variáveis dependente e explicativas do modelo econométrico.....	67
Quadro 3 -	Hipóteses nula e alternativa e a restrição imposta para os testes multiplicador de Lagrange.....	70

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Fatores obtidos pelo método dos componentes principais.....	72
Tabela 2 - Fatores obtidos pelo método dos componentes principais após a rotação ortogonal.....	73
Tabela 3 - Cargas fatoriais e comunalidade após a rotação ortogonal dos fatores.....	74
Tabela 4 - Média, desvio padrão e coeficiente de variação dos escores fatoriais.....	77
Tabela 5 - Teste <i>t</i> pareado para as médias dos escores fatoriais.....	79
Tabela 6 - Coeficientes de <i>I</i> de Moran global para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso, Goiás e para todos esses estados juntos para os anos de 2000 e 2010.....	93
Tabela 7 - Coeficientes de <i>I</i> de Moran bivariado global para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso, Goiás e para todos esses estados juntos para os anos de 2000 e 2010.....	103
Tabela 8 - Regressão não espacial por MQO.....	108
Tabela 9 - Diagnóstico para o Fator de Variância Inflacionária (FVI).....	110
Tabela 10 - Diagnóstico de dependência espacial das regressões da Tabela 9.....	111
Tabela 11 - Resultados das estimações pelo modelo de defasagem espacial.....	113
Tabela 12 - Efeito marginal total proporcionado pela realimentação da interação espacial para o modelo de defasagem espacial.....	116
Tabela 13 - Diagnóstico do modelo de defasagem espacial com regimes espaciais.....	118
Tabela 14 - Estimação do modelo de defasagem espacial com regimes espaciais.....	120
Tabela 15 - Efeito marginal total proporcionado pela realimentação da interação espacial modelo de defasagem espacial com regimes espaciais.....	122
Tabela 16 - Resumo das variáveis significativas e com sinais esperados nas regressões espaciais realizadas.....	124

Tabela A1 –	Resultado para as regressões em cross-section por MQO para cada estado.....	159
Tabela A2 -	Diagnóstico para o Fator de Variância Inflacionária (FVI) das regressões da Tabela A1.....	160
Tabela A3 -	Diagnóstico de dependência espacial das regressões da Tabela A1.....	161
Tabela A4 -	Resultados das estimações pelo modelo de defasagem espacial ou erro espacial para cada estado individualmente.....	162

1 INTRODUÇÃO E JUSTIFICATIVA

Nas últimas quatro décadas, em especial, o meio rural brasileiro vem sofrendo mudanças. Outras atividades não agropecuárias no meio rural vêm aumentando com o passar dos anos, e não se pode mais dizer que o meio rural é apenas agrícola, pois, outras atividades vêm fazendo parte do dia a dia do meio rural. Também observa-se que o meio rural tem diminuído sua importância econômica e populacional em certas regiões, no entanto, esses processos (de alteração da importância populacional do meio rural das regiões e das atividades agrícolas no meio rural) não são homogêneos, variando entre e dentro dos estados brasileiros.

Existem várias definições sobre o que é o espaço rural, podendo esse ser definido pelo ponto de vista geográfico, locacional, territorial, entre outros. No entanto, no Brasil, a definição do que é rural, ou não, fica a cargo dos municípios, sendo estabelecido por lei municipal. Assim, não é feita nenhuma referência às funções particulares que diferenciam o espaço rural do espaço urbano. Independentemente do tipo de definição usada para caracterizar o meio rural, percebe-se que, nas últimas quatro décadas, o meio rural brasileiro tem apresentado uma nova dinâmica, gerando uma nova configuração.

O meio rural tem perdido importância para abrigar a população brasileira. Entre os anos de 1970 e 2010, a população rural no Brasil teve uma queda de 27,31%¹. Analisando as grandes regiões brasileiras, verifica-se que as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram quedas nas suas populações rurais com taxas maiores que a brasileira, com diminuições de 55,11%, 47,91%, 40,19%, respectivamente, entre os dois anos citados. A região Nordeste apresentou a menor diminuição relativa de sua população rural, com uma queda de 12,81%. A diminuição na população rural brasileira deve-se, basicamente, aos movimentos migratórios que, até os anos de 1980, apresentaram um crescimento absoluto do saldo populacional que migrou da área rural para a urbana. Porém, a região Norte apresentou um aumento de 112,4% na composição da sua população rural, aumento este ocasionado pelo processo de ocupação da Transamazônica nas décadas de 1970 e 1980 (CAMARANO, ABRAMOVAY, 1999).

¹ Os dados apresentados nessa introdução são retirados dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O rural também tem apresentado uma nova configuração no que diz respeito à ocupação das suas pessoas, com queda do número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas² e com residência no meio rural no século XXI. Em 2000, o Brasil apresentou 8.460.078 pessoas ocupadas em atividades agrícolas e com residência no meio rural. Dez anos depois este número passou para 7.992.481, uma queda de 5,53%. As regiões Nordeste, Sudeste e Sul seguiram esta tendência, com diminuições de 8,88%, 6,65%, 8,99%, respectivamente, no número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas e com residência no meio rural. Ao passo que as regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram aumentos de 11,70% e 8,14%, respectivamente, nesta variável.

Em contrapartida, o número de pessoas ocupadas em atividades não agrícolas e com residência no meio rural aumentou entre os anos de 2000 e 2010. No ano de 2000, o Brasil apresentou 3.692.901 pessoas ocupadas em atividades não agrícolas e com residência no meio rural; já em 2010, esse número passou para 4.417.775, aumento de 19,63%. Esse comportamento foi verificado em todas as grandes regiões, com exceção da região Sudeste, que apresentou uma queda de 2,81% entre 2000 e 2010, no número de pessoas residentes no meio rural e ocupadas em atividades não agrícolas. Pela observação desses dados, verifica-se que o rural não é apenas agrícola, tendência que - de acordo com Silva, Del Grossi e Campanhola (2002) - tem sido verificada desde a década de 1990 e continua no período de 2000 a

Ao averiguar a nova configuração do meio rural para os estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, observa-se que os mesmos têm apresentado os fenômenos acima citados, mas não na mesma intensidade.

A escolha desses estados para a análise deve-se: i) os estados de São Paulo e Paraná são importantes na agropecuária do Brasil. As participações dos setores agropecuários paulista e paranaense no valor adicionado bruto brasileiro no ano de 2010 correspondem à 11,3% e 9,3%, respectivamente. Segundo dados do IBGE (2012), os estados de São Paulo e Paraná possuíam as 2ª e 4ª maiores participações do setor agropecuário no valor adicionado bruto brasileiro, respectivamente, em 2010; ii) os estados do Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás são estados dinâmicos,

² Foram consideradas atividades agrícolas as ocupações na: agricultura, pecuária, caça e serviços relacionados a produção florestal, seguindo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

onde o agronegócio tem alta participação no PIB desses estados. De acordo com Guilhoto et al. (2007), as porcentagens do agronegócio nos PIB dos estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, no ano de 2004, correspondiam à 78,56%, 67,13% e 58,04%, respectivamente; iii) consideram-se também esses estados para a análise porque há vizinhança entre eles, sendo que cada um dos estados escolhidos apresenta, no mínimo, dois estados vizinhos (com fronteiras físicas).

Para o período entre 1991 e 2010, a população rural nos estados de São Paulo, Paraná, Goiás e Mato Grosso do Sul apresentaram quedas de 26,26%, 31,97%, 24,43%, 3,86%, respectivamente; já o estado do Mato Grosso apresentou um aumento na sua população rural de 1,83%. Todos esses estados apresentaram aumentos no número de pessoas ocupadas em atividades não agrícolas e com residência no meio rural. Os estados do Mato Grosso do Sul, Paraná, Goiás, Mato Grosso e São Paulo apresentaram aumentos de 97,13%, 79,36%, 70,34%, 57,82%, 23,39%, respectivamente, no número de pessoas ocupadas em atividades não agrícolas e com residência no meio rural. Em contrapartida, os estados de São Paulo, Paraná e Goiás apresentaram diminuições de 37,70%, 30,74%, 17,71%, respectivamente, no número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas e com residência no meio rural. Mas nos estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul houve aumentos de 5,66% e 1,28%, respectivamente, no número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas e com residência no meio rural. A diminuição da mão de obra agrícola com residência rural foi ocasionada, dentre outros fatores, pela incorporação de modernas tecnologias disponíveis para os agricultores, mecanização do cultivo e pela redução da área cultivada. O aumento no número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas com residência no meio rural nos estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul pode ser explicado pela expansão da sua produção agropecuária.

Apesar da diminuição das atividades agrícolas no meio rural, elas ainda são importantes na ocupação das pessoas com domicílio rural. Do total de pessoas ocupadas e com domicílio rural no Brasil, 64,40% dessas pessoas estavam ocupadas em atividades agrícolas no ano de 2010, porém, esse percentual varia entre os estados. No ano de 2010, as pessoas ocupadas em atividades agrícolas e com domicílio rural nos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás representaram 43,05%, 65,89%, 70,28%, 65,46% e 63,99%, respectivamente,

do número total de pessoas e com domicílio rural. Essas percentagens variam entre os municípios dos estados citados.

Com base nessas informações, observa-se que a dinâmica populacional e econômica no meio rural no Brasil não ocorre de forma homogênea, não podendo-se descrever o meio rural brasileiro bem como o meio rural dos estados acima citados como sendo apenas agrícola e homogêneo em sua dinâmica.

Ao observar o tamanho da população brasileira ocupada em atividades agrícolas, nota-se que sua dimensão é superior ao tamanho de certos mercados de trabalho de países de médio porte populacional (BUAINAIN; DEDECA, 2008) e a presença deste contingente de trabalhadores justifica, por si só, a análise de sua atividade.

Dentro do contexto acima, a presente tese tem como **objetivo geral** analisar a distribuição e os determinantes da intensidade agrícola no meio rural dos municípios dos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás para os anos de 2000 e 2010. A escolha desses anos para análise deve-se à disponibilidade dos dados necessários às estimativas a serem feitas e também porque esses anos correspondem aos dois últimos Censos Demográficos realizados no Brasil, os quais são bastante utilizados na elaboração da tese.

Como **objetivos específicos** têm-se: i) criar um indicador, através do método da análise fatorial, que identifique quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas para o seu meio rural; ii) verificar a existência de uma possível dependência espacial sobre a distribuição do indicador que identifica a intensidade das atividades agrícolas no meio rural, por meio da análise exploratória de dados espaciais³; iii) estimar os determinantes da intensidade das atividades agrícolas no meio rural, representados por um conjunto de variáveis socioeconômicas e espaciais, utilizando como metodologia a econometria espacial, pois os modelos clássicos de regressão linear não levam em conta as consequências dos efeitos espaciais sobre a variável dependente. Esses objetivos específicos visam mensurar quais municípios apresentaram uma maior intensidade de atividades agrícolas no seu meio rural para os anos de 2000 e 2010, verificando, *ex post*, a influência de algumas variáveis explicativas sobre a intensidade de atividades agrícolas no seu meio rural.

³ Caso o método da análise fatorial gere mais do que um indicador, também será realizada uma análise exploratória de dados espaciais nestes indicadores.

É importante ressaltar que a análise referente a esses objetivos específicos será feita utilizando dados em nível de municípios.

Se ocorrem *clusters* diferentes da intensidade das atividades agrícolas no meio rural nas fronteiras dos estados, é possível que a regressão proposta no objetivo específico ii acima não apresente, para cada estado analisado, resultados econométricos tão bons quanto os obtidos para o agregado dos estados analisados. Isto será testado por metodologias econométricas distintas do modelo a ser proposto no capítulo 3.

Compreendem a estrutura da pesquisa, além desta introdução, mais três capítulos e as conclusões. O capítulo dois apresenta uma revisão bibliográfica sobre o tema em análise, o qual permitirá ter um referencial analítico e conceitual para avaliar os resultados estatísticos e econométricos a serem obtidos. O terceiro capítulo apresenta o referencial teórico e a metodologia empregados na tese. No quarto capítulo são apresentados os resultados obtidos. Por último, as conclusões são apresentadas no capítulo cinco, seguidas das referências bibliográficas.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Este capítulo tem por objetivo principal apresentar alguns conceitos relacionados ao meio rural e suas mudanças ao longo do tempo, sendo dividido em três seções. A primeira avalia as definições existentes sobre o que é meio rural, e as compara com a definição usada pelo IBGE (que é a adotada na tese). A segunda seção analisa as novas dinâmicas de atividade econômicas no meio rural, e a terceira seção analisa as mudanças nas ocupações dos residentes no meio rural brasileiro. Como já ressaltado na Introdução, o meio rural abriga, cada vez mais, atividades não agrícolas, as quais podem ser realizadas por pessoas residentes no meio rural ou urbano. Disso decorre a importância da separação das análises das seções 2.2 e 2.3 deste capítulo.

2.1 Definições do meio rural

Verifica-se na literatura uma gama de definições sobre o que é meio rural, podendo ele ser definido pelo ponto de vista geográfico, locacional, territorial, entre outros.

Pela ótica geográfica, o meio rural pode ser medido por algum vetor de distância econômica. Desta forma, irão existir lugares mais isolados do que outros, onde alguns lugares serão “mais rurais” do que outros. Admitindo que a distância econômica se refira aos custos de se superar as barreiras no espaço, ser rural significa operar sobre a desvantagem econômica de se ter custos maiores de deslocamentos (considerando a distância percorrida e as vias de transporte) do que em outros lugares, os quais são “menos rurais” (HITE, 1999).

Já pelo ponto de vista locacional, Wiggins e Proctor (2001, p. 428) alegam que não existe uma definição exata para o termo rural. O meio rural se refere a coisas do campo, o qual se constitui “... pelo espaço onde a infraestrutura dos assentamentos humanos ocupam apenas pequenos espaços de paisagens, as quais são dominadas por campo, pastagens, bosques e montanhas”. Para esses autores, existem três fatores que caracterizam o rural, os quais são: i) abundância de terras; ii) grandes distâncias entre as áreas rurais e as cidades; e, iii) os habitantes que vivem no campo são relativamente mais pobres em relação aos que vivem na cidade.

Para Terluin (2003) e Driven (2004), a delimitação da região rural é uma questão territorial, ou seja, de espaço. Terluin (2003, p.328) a define como sendo "... uma unidade territorial com uma ou mais cidades de tamanho médio ou pequeno, rodeada por grandes áreas de espaço aberto, com uma economia regional, compreendendo atividades agrícolas, industriais e de serviços". Driven (2004), por sua vez, argumenta que a maioria das zonas rurais se caracteriza por uma baixa densidade populacional e por grandes distâncias físicas.

Pode-se ainda citar a visão tradicional, de acordo com Gomez (2001), de que o rural é o local onde a população se ocupa de atividades agropecuárias, sendo composto de espaços com baixa densidade demográfica e baixas condições de bem-estar os quais, por sua vez, geram um atraso tanto material quanto cultural de seus habitantes.

Partindo para a visão da sociologia rural, Sorokin, Zimmerman Y Galpin e Charles (1981) e Baptista (2001) diferenciam o meio rural do urbano a partir de variáveis ocupacionais, ambientais, tamanho das comunidades, densidade populacional, homogeneidade e heterogeneidade das populações, diferenciação, estratificação e complexidade social, mobilidade social, migrações e sistema de integração social. Ainda dentro da sociologia rural, para Miiler e Lullof (1981) a ruralidade está em um âmbito multidimensional e que possui três dimensões: ocupacional, ecológica e sociocultural.

Devido à multidimensão do que é rural, não existe uma definição utilizada universalmente e consagrada a este respeito, e seria "... vã a tentativa de localizar a melhor entre as atualmente existentes" (ABROMAVAY, 2000, p. 2).

Independente das definições utilizadas, pode-se citar um grupo de características que definem o meio rural, as quais são: i) maior relação com a natureza; ii) maiores distâncias em relação aos centros urbanos; iii) menor concentração de pessoas no meio rural, gerando um menor contato social; e, iv) um predomínio de atividades econômicas e ocupações que utilizam recursos naturais (KAGEYAMA, 2008).

No Brasil, a definição do que é rural ou não fica a cargo dos municípios, sendo estabelecido por lei municipal. Este poder foi concedido aos municípios através do Decreto de Lei Nº 311 de 1938, "que teve como uma de suas incumbências promover a delimitação uniforme das circunscrições territoriais do quadro da República" (BISPO; MENDES, 2010, p. 3).

O Decreto de Lei Nº 311 de 1938, segundo Veiga (2001, p. 2), fez

“... com que todas as sedes municipais existentes virassem cidades, independentemente de quaisquer características estruturais ou funcionais. Foram consideradas urbanas todas essas sedes, mesmo que não passassem de ínfimos vilarejos ou povoados. Para futuras cidades seria exigida a existência de pelo menos 200 casas, e para futuras vilas (sedes de distrito), um mínimo de 30 moradias. Mas todas as localidades que àquela data eram cabeça de município, passaram a ser consideradas urbanas, mesmo que sua dimensão fosse muito inferior ao requisito mínimo fixado para as novas”.

A definição do que é rural no Brasil, portanto, é de caráter político e administrativo e, de acordo com Grabois (2001, apud MARQUES, 2002), não é feita nenhuma referência às funções particulares que diferenciam o espaço rural do espaço urbano. Assim, nesta classificação o espaço rural é caracterizado como sendo tudo que não é urbano (MARQUES, 2002). Segundo Veiga (2002), este critério classifica como áreas urbanas as sedes de municípios, áreas com população inferior a 2.000 habitantes, resultando em uma superestimação no grau de urbanização brasileiro.

Desta forma, a definição do meio rural utilizada no Brasil deve ser utilizada com cautela, pois, segundo Marques (2002, p. 109):

“o espaço rural corresponde a um meio específico, de características mais naturais do que o urbano, que é produzido a partir de uma multiplicidade de usos nos quais a terra ou o “espaço natural” aparecem como um fator primordial, o que tem resultado muitas vezes na criação e recriação de formas sociais de forte inscrição local, ou seja, de territorialidade intensa”.

Usando a definição político-administrativa de distrito e de perímetro utilizada pelas cidades que é “... a linha provisória dos espaços juridicamente distintos de um distrito, estabelecida por lei” (KAGEYAMA, 2008, p. 38), o Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE) define como urbano “... os domicílios recenseados nas áreas urbanizadas ou não, correspondentes às cidades (sedes municipais), às vilas (sedes distritais) ou áreas urbanas isoladas” (IBGE, 2002, p. 66).

Por sua vez, o IBGE (2002, p. 66) define o rural, como sendo a

“... área externa ao perímetro urbano de um distrito, composta por setores na seguinte situação: aglomerado rural de extensão urbana; aglomerado rural isolado; aglomerado rural isolado, núcleo; aglomerado rural isolado, outros aglomerados; e, zona rural exclusive aglomerado”.

Esta definição é utilizada para classificar os domicílios brasileiros nas pesquisas oficiais no Brasil e que é a adotada nesta tese.

2.2 Novas dinâmicas de atividades econômicas no meio rural do Brasil

Independentemente do tipo de definição utilizada para o meio rural, é consenso de que ele tem apresentado uma nova dinâmica (que gera uma nova configuração), em especial nas últimas quatro décadas.

A partir da década de 1970, observa-se uma redução no número de pessoas economicamente ativas com ocupações agrícolas e com domicílio rural e, ao mesmo tempo, um aumento no número de pessoas economicamente ativas com ocupações rurais não agrícolas (ORNA) e com residência no meio rural, tanto em países desenvolvidos como nos em desenvolvimento (BALSADI, 2000). Para se entender esta nova configuração, deve-se observar: a modernização e a mecanização das principais culturas⁴; fatores que se relacionam com possíveis crises na agricultura; as novas funções do meio rural; semelhança entre os mercados de trabalho urbano e rural; mudanças na estrutura das famílias rurais; e, mudanças na estrutura das propriedades rurais (BALSADI, 2000). Vejamos cada um desses processos e seus impactos na configuração do meio rural

A modernização agrícola consistiu-se na utilização de máquinas, insumos e técnicas visando o aumento da produtividade da terra e do trabalho. Para Silva (1996), a modernização agrícola é o termo utilizado para designar as transformações na base técnica da produção agrícola no pós-guerra, bem como as modificações na produção no campo e relações capital *versus* trabalho. Com a modernização e o avanço tecnológico e organizacional na produção agrícola, a demanda por mão de obra no meio rural diminuiu (COUTO FILHO, 2007), liberando trabalhadores para outras atividades, não necessariamente agrícolas.

No que diz respeito a possível crise na agricultura, ela pode ocorrer pela queda nos preços das *commodities* agropecuárias; pelo endividamento dos agricultores; pela diminuição no preço das terras e dos demais ativos rurais. Para alguns países, deve-se adicionar a elevação das taxas de juros reais e os desmontes dos instrumentos de política agrícola. Esses fatores têm como consequência uma significativa redução da rentabilidade na atividade agropecuária, contribuindo para a busca de outras fontes de renda familiar (BUTTEL, 1990).

⁴ Na década de 1990, período analisado por Balsadi (2000), ocorria a redução da área cultivada com lavouras, o que foi invertido posteriormente.

Devido às novas funções do meio rural, ele não é mais sinônimo de agrícola, apresentando novas atividades que anteriormente eram ligadas apenas ao meio urbano, como, por exemplo, as atividades ligadas ao lazer, à preservação ambiental e à moradia (MATTEI, 1999).

Saraceno (1997 apud BALSADI, 2000) observa que o meio rural está diversificando suas atividades econômicas, pois o mesmo está atraindo investimentos de empresas relacionadas ao setor industrial e ao de serviços. Este processo aumentou o número de pessoas que não dependem exclusivamente da renda proveniente das atividades agrícolas, tornando ambígua a clássica divisão social do trabalho entre o meio urbano e rural.

Para Balsadi (2000, p. 9), “a antiga concentração das atividades agrícolas nas áreas rurais e da manufatura nas cidades é cada vez menos marcada por uma diferenciação de estrutura das atividades econômicas e sociais desenvolvidas nas áreas urbanas e rurais”.

Encontra-se no meio rural um contingente de pessoas que moram na zona rural e deslocam-se diariamente para os locais de trabalho no meio urbano, o chamado *commuting*, ou seja, deslocamentos pendulares entre os núcleos rurais e urbanos (SOUZA, 2000), os quais tomam esta decisão devido ao custo de vida, a segurança e ao estilo de vida escolhido (BALSADI, 2000). Também é observado o aumento no número de empresas que se instalam em áreas rurais visando a redução de custos com matéria prima e mão de obra, bem como almejando fugir de problemas tipicamente urbanos como, por exemplo, a poluição, congestionamentos e violência (MATTEI, 1999; SILVA; DEL GROSSI, 1997). De acordo com Mattei (1999), esse é um exemplo do transbordamento de atividades urbanas sobre o meio rural tradicional.

A semelhança entre os mercados de trabalho urbano e o rural também já havia sido analisada por Mingione e Pugliese (1987). A entrada das atividades típicas do meio urbano no meio rural alterou a base estrutural da organização social das áreas rurais e da agricultura, pois o indivíduo passou a se dedicar à agricultura em tempo parcial (MINGIONE; PUGLIESE 1987) e surgiu a pluriatividade⁵ (BALSADI, 2000).

⁵ Pluriatividade ocorre quando as famílias rurais praticam a atividade agrícola e a não agrícola dentro e fora da propriedade, recebendo outros tipos de remuneração e receitas (FULLER, 1990). Na definição de Mattei (1999, p.9), a pluriatividade “descreve a agricultura em conjunção com outras atividades externas às propriedades que geram ocupação de mão de obra e novas fontes de rendimento”.

Com a diminuição do tempo dedicado à agropecuária e o aumento das ocupações não agrícolas no meio rural, há uma maior homogeneização dos mercados de trabalhos rurais e urbanos. A pluriatividade e a agricultura em tempo parcial promoveram uma maior articulação entre as atividades agropecuárias e os demais setores da economia no meio rural, um território que já foi essencialmente agrícola e começa a apresentar outras atividades econômicas, que antes eram apenas urbanas (BALSADI, 2000).

As mudanças no modelo de produção industrial⁶ também levaram a uma aproximação dos mercados de trabalho agrícola e industrial. Encontra-se tanto na indústria quanto na agropecuária trabalhadores por conta própria, sazonalidade, trabalho de jovens e mulheres, aumento de pessoas pluriativas (PUGLIESE, 1991).

Segundo Bonano (1989), as semelhanças entre o trabalho rural e o urbano podem ser observadas pelo vínculo do trabalho, pela remuneração do trabalho e pelas características dos trabalhadores. Na primeira semelhança (vínculo do trabalho), os empregos industriais tradicionais eram caracterizados por empregos que duravam o ano inteiro, já os empregos agrícolas eram em grande parte sazonais. Hoje, encontram-se empregos temporários e permanentes em ambos os setores. Na segunda semelhança (remuneração do trabalho), a diferença entre os salários nas atividades agrícola e não agrícolas existe, porém são menores do que no passado. Por fim, na terceira semelhança (características dos trabalhadores) são encontrados em ambos os setores (agrícolas e não agrícola) trabalhadores jovens, mulheres e imigrantes ilegais. Segundo Bonanno (1989), apenas na agricultura encontravam-se essas características dos trabalhadores antes das mudanças no modelo de produção industrial.

Com a mudança da organização social das áreas rurais, devido à entrada de atividades típicas do meio urbano no meio rural, ocorreram mudanças nas famílias rurais.

De acordo com Silva e Del Grossi (1997), com a mudança nas unidades produtivas agrícolas há uma liberação de alguns membros das famílias para se ocuparem em atividades diferentes a sua unidade produtiva, e os membros das

⁶ Pode-se citar, como mudanças no modelo de produção industrial, o paradigma da empresa integrada e flexível, a terceirização da atividade produtiva, a terceirização de atividades de apoio, a sublocação de mão de obra para ser empregada na atividade produtiva e mudanças na organização geral da empresa (SALERNO, 1994).

famílias ocupados em atividades agrícolas têm a sua jornada de trabalho reduzida, podendo combinar a sua produção agrícola com outra atividade externa, sendo ela agrícola ou não. Desta forma, as famílias rurais deixam de depender exclusivamente da renda proveniente das atividades agropecuárias, tornando-se pluriativas, uma vez que exercem mais de uma atividade econômica.

Para Balsadi (2000), as mudanças na estrutura da família rural fazem com que esta família deixe de ser nucleada e orientada utilizando apenas uma estratégia de sobrevivência, baseada apenas na agricultura.

Para Baptista (1994 apud BALSADI, 2000), no começo da década de 1990, devido à queda nos preços das *commodities*, à abertura comercial, às reformas das políticas agrícolas dos países desenvolvidos e à diminuição das políticas agrícolas nos países em desenvolvimento, uma grande parcela das famílias rurais não conseguiu gerar renda suficiente apenas com a sua produção agropecuária destinada para o mercado, levando alguns de seus membros a buscarem novas fontes de rendas, ampliando a procura pelas ocupações rurais não agrícolas (ORNA).

Famílias em um ambiente de risco, como as descritas no parágrafo anterior, possuem incentivos para diversificar sua fonte de renda. Desta forma, famílias rurais alocam trabalho no setor não-agrícola, devido ao retorno deste setor ser maior; e pelo fato da agricultura apresentar certo risco, as famílias rurais preferem gerenciar este risco utilizando estratégias de diversificação de suas rendas (REARDON et al., 2000).

No que diz respeito às mudanças nas propriedades rurais, é observado que várias propriedades rurais de médio e pequeno portes têm apresentado uma diminuição de seus custos de produção, ao transferir uma parte das tarefas e funções do seu processo produtivo a agentes externos. Esse processo recebe o nome de externalização (BALSADI, 2000; LAURENTI, 1996). Pode-se citar como exemplos da externalização a contratação de mão de obra nas colheitas; contratação de empresas especializadas para aplicação de fertilizantes e corretivos, aplicação aérea de defensivos; e, contratação de empresas de serviços de colheita (LAURENTI, 1996). Portanto, a externalização "... libera e "expulsa" para o mercado de trabalho a mão de obra familiar até então ocupada nas explorações agropecuárias" (BALSADI, 2000, p.18).

Para Silva, Del Grossi e Campanhola (2002), com a terceirização das operações mecanizadas, muitos estabelecimentos agropecuários que necessitam de famílias numerosas para dar conta das tarefas do processo produtivo passaram a

necessitar de menos pessoas, surgindo novas atividades agrícolas, mas principalmente novas atividades não agrícolas no meio rural, as quais absorveram a mão de obra excedente.

Além, dos seis fatores expostos anteriormente⁷, Silva, Del Grossi e Campanhola (2002), com base nos trabalhos de Klein (1992) e Weller (1997), apresentam seis dinâmicas econômicas que tendem a aumentar a pluriatividade, e as ocupações rurais não agrícolas (BALSADI, 2001), são elas:

- i) Atividades econômicas que originam-se da produção direta de bens e serviços agropecuários ou de forma indireta, através do processamento, comercialização e transporte e também do consumo intermediário dos insumos não agrícolas utilizados nos processos citados.
- ii) Serviços auxiliares das atividades econômicas derivados da produção de bens e serviços agropecuários, da sua comercialização, processamento e transporte, bem como o consumo intermediário de insumos não agrícolas utilizados nesses processos;
- iii) Atividades que têm origem no consumo final da população rural, incluindo a produção de bens e serviços não-agropecuários tanto de origem rural como urbanas, por exemplo, serviços auxiliares para o consumo de bens urbanos relacionados ao transporte e comércio varejista;
- iv) Atividades provenientes da mão de obra excedente do setor agropecuário, a qual busca emprego não-agrícola tanto nas áreas rurais quanto nas urbanas, sem abandonar a unidade familiar;
- v) Serviços públicos nas áreas rurais;
- vi) A demanda por parte na população urbana de bens e serviços não agrícolas, os quais podem ser produzidos dentro das unidades de produção, por exemplo, demanda por lazer, artesanato, turismo rural, etc.

Para Silva, Del Grossi e Campanhola (2002), a primeira dinâmica está vinculada diretamente às atividades agropecuárias e pode ser dividida em atividades agropecuárias oriundas diretamente dos estabelecimentos agropecuários e atividades

⁷ Modernização e mecanização das principais culturas; fatores que se relacionam com a crise na agricultura; as novas funções do meio rural; semelhança entre os mercados de trabalho urbano e rural; mudanças nas famílias rurais; e, mudanças na estrutura das propriedades rurais.

agroindustriais derivadas do processamento de bens agropecuários. Já as dinâmicas cinco e seis não estão vinculadas às atividades agropecuárias.

Segundo Silva (1997), está cada vez mais difícil separar o meio rural brasileiro do meio urbano, uma vez que o rural pode ser entendido como um “*continuum*” do urbano pela ótica espacial. Já pela ótica da organização da atividade econômica, “as cidades não podem mais ser identificadas apenas com a atividade industrial, nem os campos com a agricultura e a pecuária” (SILVA, 1997, p.1).

Carneiro (1998) argumenta que a delimitação entre as cidades e os pequenos vilarejos ou arraiais está cada vez mais difícil, tendo como base características econômicas e hábitos culturais, porém, este processo não resulta em uma homogeneização entre o rural e o urbano, ou seja, um “*continuum*” entre o rural e o urbano. Esta visão se encontra em sentido contrário à de Silva (1997).

Bispo e Mendes (2010) compartilham com a visão de Carneiro (1998), ao não concordarem com a ideia de que o rural brasileiro é um “*continuum*” do urbano, onde o rural é um espaço que é tanto influenciado quanto influencia o urbano, incorporando valores urbanos, porém, mantendo também seus próprios valores.

Encontram-se, na literatura, indícios de que o meio rural vem diminuindo, sendo o rural identificado cada vez mais com a cidade, sendo submetido à homogeneidade nas suas formas econômicas e sociais, tanto na organização quanto na produção (BISPO; MENDES, 2010).

Junto com a urbanização do meio rural brasileiro há também uma nova configuração do meio rural. Para Silva, Del Grossi e Campanhola (2002), esta nova configuração, denominada de “novo rural”, compõe-se de três grandes atividades. A primeira está baseada em uma agropecuária moderna, produzindo *commodities* e está ligada intimamente às agroindústrias. A segunda atividade está ligada ao conjunto de atividades não agrícolas, por exemplo, as atividades vinculadas à moradia, ao lazer, outras atividades industriais e prestação de serviços. Já a terceira grande atividade compõe-se de um conjunto de novas operações agropecuárias, neste caso, a criação de plantas e animais exóticos, criação de escargot, atividades ligadas a certos nichos de mercados.

2.3 Mudanças nas ocupações dos residentes no meio rural

Outra forma de observar a nova configuração do meio rural brasileiro é verificando a ocupação das pessoas que o residem.

Como trabalhos que analisaram as ocupações do meio rural pode-se citar: Silva e Del Grossi (1997), Laurenti e Del Grossi (2000), Balsadi (2001), Silva, Del Grossi e Campanhola (2002), Maia (2005), Ferreira et al. (2006) e Balsadi e Borin (2006), sendo que todos chegam a conclusões semelhantes. Esses trabalhos evidenciam uma crescente e importante combinação de atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural brasileiro e que o meio rural está deixando de ser um espaço exclusivamente agrícola.

Segundo Ferreira et al. (2006), as principais mudanças na ocupação das pessoas no meio rural ocorreram por conta da mecanização da produção e pela introdução de tecnologias poupadoras de mão de obra, a expansão de área produtiva, o surgimento de novas culturas e variedades com distintos requisitos de manejo, e, não menos importante, o cenário de abertura comercial e financeira da economia brasileira.

Para Silva, Del Grossi e Campanhola (2002), o progresso técnico na produção agropecuária tem proporcionado uma simplificação das tarefas agrícolas, principalmente com a terceirização de operações mecanizadas, levando a uma diminuição no número de pessoas nos estabelecimentos. Este progresso tecnológico induz a criação de novas atividades agrícolas, bem como o aumento de atividades não agrícolas.

Com a integração da agropecuária com os demais setores da economia, a estrutura e a composição do mercado de trabalho do meio rural alteraram-se. De acordo com Mattei (1999, p.7), essas mudanças se traduziram em um

“... aumento do número de agricultores e de seus familiares ocupados em atividades que já não estão mais diretamente relacionadas à produção agrícola especificamente. Surge daí as famílias pluriativas, as quais passam a combinar as atividades agrícolas com as atividades não agrícolas, tanto interna como externamente às propriedades”.

Para Silva (1997, p.4), o indivíduo pluriativo

“... combina atividades agropecuárias com outras atividades não agrícolas, dentro ou fora de seu estabelecimento, tanto nos ramos tradicionais urbano-industriais, como nas novas atividades que vêm se desenvolvendo no meio rural, como lazer, turismo, conservação da natureza, moradia e prestação de serviços pessoais”.

Para Mattei (1999), a pluriatividade confere aos seus indivíduos participantes um duplo caráter, o de empregado e o de trabalhador por conta própria ao mesmo tempo.

Na visão de Schneider e Conterato (2006), a pluriatividade é a combinação de múltiplas ocupações das pessoas pertencentes a uma mesma família, sendo que os membros de uma mesma família residentes no meio rural combinam a atividade agrícola com outras ocupações não agrícolas.

Analizando as ocupações dos residentes rurais para os estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, verifica-se que esses estados têm apresentado os fenômenos acima comentados, ainda que não na mesma intensidade.

Segundo Caiado e Santos (2003), cerca de um terço dos municípios paulistas possuíam algum tipo de ocupação urbana na área rural de seus territórios em 1999, e 12% dos municípios paulistas possuíam indústrias em área rural.

Segundo Balsadi (2001), a demanda de mão de obra na agricultura no estado de São Paulo apresentou uma queda na década de 1990, por conta da incorporação de modernas tecnologias disponíveis para os agricultores. A PEA agrícola em São Paulo passou de 1.261 mil pessoas ocupadas em 1992, para 944 mil em 1998, segundo dados da pesquisa nacional por amostra a domicílio (PNAD).

Silva et al. (1996) demonstram que as tradicionais atividades produtivas agrícolas e pecuárias não são suficientes para explicar a dinâmica do emprego e da população rural no estado de São Paulo, sendo necessário a análise de novas atividades rurais não agrícolas, por exemplo, moradia, turismo, lazer, as quais são consequência da urbanização do meio rural; as atividades de preservação do meio ambiente; e atividades que buscam “nichos” de mercado específicos, por exemplo, olericultura, floricultura, fruticultura de mesa, piscicultura, criação de pequenos animais, como rãs, canários e aves exóticas.

Desta forma, não é possível descrever o meio rural paulista somente como agrário. Existe uma gama de atividades não agrícolas que responde, cada vez mais, pela nova dinâmica populacional do meio rural paulista, onde o emprego nas áreas rurais não pode mais ser explicado apenas a partir do calendário agrícola, da

expansão ou retração das áreas da produção agropecuária (SILVA et al., 1996; BALSADI; BORIN, 2006).

Os trabalhos de Del Grossi (1996), Libardi e Delgado (1999), Souza (2000) e Laurenti (2013) examinam, em especial, a dinâmica das ocupações do meio rural paranaense. Esses autores verificaram uma redução na mão de obra envolvida diretamente nas atividades agrícolas e o aumento no número de ocupações que eram típicas do meio urbano no meio rural.

Del Grossi (1996) verificou que, no período 1981/90, as ocupações não agrícolas, como no comércio e serviços, apresentaram um aumento significativo no meio rural paranaense. Os motivos para esta mudança são a baixa geração e manutenção de ocupações tipicamente agrícolas, e pela remuneração mais elevada dos ramos emergentes.

Souza (2000), ao analisar a evolução das ocupações das pessoas e das famílias agrícolas e rurais no contexto paranaense entre o período de 1981/92 e 1992/97, constatou que os ramos que mais cresceram no meio rural paranaense em termos absolutos foram: prestação de serviços, indústria de transformação, serviços sociais, comércio de mercadorias e indústrias da construção.

A diminuição das ocupações agrícolas ocorre devido ao processo de modernização da agropecuária, o qual se manifesta, entre outras formas, pelo crescimento da mecanização das colheitas das principais culturas absorvedoras de mão de obra, com a diminuição na sazonalidade do emprego. Na década de 1990, devido à abertura comercial, alguns implementos e máquinas, bem como produtos agrícolas, passaram a ser importados, o que provocou um grande impacto sobre o emprego agrícola, diminuindo os últimos redutos de grande uso de mão de obra e gerando graves problemas sociais no estado. Um exemplo dessa questão, no estado do Paraná, foi a liberação da importação de fibras de algodão (SOUZA, 2000).

Laurenti (2013, p. 194) analisa a evolução da ocupação das pessoas no meio rural do Paraná no período entre 2001-2009, e verifica "... a continuidade da expansão da PEA rural ocupada em atividade comercial não agrícola e a retração da PEA ocupada na agricultura mercantil".

Vieira, Vareiro e Ilha (2008) verificaram que, no estado do Mato Grosso do Sul no período de 1998/2006, a PEA rural apresentou uma taxa de crescimento de 5,63% a.a., porém, a PEA agrícola apresentou uma taxa de crescimento negativa, no valor de -1,56% a.a. e a PEA não agrícola apresentou uma taxa de crescimento de 4,49%

a.a.. Ao se decompor esse período em 1998/02 e 2002/06, os autores observaram que a PEA rural ocupada em atividades agrícolas apresentou uma taxa de crescimento negativa de 5,71% a.a. no período 1998/02 e uma taxa positiva de 3,01% a.a. no período 2002/06, ao passo que a PEA rural ocupada em atividades não agrícolas apresentou crescimento positivo no valor de 6,66% a.a. no período de 1998/02 e de 1,83% a.a. no período de 2002/06, sendo que as ocupações não agrícolas que mais cresceram, no período 1998/2006, estavam ligadas às atividades da indústria de transformação, construção civil, transporte e comunicação.

Balsadi (2000b) analisou a evolução das ocupações não agrícolas no meio rural goiano no período de 1981 a 1997. O autor constatou que, entre os anos de 1981 e 1992, a PEA rural ocupada em atividades agrícolas aumentou em 1,5% a.a., enquanto que a PEA rural ocupada em atividades não agrícolas apresentou um aumento de 4,2% a.a. Este período é marcado pela expansão da ocupação dos cerrados goianos com a agropecuária e agroindústrias, refletindo em uma grande oportunidade de empregos para a população rural. Porém, entre os anos de 1992 a 1997, verifica-se uma diminuição na PEA rural ocupada em atividades agrícolas de 5% a.a. Por sua vez, a PEA rural ocupada em atividades não agrícolas continuou crescendo 5,1% a.a.

Para Balsadi (2000b), a redução na PEA rural agrícola goiana é resultado do desmanche da política agrícola, da abertura comercial dos anos 1990, da continuidade do processo de modernização que liberou mão de obra das tradicionais atividades agropecuárias, as quais apresentaram reduções da área total cultivada e enorme aumento da produção, devido aos ganhos de produtividade⁸.

Ao observar a literatura comentada, verifica-se que o meio rural está cada vez mais urbanizado, com uma predominância de ocupações rurais não agrícolas, ou seja, vem ocorrendo uma diminuição na intensidade das atividades agropecuárias no meio rural. Admitindo que o meio rural não é apenas um resíduo do meio urbano, mas apresenta características próprias, a presente tese busca identificar os determinantes da intensidade agrícola para o meio rural em nível municipal para os estados citados anteriormente (São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás).

Toda a literatura revista anteriormente deu muito enfoque às atividades não agrícolas realizadas no meio rural e suas ocupações. A análise desses estudos é feita

⁸ Não foram encontrados trabalhos que pesquisassem as ocupações rurais especificamente no estado do Mato Grosso.

por estados ou entre regiões metropolitanas e não metropolitanas, pois, são utilizados dados da PNAD, a qual não é muito representativa em nível municipal. Pouco se avaliou a intensidade das atividades agrícolas e seus possíveis *clusters* dentro dos estados analisados.

A presente tese se diferencia da literatura analisada, pois, será elaborado um indicador que mensura quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas para o seu meio rural ao nível mais desagregado possível, ou seja, os municípios. A presente pesquisa também se diferencia em relação à bibliografia supracitada, porque será verificado uma possível existência de *clusters* espaciais na intensidade das atividades agrícolas e se estimará modelos econométricos espaciais visando identificar os fatores determinantes da intensidade das atividades agrícolas no meio rural.

Ainda existe uma lacuna na literatura brasileira referente ao uso de modelos econométricos que tenham tentado entender como a **vizinhança** e os **atributos** do contexto em torno do município afetam a intensidade das atividades agropecuárias no meio rural. Assim, esta tese analisa as questões relacionadas às atividades agropecuárias no meio rural, dando enfoque aos aspectos econômicos e locais que possam explicar a intensidade das atividades agropecuárias nos municípios pertencentes aos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás.

3 REFERENCIAL TEÓRICO E METODOLOGIA

Este capítulo, está dividido em quatro partes: a primeira seção apresenta alguns tópicos da Nova Geografia Econômica e que se associam aos aspectos a serem abordados na tese; a segunda parte apresenta o método utilizado para a elaboração do indicador que evidencia quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural; a terceira parte trata da metodologia utilizada para verificar a existência da dependência espacial sobre a distribuição do indicador que mostra quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural; e por fim, a quarta parte apresenta os modelos econométricos espaciais que serão utilizados para estimar os determinantes da intensidade das atividades agrícolas no meio rural e quais variáveis explicativas podem ser usadas.

3.1 Alguns tópicos da Nova Geografia Econômica

A atividade econômica é distribuída de forma heterogênea no espaço e esta não guarda uma relação direta e proporcional em relação às diferentes dimensões físicas das regiões (CUNHA, 2008). No entanto, segundo Silveira Neto (2001), existem algumas regularidades nas tendências à concentração geográfica das atividades econômicas. A chamada Nova Geografia Econômica (NGE) tenta explicar essas regularidades.

Segundo Fujita, Krugman e Venables (2002), a NGE é o estudo de onde ocorre a atividade econômica e por quê. De acordo com Krugman (1998), a NGE é uma análise econômica que tende a explicar a estrutura espacial da economia, utilizando técnicas matemáticas na construção de modelos. Segundo Silva (2011), a NGE é uma vertente do trabalho de Krugman (1991), o qual procura explicar o porquê das atividades industriais se concentrarem em certas regiões ou países, usando as economias de aglomerações.

Antes do surgimento da NGE, os trabalhos de Von Thünen (1966), Weber (1957) e Lösch (1954) já examinavam a economia em um contexto espacial. O trabalho de Von Thünen (1966) examina como a produção de determinadas mercadorias aloca-se ao redor de um mercado (cidade), sendo que as condições de

transporte são importantes para se determinar a produção das mercadorias ao redor desse mercado. Já no trabalho de Weber (1957), a localização das atividades industriais dependeria do custo de transporte, do custo da mão de obra e das forças locais de aglomeração e desaglomeração. Para Lösch (1954), as razões locacionais das firmas estão nos ganhos de escala que uma economia obtém a partir do aumento de sua demanda e que quanto maior é o custo de transporte, menores são os ganhos adicionais de escala.

De acordo com Brakman, Garretsen e Schramm (2002), os modelos citados anteriormente dão enfoque no custo de transporte nas decisões de localização de uma firma. Já a Nova Geografia Econômica leva em consideração tanto o custo de transporte quanto os retornos crescentes de escala. Pela Nova Geografia Econômica, na existência “... de retornos crescentes de escala e com de custos de transporte intermediários as interações de mercado atraem as firmas em direção às regiões caracterizadas por um maior mercado potencial” (SOUZA, 2007, p. 57).

Para a NGE, a concentração das atividades econômicas no espaço é decorrente da ação de duas forças: a centrípeta e centrífuga. As forças centrípetas tendem a promover a concentração geográfica, enquanto que as forças centrífugas, agem no sentido oposto. As forças centrípetas se referem aos efeitos do tamanho do mercado, as economias externas puras e o mercado de trabalho. Já as forças centrífugas se referem aos fatores de produção não móveis (terra), aos aluguéis (renda da terra) e deseconomias puras (KRUGMAN, 1998).

Segundo Fujita, Krugman e Venables (2002), os retornos crescentes de escala ligados ao custo de transporte associam-se as forças centrípeta e centrífuga, chamadas conexões para frente (*forward linkages*) e conexões para trás (*backward linkages*).

Vejamos um exemplo dessas conexões⁹: suponha a existência de duas regiões - Região I e Região II – com o mesmo nível de desenvolvimento. Imagine que uma firma se instale na Região II. Se os trabalhadores se locomovem da Região I para a Região II, o poder de compra da Região II aumenta, expandindo o setor de serviços da Região II, o que, por sua vez, torna a Região II mais atrativa do que a Região I. O efeito final deste deslocamento dependerá da extensão das ligações de demanda, sendo que as ligações de demanda são os efeitos para trás e para frente. Nos modelos

⁹ Exemplo retirado de Cunha (2008).

neoclássicos, esse choque positivo faz com que a renda e a oferta de trabalho se ajustassem rapidamente, rumo a um novo equilíbrio. Porém, na Nova Geografia Econômica, ocorrem desvios desse novo ponto de equilíbrio, devido as conexões para frente para trás.

Pela NGE, as empresas preferem se instalar nas regiões que possuem o maior mercado local (conexão para trás), o grande mercado local atrai novas indústrias produtoras de bens intermediários (conexão para frente). A localização das firmas estabelece um processo de causação circular. Isso ocorre porque as regiões que possuem um elevado número de firmas e produzem uma maior variedade de bens são as regiões que apresentam o maior mercado (SILVA, 2011).

O conceito de externalidade Marshaliana também é muito importante nos estudos das aglomerações, segundo Fujita e Thiesse (2002). As externalidades apontadas por Marshall (1996) são decorrentes da existência de mão de obra especializada, da presença e atração de um conjunto de fornecedores especializados de matéria-prima, componentes e serviços e da disseminação de conhecimentos, habilidades e informações, por meio de transbordamentos locais. Para Fujita e Thiesse (2002), as externalidades capturam o efeito *bola de neve*, em que um número crescente de agentes se reúnem para se beneficiar de uma maior diversidade de atividades e de uma maior especialização

A Nova Geografia Econômica diferencia em dois conjuntos as variáveis que explicam as aglomerações. O primeiro conjunto são as variáveis ditas de primeira natureza, que consideram as condições de clima, solo, pluviosidade, distância, altitude e longitude. Os trabalhos de Glaeser, Scheinkman e Shleife (1995), Gallup, Sachs e Mellinger (1999), Krugman (1993) e Silva (2011) utilizam essas variáveis. Já as variáveis ditas de segunda natureza se referem ao do mercado de trabalho, potencial de demanda e economias externas puras, variáveis ligadas a aspectos socioeconômicos (por exemplo, PIB per capita, emprego, salários, financiamento). Os elementos de segunda natureza são abordados nos trabalhos de Head e Mayer (2003), Redding e Venables (2004), Souza (2007) e Cunha (2008).

O processo de aglomeração pode se iniciar devido aos elementos de primeira natureza e continuar a aglomeração das atividades devido ao processo de causação circular gerado pelos elementos de segunda natureza. Desta forma, ambos os elementos estariam associados ao processo de concentração das atividades (SOUZA, 2007).

3.2 Análise fatorial

A literatura (ver, por exemplo, BALSADI, 2001; LAURENTI; DEL GROSSI, 2000; MAIA, 2005; MATTEI, 1999; OCAÑ-RIOLA; SAÑCHEZ-CANTALEJO, 2005; PEREIRA; PEREIRINHA; PASSOS, 2009; SILVA; DEL GROSSI, 1997; SILVA; DEL GROSSI; CAMPANHOLA, 2002) apresenta várias variáveis que avaliam a ruralidade, a intensidade das atividades agrícolas, o crescimento de ORNAs e da pluriatividade no meio rural. Como um dos objetivos desta tese é criar um indicador que evidencie quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural, há a necessidade de combinar as variáveis citadas na literatura em um único parâmetro. A técnica utilizada para reduzir esse número de variáveis é a da análise fatorial.

A análise fatorial (AF) se refere a uma variedade de técnicas da estatística multivariada cujo objetivo é representar um conjunto de variáveis em termos de um menor número de variáveis hipotéticas (KIM; MUELLER, 1978).

O principal objetivo da análise fatorial é descrever a variabilidade original de um vetor aleatório X em termos de um menor número de m variáveis aleatórias, denominadas de fatores comuns, as quais estão relacionadas com o vetor original X por meio de um modelo linear. Neste modelo, uma parte da variabilidade do vetor aleatório X é atribuída aos fatores comuns, e o restante da variabilidade é atribuído às variáveis que não foram incluídas no modelo, ou seja, o erro aleatório. O que se deseja com a análise fatorial é que as variáveis originais ($X_i, i = 1, 2, \dots, p$) estejam agrupadas em um subconjunto de novas variáveis mutuamente não correlacionadas e que sumariem as informações principais das variáveis originais, as quais são chamadas de fatores ou variáveis latentes (MINGOTI, 2005).

Seja $X_{p \times 1}$ um vetor aleatório com médias $\mu = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_p]'$; $\Sigma_{p \times p}$ uma matriz de covariância; $P_{p \times p}$ uma matriz de correlação; $Z_i = [(X_i - \mu_i) / \sigma_i]$ as variáveis originais padronizadas, sendo que μ_i e σ_i representam, respectivamente, a média e o desvio padrão do vetor aleatório $X_{p \times 1}$; $F_j (j = 1, 2, 3, \dots, m)$ são os fatores comuns; e, I_{ij} as

$\epsilon_{p \times 1}$ é o vetor de erros aleatórios e corresponde aos erros de medida e a variação de Z_i , que não são explicados pelos fatores comuns $F_j (j = 1, 2, 3, \dots, m)$ do modelo. Desta forma, no modelo linear de análise fatorial, a informação das p -variáveis originais padronizadas $(Z_1, Z_2, \dots, Z_p)$ será representado por $(p + m)$ variáveis aleatórias não observáveis, ou seja, $(F_1, F_2, \dots, F_m)$ e $(\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_p)$.

Na análise fatorial, espera-se que os fatores comuns causem uma determinada relação entre as variâncias das variáveis originais padronizadas (Z_i). A variância de Z_i possui duas partes: o primeiro termo é a variabilidade de Z_i explicada pelos m fatores comuns incluídos no modelo de análise fatorial, denominado de “comunalidade”, uma vez que os fatores comuns $F_j (j = 1, 2, 3, \dots, m)$ aparecem em todas as equações do modelo (1) e as variáveis Z_i apresentam uma fonte de variação comum (a “comunalidade” é representada por h_i^2); a segunda parte da variabilidade Z_i é chamada de “unicidade” ou “variância específica” e está associada ao erro aleatório ϵ_i , o qual é específico a cada variável padronizada Z_i , sendo representada por ψ_i (JOHNSON; WICHERN, 2007).

Para a estimação do modelo de análise fatorial, a presente tese utiliza o método dos componentes principais. Utiliza-se esse método uma vez que ele não exige informações ou suposições a respeito da distribuição de probabilidade das variáveis aleatórias. De acordo com Harman (1976), o método dos componentes principais consiste na estimação dos m fatores comuns que maximizam a contribuição dos mesmos para a variância comum ou “comunalidade”. Mais especificamente, o primeiro fator possui o maior percentual de explicação da variância total das p -variáveis; o segundo fator extraído apresenta o segundo maior percentual; e assim sucessivamente, até que toda a variância seja analisada.

O número de fatores comuns utilizados na análise fatorial depende do critério utilizado pelo pesquisador. A presente pesquisa utiliza o critério da raiz latente¹⁰ (*Latent Root Criterion*). Segundo este critério, apenas os fatores comuns que apresentarem uma raiz latente maior que um são significativos, e todos os fatores comuns que apresentarem uma raiz latente menor que um são considerados não significativos e devem ser desconsiderados do modelo (HAIR et al., 2010).

¹⁰ Também denominado de autovalor (*eigenvalue*) ou raiz característica.

Ao estimar os fatores comuns, a interpretação dos mesmos pode ser de difícil entendimento. Isto pode ocorrer devido à aparição de cargas fatoriais ou *loadings* (l_{ij}) com valores próximos em vários fatores comuns. Para simplificar o entendimento pode-se realizar uma rotação dos fatores comuns, mantendo a ortogonalidade dos mesmos. Segundo Hoffmann (2011, p. 231), ao realizar-se uma rotação ortogonal, se deseja obter uma estrutura mais simples, ou seja:

“... obter uma nova matriz pxm de coeficientes dos fatores de maneira que os valores absolutos dos elementos de cada coluna dessa matriz se aproximem, na medida do possível, de zero ou 1. Isso facilita a interpretação dos fatores pois cada um dos novos fatores, após a rotação, deverá apresentar correlação relativamente forte com uma ou mais variáveis e correlação relativamente fraca com as demais variáveis”.

Para a rotação ortogonal, utilizar-se-á nesta tese o critério *Varimax*, desenvolvido por Kaiser (1958). Segundo Abdi (2003), esse método faz com que cada fator possua um pequeno número de cargas fatoriais ou *loadings* (l_{ij}) com valores altos e um grande número de cargas fatoriais com valores pequenos.

Após estimar os fatores comuns $F_j (j = 1, 2, 3, \dots, m)$, relacionados com as variáveis $Z_i (i = 1, 2, 3, \dots, m)$, é necessário calcular os escores fatoriais (*factor scores*) que são valores numéricos para cada elemento amostral. Os escores fatoriais são variáveis de média zero e desvio padrão igual a um, e podem ser utilizados para indicar a posição relativa de cada observação ao conceito expresso pelo fator, assumindo valores positivos a negativos. Valores mais elevados, positivamente, indicam que melhor será a posição daquele elemento amostral naquele fator comum. Os escores fatoriais podem ser utilizados para fins de diagnósticos posteriores como variáveis resposta ou explicativas para algum procedimento estatístico (MINGOTI, 2005; JOHNSON; WICHERN, 2007).

Para cada elemento amostral $k (k = 1, 2, \dots, m)$ o seu escore no fator F_j é calculado por:

$$\hat{F}_{jk} = \omega_{j1}Z_{1k} + \omega_{j2}Z_{2k} + \dots + \omega_{jp}Z_{pk} \quad (3)$$

sendo que $Z_{1k}, Z_{2k}, \dots, Z_{pk}$ são os valores observados das variáveis padronizadas Z_i para o k -ésimo elemento amostral e os coeficientes $\omega_{j1}, \omega_{j2}, \dots, \omega_{jp}$ são os pesos de ponderação de cada variável Z_i no fator F_j .

A estimação dos escores fatoriais será realizado pelo método da regressão demonstrado em Mingoti (2005) e Johnson e Wichern (2007).

Para verificar a adequabilidade da amostra, a literatura sugere dois testes: o *Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)* e o teste de esfericidade de *Bartlett*. O teste *KMO* é um indicador que compara a magnitude dos coeficientes de correlação observados com as magnitudes dos coeficientes de correlação parcial e varia de 0 a 1. Quando se tem correlações parciais muito pequenas, o teste *KMO* terá valor próximo a 1 e indicará perfeita adequação dos dados para a análise fatorial. De acordo com Mingoti (2005), um coeficiente na faixa de 0,5 é inadequado, exigindo medidas de correção. O teste de esfericidade de *Bartlett* é um teste estatístico que determina a presença de correlações entre as variáveis fornecendo a probabilidade estatística de que a matriz de correlações tenha correlações significativas entre pelo menos algumas das variáveis.

3.2.1 Variáveis utilizadas no modelo de análise fatorial

O que se pretende na tese é, primeiro, elencar uma série de variáveis citadas na literatura e possíveis de serem medidas por município e que caracterizam a importância do meio rural, a intensidade das atividades agrícolas no meio rural e a renda não agrícola dos municípios. Isto gera o vetor X_{px1} , o qual será padronizado, gerando o vetor $D(X - \mu)$. A partir dele, obtêm-se os m fatores referentes à equação (2) do item anterior. Identifica-se o fator que melhor mensura a intensidade das atividades agrícolas no meio rural (esse é o nosso indicador de intensidade das atividades agrícolas no meio rural) e reestimá-lo pela equação (3) com dados em nível de município.

O quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas bem como suas fontes para a estimação do vetor X_{px1} da análise fatorial. As variáveis formarão um banco de dados englobando os municípios dos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás para os anos de 2000 e 2010.

Entre os anos de 2000 e 2010 foram criados novos municípios para os estados analisados, sendo então necessária a compatibilização do número de municípios. Esta compatibilização foi realizada utilizando a agregação por Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs), proposta por Reis et al. (2008). Como utilizam-se dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010, foi necessário construir AMCs para esses dois períodos. Utilizando o arquivo “Criação de Municípios” obtido junto ao IBGE, foi possível verificar quais municípios foram criados entre os anos de 2000 e 2010. Desta forma, os 1.509 municípios pertencentes aos estados analisados no ano 2010 foram aglutinados em 1.489 municípios, mesmo número de municípios existentes para os estados analisados no ano de 2000.

Variáveis		Fonte
X1	Proporção do número de domicílios rurais em relação ao número total de domicílios	IBGE - Censo Demográfico
X2	Proporção do número de famílias rurais em relação ao número total de famílias	IBGE - Censo Demográfico
X3	Proporção da população rural em relação à população total	IBGE - Censo Demográfico
X4	Proporção do número de escolas rurais em relação ao número total de escolas	INPE - Censo Escolar
X5	Proporção do número de matrículas rurais em relação ao número total de matrículas	INPE - Censo Escolar
X6	Proporção da PEA rural em relação à PEA total	IBGE - Censo Demográfico
X7	Número de pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo número total de pessoas ocupadas com domicílio rural	IBGE - Censo Demográfico
X8	Número de pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo número total de pessoas ocupadas	IBGE - Censo Demográfico
X9	Número de pessoas ocupadas em atividade agropecuárias com domicílio urbano dividido pelo número total de pessoas ocupadas	IBGE - Censo Demográfico
X10	Número de pessoas ocupadas com domicílio rural dividido pelo número total de pessoas ocupadas	IBGE - Censo Demográfico
X11	Total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas com domicílio rural	IBGE - Censo Demográfico
X12	Total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas	IBGE - Censo Demográfico
X13	Total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio urbano dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas como domicílio urbano	IBGE - Censo Demográfico
X14	Total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas	IBGE - Censo Demográfico
X15	Valor adicionado bruto da agropecuária dividido pela população total (valores em R\$ 1.000)	IBGE – PIB Municipal e Censo Demográfico
X16	Valor adicionado bruto da indústria dividido pela população total (valores em R\$ 1.000)	IBGE – PIB Municipal e Censo Demográfico
X17	Valor adicionado bruto de serviços dividido pela população total (valores R\$ 1.000)	IBGE – PIB Municipal e Censo Demográfico

Quadro 1 - Variáveis e fonte dos dados utilizados no modelo de análise fatorial

A escolha das variáveis citadas no Quadro 1 visou retratar um aspecto importante ao que se deseja analisar, como se explica a seguir.

As variáveis proporção do número de domicílios rurais em relação ao número total de domicílios (X1), proporção do número de famílias rurais em relação ao número total de famílias (X2), proporção da população rural em relação à população total (X3), proporção do número de escolas rurais em relação ao número total de escolas (X4), e a proporção do número de matrículas rurais em relação ao número total de matrículas (X5) indicam a importância da população rural em um município.

Por sua vez, as variáveis proporção da PEA rural em relação à PEA total (X6), número de pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo número total de pessoas ocupadas com domicílio rural (X7), número de pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo número total de pessoas ocupadas (X8), número de pessoas ocupadas em atividade agropecuárias com domicílio urbano dividido pelo número total de pessoas ocupadas (X9) e número de pessoas ocupadas com domicílio rural dividido pelo número total de pessoas ocupadas (X10) representam a importância das atividades agrícolas na geração de ocupações no meio rural.

Já as variáveis total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas como domicílio rural (X11), total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas (X12), total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio urbano dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas como domicílio urbano (X13) e total de rendimento das pessoas ocupadas com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas (X14) representam a intensidade da renda gerada pelas atividades agrícolas no meio rural.

Por fim, as variáveis valor adicionado bruto da agropecuária dividido pela população total (X15), valor adicionado bruto da indústria dividido pela população total (X16) e valor adicionado bruto de serviços dividido pela população total (X17) estão associadas à diversificação de produção municipal.

Uma vez que os valores referentes aos dois anos serão agregados em uma única análise, foi necessário uniformizar a unidade monetária. Os valores monetários foram colocados em reais de 2010 utilizando o IGP-DI geral.

3.3 Análise exploratória de dados espaciais

Uma vez extraídos os fatores comuns F_j e após estimar os seus respectivos escores fatoriais $\hat{F}_{jk}$ para cada um dos municípios dos estados analisados (através da equação 3 do item 3.2), será realizada uma análise exploratória de dados espaciais em cima dos fatores extraídos, dando ênfase no fator que identifica quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural.

Para tanto, utiliza-se a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), que é a coleção de técnicas que descreve e visualiza as distribuições espaciais, identifica as localidades atípicas (*outliers* espaciais) e descobre padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) e sugere diferentes regimes espaciais (ANSELIN, 1995). Para Almeida, Perobelli e Ferreira (2008, p. 39), a AEDE “... trata diretamente dos efeitos decorrentes da dependência espacial e da heterogeneidade espacial”.

Para Uchoa e Menezes (2012, pg. 8) a ideia de dependência espacial

“se relaciona com a ideia de localização relativa e a interdependência entre as regiões e os efeitos transbordamentos de determinadas atividades ou fatores, interdependência esta que pode ter causa tanto nas características dos dados quanto na natureza dos eventos”.

Já a heterogeneidade espacial, na AEDE, está relacionada com a falta de estabilidade de certos parâmetros através do espaço. Especificamente, isto implica que as formas funcionais e os parâmetros podem variar entre as unidades espaciais e que não são homogêneas em todo o conjunto de dados (ANSELIN, 1988).

A heterogeneidade espacial pode ser observável ou não observável. A heterogeneidade não observável é representada por um componente específico à unidade espacial e invariante no tempo. Um exemplo de heterogeneidade espacial não observada é o grau de empreendedorismo em cada região. Existem modelos de efeitos não observáveis que controlam a heterogeneidade espacial não observável. Esses modelos são os de efeitos fixos e aleatórios com dependência espacial. Já a heterogeneidade espacial observável está relacionada a diferentes respostas na forma de diferentes interceptos ou inclinações para cada região. Os modelos que controlam a heterogeneidade espacial observável são os modelos de superfície

tendencial¹¹ ou modelos de regime espacial (ALMEIDA, 2012). A heterogeneidade também pode manifestar-se no termo de erro, através da heterocedasticidade no erro, a qual deve ser tratada. Quando ocorre uma situação que envolve ao mesmo tempo a dependência espacial e a heterocedasticidade, deve-se controlar esses dois efeitos ao mesmo tempo, pois, controlando apenas a dependência espacial e desconsiderando a heterocedasticidade as estimativas serão ineficientes.

1º passo da AEDE

O primeiro passo ao utilizar a AEDE é definir uma matriz de pesos espaciais W . Segundo Almeida, Perobelli e Ferreira (2008, p. 39) “... esta matriz é a forma de se expressar um determinado arranjo espacial das interações resultantes do fenômeno a ser estudado”.

A matriz de peso espacial é uma matriz quadrada de dimensões $n \times n$. Os pesos espaciais são representados por w_{ij} e apresentam o grau de conectividade entre as regiões utilizando algum critério de proximidade, a qual apresenta a influência da região i sobre a região j .

Segundo Almeida (2012), o conceito de matriz de pesos espaciais está baseado na contiguidade, ou seja, é definida de acordo com a vizinhança, a distância geográfica ou socioeconômica, ou uma combinação dos mesmos, sendo que regiões vizinhas possuem uma interação mais forte entre si do que regiões que não são contíguas. As matrizes de peso são determinadas de forma exógena, sendo que os resultados da AEDE são sensíveis à escolha destas matrizes.

As matrizes mais utilizadas pela literatura são as matrizes de contiguidade (como rainha e a torre) e de distância geográfica, pois elas atendem às condições de regularidade impostas pela necessidade de invocar as propriedades assintóticas dos estimadores e dos testes (ALMEIDA, 2012).

Ao adotar a noção de contiguidade, assume-se que os limites das regiões vizinhas diferenciam-se e que as fronteiras entre as regiões podem variar dependendo da associação adotada entre as unidades espaciais. A Figura 1 apresenta um exemplo com dois tipos de configurações de contiguidade.

¹¹ Para maiores detalhes ver López-Hernández e Palacios-Sánchez (2000), López-Hernández, Palacios-Sánchez e Ruiz- Marín (2001) e Chasco (2003).

Figura 1 - Tipos de contiguidade nas unidades espaciais
 Fonte: elaborado pelo autor com base em Anselin (1988).

A partir das grades da Figura 1, a borda comum integrada à célula A e às células vizinhas pode ser considerada em diferentes direções. No tipo rainha, a célula A faz fronteiras com todas as células ao seu redor, fazendo alusão ao movimento da peça “rainha” no jogo de xadrez. No tipo torre, a célula A faz fronteira apenas nas células acima, abaixo, direita ou esquerda, lembrando o movimento da peça “torre” no jogo de xadrez.

A ideia de vizinhança nas matrizes de contiguidade é que duas regiões são vizinhas, caso possuam uma fronteira física comum. A partir do conceito de contiguidade é, então, atribuído o valor igual a um na matriz se duas regiões são vizinhas; caso contrário, é atribuído um valor igual a zero, ou seja:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ e } j \text{ são contíguos.} \\ 0, & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos.} \end{cases}$$

sendo $w_{ii} = 0$, isto é, a região não é considerada vizinha de si própria (ALMEIDA, 2012).

Nas matrizes de distância geográfica, duas regiões próximas geograficamente possuem uma maior interação espacial. Um exemplo de uma matriz de distância geográfica é a matriz dos k vizinhos mais próximos, $w_{ij}(k)$. Esta é uma matriz binária na qual a convenção de proximidade é baseada na distância geográfica, a qual pode ser medida em quilômetros ou milhas, ou seja:

$$w_{ij}(k) = \begin{cases} 1, & \text{se } d_{ij} \leq d_j(k). \\ 0, & \text{se } d_{ij} > d_j(k). \end{cases}$$

sendo que $d_{ij}(k)$ é a distância de corte para a região i , a fim de que a região i tenha k vizinhos, assume-se que $w_{ii}(k) = 0$ (ALMEIDA, 2012).

Como a escolha da matriz de peso espacial ocorre de forma exógena, Almeida (2012) sugere um procedimento adaptado de Baumont (2004) para a escolha da matriz espacial, contornando assim uma possível arbitrariedade na escolha da matriz W . Este procedimento tenta capturar o máximo da dependência espacial e possui os seguintes passos:

- i) Estima-se um modelo clássico de regressão linear;
- ii) Testam-se os resíduos para autocorrelação espacial utilizando o I de Moran para o conjunto de matrizes W ;
- iii) Seleciona-se a matriz de pesos espaciais que tenha o maior valor para a estatística I de Moran e que seja estatisticamente significativo¹².

2º passo da AEDE

O segundo passo da AEDE é verificar se os dados espaciais são distribuídos aleatoriamente. A aleatoriedade dos dados espaciais significa que o valor de um atributo em uma determinada região não dependa dos valores deste atributo em regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012). Para verificar a aleatoriedade dos dados espaciais, testa-se a hipótese de associação espacial global univariada, utilizando a estatística de I de Moran global. O valor do I de Moran global mede o grau de correlação espacial, ou seja, se existe similaridade de valores de uma determinada variável com a similaridade da localização desta mesma variável. Matematicamente, essa estatística é fornecida matricialmente por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{F'WF}{F'F} \quad (4)$$

sendo que n é o número de regiões; F são os escores fatoriais padronizados da equação (3); WF são os valores médios dos escores fatoriais padronizado da equação (3) nos vizinhos, segundo uma determinada matriz de ponderação W ; S_0 é igual à

¹² Nesta tese serão testadas as matrizes rainha, torre, 5 e 7 vizinhos mais próximos utilizando o procedimento de Baumont (2004).

operação $\sum \sum w_{ij}$ significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais W devem ser somados, sendo que um elemento dessa matriz, referente à região i e à região j , é denominado por w_{ij} ¹³.

A hipótese nula que está sendo testada, na estatística I de Moran, é a da existência de aleatoriedade espacial. O I de Moran tem como valor esperado $E(I) = -[1/(n-1)]$. Esse é o valor obtido quando não há padrão espacial nos dados (CLIFF; ORD, 1981). Valores I de Moran maiores (ou menores) que o valor de $E(I)$ indicam autocorrelação espacial positiva (ou negativa). A magnitude do valor da estatística I de Moran “... fornece a força da autocorrelação espacial. Quanto mais próximo de um, mais forte é a concentração; quanto mais próximo de menos um, mais dispersos estão os dados” (ALMEIDA, 2012, p. 108).

Uma autocorrelação espacial positiva (ou negativa) indica que há uma similaridade (dissimilaridade) entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. A autocorrelação espacial positiva indica que, em termos gerais, altos (ou baixos) valores de uma variável de interesse tendem a estar circundados por altos (ou baixos) valores desta variável em regiões vizinhas. Já a autocorrelação espacial negativa indica que, em termos gerais, um alto (ou baixo) valor da variável de interesse de uma região tende a estar circundados por baixos (ou altos) valores desta mesma variável nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012).

Na presente pesquisa, autocorrelação positiva quer dizer que um município com elevado (ou baixo) escore fatorial de um determinado fator tende a estar circundado por municípios vizinhos com elevados (ou baixos) escores fatorais no mesmo fator. Por sua vez, a autocorrelação negativa quer dizer que um município com elevado (ou baixo) escore fatorial de um determinado fator tende a estar circundado por municípios vizinhos com baixos (ou elevados) escores fatorais no mesmo fator.

Como o nome já diz, a estatística I de Moran global é uma medida global. Ela não permite detectar a estrutura da autocorrelação espacial em nível local (regional). Para esse tipo de verificação, foram desenvolvidas técnicas de detecção de autocorrelação local, que analisam a existência de *clusters* espaciais de valores altos ou baixos e quais as regiões que mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial. As técnicas utilizadas são o diagrama de dispersão de Moran (Moran

¹³ Os resultados da equação (4) são apresentados na Tabela 6 do capítulo de resultados.

Scatterplot) e estatísticas *LISA* (*Local Indicator of Spatial Association*). Estas técnicas visam complementar as informações do *I* de Moran global.

Para Anselin (1996), o diagrama de dispersão de Moran apresenta o valor da variável de interesse defasada espacialmente para cada uma das unidades analisadas no eixo vertical e o valor da mesma variável de interesse no eixo horizontal, porém, não defasada espacialmente. O diagrama de dispersão de Moran também apresenta agrupamentos (*clusters*) representando quatro tipos de associação linear espacial entre as regiões e seus vizinhos, os quais são: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). Assim, o diagrama de dispersão de Moran é dividido em quatro quadrantes, como pode ser observado pela Figura 2.

Figura 2: Diagrama de dispersão de Moran
Fonte: elaborado pelo autor com base em Almeida (2012).

Na presente pesquisa, a associação linear espacial do tipo Alto-Alto quer dizer que um município com elevado escore fatorial de um determinado fator apresenta vizinhos com valores também elevados deste escore fatorial. A associação linear espacial do tipo Baixo-Baixo quer dizer que um município com valor baixo do escore fatorial de um determinado fator, apresenta vizinhos com valores deste escore fatorial também baixos. Por sua vez, a associação linear espacial do tipo Alto-Baixo quer dizer que um município com elevado valor do seu escore fatorial para um determinado fator, apresenta vizinhos com valores baixos deste escore fatorial. Por fim, a associação linear espacial do tipo Baixo-Alto quer dizer que um município com valor baixo do escore fatorial de um determinado fator apresenta vizinhos com valores elevados deste escore fatorial.

A estatística *LISA*, também denominada de *I* de Moran Local, mede a contribuição individual de cada observação na estatística *I* de Moran global,

capturando simultaneamente as associações e heterogeneidades espaciais (MILLER, 2004). Matematicamente, essa estatística para a i -ésima observação é fornecida por:

$$I_i = F_i \sum_{j=1}^J w_{ij} F_j \quad (5)$$

em que F_i é o escore fatorial padronizado da i -ésima observação da equação (3); F_j é o escore fatorial padronizado para a j -ésima observação da equação (3); e, w_{ij} são os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, segundo uma determinada matriz de ponderação. De acordo com Anselin (1995), o somatório da estatística $LISA$ é proporcional à estatística de I Moran global, podendo ser interpretado como um indicador de aglomeração espacial local.

De acordo com Anselin (1995), o valor esperado da estatística I_i é fornecido por $E(I_i) = -w_i / (n - 1)$, onde w_i é o somatório dos elementos da linha da matriz de ponderação. Valores I de Moran Local maiores (ou menores) que o valor de $E(I_i)$ indicam autocorrelação espacial positiva (ou negativa).

Para cada observação - nesta pesquisa para cada município - é calculado um I_i , obtendo n valores de I_i , cuja forma mais eficiente de se apresentar é por meio do mapa de significância $LISA$ ¹⁴. O mapa de *clusters* $LISA$ exibe as regiões com estatísticas significativas do I de Moran local e combina essas informações com as informações do diagrama de dispersão de Moran. Sua interpretação é igual à interpretação do diagrama de dispersão de Moran global, por meio dos quadrantes Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

A autocorrelação espacial global pode ser constatada em um contexto bivariado. Neste caso, busca-se descobrir se o valor de uma variável observada em uma determinada região guarda uma associação com os valores de outra variável observada em regiões vizinhas. Em termos formais, a estatística global para duas variáveis diferentes é dada por¹⁵:

$$I^{F_1 F_2} = \frac{n}{S_0} \frac{F_1' W F_2}{F_1' F_2} \quad (6)$$

¹⁴ Também chamado de mapa de *clusters* $LISA$.

¹⁵ Os valores da equação (6) são apresentados na Tabela 7 do capítulo de resultados.

Sendo que F_1 e F_2 são as variáveis padronizadas (neste caso são os escores fatoriais da equação 3) e WF_2 é a defasagem espacial da variável F_2 padronizada.

O valor da equação (6) pode ser positivo ou negativo. Sua interpretação para um valor positivo é a seguinte: os municípios que apresentam um elevado (baixo) valor para uma determinada variável, em geral, tendem a estar rodeadas por municípios com elevado (baixo) valor para uma outra variável. Por sua vez, se esse valor for negativo, significa que: os municípios que apresentam um elevado (baixo) valor para uma determinada variável tendem a estar rodeadas por municípios com baixo (elevado) valor para uma outra variável.

3.4 Econometria espacial

Se for verificada a existência da dependência espacial dos fatores comuns extraídos, utiliza-se a econometria espacial para estimar os determinantes desses fatores comuns, uma vez que os modelos clássicos de regressão linear não levam em consideração as consequências dos efeitos espaciais sobre a variável dependente.

A econometria espacial é um ramo da econometria que tem como objetivo fornecer os métodos quantitativos para especificar, estimar e prever modelos teóricos e empíricos, influenciados pelos efeitos espaciais, podendo seus modelos serem usados em dados de corte transversal ou em dados em painel. Na econometria espacial, o objeto de análise são as regiões, ou seja, bairros, distritos, municípios, microrregiões, mesorregiões, estados e até países. O estudo da econometria espacial surgiu no começo dos anos 1970 na Europa como um campo da ciência regional, mas somente nos anos 1990 a econometria espacial apresentou um grande salto no seu desenvolvimento, ocasionado principalmente pelos impulsos teórico e computacional (ALMEIDA, 2012).

O uso da econometria espacial justifica-se quando os efeitos de dependência espacial e heterogeneidade espacial são considerados tanto em modelos com dados em *cross-section* (corte transversal) quanto em modelos de dados em painel. Se a dependência espacial ou a heterogeneidade espacial não forem abordadas

corretamente, as estimativas serão enviesadas e inconsistentes. No entanto, a econometria espacial corrige tais efeitos.

A presente pesquisa utilizará duas metodologias econométricas espaciais distintas, porém, complementares entre elas na análise dos resultados, para estimar os determinantes desses fatores comuns, são elas: o modelo econométrico espacial com dados em *cross-section* e modelo econométrico espacial com regimes espaciais.

3.4.1 Modelos econométricos espaciais com dados em *cross-section*

Inicia-se a exposição dos modelos econométricos espaciais pelo modelo clássico de regressão linear, o qual representa o processo a-espacial, ou seja, um modelo que não leva em consideração a dependência espacial. Tal modelo pode ser expresso por:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim \text{Normal}(0, \sigma^2 I_n) \quad (7)$$

sendo que: y é um vetor $n \times 1$ de observações da variável dependente (no caso desta tese, y são os escores fatoriais do fator que mensura a intensidade das atividades agrícolas no meio rural), X é uma matriz $n \times k$ de observações das variáveis explicativas exógenas (mais a constante), β um vetor $k \times 1$ de coeficientes da regressão e ε é um vetor $n \times 1$ de termos de erros aleatórios, com média zero e variância constante.

No modelo econométrico espacial incorpora-se o componente espacial, através da inclusão de variáveis defasadas espacialmente. Pode-se usar defasagem espacial na variável dependente, na variável independente, ou no termo de erro. Essas defasagens controlarão a autocorrelação espacial (ou dependência espacial) do modelo.

Em termos gerais, os modelos econométricos espaciais mais comuns são: o modelo de defasagem espacial e o modelo de erro autorregressivo espacial¹⁶ (LESAGE; PACE, 2009). Esses modelos apresentam um alcance global, no sentido

¹⁶ Existem outros modelos espaciais tais como: modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo, modelo regressivo cruzado espacial, modelo de Durbin espacial, entre outros. Maiores detalhes desses modelos estão disponíveis em Anselin (1988), Lesage e Pace (2009) e Almeida (2012).

de que um impacto gerado pela variável dependente y na região i leva a uma transmissão deste impacto para o restante das regiões vizinhas por intermédio do multiplicador espacial, ocorrendo, então, o efeito transbordamento. A seguir, realiza-se uma descrição desses dois modelos¹⁷.

No modelo de defasagem espacial ou modelo SAR¹⁸, a variável dependente y apresenta interação entre as regiões vizinhas i e j . Almeida (2012) exemplifica que este processo poderia ocorrer quando há uma inovação tecnológica que afeta a produção e que esteja se difundindo através das regiões por meio da imitação. Matematicamente, esse modelo pode ser expresso por:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

em que y é um vetor de tamanho $nx1$ de observações sobre a variável dependente, que nesta pesquisa corresponderá ao escore fatorial escolhido $\hat{F}_{jk}$ (ver equação 3 no capítulo 3), Wy é um vetor de tamanho $nx1$ de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é o coeficiente autorregressivo espacial, X é a matriz nxk de observações sobre as variáveis explicativas exógenas (mais a constante) com vetor associado $kx1$ de coeficientes de regressão β e ε é um vetor $nx1$ de termos de erros aleatórios, com média zero e variância constante.

O modelo de defasagem espacial expresso pela equação (8) é especificado para que o valor da variável dependente observado em uma determinada região seja determinado pela média dos valores da variável dependente observados na vizinhança (Wy), pelos valores das variáveis explicativas exógenas (X) e que sejam influenciados aleatoriamente por um termo de erro (ε) (ALMEIDA, 2012). No modelo de defasagem espacial a variável dependente nas regiões vizinhas i e j apresentam uma interação espacial entre si.

Na equação (8), se $\rho > 0$, existe autocorrelação espacial global positiva. Isso significa que um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas aumenta (diminui) o valor de y na região i . Porém, se $\rho < 0$ existe autocorrelação espacial global negativa, ou seja, um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas diminui (aumenta) o valor de y na

¹⁷ O resultado desse modelo encontra-se na seção 4.4.1.

¹⁸ Do inglês *Spatial Auto Regressive*.

região i (KLIER; MCMILLEN, 2008). O coeficiente autorregressivo espacial ρ deve-se situar no intervalo $\frac{1}{\lambda_{\min}} < \rho < \frac{1}{\lambda_{\max}}$, em que $\lambda_{\min}$ e $\lambda_{\max}$ são o menor e o maior autovalores da matriz de peso espacial W , respectivamente (ANSELIN; FLORAX, 1995).

O modelo de defasagem espacial não pode ser estimado usando o procedimento dos mínimos quadrados ordinários, por conta da endogeneidade do regressor Wy , devendo então ser estimado pelo método da máxima verossimilhança, entretanto, apenas quando houver a normalidade dos erros. Quando os erros não forem normalmente distribuídos deve-se estimar o modelo pelo método das variáveis instrumentais (ALMEIDA, 2012).

O modelo de erro autorregressivo ou modelo de erro espacial ou modelo SEM¹⁹ é expresso por:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \xi \\ \xi &= \lambda W\xi + \varepsilon \end{aligned} \tag{9}$$

em que ξ é um vetor $nx1$ dos termos de erro, $W\xi$ são os erros defasados espacialmente, λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial o qual acompanha a defasagem $W\xi$, e ε é o termo de erro aleatório com média zero e variância constante. Neste modelo, os erros associados com qualquer observação ξ são uma média dos erros nas regiões vizinhas mais um componente de erro aleatório ε .

No modelo de erro espacial, a dependência espacial ocorre no termo de erro, caracterizada por uma estrutura autorregressiva de ordem um. Para Almeida (2012), o padrão espacial manifestado no termo de erro é fornecido pelos efeitos não modelados devido a uma inadequada medida. O termo de erro na equação (9) não é distribuído aleatoriamente entre as regiões, mas sim, distribuído de forma autocorrelacionada espacialmente entre as regiões.

No modelo SEM, o termo do erro da região i está correlacionado com o erro na região j , no qual a dependência espacial manifesta-se no termo de erro e não na variável dependente. Cita-se como exemplo deste processo espacial a influência de

¹⁹ Do inglês *Spatial Error Model*.

uma praga na lavoura em uma função de produção. A propagação da praga na lavoura é um efeito não modelado, porém, com um padrão espacial, o qual não influencia as variáveis explicativas, mas influencia a variável dependente. Neste caso, a dependência espacial ocorre no termo de erro (ALMEIDA, 2012).

O modelo de erro espacial deve ser estimado pelo método da máxima verossimilhança para obter estimativas consistentes, entretanto, apenas quando os erros forem normalmente distribuídos, caso contrário deve-se utilizar o método dos Momentos Generalizados proposto por Kelejian e Prucha (1999).

3.4.2 Modelos econométricos espaciais com regimes espaciais

Os dois modelos econométricos espaciais apresentados anteriormente (equações 8 e 9) levam em consideração apenas a autocorrelação espacial, não modelando a heterogeneidade espacial.

Existem casos em que a hipótese de uma relação fixa entre as variáveis explicativas e a variável dependente, mantida em toda a amostra, não é sustentável (CHASCO, 2003). Certos modelos não podem ser ajustados para toda a amostra, mas apenas para alguns subconjuntos desta amostra. Este subconjunto, deve ser definido por algum critério geográfico, os quais são denominados regimes espaciais.

A ideia central dos modelos econométricos espaciais com regimes espaciais é que existem respostas distintas dependendo dos subconjuntos da amostra, sendo que "... cada regime espacial representa uma parte do conjunto de dados que exhibe uma determinada resposta ao fenômeno" (ALMEIDA, 2012, pg. 319). Neste caso, tanto a autocorrelação quanto a heterogeneidade espacial são modeladas, de modo que a heterogeneidade espacial é manifestada em diferentes interceptos e inclinações da regressão. Formalmente, este modelo com h regimes espaciais é representado por:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & X_h \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_h \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \vdots \\ \xi_h \end{bmatrix} \quad \xi \sim \text{Normal}(0, \Omega) \quad (10)$$

Nesse modelo, o conjunto de observações é dividido em h partes, utilizando uma variável indicadora discreta. Mantendo esta estrutura em mente, a notação fornecida em (10) pode ser simplificada, tal como:

$$y^* = X^* \beta^* + \xi^* \quad (11)$$

sendo que y^* , X^* , β^* e ξ^* correspondem aos vetores e matrizes da expressão (10).

Assim, tendo por referência os modelos econométricos espaciais vistos anteriormente (com defasagem espacial e com erro espacial), é possível escrever um modelo de defasagem com regimes espaciais ou então, um modelo de erro espacial com regimes espaciais. A partir da equação (11) obtém-se o modelo de defasagem (equação 12) e o modelo de erro espacial (equação 13), expressos por:

$$y^* = \rho W y^* + X^* \beta^* + \xi^*, \quad (12)$$

$$\begin{aligned} y^* &= X^* \beta^* + \xi^* \\ \xi^* &= \lambda W \xi^* + \varepsilon. \end{aligned} \quad (13)$$

A estimação do modelo de defasagem com regimes espaciais e do modelo de erro espacial com regimes espaciais segue os mesmos procedimentos de suas versões sem regimes espaciais vistos na seção anterior²⁰.

Nos modelos com regimes espaciais deve-se avaliar a estabilidade estrutural dos coeficientes do modelo através do teste de Chow espacial. Esse teste é baseado na comparação da soma dos quadrados dos resíduos de uma regressão, usando todo o conjunto de dados, com a soma dos quadrados dos resíduos, obtidos quando todo o conjunto de dados é dividido em subamostras (ALMEIDA, 2012). O teste de Chow espacial é dado por:

$$C = \left\{ \frac{(e_R' e_R - e_{IR}' e_{IR}) / k}{(n - 2k)} \right\} \quad (14)$$

²⁰ O resultado desse modelo encontra-se na seção 4.4.2.

em que e_R é o resíduo por MQO do modelo restrito na subamostra, e e_{IR} é o resíduo por MQO do modelo irrestrito com toda a amostra. O teste de Chow espacial apresenta as seguintes hipótese nula e alternativa, respectivamente:

$$H_0: y = X\beta + \varepsilon \quad (15)$$

$$H_1: y = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & X_m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_m \end{bmatrix} + \varepsilon$$

O teste de Chow espacial permite verificar a estabilidade estrutural dos coeficientes da regressão através dos regimes espaciais, isto é, $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m$. Esse teste segue uma distribuição F com k e $(n-mk)$ graus de liberdade.

A ideia do teste de Chow espacial é que se ele for estatisticamente significativo, rejeita-se a hipótese de uma regressão com todos os dados conjuntamente a favor de uma regressão com distintos (h) regimes espaciais.

3.4.3 Variáveis utilizadas no modelo econométrico a ser estimado

Nessa seção são apresentadas as variáveis utilizadas para mensurar os determinantes dos escores fatoriais da intensidade das atividades agrícolas no meio rural.

Definiu-se como variável dependente os escores fatoriais ($\hat{F}_{jk}$) do fator que identifica quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural.

Considerando os conceitos de primeira e de segunda natureza, vistos na seção 3.1, e a disponibilidade de dados em nível de municípios para os estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, foram utilizadas as

seguintes variáveis explicativas da intensidade das atividades agrícolas na estimação dos modelos econométricos espaciais representados pelas equações (8), (9), (12) e (13) da seção 3.4.1 (o subscrito k indica cada município):

- ✓ $fint_k$ = **Valor total do crédito agrícola para custeio**. O valor total do crédito agrícola para custeio é obtido para os anos de 2000 e 2010 sendo esse dado disponível no Banco Central. Essa variável está medida em mil reais e será deflacionada pelo IGP-DI geral (base 2010). Espera-se que esta variável apresente sinal positivo nas regressões, pois, à medida que se disponibilize mais crédito à agropecuária esta será mais intensa na região.
- ✓ $vpaaek$ = **Valor da produção agrícola dividido pela área explorada**. O “Valor da produção agrícola” é o somatório do valor das lavouras permanente e temporária, do valor da produção animal, do valor da produção da silvicultura e do valor da produção da exploração vegetal, obtidas para os anos de 2000 e 2010. Esses valores são retirados das publicações Produção Agrícola Municipal, Pesquisa Pecuária Municipal e da Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura, todas do IBGE. A “área explorada” é definida como sendo o somatório das áreas com lavoura temporária e permanente, da área com pastagens naturais e plantadas e da área com matas naturais e plantadas, obtidas para os anos de 1996 e 2006, disponível no Censo Agropecuário. A variável $vpaaek$ representa a produtividade da terra. Espera-se encontrar um sinal positivo do coeficiente associado a essa variável, uma vez que, com o aumento da produtividade da terra, têm-se um aumento no rendimento das pessoas ocupadas nas atividades agropecuárias, aumentando a intensidade das atividades agrícolas.
- ✓ $aeate_k$ = **Área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários em %**. As informações para calcular esta variável são obtidas para os anos de 1996 e 2006, disponível no Censo Agropecuário. Espera-se que o coeficiente associado a esta variável apresente sinal positivo, pois, com o aumento da área explorada, têm-se uma expansão da produção agrícola o que, por sua vez, leva a um aumento na intensidade das atividades agrícolas no meio rural. A seguir se explicará como os valores de 1996 e 2006 serão extrapolados para 2000 e 2010, respectivamente.
- ✓ $arnagri_k$ = **Área não agrícola**. Estimou-se o valor da “área não agrícola” como sendo o somatório da área urbana com a área das unidades de conservação.

Como *proxy* para a área urbana utilizou-se os resultados de um estudo da EMBRAPA disponível em Miranda, Gomes e Guimarães (2005), o qual estimou a área efetivamente urbanizada do Brasil, integrando dados censitários, imagens de satélite, procedimentos estatísticos e de geoprocessamento para o ano de 2000²¹. A área de unidade de conservação é o somatório das áreas de proteção integral e das unidades de uso sustentável para os anos de 2000 e 2010, cujos dados foram obtidos no Ministério do Meio Ambiente, das Secretarias do Meio Ambiente dos estados de São Paulo, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás e do Instituto Ambiental do Paraná. Essa variável $arnagri_k$ é medida em Km². Espera-se que o coeficiente associado a esta variável apresente sinal negativo, porque, com o aumento das áreas urbanas e das áreas de conservação ambiental, as áreas destinadas ao plantio e pastagens serão menores, diminuindo a intensidade das atividades agrícolas no meio rural.

- ✓ $distcap_k$ = **Distância do município i até a capital do seu estado**. Esta variável é medida em Km² e foi obtida no site do IPEADATA. Espera-se encontrar um sinal positivo para o coeficiente associado a essa variável, uma vez que, quanto mais afastado for o município i da capital do seu estado, um número menor de atividades não agrícolas (atividades ligadas às indústrias e comércios) devem estar disponíveis no município, aumentando o número de pessoas ligadas às atividades agrícolas, o que, por sua vez, aumentaria a intensidade das atividades agrícolas no município.
- ✓ $pluvc_k$ = **Densidade Pluviométrica (chuva)**. A variável climática precipitação total anual ($pluvc$), em mm, é uma variável categórica e foi classificada em seis categorias, a saber: o valor 1 informa uma precipitação anual entre 1.200 e 1.399 mm, o valor 2 indica um intervalo entre 1.400 e 1.599 mm por ano; o valor 3 representa uma faixa entre 1.600 e 1.799 mm; o valor 4 denota precipitação entre 1.800 e 1.999 mm anuais; o valor 5 denota a precipitação entre 2.000 e 2.499 mm e o valor 6 denota a precipitação entre 2.500 e 3500 mm. Trabalhos como Parré (2013), Pavan (2013) e Pinheiro (2007) utilizaram este tipo de classificação. Esses dados foram obtidos junto ao Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE)²².

²¹ O estudo completo juntamente com o banco de dados com as áreas efetivamente urbanizadas para o ano de 2000 encontra-se disponível no site <http://www.urbanizacao.cnpm.embrapa.br/index.html>.

²² Os valores da densidade pluviométrica por município encontram-se disponíveis no site <https://www.dsr.inpe.br/laf/series/index.php>

Espera-se que o sinal do coeficiente associado a essa variável seja positivo, pois, quanto maior a pluviosidade, maior a intensidade das atividades agrícolas

As variáveis área explorada, área total dos estabelecimentos agropecuários e área não agrícola merecem uma atenção especial.

As variáveis área explorada e área dos estabelecimentos agropecuários estão disponíveis para os anos de 1996 e 2006, sendo necessário trazê-las para os anos de 2000 e 2010. Vejamos como foram atualizadas estas duas variáveis:

- i) Foi necessário compatibilizar o número de municípios de 1996 para o ano de 2006, pois, entre esses anos, foram criados novos municípios. Por exemplo, o município de Arco-Íris no estado de São de Paulo foi desmembrado do município de Tupã em 1997. Após verificar quais municípios foram desmembrados e a partir de quais municípios eles foram criados, foi calculada a participação das áreas municipais do município desmembrado e do município de origem na soma de suas respectivas áreas municipais, por exemplo, em 1996 o município de Tupã possuía uma área de 890,9 km². Com a criação do município de Arco-Íris em 1997, a área municipal de Tupã passou para 629 km² enquanto que o município de Arco-Íris ficou com 261,9 km². Neste exemplo, os atuais municípios de Tupã e Arco-Íris possuem participações de 71% e 29%, respectivamente, da área original. Foram então aplicados esses percentuais nas variáveis área explorada e área dos estabelecimentos agropecuários, para se chegar numa *proxy* para os valores de cada município desmembrados para o ano de 1996. Por exemplo, foi aplicado o percentual de 29% em cima do valor da área explorada e área dos estabelecimentos agropecuários do município de Tupã em 1996 para se obter uma *proxy* para as variáveis área explorada e da área dos estabelecimentos agropecuários para o município de Arco-Íris no ano de 1996;
- ii) Foi calculada a taxa geométrica de crescimento anual (TGC) dessas duas variáveis entre os anos de 1996 e 2006, e em seguida foi aplicada esta taxa nas seguintes fórmulas, $Valor_{2000} = Valor_{1996} \times (1 + TGC)^4$ e $Valor_{2010} = Valor_{2006} \times (1 + TGC)^4$, para se obter os valores da área explorada e área dos estabelecimentos agropecuários para os anos de 2000 e 2010, respectivamente.

A variável área não agrícola é o somatório da área urbana com a área das unidades de conservação. Os valores da área efetivamente urbana estavam disponíveis apenas para o ano de 2000. Foi, então, calculada a taxa geométrica de crescimento anual da densidade demográfica entre os anos de 2000 e 2010 e aplicada esta taxa na fórmula $Valor_{2010} = Valor_{2000} \times (1 + TGC)^{10}$, para se obter o valor da área efetivamente urbana para o ano de 2010.

Na variável área das unidades de conservação, foram encontradas unidades de conservação que abrangiam mais de um município. Para controlar tal problema foi adotado o seguinte procedimento: i) foram somadas as áreas municipais dos municípios que apresentavam a mesma unidade de conservação; ii) foi dividida a área da unidade de conservação pela soma das áreas municipais dos municípios que apresentavam esta unidade de conservação, gerando um percentual; iii) foi aplicado este percentual para cada uma das áreas dos municípios que apresentavam a mesma unidade de conservação. Vejamos um exemplo deste procedimento. A área de proteção de Cabreúva no estado de São Paulo possui uma extensão de 371,84 Km². Essa unidade de conservação abrange os municípios de Cabreúva, Indaiatuba, Itu e Salto. Esses municípios possuem as seguintes áreas municipais no ano de 2000: 259,8 km², 310,6 km², 640 km² e 134,2 Km², respectivamente. A Soma das áreas desses municípios corresponde a 1.344,6 km². Foi então, dividida a área da unidade de conservação (371,84 km²) pela soma da área municipal desses municípios (1.344,6 km²), gerando o percentual de 0,2765. A seguir, foi aplicado este percentual em cada uma das áreas dos municípios que abrangem essa unidade de conservação, gerando as seguintes áreas de proteção para os municípios de Cabreúva, Indaiatuba, Itu e Salto: 71,85 km², 85,89 km², 176,99 km² e 37,11 km², respectivamente.

Todas as variáveis que compõem o modelo econométrico são resumidas no Quadro 2 juntamente com os sinais esperados sobre um escore fatorial que indique a intensidade das atividades agrícolas e a fonte de dados das variáveis.

Variáveis		Descrição	Natureza das variáveis	Sinal esperado do seu coeficiente	Fonte
<i>Dependente</i>	F_{jk}	Escores fatoriais do fator que identifica quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural			Resultados da análise multivariada
<i>Independentes</i>	<i>fint</i>	Valor do total de crédito agrícola para custeio (Mil reais)	Segunda natureza	+	BACEN
	<i>vpaae</i>	Valor da Produção Agrícola dividido pela área explorada (Mil reais por HA)	Segunda natureza	+	IBGE- Censo Agropecuário
	<i>aeate</i>	Área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos (%)	Segunda natureza	+	IBGE- Censo Agropecuário
	<i>arnagri</i>	Área não agrícola (soma da área urbana com área das unidades de conservação - Km ²)	Segunda natureza	-	EMBRAPA e outras fontes ²³
	<i>distcap</i>	Distância do município i até a sua capital (Km)	Primeira natureza	+	IPEADATA
	<i>pluvc</i>	Variável categórica assumindo valores de 1 a 6. Sendo que a variável com valor 1 informa uma precipitação anual entre 1.200 e 1.399 mm; o valor 2 indica um intervalo entre 1.400 e 1.599 mm por ano; o valor 3 representa uma faixa entre 1.600 e 1.799 mm; o valor 4 denota precipitação entre 1.800 e 1.999 mm anuais; o valor 5 denota a precipitação entre 2.000 e 2.499 mm; e o valor 6 denota a precipitação entre 2.500 e 3.500 mm..	Primeira natureza	+	INPE

Quadro 2 - Resumo das principais características das variáveis dependente e explicativas do modelo econométrico

3.4.4 Procedimentos para a especificação da regressão espacial

Visando testar o impacto dos efeitos de vizinhança e melhorar o entendimento da dinâmica espacial nas atividades agrícolas no meio rural, será estimado o seguinte modelo econométrico sem a consideração dos efeitos espaciais:

$$F_{jk} = \beta_0 + \beta_1 fint_k + \beta_2 vbpaee_k + \beta_3 aeate_k + \beta_4 arnagri_k + \beta_5 distcap_k + \beta_6 pluvc_k + \varepsilon_k, \quad (16)$$

sendo que F_{jk} é o escore fatorial do fator que identifica quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural; $fint_k$ denota o valor total do crédito agrícola para custeio; $vpaae_k$ é o valor da produção agrícola dividido pela área explorada; $aeate_k$ é a área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários; $arnagri_k$ representa a área não agrícola; $distcap_k$ é

²³ Têm-se como outras fontes o Ministério do Meio Ambiente, das Secretárias do Meio Ambiente dos estados de São Paulo, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás e do Instituto Ambiental do Paraná.

a distância do município i até a capital do seu estado; $pluvck$ denota os dados da densidade pluviométrica; e, por sua vez, ε_k é o termo de erro *i.i.d*; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ são os coeficientes a serem estimados.

Em relação aos modelos que consideram os efeitos espaciais, serão utilizados nesta tese o modelo SAR (equação 17) ou o modelo SEM (equação 18):

$$F_{jk} = \alpha_0 + \rho WF_{jk} + \alpha_1 fint_k + \alpha_2 vbpaek + \alpha_3 aeate_k + \alpha_4 arnagri_k + \alpha_5 distcap_k + \alpha_6 pluvck + \varepsilon_k, \quad (17)$$

$$F_{jk} = \gamma_0 + \gamma_1 fint_k + \gamma_2 vbpaek + \gamma_3 aeate_k + \gamma_4 arnagri_k + \gamma_5 distcap_k + \gamma_6 pluvck + \xi_k$$

$$\xi_k = \lambda W \xi_k + \varepsilon_k, \quad (18)$$

sendo que WF_{jk} é o escore fatorial do fator defasado espacialmente que identifica quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural; ρ é o parâmetro autorregressivo espacial; λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W \xi_k$.

As equações (17) e (18) serão estimadas utilizando as duas metodologias econométricas espaciais apresentadas anteriormente (modelo econométrico espacial com dados em *cross-section* e modelo econométrico espacial com regimes espaciais) e fazendo uso do pacote estatístico PySAL²⁴.

Trabalhando com econometria espacial é necessário especificar o modelo econométrico no contexto espacial, isto é, deve-se selecionar as variáveis defasadas espacialmente ($WF_{jk}, W \xi_k$) a serem inseridas no lado direito das equações (17) ou (18) para poder controlar uma possível dependência espacial dos resíduos, o que, por sua vez, determina a escolha do modelo espacial.

A escolha das variáveis defasadas é realizada utilizando dois tipos de testes: o teste difuso e o teste focado (FLORAX; GRAFF, 2004).

O teste difuso é uma adaptação do teste de I de Moran, no contexto da análise de regressão linear. O teste difuso avalia apenas a existência de uma possível

²⁴ PySAL é uma biblioteca de código aberto de funções de análise espaciais escritos em Python. Esse pacote foi desenvolvido pelo centro GeoDa para Análise Geoespacial e Computação. Maiores detalhes sobre esta biblioteca ver Rey e Anselin (2007).

autocorrelação espacial nos resíduos, não indicando o tipo de autocorrelação espacial na regressão. Esse teste é calculado por (ANSELIN, 1988):

$$I = \frac{e'We}{e'e} \quad (19)$$

em que: $e = y - X\hat{\beta}$ (os resíduos), $\hat{\beta}$ o estimador por mínimos quadrados ordinários (MQO) e W é uma matriz de peso espacial normalizada na linha. A hipótese nula do teste é que os resíduos da regressão estimada por MQO são distribuídos aleatoriamente no espaço, contra a hipótese alternativa de que há dependência espacial nos resíduos. O teste difuso não fornece nenhuma informação para a escolha do modelo econométrico espacial

O teste focado baseia-se no tipo multiplicador de Lagrange. Este teste fornece uma indicação do tipo de autocorrelação espacial na formulação da hipótese alternativa.

São utilizados quatro testes do tipo multiplicador de Lagrange (ANSELIN, 1988; ANSELIN; FLORAX, 1995; ANSELIN et al., 1996): i) o teste do multiplicador de Lagrange para o modelo de defasagem espacial ($ML\rho$); ii) o teste do multiplicador de Lagrange para o modelo de erro autorregressivo espacial ($ML\lambda$); iii) o teste do multiplicador de Lagrange para o modelo de defasagem espacial em sua forma robusta ($MLR\rho$); iv) e o teste do multiplicador de Lagrange para o modelo de erro autorregressivo espacial em sua forma robusta ($MLR\lambda$). A diferença entre os dois primeiros testes do multiplicador de Lagrange para os testes do multiplicador de Lagrange robusto é que o último apresenta um maior poder de especificação do modelo espacial. O Quadro 3 apresenta a hipótese nula, a hipótese alternativa e a restrição imposta para cada teste.

Testes Focados	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Restrição
$(ML\rho)$ e $(MLR\rho)$	$\rho = 0$	$\rho \neq 0$	$\lambda = 0$
$(ML\lambda)$ e $(MLR\lambda)$	$\lambda = 0$	$\lambda \neq 0$	$\rho = 0$

Quadro 3 - Hipóteses nula e alternativa e a restrição imposta para os testes multiplicador de Lagrange

Com base nos testes difuso e focado, Florax, Flomer e Rey (2003) apresentam os seguintes procedimentos para identificar o modelo espacial a ser utilizado:

- i) Deve-se estimar o modelo de regressão pelo método dos mínimos quadrados ordinários sem a presença do componente espacial (equação 16);
- ii) Deve-se testar a hipótese de autocorrelação espacial utilizando o teste do multiplicador de Lagrange para o modelo de defasagem espacial $(ML\rho)$ ou para o modelo de erro autorregressivo espacial $(ML\lambda)$. Através destes testes verifica-se se há a necessidade de utilizar um componente espacial no modelo a ser estimado;
- iii) Se ambos os testes $(ML\rho)$ e $(ML\lambda)$ não forem estatisticamente significativos, deve-se estimar o modelo pelo método dos mínimos quadrados ordinários sem o componente espacial, pois não há presença de autocorrelação com defasagem espacial e nem de autocorrelação com erro espacial;
- iv) Havendo significância estatística em ambos os testes, deve-se estimar o modelo que apresentar a maior significância dos testes em sua forma robusta, $MLR\rho$ e $MLR\lambda$. Assim se $MLR\rho$ for mais significativo estima-se o modelo econométrico com defasagem espacial (equação 17). Se, $MLR\lambda$ for o mais significativo estima-se o modelo econométrico de erro autorregressivo espacial (equação 18);
- v) Se apenas um dos testes for significativo, deve-se utilizar aquele modelo que apresentou maior significância, ou seja, pode ser o modelo com defasagem espacial ou o modelo de erro autorregressivo espacial²⁵.

²⁵ Os resultados desse procedimento encontram-se na seção 4.4.1.

4 RESULTADOS

Neste capítulo, dividido em quatro seções, são apresentados os resultados dos modelos estatísticos e econométricos discutidos no capítulo anterior. A primeira seção apresenta os resultados da análise fatorial que permite obter um indicador, para cada município, que avalie a intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural. A segunda seção analisa, em cada estado considerado, a distribuição espacial do indicador da intensidade de atividades agrícolas. A terceira seção verifica a existência de uma possível dependência espacial para o indicador da intensidade de atividades agrícolas usando a AEDE. A quarta seção apresenta os resultados econométricos dos determinantes da intensidade de atividades agrícolas do meio rural dos estados analisados.

4.1 Análise fatorial

Como já mostrado no capítulo 2, não se pode mais dizer que o meio rural é apenas agrícola. Nas últimas quatro décadas, outras atividades não agropecuárias passaram a ocorrer, crescentemente, no meio rural. Além disso, ocorreram alterações na ruralidade e na intensidade das atividades agrícolas que variaram entre e dentro dos estados brasileiros.

Para mensurar a ruralidade e a intensidade das atividades agrícolas e a renda não agrícola de alguns estados, é reunido um conjunto de 17 variáveis que as caracterizam para os anos de 2000 e 2010 (ver Quadro 1 do capítulo anterior). Essas variáveis descrevem o meio rural em termos econômicos e demográficos, para os municípios dos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás (que totalizam 1.489 municípios). A partir dessas variáveis, procura-se gerar um novo indicador que mostre o quanto cada município no meio rural é mais intenso em atividades agropecuárias. Para tanto, o método estatístico multivariado de Análise Fatorial (AF) pelos componentes principais é utilizado para identificar os padrões de relacionamento entre as variáveis selecionadas.

Se fosse feita uma análise fatorial para anos individuais (2000 e 2010) e para cada estado brasileiro os fatores não seriam exatamente os mesmos, inviabilizando a tentativa de verificar o comportamento dos fatores extraídos ao longo do período

estudado. Assim, a AF foi realizada agregando-se as observações referentes aos dois anos de cada estado. Considera uma matriz M_1 , com dimensão 1.489 x 17, com os valores das dezessete variáveis utilizadas em 2000 para os 1.489 municípios analisados; e outra matriz M_2 com também dimensão de 1.489 x 17. Desse modo, a análise incidiu sobre a matriz M com dimensão 2978 x 17 igual a: $M = \begin{bmatrix} M_1 \\ M_2 \end{bmatrix}$. Este mesmo procedimento foi adotado por Hoffmann (1992), Souza e Lima (2003) e Souza et al. (2009).

Para verificar a adequabilidade dos dados da matriz M , a literatura sugere dois testes: o de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) e o teste de esfericidade de *Bartlett*. O teste KMO é um indicador que compara a magnitude dos coeficientes de correlação observados com as magnitudes dos coeficientes de correlação parcial e o do teste KMO varia de 0 a 1. Quando se tem correlações parciais muito pequenas, o teste KMO terá valor próximo a 1 e indicará perfeita adequação dos dados para a análise fatorial. De acordo com Mingoti (2005), um coeficiente na faixa de 0,5 é inadequado, exigindo medidas de correção como, por exemplo, a inclusão de novas variáveis no modelo de AF. O teste de esfericidade de *Bartlett* é um teste estatístico que determina a presença de correlações entre as variáveis, fornecendo a probabilidade estatística de que a matriz de correlações tenha correlações significativas entre pelo menos algumas das variáveis. O teste KMO para os dados usados nesta tese apresentou um coeficiente de 0,84 e o resultado do teste de esfericidade de *Bartlett* mostrou-se significativo a 1%, obtendo um valor de 81.587,72. Através dos dois testes pode-se rejeitar a hipótese nula de que não existe correlação entre as variáveis avaliadas (variáveis do Quadro 1), assegurando a utilidade da AF para os objetivos propostos nesta tese.

Por meio do método dos componentes principais foram gerados três fatores com raízes características maiores que um, como pode ser verificado pela Tabela 1.

Tabela 1 - Fatores obtidos pelo método dos componentes principais

Fator	Raiz Característica	Variância Explicada pelo Fator (%)	Variância Acumulada (%)
Fator 1	8,9723	52,78	52,78
Fator 2	2,6244	15,45	68,22
Fator 3	1,4789	8,70	76,92

Fonte: resultados da pesquisa.

Para facilitar a interpretação dos fatores, eles foram submetidos a uma rotação ortogonal pelo método *Varimax*. Este procedimento faz com que a contribuição de cada fator para a variância total seja alterada, contudo sem modificar a contribuição acumulada dos mesmos. A rotação ortogonal possibilita uma interpretação mais lógica dos fatores, pois cada um dos novos fatores irá apresentar uma correlação relativamente mais forte com uma ou mais variáveis e correlação relativamente mais fraca com as demais variáveis. A Tabela 2 apresenta os fatores obtidos após a rotação ortogonal pelo método *Varimax*.

Tabela 2 - Fatores obtidos pelo método dos componentes principais após a rotação ortogonal

Fator	Raiz Característica	Variância Explicada pelo Fator (%)	Variância Acumulada (%)
Fator 1	8,1742	48,08	48,08
Fator 2	3,3260	19,57	67,65
Fator 3	1,5754	9,27	76,92

Fonte: resultados da pesquisa.

Pelos dados da Tabela 2, constata-se que a contribuição dos fatores 1, 2 e 3 para a explicação da variância total dos indicadores utilizados é de 48,08%, 19,57% e 9,27%, respectivamente, de modo que a contribuição acumulada dos mesmos equivale a 76,92%. O uso de uma variância desta magnitude é justificado por Hair et al. (2010), pois, segundo o autor, obter uma variância acumulada de 60% é satisfatório nas ciências sociais.

A Tabela 3 exibe as cargas fatoriais e a comunalidade dos indicadores para cada fator após a rotação ortogonal. Para sua interpretação, foram consideradas apenas as cargas fatoriais com valores superiores a 0,600, em valor absoluto (valores em negrito), buscando evidenciar os indicadores mais fortemente relacionados a determinado fator. Os trabalhos de Hoffmann e Kageyama (1985), Hoffmann (1992) e Souza e Lima (2003) consideram também cargas fatoriais acima de 0,6000 em valores absolutos em suas análises.

Tabela 3 - Cargas fatoriais e comunalidade após a rotação ortogonal dos fatores

Variáveis	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Comunalidade
X1	0,9485	0,1566	-0,0253	0,9249
X2	0,9684	0,1561	-0,0332	0,9632
X3	0,9697	0,1535	-0,0422	0,9656
X4	0,7159	-0,0670	-0,2498	0,5794
X5	0,7340	-0,1488	-0,1136	0,5738
X6	0,9640	0,1614	-0,0244	0,9560
X7	0,2826	0,7470	-0,1362	0,6565
X8	0,9007	0,3152	-0,0624	0,9145
X9	0,1121	0,8193	-0,0873	0,6914
X10	0,9689	0,1703	-0,0345	0,9690
X11	0,1319	0,8157	-0,0771	0,6888
X12	0,7941	0,4365	0,0206	0,8216
X13	-0,0054	0,8316	0,0054	0,6916
X14	0,9109	0,2359	0,0336	0,8865
X15	0,1800	0,3391	0,5770	0,4803
X16	-0,1264	-0,2690	0,6849	0,5574
X17	-0,2171	-0,2299	0,8094	0,7552

Fonte: resultados da pesquisa.

Na Tabela 3, pode-se constatar que os valores encontrados para as comunalidades revelam que todas as variáveis têm sua variabilidade captada e representada pelos três fatores. Constata-se, também, que todas as variáveis, com exceção da variável X15 (valor adicionado bruto da agropecuária dividido pela população total) apresentaram comunalidades acima de 0,5. De acordo com Velicer e Fava (1998), a comunalidade é considerada alta se apresentar valores superiores a 0,8. Porém, Costello e Osborne (2005) argumentam que nas ciências sociais é mais comum encontrar valores entre 0,4 a 0,7 e que caso alguma variável apresente uma comunalidade abaixo de 0,4 esta deve ser retirada da análise. Portanto, todas as variáveis listadas na Tabela 3 devem ser consideradas.

O primeiro fator encontra-se mais fortemente correlacionado com as seguintes variáveis: proporção do número de domicílios rurais em relação ao número total de domicílios (X1), proporção do número de famílias rurais em relação ao número total de famílias (X2), proporção da população rural em relação à população total (X3), proporção do número de escolas rurais em relação ao número total de escolas (X4), proporção do número de matrículas rurais em relação ao número total de matrículas (X5), proporção da PEA rural em relação à PEA total (X6), número de pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo número total de pessoas ocupadas (X8), número de pessoas ocupadas com domicílio rural dividido

pelo número total de pessoas ocupadas (X10), total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas (X12) e total de rendimento das pessoas ocupadas com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas (X14). Portanto, o fator 1 está estreitamente relacionado com as variáveis que captam as características da população, dos domicílios, trabalho, rendimento e educação no meio rural. O primeiro fator indica quais municípios são mais “rurais”. Por simplificação, esse fator será denominado ruralidade. Quanto maior for o escore fatorial deste fator, maior será a importância do meio rural (a sua ruralidade) no município.

Já o segundo fator está estreitamente correlacionado com as variáveis número de pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo número total de pessoas ocupadas com domicílio rural (X7), número de pessoas ocupadas em atividade agropecuárias com domicílio urbano dividido pelo número total de pessoas ocupadas (X9), total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio rural dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas como domicílio rural (X11) e total de rendimento das pessoas ocupadas em atividades agropecuárias com domicílio urbano dividido pelo total de rendimento das pessoas ocupadas como domicílio urbano (X13). Este fator demonstra quais municípios possuem uma maior participação da agropecuária em termos de trabalho e rendimento no seu meio rural, sendo denominado de agriculturalização.

Por sua vez, o terceiro fator está mais fortemente correlacionado com as variáveis valor adicionado bruto da indústria dividido pela população total (X16) e valor adicionado bruto de serviços dividido pela população total (X17). Este fator está ligado à renda não agrícola dos municípios, indicando quais municípios possuem uma maior participação na geração do valor adicional bruto não agrícola. Por simplificação, esse fator será denominado renda não agrícola, que mede uma não agriculturalização do município.

4.2 Distribuição espacial dos escores fatoriais

Após apresentar as cargas fatoriais dos fatores extraídos, o passo seguinte constitui-se na determinação dos escores fatoriais, ou seja, o valor do fator para cada

um dos municípios analisados e para cada ano (estimativa do $\hat{F}_{jk}$ da equação 3 do capítulo anterior). Os escores fatoriais são variáveis de média zero e desvio padrão igual a um, e podem ser utilizados para indicar a posição relativa de cada município em relação ao conceito expresso pelo fator, assumindo valores positivos e negativos, sendo que valores mais elevados e positivos indicam que melhor será a posição daquele município naquele fator.

A Tabela 4 apresenta a média, o desvio padrão e coeficiente de variação dos escores fatoriais do fator ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola. Constatase que o estado de São Paulo apresentou a menor média do escore fatorial do fator ruralidade em ambos os anos analisados (anos de 2000 e 2010), enquanto que os estados do Mato Grosso e Paraná apresentaram as maiores médias. Verificando o coeficiente de variação desse escore fatorial, constata-se que os estados do Paraná, Mato Grosso do Sul e Goiás apresentaram os maiores valores, demonstrando uma grande variabilidade nos resultados desses estados em relação ao fator ruralidade.

Verificando o fator agriculturalização, os estados do Mato Grosso do Sul (anos 2000 e 2010), Mato Grosso (ano de 2000) e Goiás (ano de 2000) apresentaram as maiores médias dos escores fatoriais desse fator, ao passo que o estado de São Paulo apresentou novamente a menor média. Os estados que apresentaram a maior variabilidade (maior coeficiente de variação) para a agriculturalização foram os estados do Paraná (ano de 2000 e 2010), Mato Grosso (2000 e 2010) e Goiás (2010).

Por fim, observando a média do escore fatorial do fator renda não agrícola, nota-se que os estados de São Paulo (anos de 2000 e 2010), Mato Grosso do Sul (ano de 2010) e Mato Grosso (ano de 2010) exibiram as maiores médias. Os estados do Paraná e Goiás apresentaram os maiores coeficientes de variação.

Pelos dados da Tabela 4 constata-se que as médias dos escores fatoriais variam de um ano para o outro entre e dentro dos estados analisados, gerando uma heterogeneidade significativa nos escores fatoriais dos fatores gerados.

Tabela 4 – Média, desvio padrão e coeficiente de variação dos escores fatoriais

Estados/Mesorregiões	Ruralidade						Agriculturalização						Renda Não Agrícola					
	Méd. (2000)	D.P. (2000)	C.V. (2000)	Méd. (2010)	D.P. (2010)	C.V. (2010)	Méd. (2000)	D.P. (2000)	C.V. (2000)	Méd. (2010)	D.P. (2010)	C.V. (2010)	Méd. (2000)	D.P. (2000)	C.V. (2000)	Méd. (2010)	D.P. (2010)	C.V. (2010)
São Paulo	-0,3814	0,7787	-2,0416	-0,4818	0,6881	-1,4282	-0,1345	1,1811	-8,7818	-0,3823	1,1011	-2,8799	-0,4796	0,4777	-0,9960	0,6293	1,2963	2,0598
São José do Rio Preto	-0,4488	0,5775	-1,2869	-0,5676	0,4961	-0,8739	0,5697	0,7665	1,3453	0,2641	0,8767	3,3194	-0,4056	0,3783	-0,9326	0,7590	1,1236	1,4804
Ribeirão Preto	-0,8579	0,4464	-0,5204	-0,8556	0,3894	-0,4552	0,6108	0,8678	1,4207	0,1392	0,9187	6,6003	-0,3814	0,4520	-1,1849	0,6173	0,7543	1,2219
Araçatuba	-0,5646	0,5290	-0,9369	-0,5411	0,5197	-0,9606	0,4494	0,6753	1,5027	-0,0560	0,6421	-11,4706	-0,3558	0,3917	-1,1007	0,9559	1,2486	1,3063
Bauru	-0,5330	0,5148	-0,9659	-0,6258	0,4407	-0,7043	0,1835	0,7464	4,0675	0,1423	0,9322	6,5490	-0,5860	0,2031	-0,3466	0,6068	0,7040	1,1601
Araraquara	-0,8251	0,3966	-0,4806	-0,8960	0,3180	-0,3549	0,6202	1,1010	1,7752	0,0679	1,0472	15,4293	-0,3784	0,4332	-1,1447	0,8528	1,7689	2,0743
Piracicaba	-0,5105	0,6316	-1,2371	-0,6220	0,4950	-0,7959	-0,7031	0,8473	-1,2051	-0,8803	0,8488	-0,9643	-0,4676	0,2387	-0,5105	0,6801	0,9550	1,4042
Campinas	-0,3963	0,8048	-2,0310	-0,4751	0,7493	-1,5773	-0,6894	0,9154	-1,3278	-0,7973	0,9213	-1,1555	-0,3311	0,9593	-2,8976	0,8048	1,3241	1,6453
Presidente Prudente	-0,3002	0,6723	-2,2391	-0,4338	0,5885	-1,3565	0,3776	0,9391	2,4866	-0,2516	0,7325	-2,9112	-0,5160	0,3529	-0,6839	0,4541	1,2820	2,8232
Marília	-0,2804	0,7022	-2,5048	-0,5661	0,5287	-0,9339	0,6448	0,7652	1,1868	0,3488	0,8022	2,3001	-0,5460	0,2421	-0,4433	0,5503	1,1463	2,0829
Assis	-0,4916	0,4979	-1,0128	-0,6009	0,4188	-0,6969	0,6936	0,8423	1,2144	0,3584	0,8691	2,4252	-0,3877	0,3149	-0,8123	0,7605	0,7659	1,0072
Itapetininga	0,5807	0,9979	1,7185	0,4029	0,9661	2,3976	-0,5112	0,8360	-1,6354	-0,4713	0,7855	-1,6669	-0,6532	0,3811	-0,5835	0,2336	0,7666	3,2812
Macro Metropolitana Paulista	0,1104	0,9116	8,2611	-0,1501	0,7373	-4,9128	-1,5898	0,6791	-0,4272	-1,5898	0,7168	-0,4509	-0,5322	0,3656	-0,6869	1,0041	2,7930	2,7815
Vale do Paraíba Paulista	0,0778	1,0925	14,0425	-0,0265	1,0027	-37,7742	-1,3160	0,4880	-0,3708	-1,3877	0,6674	-0,4810	-0,6564	0,6484	-0,9877	0,1638	1,4195	8,6645
Litoral Sul Paulista	0,3323	1,0306	3,1018	0,2075	0,9593	4,6221	-1,0312	0,5438	-0,5274	-0,9914	0,5535	-0,5583	-0,8744	0,1199	-0,1371	-0,1914	0,3077	-1,6079
Metropolitana de São Paulo	-0,7738	0,4373	-0,5651	-0,7872	0,3257	-0,4138	-1,9924	0,5548	-0,2785	-2,0172	0,5303	-0,2629	-0,5001	0,5258	-1,0513	0,6486	1,4171	2,1850
Paraná	0,6140	1,2265	1,9975	0,3337	1,1003	3,2969	0,2739	0,9067	3,3107	0,0611	0,8265	13,5203	-0,5154	0,3344	-0,6489	0,3813	0,6622	1,7369
Noroeste Paranaense	0,0946	0,7940	8,3971	-0,1460	0,7005	-4,7964	0,7439	0,6523	0,8769	0,1761	0,7504	4,2610	-0,5040	0,2638	-0,5234	0,4293	0,5140	1,1973
Centro Ocidental Paranaense	0,4403	0,8245	1,8727	0,0300	0,6487	21,6223	0,5992	0,6599	1,1013	0,5996	0,6716	1,1200	-0,4277	0,3773	-0,8820	0,4735	0,5132	1,0839
Norte Central Paranaense	-0,0635	1,0208	-16,0863	-0,2459	0,9332	-3,7956	0,7219	0,7916	1,0966	0,2625	0,7476	2,8477	-0,5712	0,2478	-0,4338	0,2454	0,4355	1,7749
Norte Pioneiro Paranaense	0,1508	0,6982	4,6298	-0,1050	0,6248	-5,9481	0,7705	0,6320	0,8202	0,4449	0,6622	1,4884	-0,7213	0,2345	-0,3251	0,0942	0,3702	3,9296
Centro Oriental Paranaense	0,5158	0,9372	1,8170	0,3299	0,8640	2,6190	-0,3592	0,4940	-1,3752	-0,2312	0,4833	-2,0904	-0,5339	0,3955	-0,7408	0,4257	0,6559	1,5405
Oeste Paranaense	0,6812	0,8920	1,3095	0,3755	0,7537	2,0074	0,2857	0,6762	2,3668	0,2309	0,7317	3,1684	-0,3702	0,2992	-0,8082	0,6232	0,4775	0,7662
Sudoeste Paranaense	1,5827	1,0556	0,6669	1,1024	0,8532	0,7739	0,0891	0,4697	5,2694	0,0277	0,5474	19,7773	-0,3441	0,2940	-0,8544	0,7027	0,9972	1,4190
Centro-Sul Paranaense	1,9087	1,3705	0,7180	1,6084	1,2706	0,7899	0,0169	0,7682	45,5356	-0,1508	0,5333	-3,5374	-0,4226	0,3992	-0,9445	0,2642	0,4676	1,7703
Sudeste Paranaense	1,8466	1,0864	0,5883	1,5206	1,0456	0,6876	-0,3756	0,3960	-1,0541	0,0447	0,4327	9,6898	-0,5970	0,2181	-0,3653	0,2270	0,4243	1,8696
Metropolitana de Curitiba	0,8736	1,5249	1,7456	0,6167	1,3453	2,1814	-1,3163	0,6135	-0,4660	-1,3093	0,6940	-0,5301	-0,6055	0,4858	-0,8023	0,4008	1,2007	2,9956
Mato Grosso do Sul	0,1845	0,8505	4,6098	0,1283	0,8550	6,6658	0,5062	0,5726	1,1313	0,1323	0,5856	4,4262	-0,4232	0,4045	-0,9558	0,4374	0,5856	1,3388
Pantaneais Sul Mato-grossense	0,1034	0,6855	6,6321	0,0643	0,7671	11,9347	-0,0717	0,4941	-6,8909	-0,3026	0,2295	-0,7585	-0,7641	0,1686	-0,2206	0,0013	0,5594	414,6346
Centro Norte de Mato Grosso do Sul	0,1734	0,9266	5,3444	0,2280	1,0575	4,6390	0,7680	0,5944	0,7739	0,3720	0,6117	1,6442	-0,2251	0,3959	-1,7584	0,6309	0,4816	0,7633
Leste de Mato Grosso do Sul	0,1584	0,6523	4,1189	-0,0243	0,6694	-27,5681	0,2965	0,4822	1,6262	0,2683	0,6347	2,3655	-0,2810	0,4702	-1,6732	0,8610	0,4679	0,5434
Sudoeste de Mato Grosso do Sul	0,2155	0,9206	4,2711	0,1690	0,8452	5,0024	0,6031	0,5083	0,8428	0,0569	0,5346	9,3889	-0,5023	0,3367	-0,6703	0,2519	0,5322	2,1131
Mato Grosso	0,5666	1,0250	1,8089	0,4101	0,8416	2,0521	0,2261	0,7257	3,2099	0,2167	0,7461	3,4430	-0,5639	0,6495	-1,1517	0,6821	1,1238	1,6475
Norte Mato-grossense	0,6993	0,9561	1,3673	0,4839	0,7779	1,6076	0,0611	0,7422	12,1442	0,3906	0,6557	1,6784	-0,4795	0,8596	-1,7926	0,9375	1,2004	1,2804
Nordeste Mato-grossense	0,8931	0,9098	1,0186	0,5267	0,6759	1,2833	0,3499	0,4443	1,2696	0,2086	0,7422	3,5586	-0,6429	0,5118	-0,7960	0,4105	0,8076	1,9674
Sudoeste Mato-grossense	0,6233	1,0245	1,6437	0,4084	0,7948	1,9458	0,3582	0,5839	1,6302	0,1376	0,5829	4,2352	-0,7060	0,1813	-0,2568	0,3323	0,3447	1,0372
Centro-Sul Mato-grossense	0,5631	1,2143	2,1565	0,6123	1,0477	1,7111	-0,2105	0,7676	-3,6467	-0,5268	0,7369	-1,3988	-0,8243	0,2639	-0,3201	-0,0698	0,4626	-6,6313
Sudeste Mato-grossense	-0,0598	0,8442	-14,1282	-0,0004	0,8484	-2318,6452	0,6840	0,6653	0,9727	0,4489	0,7223	1,6092	-0,3653	0,5791	-1,5853	1,2129	1,4779	1,2185
Goiás	0,1512	0,9010	5,9569	-0,0213	0,8069	-37,8347	0,3526	0,8481	2,4056	0,0389	0,7358	18,8914	-0,6309	0,4904	-0,7773	0,3869	1,2684	3,2781
Noroeste Goiano	0,2217	0,7461	3,3651	0,1631	0,7179	4,4022	0,5149	0,5235	1,0166	0,3728	0,5433	1,4572	-0,7186	0,2219	-0,3088	0,2558	0,4133	1,6158
Norte Goiano	0,5745	1,0045	1,7485	0,3654	0,8817	2,4127	0,0077	0,6502	84,7512	-0,2132	0,6423	-3,0125	-0,8886	0,2057	-0,2315	0,2566	2,0021	7,8024
Centro Goiano	0,0505	0,8024	15,8973	-0,1719	0,7077	-4,1171	0,3213	0,8093	2,5190	-0,0737	0,6706	-9,0964	-0,7256	0,2128	-0,2933	0,0597	0,3715	6,2213
Leste Goiano	0,5424	1,1118	2,0496	0,4131	1,0619	2,5704	-0,4904	0,8082	-1,6482	-0,5149	0,7594	-1,4749	-0,9751	0,2451	-0,2513	-0,2252	0,7253	-3,2208
Sul Goiano	-0,0675	0,7972	-11,8025	-0,2281	0,6371	-2,7934	0,7907	0,7164	0,9061	0,3623	0,6633	1,8312	-0,2863	0,6557	-2,2898	1,0407	1,5561	1,4953

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: Méd. = média; D.P.= desvio padrão; C.V. = coeficiente de variação.

Uma vez que foram gerados escores fatoriais para dois períodos, ano de 2000 e 2010, aplica-se um teste de hipótese t pareado das médias dos escores fatoriais de cada um dos fatores para mesorregiões e estados²⁶. Este teste permite verificar se, em média, o escore fatorial de um determinado fator difere estatisticamente de um ano para o outro²⁷.

Com base na Tabela 5, que mostra os resultados do teste t pareado das médias dos escores fatoriais, é possível verificar que a maioria das alterações nas médias em cada um dos escores fatoriais, nos anos analisados, é estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%. As alterações nas médias em cada um dos escores fatoriais que foram significativas estão marcadas em negrito no valor t do teste.

Assim, é provado estatisticamente que, de um ano para o outro (de 2000 para 2010), ocorreram mudanças nos valores dos escores fatoriais para os fatores ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola, entretanto, nem todas as mesorregiões apresentaram significância estatística, neste teste t pareado, como mostra a Tabela 5.

²⁶ Esse teste não foi aplicado para as microrregiões e cidades, porque, nestes casos, têm-se uma amostra muito pequena.

²⁷ Para maiores detalhes sobre o teste de hipótese t pareado das médias ver Bussab e Morettin (2006).

Tabela 5 - Teste *t* pareado para as médias dos escores fatoriais

Estados/Mesorregiões	Ruralidade 2000 - 2010		Agriculturalização 2000 - 2010		Renda Não Agrícola 2000 - 2010	
	Valor <i>t</i>	Prob.	Valor <i>t</i>	Prob.	Valor <i>t</i>	Prob.
Todos os estados	17,8930	0,0000	14,5115	0,0000	-46,0995	0,0000
São Paulo	8,2994	0,0000	10,2867	0,0000	-26,4165	0,0000
São José do Rio Preto	5,0218	0,0000	4,9199	0,0000	-12,5071	0,0000
Ribeirão Preto	-0,0789	0,9374	5,9289	0,0000	-14,0002	0,0000
Araçatuba	-0,5310	0,5988	6,0026	0,0000	-7,0835	0,0000
Bauru	2,4328	0,0183	0,4228	0,6741	-13,6239	0,0000
Araraquara	1,3881	0,1804	2,9556	0,0078	-3,5681	0,0019
Piracicaba	2,4460	0,0218	1,9355	0,0643	-6,2576	0,0000
Campinas	2,6076	0,0121	1,5330	0,1318	-8,9475	0,0000
Presidente Prudente	2,4436	0,0179	7,7462	0,0000	-6,7575	0,0000
Marília	2,3829	0,0278	2,9773	0,0077	-4,3988	0,0003
Assis	1,7289	0,0929	2,8401	0,0076	-10,8466	0,0000
Itapetininga	3,5089	0,0013	-0,3852	0,7024	-9,9034	0,0000
Macro Metropolitana Paulista	3,4291	0,0016	-0,0001	0,9999	-3,5877	0,0010
Vale do Paraíba Paulista	2,1336	0,0394	1,0200	0,3142	-5,6760	0,0000
Litoral Sul Paulista	1,7235	0,1041	-0,7155	0,4846	-10,5053	0,0000
Metropolitana de São Paulo	0,5404	0,5917	0,6314	0,5310	-7,7896	0,0000
Paraná	16,8285	0,0000	6,9355	0,0000	-37,0403	0,0000
Noroeste Paranaense	5,9860	0,0000	8,1399	0,0000	-18,2767	0,0000
Centro Ocidental Paranaense	6,6013	0,0000	-0,0038	0,9970	-18,2373	0,0000
Norte Central Paranaense	5,8416	0,0000	6,7246	0,0000	-21,2328	0,0000
Norte Pioneiro Paranaense	6,8789	0,0000	4,4173	0,0001	-18,6447	0,0000
Centro Oriental Paranaense	2,6154	0,0214	-1,2228	0,2431	-11,0237	0,0000
Oeste Paranaense	7,9465	0,0000	0,6752	0,5028	-24,0923	0,0000
Sudoeste Paranaense	8,5512	0,0000	0,6303	0,5325	-6,7152	0,0000
Centro-Sul Paranaense	4,9605	0,0000	1,3099	0,2009	-18,1585	0,0000
Sudeste Paranaense	6,6535	0,0000	-3,7223	0,0013	-12,9148	0,0000
Metropolitana de Curitiba	2,8013	0,0081	-0,0935	0,9260	-7,4787	0,0000
Mato Grosso do Sul	1,7496	0,0842	5,7029	0,0000	-20,4672	0,0000
Pantaneais Sul Mato-grossense	0,4264	0,6847	1,0895	0,3177	-3,7510	0,0095
Centro Norte de Mato Grosso do Sul	-0,9038	0,3814	3,5485	0,0032	-11,6106	0,0000
Leste de Mato Grosso do Sul	2,8667	0,0106	0,1738	0,8642	-18,5937	0,0000
Sudoeste de Mato Grosso do Sul	0,9501	0,3482	6,4211	0,0000	-13,1982	0,0000
Mato Grosso	3,2714	0,0014	0,1319	0,8953	-20,9545	0,0000
Norte Mato-grossense	2,5185	0,0152	-2,6413	0,0111	-18,7269	0,0000
Nordeste Mato-grossense	2,3161	0,0325	1,0322	0,3157	-10,0745	0,0000
Sudoeste Mato-grossense	2,8667	0,0099	1,6244	0,1208	-19,9648	0,0000
Centro-Sul Mato-grossense	2,5664	0,0215	2,5664	0,0215	-10,9916	0,0000
Sudeste Mato-grossense	-0,7284	0,4744	1,2285	0,2329	-6,5236	0,0000
Goiás	7,9381	0,0000	8,5822	0,0000	-17,0129	0,0000
Noroeste Goiano	0,8689	0,3952	1,2703	0,2186	-17,8407	0,0000
Norte Goiano	3,7580	0,0009	1,9026	0,0682	-3,0509	0,0052
Centro Goiano	5,7751	0,0000	6,4751	0,0000	-21,5289	0,0000
Leste Goiano	1,9767	0,0570	0,2867	0,7762	0,0000	0,0000
Sul Goiano	4,3237	0,0000	6,3373	0,0000	-12,0772	0,0000

Fonte: resultados da pesquisa.

Pode-se sintetizar os resultados dos escores fatoriais para cada fator em um mapa, na forma de quantis²⁸, verificando-se então a sua distribuição espacial. A utilização dos mapas vai além da questão estética, pois, os mapas conseguem apresentar certos padrões que seriam mais difíceis de se enxergar caso fossem utilizados somente o dado puro (como na Tabela 4).

Entretanto uma observação deve ser realizada no que diz respeito à metodologia utilizada na classificação de cada município em relação ao seu escore fatorial. Cada escore fatorial para cada município apresenta uma posição relativa com os demais municípios, isto é, o município que apresentar um escore fatorial do fator ruralidade no primeiro quantil não significa que ele não é rural, mas sim que no conjunto dos aspectos utilizados para compor o fator ruralidade ele apresenta uma situação mais baixa do que outros municípios que se encontram no quarto quantil.

A Figura 3 apresenta os mapas dos escores fatoriais para o estado de São Paulo. Tais mapas apresentam a distribuição espacial para os municípios analisados, porém, com a divisão territorial por mesorregiões, para facilitar a sua explicação. Essas mesorregiões estão no último mapa da Figura 3.

No estado de São Paulo, os municípios que apresentaram uma maior ruralidade estão concentrados nas porções oeste, sudeste e nordeste; já os municípios com menor ruralidade, encontram-se na faixa centro-norte (Figura 3, mapas A e B). A agriculturalização é maior nos municípios pertencentes ao norte e noroeste e sudoeste do estado, mas é menor ao leste (Figura 3, mapas C e D). Por sua vez, os municípios que apresentaram um escore fatorial elevado no fator 3 (renda não agrícola) estão localizados ao redor de grandes cidades (como São Paulo, Campinas e Ribeirão Preto), enquanto que os menores estão concentrados no sudeste e extremo nordeste, nas mesorregiões Itapetininga, Litoral Sul Paulista e Vale do Paraíba Paulista (Figura 3, mapas E e F).

²⁸ Os quantis dividem os dados ordenados em k -subconjuntos de dados com dimensões iguais (BUSSAB; MORETTIN, 2006). Nesta tese, os resultados foram divididos em 4 subconjuntos.

Figura 3 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de São Paulo, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Entre os anos de 2000 e 2010 verifica-se uma pequena diminuição na ruralidade nos municípios ao leste da mesorregião de São José do Rio Preto, nos municípios pertencentes à mesorregião de Itapetininga e ao norte da mesorregião de Campinas; um aumento na ruralidade nos municípios a oeste da mesorregião de Araçatuba e na região central das mesorregiões de Piracicaba; Há um aumento na agriculturalização nos municípios na faixa centro-sul da mesorregião de Bauru e na faixa centro-leste da mesorregião de Itapetininga. Também ocorreu diminuição da agriculturalização nos municípios ao leste das mesorregiões de Presidente Prudente e Araçatuba, na região central da mesorregião de Ribeirão Preto. Há aumento na renda não agrícola na porção noroeste da mesorregião de Araçatuba, na porção central das mesorregiões de Piracicaba, Macro metropolitana Paulista e Bauru, na porção sul da mesorregião de Campinas e na faixa centro-nordeste da mesorregião de Itapetininga; e, uma diminuição na faixa centro-sudoeste da mesorregião de Presidente Prudente e na faixa centro-sul da mesorregião Macro Metropolitana Paulista.

Analisando a Figura 3 em conjunto, para os anos de 2000 e 2010, verifica-se que a maioria das regiões que apresentou uma baixa ruralidade também apresentou uma alta agriculturalização e uma renda não agrícola mais elevada (escores pertencentes ao 3º e 4º quantil).

A Figura 4 apresenta os mapas dos escores fatoriais para o estado do Paraná. Neste estado, os municípios com maior ruralidade estão concentrados na região centro-sul e na parte superior do extremo leste (municípios que fazem fronteira com extremo sudeste do estado de São Paulo). Já os municípios com menor ruralidade estão concentrados na região norte (Figura 4, mapas A e B). Os municípios que apresentaram uma maior agriculturalização estão localizados nas regiões nordeste, norte, noroeste, oeste e sudoeste, mas é menor na faixa central e leste do estado (Figura 4, mapas C e D). Por sua vez, os municípios que apresentaram um escore fatorial elevado no fator 3 (renda não agrícola) estão localizados nas regiões noroeste, oeste, sudoeste e leste (mais precisamente nos municípios que fazem vizinhança com o município de Curitiba), enquanto que os menores, estão concentrados na faixa centro-norte (Figura 4, mapas E e F).

Figura 4 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Paraná, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Observa-se que, entre os anos de 2000 e 2010, ocorreu um muito pequeno aumento da ruralidade nos municípios pertencentes ao centro da mesorregião Metropolitana de Curitiba e na região central da mesorregião Centro Oriental Paranaense, sendo que, de modo geral, municípios com menor ruralidade apresentaram uma distribuição semelhante entre os anos de 2000 e 2010 (exceto na região Metropolitana de Curitiba). Houve aumento na agriculturalização nos municípios pertencentes à porção central da mesorregião Centro Ocidental Paranaense, nas mesorregiões Sudeste Paranaense e Centro Oriental Paranaense (regiões sudeste, sul e sudoeste do estado) e diminuição na agriculturalização nos municípios pertencentes à porção central da mesorregião Noroeste Paranaense, na porção leste da mesorregião Norte Central Paranaense (regiões noroeste e norte do estado). Houve, também, aumento na renda não agrícola nas mesorregiões Norte Pioneiro e Centro Oriental Paranaense e na porção central da mesorregião Noroeste Paranaense.

Ao observar em conjunto a distribuição dos escores fatoriais (Figura 4), verifica-se as seguintes configurações para os anos de 2000 e 2010: a região norte apresentou uma menor ruralidade (escores pertencentes ao 1º e 2º quantil), uma agriculturalização mais elevada (escores pertencentes ao 3º e 4º quantil) e uma renda não agrícola menor (escores pertencentes ao 1º e 2º quantil). Na faixa centro-sul do estado do Paraná verifica-se alta ruralidade, aumento da agriculturalização e uma renda não agrícola baixa (a maioria dos municípios com escores do fator 3 pertencentes ao 1º e 2º quantil). A região sudoeste apresentou uma ruralidade mais elevada, aumento da agriculturalização e da renda não agrícola maior. E a faixa sudeste apresentou alta ruralidade, baixa agriculturalização e uma renda não agrícola maior em alguns municípios (escores pertencentes ao 3º e 4º quantil).

A Figura 5 apresenta os mapas dos escores fatoriais para o estado do Mato Grosso do Sul. Os municípios com maior ruralidade estão localizados na faixa centro-sul, e os com menor ruralidade na região noroeste (Figura 5, mapas A e B). Nas regiões norte, nordeste e no extremo sul estão localizados os municípios com maior agriculturalização, ao passo que na região central e noroeste estão localizados os municípios com menor agriculturalização (Figura 5, mapas C e D). Os municípios com maior renda não agrícola (3º e 4º quantil) estão concentrados na faixa centro-nordeste e os menores na faixa centro-sul (Figura 5, mapas E e F). Mas há grandes mudanças ocorrendo na distribuição dos escores fatoriais entre 2000 e 2010.

Figura 5 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso do Sul, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Entre esses anos, os escores do fator 1 (ruralidade) apresentaram diminuição nos municípios pertencentes à mesorregião Pantanal. Já os escores do fator agriculturalização apresentaram aumentos na mesorregião Leste de Mato Grosso do Sul. Verifica-se, também, aumento no número de municípios com escores fatoriais do fator renda não agrícola pertencentes ao 4º quantil (municípios com maior renda não agrícola) nas porções nordeste e noroeste do estado.

Observa-se pela Figura 5 que na região nordeste do estado (mesorregiões Centro-Norte e Leste) os municípios que apresentaram uma baixa ruralidade apresentaram uma alta agriculturalização e uma alta renda não agrícola, em ambos os anos analisados.

A Figura 6 apresenta os mapas dos escores fatoriais para o estado do Mato Grosso. De modo geral, os municípios mato-grossenses apresentaram alta ruralidade em relação aos demais estados analisados e com aumento da ruralidade nos municípios da mesorregião Nordeste Mato-Grossense (Figura 6, mapas A e B). Os municípios mais agriculturalizados estão concentrados na faixa oeste-centro-leste-sudeste em ambos os anos; já os municípios com menor agriculturalização concentram-se na faixa centro-nordeste em 2000 e no extremo sul e oeste para o ano de 2000 e persistindo no extremo sul em 2010. Há aumento da agriculturalização na faixa oeste-centro-sudeste de 2000 a 2010 (Figura 6, mapas C e D). Por sua vez, os municípios com uma renda não agrícola mais elevada (3º e 4º quantil) estão localizados na faixa centro-leste-sudeste, tanto em 2000 quanto em 2010, e os municípios com menor renda não agrícola (1º e 2º quantil) localizam-se nas regiões norte, noroeste e oeste no ano de 2000, porém, no ano de 2010, eles passam a se localizar na região oeste e sul do estado. Também há grande aumento nos escores fatoriais do fator 3 entre 2000 e 2010, em especial na região central do estado (Figura 6, mapas E e F).

Figura 6 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Os mapas da Figura 6 mostram expressivas mudanças nos escores fatoriais dos três fatores analisados para os municípios mato-grossenses entre 2000 e 2010. Entre os anos de 2000 e 2010, a distribuição espacial dos escores fatoriais do fator ruralidade apresentou mudanças nas mesorregiões Norte e Nordeste Mato-Grossense (com aumentos da ruralidade nessas mesorregiões). Houve aumento na agriculturalização nos municípios pertencentes à faixa oeste-centro-leste da mesorregião Norte Mato-Grossense e uma diminuição na agriculturalização no sul e nordeste do estado. Houve, também, aumento no número de municípios pertencentes ao 2º e 3º quantis do fator renda não agrícola na porção norte e central da mesorregião Norte Mato-Grossense e na porção central da mesorregião Nordeste Mato Grossense.

Analisando a Figura 6 em conjunto, para os anos de 2000 e 2010, verifica-se que muitas porções do Mato Grosso que apresentaram uma baixa ruralidade também apresentaram uma alta agriculturalização e baixa renda não agrícola para no ano de 2000; entretanto, no ano de 2010, verifica-se alta ruralidade, alta agriculturalização e alta renda não agrícola na maioria das regiões.

A Figura 7 apresenta os mapas dos escores fatoriais para o estado de Goiás. Observa-se que na faixa centro-nordeste há predominância de municípios com maior ruralidade e os municípios com menor ruralidade estão localizados na faixa sudoeste-sul-sudeste (Figura 7, mapas A e B). Os municípios com maior agriculturalização e renda não agrícola estão concentrados na faixa noroeste-oeste-sudoeste-sul-sudeste. Já os municípios com menor agriculturalização estão concentrados na faixa centro-nordeste, bem como os municípios com menor renda não agrícola (Figura 7, mapas C, D, E e F).

Observa-se que, entre os anos de 2000 e 2010, não há grandes mudanças na distribuição da ruralidade (com pequeno aumento no norte da mesorregião Noroeste Goiano); verifica-se aumento na agriculturalização nos municípios das mesorregiões Noroeste e diminuição no Sul Goiano; e um aumento no número de municípios com elevada renda não agrícola (escores pertencentes ao 4º quantil) nas porções leste e oeste da mesorregião Sul Goiano, na faixa centro-norte da mesorregião Norte Goiano e na porção leste da mesorregião Leste Goiano.

Figura 7 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de Goiás, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Ao observar em conjunto a distribuição dos escores fatoriais para os municípios de Goiás (Figura 7), verificam-se as seguintes configurações para o ano de 2000 e 2010: a maioria das regiões que apresentaram uma baixa ruralidade apresentaram uma alta agriculturalização e uma renda não agrícola mais elevada (escores pertencentes ao 3º e 4º quantis).

Até aqui foram analisados a distribuição espacial dos escores fatoriais para cada estado em separado. A Figura 8 apresenta a distribuição espacial dos escores fatoriais unindo todos os municípios dos estados estudados. Isso permite diagnosticar a presença, ou não, de similaridade nas fronteiras dos estados analisados.

Fazendo a análise anterior para esta nova configuração, constata-se que, entre os anos de 2000 e 2010, há poucas mudanças na distribuição da ruralidade (exceto no Mato Grosso e no Mato Grosso do Sul), mas verificam-se aumentos da agriculturalização e na renda não agrícola nos municípios dos estados de Mato Grosso do Sul e Mato Grosso. Esse aumento pode ser explicado pela expansão do complexo de grãos e de carnes com alta produtividade e voltada para a exportação (BRANDÃO; REZENDE; MARQUES, 2006; MOYSÉS; SILVA, 2007).

Ao observar a Figura 8, dois pontos nos chamam a atenção. O primeiro ponto está relacionado à simultaneidade entre as regiões que apresentaram uma baixa ruralidade e uma alta agriculturalização, por exemplo, as mesorregiões de São José do Rio Preto, Marília e Assis no estado de São Paulo; as mesorregiões Noroeste Paranaense e Norte Central Paranaense; e a mesorregião Sul Goiano. Segundo dados da Pesquisa Agrícola Municipal para os anos de 2000 e 2010 (IBGE, 2001 e 2011), essas mesorregiões apresentaram, em sua maioria, plantações do soja, milho e cana de açúcar. Como essas culturas são conduzidas em médias e grandes propriedades, a pequena propriedade tradicional tende a diminuir nessas mesorregiões, levando a um processo de esvaziamento do meio rural, ou seja, uma diminuição da ruralidade nessas mesorregiões.

Figura 8 - Distribuição espacial dos escores fatoriais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para todos os municípios dos estados analisados, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

O segundo ponto a ser observado é a similaridade na distribuição dos escores fatoriais entre os municípios que fazem fronteiras entre os estados. Por exemplo, comparando os mapas da Figura 8, observa-se que, entre a fronteira dos estados de São Paulo e Paraná, os municípios que estavam no 1º quantil da amostra em São

Paulo eram vizinhos de municípios paranaenses que também se encontram no 1º ou no 2º quantil, ou seja, nos quantis mais baixos. Por outro lado, analisando os municípios que fazem fronteira entre os estados do Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás se observa que, em sua maioria, são municípios que estão no 3º ou no 4º quantil, ou seja, estes municípios se encontram nos quantis mais altos.

Observa-se que esse padrão ocorre na distribuição espacial dos três escores fatoriais (ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola), demonstrando, assim, que o efeito de vizinhança entre as fronteiras estaduais é bastante grande, o que deverá ser também testado ao se estimar as equações (17) e (18) da parte 3.4.4.

4.3 Análise exploratória de dados espaciais

Com o intuito de verificar estatisticamente se os escores fatoriais dos fatores 1, 2 e 3 (analisados no item anterior) são influenciados pela proximidade locacional entre os municípios, procedeu-se aos testes de correlação espacial global e local do I de Moran (cálculo das equações 4 e 5 da seção 3.3 do capítulo 3).

A Tabela 6 apresenta as estatísticas do I de Moran global para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás em separados e o valor do I de Moran global para a união de todos os estados para os anos de 2000 e 2010 utilizando as matrizes de peso espacial do tipo rainha, torre, 5 e 7 vizinhos.

Todas as estatísticas do I de Moran global dos fatores ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola (para os estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso, Goiás e todos os estados) na Tabela 6 foram positivas e estatisticamente significativas nos dois anos considerados (2000 e 2010) e em todas as matrizes de pesos consideradas (com valor- p de 0,001 a 9.999 permutações). Isto significa que os municípios com alto (ou baixo) valor do fator agriculturalização (ou ruralidade ou renda não agrícola) estão rodeados por municípios com alto (ou baixo) valor do fator agriculturalização (ou ruralidade ou renda não agrícola), relacionando-se de forma positiva. Logo, rejeita-se a hipótese nula da aleatoriedade espacial, ou seja, há evidências de autocorrelação espacial dos fatores entre os municípios analisados.

Tabela 6 - Coeficientes de I de Moran global para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso, Goiás e para todos esses estados juntos para os anos de 2000 e 2010

Fator 1 - Ruralidade												
Matriz/Ano	Todos os estados		São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Rainha	0,4526***	0,4632***	0,3830***	0,3972***	0,4477***	0,4825***	0,0141	0,0276	0,1625***	0,0994**	0,1814***	0,1980***
Torre	0,4498***	0,4605***	0,3846***	0,3973***	0,4499***	0,4853***	0,0157	0,0301	0,1988***	0,1225**	0,1633***	0,1899***
5 vizinhos	0,4652***	0,4773***	0,3921***	0,4010***	0,4468***	0,4797***	0,0380	0,1204**	0,2051***	0,1476***	0,1464***	0,1950***
7 vizinhos	0,4468***	0,4560***	0,3672***	0,3693***	0,4271***	0,4576***	0,0395	0,1002**	0,1429***	0,0925**	0,1532***	0,1985***
Fator 2 - Agriculuralização												
Matriz/Ano	Todos os estados		São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Rainha	0,5718***	0,5028***	0,6123***	0,5442***	0,5414***	0,4266***	0,1442**	0,1312**	0,2587***	0,2354***	0,4150***	0,3467***
Torre	0,5759***	0,5044***	0,6132***	0,5450***	0,5409***	0,4227***	0,1306**	0,1302**	0,2265***	0,2347***	0,4344***	0,3453***
5 vizinhos	0,6088***	0,5409***	0,6587***	0,5873***	0,5643***	0,4604***	0,1989***	0,1791***	0,2371***	0,2131***	0,4606***	0,3898***
7 vizinhos	0,5971***	0,5275***	0,6494***	0,5794***	0,5543***	0,4424***	0,1923***	0,1770***	0,2389***	0,2123***	0,4112***	0,3509***
Fator 3 - Renda Não Agrícola												
Matriz/Ano	Todos os estados		São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Rainha	0,1949***	0,1440***	0,1459***	0,1404***	0,1333***	0,0061**	0,2093***	0,2648***	0,1462***	0,3248***	0,2695***	0,1368***
Torre	0,2006***	0,1580***	0,1473***	0,1429***	0,1308***	0,0619**	0,2060***	0,2618***	0,1702***	0,3485***	0,2700***	0,1394***
5 vizinhos	0,2085***	0,1573***	0,1463***	0,1423***	0,1450***	0,0874***	0,1767***	0,2531***	0,1906***	0,2699***	0,3218***	0,1739***
7 vizinhos	0,1912***	0,1370***	0,1209***	0,1163***	0,1538***	0,0623**	0,1825***	0,2520***	0,1609***	0,2320***	0,3067***	0,1599***

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: * resultados estatisticamente significativos a 1% após 9.999 permutações; ** resultados estatisticamente significativos a 5% após 9.999 permutações; *** resultados estatisticamente significativos a 10% após 9.999 permutações.

A única não significância estatística ocorreu para a estatística I de Moran global para o fator ruralidade no estado do Mato Grosso do Sul para o ano de 2000. Entretanto, no ano de 2010 a correlação espacial para o fator ruralidade neste estado mostrou-se significativa a 5% quando se utiliza as matrizes de 5 e 7 vizinhos. Logo, não se rejeita a hipótese nula da aleatoriedade espacial, ou seja, não há evidências de autocorrelação espacial para o fator ruralidade no ano de 2000. Para todos os estados, as estatísticas I de Moran global para o fator agriculturalização e renda não agrícola foram positivas para ambos os anos analisados (2000 e 2010) e estatisticamente significativas a 1%, respectivamente, após 9.999 permutações, rejeitando a hipótese nula da aleatoriedade espacial.

Deste ponto em diante, a análise espacial será realizada utilizando como matriz de peso espacial a matriz do tipo 5 vizinhos, tanto para as estatísticas globais quanto para as locais. Optou-se pela utilização desta matriz porque a mesma apresentou o maior valor do I de Moran global na maioria dos resultados. Esse procedimento é usual na análise exploratória de dados espaciais e também porque esta matriz gerou o maior valor de I de Moran calculados para os resíduos nas regressões, seguindo o procedimento exposto em Almeida (2012) adaptado de Baumont (2004), como será visto na Tabela 10 da seção 4.4.1.

O teste de I de Moran global pode não captar situações nas quais predomine alguma instabilidade na distribuição espacial da variável em estudo (neste caso, os escores fatoriais dos fatores ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola para os municípios), ou seja, pode haver alguma autocorrelação espacial mais forte em alguns municípios ou uma situação em que esse padrão espacial nem exista. Para verificar uma possível formação de *clusters espaciais*, procedeu-se aos testes do diagrama de dispersão de Moran e do I de Moran local dispostos no mapa de *cluster LISA* para cada estado individualmente e pela união dos municípios analisados.

Foram calculados o diagrama de dispersão de Moran e o mapa de *clusters LISA* dos fatores ruralidade (fator 1), agriculturalização (fator 2) e renda não agrícola (fator 3) para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás em separados para os anos de 2000 e 2010, os quais estão disponíveis no Anexo desta tese.

Pela observação dos diagramas de dispersão de Moran e os mapas de *clusters LISA* (ver Figuras A1 até A10 no Anexo), é confirmada a existência de *clusters* espaciais do tipo Alto-Alto, Baixo-Baixo, Baixo-Alto e Alto-Baixo para os fatores

ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola, para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás em separados para os anos de 2000 e 2010.

Entretanto, será analisado com mais profundidade, nesta tese, o diagrama de dispersão de Moran e o mapa de *cluster LISA* para a união de todos os estados para os anos de 2000 e 2010, pois, com esses resultados consegue-se observar o efeito de vizinhança entre as fronteiras estaduais o qual mostrou-se relevante na seção anterior.

A Figura 9 apresenta o diagrama de dispersão de Moran para a união de todos os estados dos fatores ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola para os anos de 2000 e 2010.

Pela visualização dos diagramas, confirma-se a existência de uma associação linear espacial entre os municípios analisados e seus vizinhos. Verifica-se também, uma concentração no número de municípios no quadrante Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB), seguido por um espreadimento dos municípios nos quadrantes Baixo-Alto (BA) e Alto-Baixo (AB) para o fator ruralidade (fator 1) e o fator agriculturalização (fator 2), em ambos os anos analisados (2000 e 2010). Porém, a visualização dos diagramas de dispersão não evidencia esse mesmo comportamento para o fator renda não agrícola (fator 3), pois, os pontos apresentados no diagrama desse fator não possuem uma distribuição clara entre os quadrantes AA, BB, BA ou AB.

Figura 9 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para todos os municípios dos estados analisados, anos de 2000 e 2010
 Fonte: resultados da pesquisa.

Em seguida, procedeu-se o teste / Moran local disposto no mapa de *clusters LISA*, o qual realiza uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local para cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran (ANSELIN, 1995). A Figura 10 apresenta o mapa de *clusters Lisa* para a união de todos os estados analisados.

Figura 10 - *Clusters* espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para todos os municípios dos estados analisados, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Neste mapa, verifica-se a existência de grandes aglomerações do tipo AA para o fator ruralidade na faixa noroeste-norte-nordeste e na porção sudoeste do estado do Mato Grosso; na porção nordeste do estado de Goiás, na porção central do estado do Mato Grosso do Sul, na porção sudoeste, sul e central no estado do Paraná e na porção sul do estado de São Paulo. As aglomerações do tipo BB para o fator ruralidade estão concentradas na faixa sul-sudeste e na porção sudoeste do estado de São Paulo; e também foram encontrados pequenos *clusters* na mesorregião Sul Goiano em Goiás, e na mesorregião Norte Pioneiro Paranaense no Paraná (Figura 10, mapas A e B)

Para o segundo fator (agriculturalização), encontram-se aglomerações do tipo AA na faixa centro-sudeste no estado do Mato Grosso, na porção nordeste do Mato Grosso do Sul, na porção sudoeste no estado de Goiás (havendo um *cluster* interestadual AA entre esses três estados), nas porções oeste, noroeste e norte do estado de São Paulo e em algumas partes do oeste, noroeste, norte e nordeste do Paraná. Já as aglomerações BB do fator agriculturalização estão localizadas na faixa centro-leste do estado de São Paulo, no leste do Paraná, em especial a mesorregião Metropolitana de Curitiba (havendo um grande *cluster* interestadual BB nas faixas leste de São Paulo e Paraná); também foram encontradas pequenas aglomerações do tipo BB no leste de Goiás e na porção central e norte do Mato Grosso (Figura 10, mapas C e D).

Verificam-se padrões espaciais do tipo AA para o fator renda não agrícola em uma pequena faixa centro-leste de São Paulo (entre o município de Campinas até o município de São Paulo), bem como alguns pequenos *clusters* nas mesorregiões de Assis, Araçatuba, Presidente Prudente, Araraquara, São José do Rio Preto e Ribeirão Preto no estado de São Paulo. No Paraná, foram encontrados dois grupos de aglomerações AA: um ao leste e em partes do oeste e sudoeste desse estado. Constata-se também a presença de padrões AA para a renda não agrícola na porção central do estado do Mato Grosso, na porção nordeste do Mato Grosso do Sul e no sudoeste de Goiás (surgindo um *cluster* interestadual AA da renda não agrícola entre o sudoeste de Goiás e o nordeste do Mato Grosso do Sul). Já o padrão BB do fator renda não agrícola estão localizados em grandes *clusters* nas porções sudeste e extremo nordeste no São Paulo, no nordeste do estado do Paraná (municípios que fazem fronteira com a mesorregião Litoral Sul Paulista), na porção noroeste do Mato

Grosso do Sul, na porção sul e na faixa noroeste-norte-nordeste no Mato Grosso e no nordeste do estado de Goiás (Figura 10, mapas E e F).

Entre os anos de 2000 e 2010, as aglomerações do tipo AA do fator ruralidade diminuíram nas mesorregiões Norte Mato-Grossense e Nordeste Mato Grossense, mas ampliaram na mesorregião Centro Sul Mato-Grossense no estado do Mato Grosso. O estado de Mato Grosso do Sul apresentou aumento nos *clusters* do tipo AA do fator ruralidade na porção central do estado (mesorregiões Centro Norte e Leste). Os *clusters* AA do fator ruralidade nos estados de São Paulo, Paraná e Goiás apresentaram relativa semelhança. Já as aglomerações BB do fator ruralidade localizadas nos estados do Paraná e São Paulo, não sofreram grandes mudanças entre os dois anos analisados (2000 e 2010).

As aglomerações do fator agriculturalização sofreram grandes alterações entre os anos de 2000 e 2010, em especial nos três estados do Centro-Oeste. Verifica-se aumento no número de aglomerações do tipo AA do fator agriculturalização na faixa centro-leste da mesorregião Norte Mato-Grossense, na porção central da mesorregião Sudeste Mato-Grossense e no leste da mesorregião Nordeste Mato-Grossense no estado do Mato Grosso, na porção central e extremo norte da mesorregião Noroeste Goiano no estado de Goiás. Esses resultados indicam que a concentração espacial do fator agriculturalização está aumentando na região Centro-Oeste do Brasil. Verifica-se, também, aumento nas aglomerações do tipo AA do fator agriculturalização na porção leste da mesorregião Centro Ocidental, na porção sudeste da mesorregião Norte Pioneiro e na porção noroeste da mesorregião Oeste Paranaense em detrimento no número de aglomerações do tipo AA na porção nordeste da mesorregião Oeste Paranaense, na porção sul e nordeste da mesorregião Noroeste Paranaense, na porção norte da mesorregião Centro Ocidental Paranaense e na porção noroeste da mesorregião Norte Pioneiro Paranaense. No estado de São Paulo constatou-se diminuição das aglomerações AA do fator agriculturalização nas mesorregiões Presidente Prudente, Assis, São José do Rio Preto, Ribeirão Preto e Araraquara. O *clusters* do tipo BB para o fator agriculturalização na porção nordeste da mesorregião Norte Mato-Grossense deixa de existir no ano de 2010, entretanto, é criado um novo *cluster* BB na faixa centro-sul no estado do Mato Grosso. Observa-se que o grande *cluster* BB do fator agriculturalização nas porções leste dos estados do Paraná e São Paulo apresentaram semelhanças, não diferenciado muito entre os dois anos analisados (Figura 10, mapas C e D).

Entre os anos de 2000 e 2010, ocorreu uma pequena diminuição das aglomerações do tipo AA para o fator renda não agrícola na parte sul da mesorregião Norte Mato-Grossense, nas mesorregiões Centro Norte e Leste do Mato Grosso do Sul, na porção central da mesorregião Sul Goiano, na porção centro-norte da mesorregião Oeste Paranaense, na porção central da mesorregião Centro Ocidental e Centro-Sul Paranaense. Também deixam de existir os pequenos *clusters* do tipo AA do fator renda não agrícola na porção central da mesorregião Araçatuba e na porção sul da mesorregião de Ribeirão Preto, entretanto, é criado um pequeno agrupamento na porção nordeste da mesorregião Ribeirão Preto, Araraquara, Piracicaba e Metropolitana Paulista. A aglomeração do tipo BB para o fator renda não agrícola na faixa nordeste-norte-noroeste no estado do Mato Grosso existentes em 2000 deixaram de existir em 2010. Observa-se também, uma substituição das aglomerações do tipo BB do pelo do tipo AB no fator renda não agrícola na região nordeste do estado de Goiás e no leste do estado do Mato Grosso do Sul. Por fim, ocorreu uma diminuição dos *clusters* do tipo BB do fator renda não agrícola na mesorregião Litoral Sul Paulista (Figura 10, mapas E e F).

Ao verificar as aglomerações em conjunto para o estado do Paraná, pode-se observar uma pequena simultaneidade de *cluster* AA no fator agriculturalização e AA no fator renda não agrícola no oeste do estado para o ano de 2000, o que, por sua vez, pode sugerir a presença de forte agronegócio na região. A porção oeste paranaense apresenta um eixo de desenvolvimento agroindustrial (CAPUCHO, 2010) com a presença de agroindústrias familiares (AZEVEDO; COLOGNESE; SHIKIDA, 2000).

Ao observar em conjunto a distribuição das aglomerações espaciais para o estado do Mato Grosso do Sul, observa-se uma simultaneidade entre os agrupamentos AA dos fatores agriculturalização e renda não agrícola na porção leste da mesorregião Centro Norte e noroeste da mesorregião Leste em 2000. Este resultado sugere a existência de forte agronegócio nessa porção do estado. Segundo Mascarenhas, Rui e Carlotto (2012) em março de 2012, o estado do Mato Grosso do Sul apresentava trinta e cinco unidades frigoríficas instaladas para o abate de bovinos, das quais apenas vinte e cinco encontravam-se em operação. A mesorregião de Leste do Mato Grosso do Sul apresentou cinco unidades frigoríficas e a mesorregião Centro Norte do Mato Grosso do Sul apresentou 7 unidades frigoríficas, todas em operação, justamente as mesorregiões que apresentaram simultaneidade nas aglomerações AA

para o fator agriculturalização e AA para renda não agrícola (Figura 10, mapas C, D, E e F).

Ao verificar as aglomerações em conjunto para o estado do Mato Grosso, observa-se a simultaneidade de *clusters* BB no fator agriculturalização e BB no fator renda não agrícola para o ano de 2010 na porção sul do estado e simultaneidade de *cluster* AA e BA para o fator agriculturalização e AA e BA de renda não agrícola na porção centro-oeste do estado no ano de 2010, sugerindo novamente a presença do agronegócio. Em um estudo realizado pelo Banco da Amazônia, IPEA e ANPEC para verificar eventuais arranjos produtivos foram encontrados, na região centro-oeste do estado de Mato Grosso, *clusters*²⁹ de indústria de produtos alimentícios e bebidas (empresas de frigoríficos e processamento de carne bovina) e soja (BANCO DA AMAZÔNIA, 2002).

Verifica-se que, na porção sudoeste do estado de Goiás, os *clusters* AA dos fatores agriculturalização e renda não agrícola coincidem, indicando a presença do agronegócio. Devido às boas condições edafoclimáticas da região, a mesma vem se destacando como um polo de atração de projetos agroindustriais e de práticas agropecuárias (CARMO; GUIMARÃES; AZEVEDO, 2002; SOUZA; MORAIS, 2012), e com a desregulamentação do setor sucroalcooleiro a partir da década de 1990, ocorreu a expansão da agroindústria canavieira nesta região (LIMA, 2010), corroborando para a existência do agronegócio na região.

Porém, um efeito que cabe a atenção neste ponto é o surgimento *clusters* espaciais do tipo Alto-Alto e Baixo-Baixo nos municípios que fazem fronteira entre os estados, como aponta a Figura 10, reforçando a análise realizada na seção anterior sobre a similaridade dos escores fatoriais nos municípios fronteiriços.

Foram encontrados *clusters* do tipo AA do fator ruralidade nos municípios que fazem fronteira pertencentes a mesorregião Metropolitana de Curitiba no Paraná e nos municípios das mesorregiões de Itapetininga e Litoral Sul Paulista em São Paulo. Também foram encontradas aglomerações BB do fator ruralidade nos municípios fronteiriços pertencentes às mesorregiões Norte Central Paranaense, Norte Pioneiro Paranaense e Assis no estado de São Paulo (Figura 10, mapas A e B).

²⁹ No estudo realizado Banco da Amazônia, IPEA e ANPEC, a definição de *clusters* segue a definição de Porter (1998), onde *clusters* são: concentrações geográficas de empresas e instituições interconectadas numa área de atuação particular, as quais incluem um conjunto de empresas e outras entidades ligadas que são importantes para competição.

Para o fator agriculturalização, foram encontradas aglomerações do tipo AA nos municípios que fazem fronteira pertencentes a mesorregião Sudeste Mato-Grossense, Centro Norte e Leste no estado do Mato Grosso do Sul e nas mesorregiões Sul e Noroeste Goiano. Os *clusters* do tipo BB para o fator agriculturalização estão localizados nos municípios fronteiriços a mesorregião Metropolitana de Curitiba no Paraná e nos municípios das mesorregiões de Itapetininga e Litoral Sul Paulista em São Paulo (Figura 10, mapas C e D).

Por fim, foram encontrados *clusters* do tipo AA para o fator renda não agrícola nos municípios que fazem fronteira e estão localizados nas mesorregiões Sudeste Mato-Grossense, Centro Norte e Leste no estado do Mato Grosso do Sul e nas mesorregiões Sul e Noroeste Goiano. Por sua vez, as aglomerações do tipo BB para o fator renda não agrícola estão localizados nos municípios fronteiriços à mesorregião Metropolitana de Curitiba no Paraná e nos municípios das mesorregiões de Itapetininga e Litoral Sul Paulista em São Paulo (Figura 10, mapas E e F).

Após realizar a AEDE para os fatores gerados pela análise fatorial, analisa-se o valor do coeficiente do *I* de Moran bivariado global entre os escores fatoriais do fator agriculturalização e as variáveis explicativas propostas pelo modelo econométrico. O *I* de Moran bivariado global verifica se o valor dos escores fatoriais do fator agriculturalização em um determinado municípios guarda uma associação com os valores de outra variável observada em regiões vizinhas.

O valor positivo (negativo) para o teste do *I* de Moran bivariado global quer dizer que os municípios que apresentaram um elevado (baixo) valor dos escores fatoriais do fator agriculturalização tendem, em geral, a estar rodeados por municípios com elevado (baixo) valor para outra variável (neste caso, as variáveis explicativas, observadas uma a uma).

A Tabela 7 apresenta o valor do coeficiente do *I* de Moran bivariado global (calculado pela equação 6 do item 3.3 do capítulo 3) para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso, Goiás e todos os estados juntos para os anos de 2000 e 2010³⁰.

³⁰Na análise do valor do *I* de Moran bivariado global foram utilizadas as variáveis *fnit*, *vbpaee*, *arnagri* e *distcap* em logaritmo neperiano, pois, no modelo econométrico estimado essas variáveis assumiram esse formato.

Tabela 7 - Coeficientes de I de Moran bivariado global para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso, Goiás e para todos esses estados juntos para os anos de 2000 e 2010

Variáveis	São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás		Todos os estados	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
<i>fnit</i>	0,4874***	0,4723***	0,2812***	0,2632***	0,0263	0,0623	0,1067***	0,1844***	0,3272***	0,2858***	0,3936***	0,4330***
<i>vbpaee</i>	-0,1177***	0,1216***	-0,0312*	0,0191	0,2070***	-0,0769*	0,0666**	0,1867**	0,1685***	0,0710***	-0,1157***	-0,0339***
<i>aeate</i>	0,3978***	0,3859***	0,2364***	0,1942***	0,0686*	0,1094**	0,0297	0,1674***	0,1695***	0,0482**	0,3480***	0,3543***
<i>arnagri</i>	-0,4199***	-0,3783***	-0,3064***	-0,2736***	-0,0327*	-0,0844**	-0,0674**	-0,1047***	-0,2033***	-0,1933***	-0,3297***	-0,2769***
<i>distcap</i>	0,7082***	0,6375***	0,5955***	0,5213***	0,0099	-0,0149	0,0673**	0,2729***	0,1494***	0,1880***	0,4869***	0,4642***
<i>pluvc</i>	-0,3915***	-0,5607***	-0,2380***	-0,4035***	0,1124**	-0,0486	-0,1356***	0,0714**	-0,1260***	0,0923***	-0,1604***	-0,3313**

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: * resultados estatisticamente significativos a 1% após 9.999 permutações; ** resultados estatisticamente significativos a 5% após 9.999 permutações;

*** resultados estatisticamente significativos a 10% após 9.999 permutações.

Na análise bivariada entre os escores fatoriais do fator agriculturalização e as variáveis explicativas - Tabela 7 - observam-se os seguintes resultados:

- i) A variável valor total do crédito agrícola para custeio (*fint*) apresentou autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa em todos os resultados com exceção do Mato Grosso do Sul, o qual não foi estatisticamente significativo. Isto significa que municípios com elevado valor do escore fatorial agriculturalização estão rodeados por municípios com elevado valor de crédito agrícola para custeio;
- ii) A variável valor da produção agrícola dividido pela área explorada (*vpaae*) apresentou autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa nos estados de São Paulo (ano de 2010), Paraná (ano de 2010), Mato Grosso do Sul (ano de 2000), Mato Grosso (ano de 2000 e 2010) e Goiás (ano de 2000 e 2010). O valor positivo desse teste nos diz que municípios com elevado valor do escore fatorial agriculturalização estão rodeados por municípios com elevados valores da produção agrícola dividido pela área explorada. Por sua vez, os resultados para os estados de São Paulo e Paraná (ano de 2000), o estado do Mato Grosso do Sul (ano de 2010) e todos os estados (ano de 2000 e 2010) apresentaram autocorrelação espacial negativa e estatisticamente significativa. Já o valor negativo desse teste significa que municípios com elevado valor do escore fatorial agriculturalização estão rodeados por municípios com baixos valores da produção agrícola dividido pela área explorada;
- iii) A variável área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários (*aeate*) apresentou autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa em todos os resultados com exceção do Mato Grosso para o ano de 2000, o qual não foi estatisticamente significativo. Isto quer dizer que municípios com elevado valor do escore fatorial agriculturalização estão rodeados por municípios com elevado valor da área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários;
- iv) A variável área não agrícola (*arnagri*) apresentou autocorrelação espacial negativa e estatisticamente significativa em todos os testes. Esse resultado indica que, municípios com elevado valor do escore fatorial agriculturalização estão rodeados por municípios com baixas área não agrícolas;
- v) A variável distância do município *i* até a capital do seu estado (*distcap*) apresentou autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa em todos os

testes, com exceção do estado do Mato Grosso do Sul, o qual apresentou resultados não significativos estatisticamente em ambos os anos analisados (2000 e 2010). O valor positivo desse teste indica que municípios com elevado valor do escore fatorial agricultura estão rodeados por municípios mais distantes da capital.

- vi) A variável densidade pluviométrica (*pluv*) apresentou a autocorrelação espacial negativa e estatisticamente significativa em praticamente todos os resultados com exceção do Mato Grosso do Sul (ano de 2000), Mato Grosso (ano de 2010) e Goiás (ano de 2010), os quais apresentaram um resultado positivo e estatisticamente significativo.

Da exposição acima, baseada na Figura 10, conclui-se que não há um único padrão de evolução e associação entre ruralidade, agricultura e renda não agrícola nos estados analisados nos anos de 2000 e 2010. Também se observa que o meio rural tem diminuído em certas regiões, mas aumentando em outras, no entanto, esses processos (de alteração da ruralidade das regiões e da intensidade das atividades agrícolas no meio rural) não são homogêneos, variando entre e dentro dos estados brasileiros.

Também se conclui, pela observação do valor do I de Moran bivariado global (Tabela 7), que o comportamento das variáveis valor total do crédito agrícola para custeio, área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários, área não agrícola e distância do município i até a capital do seu estado apresentaram, de modo geral, o mesmo tipo de associação espacial em todos os testes e em ambos os anos analisados (2000 e 2010). Já as variáveis valor da produção agrícola dividido pela área explorada e densidade pluviométrica apresentaram uma associação espacial distinta nos anos analisados e entre os estados. Uma possível explicação para esses resultados distintos é que o comportamento dessas variáveis (valor da produção agrícola dividido pela área explorada e densidade pluviométrica) é variável, uma vez que seus resultados dependem das condições edafoclimáticas, da quantidade produzida e da área plantada, variando de um estado para outro de ano em ano.

4.4 Modelo econométrico

Os resultados dos testes do I de Moran global e local para o fator 2 (agriculturalização), apresentados na seção anterior, foram estatisticamente significativos, apresentando uma relação espacial positiva. Assim, estudos econométricos que não considerem a relação do espaço na explicação da agriculturalização dos municípios podem gerar resultados enviesados.

Conforme exposto no item 3.4 do capítulo 3, serão testados dois modelos econométricos distintos, para a estimação da intensidade agrícola no meio rural nos municípios do estado de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás para os anos de 2000 e 2010, a saber: i) modelo econométrico espacial com dados em *cross-section*; ii) modelo econométrico espacial usando regimes espaciais. No primeiro método é incorporada apenas a dependência espacial (autocorrelação espacial), já no segundo método, incorporam-se tanto a dependência espacial quanto a heterogeneidade espacial³¹.

Foram realizadas estimações considerando as seguintes variáveis explicativas: valor total do crédito agrícola para custeio, valor da produção agrícola dividido pela área explorada, área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários, área não agrícola, distância do município i até a capital do seu estado e densidade pluviométrica.

Com o intuito de aproximar da normalidade, reduzindo a dimensão de algumas informações, as variáveis valor total do crédito agrícola para custeio, valor da produção agrícola dividido pela área explorada, área não agrícola e distância do município i até a capital do seu estado foram transformadas em logaritmo neperiano, além de que as regressões apresentaram um melhor ajuste com as variáveis neste formato.

Inicialmente, foi estimada a equação (16) do capítulo 3 utilizando as duas metodologias distintas em seu formato não espacial (regressões por MQO). Realizada essa estimação, foi verificado através do teste difuso (equação 19) a dependência espacial nos resíduos, isto é, a intensidade das atividades agrícolas no meio rural (fator agriculturalização) de um município está interferindo no município vizinho,

³¹ O modelo econométrico espacial usando regimes espaciais trata a heterogeneidade espacial observável.

evidenciando a necessidade de se optar por modelos econométricos que considerem os efeitos espaciais.

Serão apresentados nesta tese apenas os resultados da regressão unindo todos os estados analisados, utilizando o modelo econométrico espacial com dados em *cross-section*, pois, foi a regressão que apresentou os melhores resultados. Também serão apresentados os resultados da regressão utilizando o modelo econométrico espacial usando regimes espaciais, o qual considera a regressão para todos os estados, mas estima os coeficientes para cada estado individualmente³².

4.4.1 Estimativas do modelo econométrico espacial com dados em *cross-section*

Seguindo os procedimentos indicados na página 70, a Tabela 8 apresenta os valores estimados para a regressão considerando todos os estados analisados para os anos de 2000 e 2010 pelo método dos MQO, utilizando como variável dependente os escores fatoriais do fator que identifica quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural (fator agriculturalização). Estima-se a equação (16) da seção 3.4.4 usando *dummys* para os estados do Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, sendo São Paulo a base.

Observa-se pela Tabela 8 que os coeficientes de determinação R^2 ajustados para os anos de 2000 e 2010 são razoáveis (inferiores a 0,50), indicando que as variações nas variáveis independentes explicam 49,02% e 42,43%, respectivamente, das variações na variável dependente.

³² Os resultados para as regressões para cada estado em separado utilizando dados em *cross-section* estão disponíveis no Apêndice desta tese.

Tabela 8 - Regressão não espacial por MQO

Variáveis	(1)	(2)
	Todos os Estados	
	2000	2010
<i>intercepto</i>	-3,0017*** (0,2025)	-2,8983*** (0,2022)
<i>fint</i>	0,0764*** (0,0115)	0,0864*** (0,0126)
<i>vpaae</i>	0,1096*** (0,0212)	0,0201 (0,0158)
<i>aeate</i>	0,8114*** (0,1861)	0,5022*** (0,1783)
<i>arnagri</i>	-0,1453*** (0,0098)	-0,1122*** (0,0090)
<i>distcap</i>	0,4039*** (0,0305)	0,3154*** (0,0297)
<i>pluvc</i>	-0,1861*** (0,0190)	-0,0656*** (0,0170)
<i>PR</i>	0,4248*** (0,0534)	0,2668*** (0,0509)
<i>MS</i>	0,8703*** (0,1089)	0,4449*** (0,0796)
<i>MT</i>	0,5507*** (0,0886)	0,3434*** (0,0753)
<i>GO</i>	0,8199*** (0,0747)	0,5333*** (0,0930)
F-statistic	144,0557*** [0,0000]	110,6460*** [0,0000]
Jarque Bera	25,9410*** [0,0000]	25,4110*** [0,0000]
Breusch-Pagan	42,8910*** [0,0000]	62,3070*** [0,0000]
Koenker-Basset	38,8070*** [0,0000]	57,2350*** [0,0000]
Log Likelihood	-1646,0360	-1631,8850
Akaike	3314,0730	3285,7700
Schwarz	3372,4370	3344,1340
R ²	0,4936	0,4281
R ² ajustado	0,4902	0,4243

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, **significativo a 5%, * significativo a 10%; entre parênteses, encontra-se o desvio padrão do coeficiente estimado e entre colchetes, encontra-se o valor da probabilidade dos testes realizados.

Analisando o coeficiente das variáveis explicativas, constata-se que os mesmos foram significativos a 1%, com exceção do variável valor da produção agrícola dividido pela área explorada (*vpaae*) a qual não foi estatisticamente significativa para o ano de 2010. Todas as variáveis com exceção da variável densidade pluviométrica (*pluvc*) apresentaram os sinais esperados. Neste modelo, algumas variáveis explicativas foram usadas em logaritmo neperiano e a variável

dependente em nível, assim, a interpretação desses coeficientes deve ser realizado como $\Delta y = \left(\frac{\beta_1}{100} \right) \% \Delta x$, isto é, se a variável explicativa aumentar em 1%, espera-se que a variável dependente aumente em $\left(\frac{\beta_1}{100} \right)$ unidades (WOOLDRIDGE, 2011).

Nos resultados da Tabela 8, observa-se que os coeficientes das variáveis *dummy* para os estados são todos positivos e estatisticamente significativos. Isto significa que, em relação à intensidade das atividades agrícolas no meio rural do estado de São Paulo, um município em qualquer um dos outros estados (do Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás) apresenta, na média, maiores valores da variável intensidade das atividades agrícolas no meio rural em relação aos municípios de São Paulo.

Considerando que as suposições de normalidade e homocedasticidade nem sempre são satisfeitas no método de MQO, é necessário verificar se tais suposições não foram violadas, aplicando testes estatísticos.

O teste Jarque-Bera examina a normalidade dessa distribuição. Para os anos de 2000 e 2010 o teste foi estatisticamente significativo a 1%, indicando que os resíduos possuem uma distribuição não normal.

Os testes de Breusch-Pagan e Koenker-Basset³³ testam se a variância dos resíduos é constante. Verifica-se que todos os testes foram significativos a 1%, logo, rejeita-se a hipótese da variância constante, ou seja, as regressões para os anos de 2000 e 2010 apresentaram heterocedasticidade. Segundo Cameron e Trivedi (2005), é comum obter erros heterocedásticos em regressões usando dados em *cross-section*. Ao se trabalhar com dados espaciais, a probabilidade de ocorrer heterocedasticidade é ainda maior, pois se os dados podem variar espacialmente, é razoável supor que variâncias também variam (McMILLEN, 1992, apud ALMEIDA, 2012).

Assume-se, também, a hipótese de que não há multicolinearidade entre as variáveis independentes. Isto significa que a correlação entre as variáveis explanatórias não deve ser alta. A presença da multicolinearidade pode ser confirmada, ou não, mediante o cálculo do Fator de Variância Inflacionária (FVI) para cada variável. De acordo com Wooldridge (2011), a regra de sua interpretação é que

³³ O teste de Koenker-Basset é utilizado quando os resíduos apresentam uma distribuição não normal.

se seu valor for acima de 10, constata-se o problema da inflação das variâncias decorrentes da multicolinearidade. A Tabela 9 apresenta o FVI para cada variável. Verifica-se que todas as variáveis explanatórias apresentaram valores de FVI inferiores a esse limite, portanto, pode-se assumir que não há presença de multicolinearidade.

Tabela 9 - Diagnóstico para o Fator de Variância Inflacionária (FVI)

Variáveis	2000	2010
<i>fint</i>	1,6200	1,9000
<i>vpaae</i>	2,4400	1,6300
<i>aeate</i>	1,3300	1,5900
<i>arnagri</i>	1,3200	1,2700
<i>distcap</i>	1,8300	1,7700
<i>pluvc</i>	1,2900	1,6400
<i>PR</i>	1,5500	1,4900
<i>MS</i>	1,6100	1,6900
<i>MT</i>	1,6800	1,5200
<i>GO</i>	2,1000	1,2400

Fonte: resultado da pesquisa.

A Tabela 10 apresenta o teste de *I* de Moran para os resíduos (equação 19) e os testes dos multiplicadores de Lagrange (ver Quadro 3), isto é, são apresentados os diagnósticos para as possíveis relações espaciais existentes. Os valores dos testes *I* de Moran e os multiplicadores de Lagrange dependem do tipo de matriz de pesos espaciais utilizados no modelo. Por isso, a Tabela 10 apresenta os resultados dos testes para a regressão estimadas por MQO utilizando as matrizes rainha, torre, 5 vizinhos e 7 vizinhos.

Tabela 10 - Diagnóstico de dependência espacial das regressões da Tabela 9

Matriz	Testes	Ano		Matriz	Testes	Ano	
		2000	2010			2000	2010
Rainha	I de Moran	0,2394 [0,0000]	0,2214 [0,0000]	5 vizinhos	I de Moran	0,2641 [0,0000]	0,2385 [0,0000]
	ML [lag]	269,3660 [0,0000]	194,5800 [0,0000]		ML [lag]	329,2070 [0,0000]	238,7860 [0,0000]
	ML Robusto [lag]	41,5750 [0,0000]	6,9710 [0,0083]		ML Robusto [lag]	45,6640 [0,0000]	12,4480 [0,0004]
	ML [erro]	229,6190 [0,0000]	196,3290 [0,0000]		ML [erro]	287,2930 [0,0000]	234,4160 [0,0000]
	ML Robusto [erro]	1,8280 [0,1764]	8,7200 [0,0031]		ML Robusto [erro]	3,7490 [0,0528]	8,0790 [0,0045]
Torre	I de Moran	0,2394 [0,0000]	0,2249 [0,0000]	7 vizinhos	I de Moran	0,2393 [0,0000]	0,2193 [0,0000]
	ML [lag]	251,3920 [0,0000]	184,4830 [0,0000]		ML [lag]	369,2390 [0,0000]	270,7870 [0,0000]
	ML Robusto [lag]	41,6710 [0,0000]	6,6480 [0,0099]		ML Robusto [lag]	53,0710 [0,0000]	13,3130 [0,0003]
	ML [erro]	210,6390 [0,0000]	185,8190 [0,0000]		ML [erro]	326,6480 [0,0000]	274,1670 [0,0000]
	ML Robusto [erro]	0,9170 [0,3382]	7,9840 [0,0047]		ML Robusto [erro]	10,4810 [0,0012]	16,6930 [0,0000]

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: entre colchetes, encontra-se o valor da probabilidade dos testes realizados.

Comparado todos os resultados do teste de autocorrelação espacial, calculado pelo I de Moran para os resíduos (teste difuso, equação 19), verifica-se que todos apresentaram valores positivos e foram altamente significativos em termos estatísticos para todas as matrizes de peso espacial, sendo que a matriz de peso espacial com 5 vizinhos foi a que apresentou o maior valor do I de Moran para ambos os anos (0,2641 em 2000 e 0,2385 no ano de 2010). Portanto, a matriz 5 vizinhos é a que melhor se ajusta ao modelo estimado, pois, apresentou o maior valor do I de Moran, conseguindo captar com maior precisão os efeitos espaciais apresentados nos municípios. Este resultado corrobora com a escolha da matriz 5 vizinhos, também utilizada na seção 4.3 para fazer a AEDA. Com base nesse resultado, confirma-se a existência da autocorrelação espacial nos resíduos, isto é, a intensidade das atividades agrícolas no meio rural (fator agriculturalização) de um município está interferindo na intensidade das atividades agrícolas no meio rural de seu município vizinho.

Os demais testes apresentados na Tabela 10 são utilizados para decidir qual modelo espacial será usado, ou seja, o modelo de defasagem espacial (SAR) ou o modelo de erro espacial (SEM). Na identificação da melhor forma de tratamento da dependência, utilizando a matriz de peso 5 vizinhos, constata-se que no ano de 2000

o valor do teste ML [defasagem] é 329,2070 e o ML [erro] é de 287,2930 e que para o ano de 2010 os testes ML [defasagem] e ML [erro] apresentaram os seguintes valores: 238,7860 e 234,4160, respectivamente. Porém, como ambos os testes são estatisticamente significativos, deve-se recorrer aos testes robustos. Verifica-se, pelos testes robustos, que o valor do teste ML Robusto [defasagem] é 45,6640 e o ML Robusto [erro] é 3,7490 para o ano de 2000, já para o ano de 2010 esses testes apresentaram os seguintes valores: ML Robusto [defasagem] igual a 12,4480 e ML Robusto [erro] igual a 8,0790. Como o teste ML Robusto [defasagem] apresentou um valor superior e com maior significância estatística, o modelo de defasagem (SAR) é o mais indicado para os anos de 2000 e 2010.

A estimação do modelo econométrico espacial deve ser realizada utilizando o método da máxima verossimilhança. Porém, a estimação do modelo SAR é baseada na suposição de que os resíduos sejam normais. Como verificado na Tabela 8, os resíduos na regressão estimada não são normalmente distribuídos, indicado pelo teste de Jarque Bera, para ambos os anos, impedindo a utilização do método da máxima verossimilhança. Para contornar esse problema é necessário utilizar o método das variáveis instrumentais, pois, esse método não tem como pressuposto a normalidade dos resíduos.

É também verificado pela Tabela 8 a presença de heterocedasticidade (teste Koencker-Basset) sendo que tal problema não é contornado pela estimação usando o método das variáveis instrumentais, tornando assim as estimativas não eficientes, pois a variância não é constante em todas as observações. Uma maneira de tentar corrigir esse problema é re-estimar as regressões (1) e (2) da Tabela 8 utilizando o método das variáveis instrumentais (VI) na sua versão robusta, pois, utilizando a técnica na versão robusta, a estimativa da variância é computada de maneira diferente. Entretanto, estamos trabalhando com um modelo econométrico em que foram detectadas a autocorrelação espacial nos resíduos e a heterocedasticidade, sendo necessário utilizar um estimador que acomode tanto a heterocedasticidade quanto a autocorrelação espacial. Kelejian e Prucha (2007) desenvolveram um estimador não paramétrico consistente e robusto para a matriz de variância-covariância na presença de heterocedasticidade e autocorrelação, chamado de HAC. Devido à endogeneidade espacial do regressor Wy o modelo precisa ser estimado por mínimos quadrados em dois estágios que, de acordo com Johnston e Dinardo (1997),

é idêntico ao estimador de variáveis instrumentais. Portanto, ao utilizar esse estimador consegue-se obter estimativas consistentes e não viesadas.

A Tabela 11 apresenta as regressões com a dependência espacial³⁴. A regressão (3) na Tabela 11 é alternativa à regressão (1) na Tabela 8 e a regressão (4) na Tabela 11 é alternativa à regressão (2) na Tabela 8.

Tabela 11 - Resultados das estimações pelo modelo de defasagem espacial

Variáveis	(3)	(4)
	Todos os Estados	
	2000	2010
<i>intercepto</i>	-1,5318*** (0,2978)	-1,5457*** (0,2823)
<i>fint</i>	0,0276** (0,0131)	0,0371*** (0,0151)
<i>vpaae</i>	0,0889*** (0,0213)	0,0287** (0,0140)
<i>aeate</i>	0,5907*** (0,1957)	0,4741*** (0,1494)
<i>arnagri</i>	-0,1102*** (0,0125)	-0,0901*** (0,0114)
<i>distcap</i>	0,2034*** (0,0383)	0,1469*** (0,0347)
<i>pluvc</i>	-0,1042*** (0,0196)	-0,0184 (0,0177)
<i>PR</i>	0,2192*** (0,0536)	0,1144** (0,0563)
<i>MS</i>	0,5477*** (0,0941)	0,2639*** (0,0733)
<i>MT</i>	0,3628*** (0,0883)	0,2413*** (0,0722)
<i>GO</i>	0,4592*** (0,0885)	0,3083*** (0,0947)
<i>ρ (rho)</i>	0,4585*** (0,0632)	0,4653*** (0,0868)
Pseudo R ²	0,5895	0,5166
Log Likelihood	-1521,1090	-1538,4250
Akaike	3066,2180	3100,8490
Schwarz	3129,8890	3164,5190
Anselin-Kelejian	0,0520 [0,8199]	0,1890 [0,6636]

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, **significativo a 5%, * significativo a 10%; entre parênteses, encontra-se o desvio padrão do coeficiente estimado e entre colchetes, encontra-se o valor da probabilidade dos testes realizados.

³⁴ As regressões (3) e (4) foram estimadas por mínimos quadrados em dois estágios utilizado como instrumentos as variáveis *fint*, *vpaae*, *aeate*, *arnagri*, *distcap*, *pluvc* defasados espacialmente, utilizando a matriz 5 vizinhos para efetuar a operação de defasagem.

As estimativas das regressões com a defasagem espacial (Tabela 11) apresentaram mudanças nas magnitudes dos coeficientes em relação ao modelo geral (menores em valores absolutos), mas tiveram significâncias estatísticas próximas às da Tabela 8. A variável valor da produção agrícola dividido pela área explorada (*vpaae*) foi a única que apresentou aumento na magnitude de seu coeficiente para o ano de 2010 e apresentou significância estatística ao nível de 5%. Todas as variáveis continuaram com seus sinais apresentados pelo método do MQO (Tabela 9), e novamente a variável densidade pluviométrica (chuva) continuou com o sinal contrário ao esperado, entretanto, no ano de 2010, essa variável não apresentou significância estatística. São esperadas mudanças nos coeficientes da regressão quando o método com defasagem espacial é significativo, pois as estimativas por MQO tornam-se ineficientes. De acordo com Anselin (2003), se a defasagem espacial não fosse significativa, não ocorreriam mudanças nos coeficientes estimados por MQO e com defasagem espacial.

Verifica-se na Tabela 11 que o coeficiente de defasagem espacial ρ (rho) foi altamente significativo e com sinal positivo para ambos os anos, porém, levemente crescente entre os anos 2000 e 2010. Na regressão com defasagem espacial, o parâmetro ρ (rho) mede a dependência espacial inerente à amostra de dados, ou seja, ele mede a influência média das observações dos seus vizinhos. Isto quer dizer que, um alto valor na variável intensidade das atividades agrícolas no meio rural (fator agriculturalização) nos municípios vizinhos, aumenta o valor da variável intensidade das atividades agrícolas no meio rural (fator agriculturalização) no município i , constatando assim, o efeito transbordamento da variável dependente.

Não ocorrendo normalidade na distribuição dos erros, o coeficiente de determinação (R^2) perde sentido, não podendo ser usado para comparar modelos espaciais concorrentes. Para contornar esse problema, é apresentada a medida de um pseudo R^2 . Segundo Anselin (1998), o pseudo R^2 é calculado como sendo a razão entre a variância dos valores previstos pelo modelo e a variância dos valores observados para a variável dependente. Observa-se na Tabela 11 o aumento do coeficiente de determinação pseudo R^2 , tanto para o ano de 2000 quanto para o ano de 2010, em relação ao modelo estimado por MQO (estimações 1 e 2 da Tabela 8) indicando que o modelo com acomodação para dependência espacial aumentou o poder de explicação das variáveis independentes do modelo. Observa-se, também,

uma diminuição dos critérios de informação de Akaike e Schwarz, em relação aos valores estimados por MQO (estimações 1 e 2 da Tabela 8), indicando que o modelo com acomodação para dependência espacial é melhor que o modelo estimado por MQO.

A última informação da Tabela 11 apresenta o teste de Anselin-Kelejian. De acordo com Anselin e Kelejian (1997), este teste permite examinar a existência de autocorrelação espacial nos resíduos quando é estimado o modelo espacial por mínimos quadrados em dois estágios. Este teste é baseado na fórmula de cálculo do I de Moran, como apresentado pela equação (4), porém, utilizando os resíduos da estimação por mínimos quadrados em dois estágios ao invés dos resíduos por MQO. A hipótese nula do teste é que os resíduos da regressão estimada por mínimos quadrados em dois estágios são distribuídos aleatoriamente no espaço, contra a hipótese alternativa que de que há dependência espacial nos resíduos. O teste de Anselin-Kelejian não foi estaticamente significativo, podendo-se então rejeitar a hipótese nula desse teste, ou seja, não há evidências estatísticas de que os resíduos são autocorrelacionados espacialmente, confirmando que a dependência espacial foi adequadamente tratada pela incorporação do termo de defasagem espacial.

Ao se trabalhar com um modelo espacial do tipo SAR, a interpretação dos coeficientes merece uma atenção especial por conta do aparecimento da defasagem espacial da variável dependente. De acordo com Lesage e Pace (2009), os efeitos totais não são fornecidos pelos coeficientes α estimados da equação (17). No modelo de defasagem espacial (SAR), para se ter o efeito marginal total, isto é, considerando-se os efeitos proporcionados pela realimentação da interação espacial entre os municípios, de uma variável explicativa k (X_k) sobre a variável dependente y , é necessário o seguinte cálculo: $(1 - \rho)^{-1} \alpha_k$. O valor $(1 - \rho)^{-1}$ é um multiplicador espacial global comum para todas as variáveis explicativas. Por exemplo, o efeito total marginal do montante total de crédito agrícola, para o ano de 2000, não é apenas fornecido pelo coeficiente 0,0276, mas pela multiplicação de $(1 - 0,4585)^{-1} \times (0,0276)$ fornecendo como resultado 0,051. Esse é o efeito marginal total do montante de crédito agrícola de custeio sobre a variável dependente “intensidade de atividades agrícolas no meio rural”, considerando o efeito total da interação espacial. Procedendo a cálculos similares, a Tabela 12 apresenta o efeito marginal total proporcionado pela

realimentação da interação espacial entre os municípios para as regressões apresentadas na Tabela 11.

Tabela 12 – Efeito marginal total proporcionado pela realimentação da interação espacial para o modelo de defasagem espacial

Variáveis	2000	2010
<i>intercepto</i>	-2,8288	-2,8906
<i>fint</i>	0,0509	0,0694
<i>vpaae</i>	0,1642	0,0537
<i>aeate</i>	1,0908	0,8867
<i>arnagri</i>	-0,2036	-0,1685
<i>distcap</i>	0,3756	0,2747
<i>pluvc</i>	-0,1924	-0,0345
<i>PR</i>	0,4047	0,2140
<i>MS</i>	1,0115	0,4936
<i>MT</i>	0,6701	0,4513
<i>GO</i>	0,8481	0,5765

Fonte: resultados da pesquisa.

Considerando as variáveis estatisticamente significativas e com os sinais esperados, verifica-se que a variável área explorada dividida pela área dos estabelecimentos agropecuários (*aeate*) possui o maior efeito marginal total (valores absolutos) seguida das variáveis distância do município *i* até a capital do seu estado e área não agrícola (esta última com efeito negativo sobre a agriculturalização dos municípios). Analisando o efeito marginal total das variáveis *dummy* que captam a diferença entre os estados, constata-se que os municípios do Mato Grosso do Sul (ano de 2000) e Goiás (ano de 2010) apresentam, na média, os maiores valores da variável intensidade das atividades agrícolas em relação aos municípios de São Paulo; entretanto, essa diferença diminui entre os anos de 2000 e 2010.

4.4.2 Estimativas do modelo econométrico espacial com regime espacial

Com base nos resultados das regressões (3) e (4) da Tabela 11 têm-se um indício de que cada estado possa apresentar um comportamento distinto na intensidade das atividades agrícolas em seus municípios, sendo que esse comportamento pode-se manifestar em diferentes coeficientes de inclinação ou

intercepto. Para modelar esta suposição, pode-se utilizar a metodologia da regressão por regimes espaciais. Ao utilizar esta metodologia estar-se-á incorporando o efeito da heterogeneidade espacial a qual manifesta-se na diferença dos coeficientes em função das diferenças regionais. Para isso, pretende-se introduzir uma variável categórica para identificar os regimes espaciais, representados pelos estados brasileiros analisados nesta tese. Essa variável categórica atribui o indicador 1 para o estado de São Paulo, 2 para o estado do Paraná, 3 para o estado do Mato Grosso do Sul, o indicador 4 para o estado do Mato Grosso e, finalmente, 5 para o estado de Goiás.

O modelo de defasagem espacial com mudança estrutural nos parâmetros, definida pelos regimes espaciais, foi estimado pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios de Kelejian e Prucha (2007), pois, ao estimar esse modelo em sua versão não espacial (por MQO) foram encontrados erros não normais, heterocedásticos e autocorrelacionados espacialmente.

A Tabela apresenta 13 apresenta o diagnóstico do modelo de defasagem espacial com regimes espaciais.

Neste tipo de regressão tem-se um único parâmetro de defasagem (ρ) global, o qual mostrou-se altamente significativo, positivo e crescente, nos anos analisados (ρ de 0,4931 no ano de 2000 e de 0,5269 no ano de 2010). Verifica-se também que, neste modelo, não há autocorrelação espacial nos resíduos (teste de Anselin-Kelejian), demonstrando que a dependência espacial foi adequadamente tratada pela incorporação do termo de defasagem espacial.

Tabela 13 - Diagnóstico do modelo de defasagem espacial com regimes espaciais

Diagnósticos	Ano	
	2000	2010
ρ (Rho) global	0,4931*** (0,0715)	0,5269*** (0,0901)
Anselin-Kelejian	1,7590 [0,1847]	1,7670 [0,1838]
Pseudo R ²	0,6054	0,5351
Teste de Chow Espacial		
Variáveis	2000	2010,
<i>intercepto</i>	8,0490* [0,0898]	7,3450 [0,1188]
<i>fint</i>	8,4320* [0,0770]	15,6570*** [0,0035]
<i>vpaae</i>	2,1550 [0,7072]	17,6510*** [0,0014]
<i>aeate</i>	9,3820* [0,0522]	15,8180*** [0,0033]
<i>arnagri</i>	21,3250*** [0,0003]	11,6740** [0,0200]
<i>distcap</i>	4,7910 [0,3094]	0,7480 [0,9453]
<i>pluvc</i>	5,3760 [0,2508]	2,5540 [0,6351]
Teste global	68,4270*** [0,0000]	80,2050*** [0,0000]

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, **significativo a 5%, * significativo a 10%; entre parêntese, encontra-se o desvio padrão do coeficiente estimado e entre colchetes, encontra-se o valor da probabilidade dos testes realizados.

Ressalta-se que a estatística de Chow Espacial – calculada através da equação (14) do item 3.4.2 - se mostrou altamente significativa no teste global, rejeitando a hipótese nula de que os coeficientes são iguais para os estados analisados, evidenciando que há instabilidade estrutural nos parâmetros estimados. Logo, há indícios de instabilidade estrutural, ou seja, os coeficientes variam, significativamente, entre os estados. Essa instabilidade estrutural nos coeficientes sugere a existência de cinco regimes espaciais.

O teste de Chow espacial também foi aplicado para cada coeficiente individual. Analisando os coeficientes individualmente para o ano de 2000, constata-se que as variáveis valor total do crédito agrícola para custeio, área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários e área não agrícola foram estatisticamente significativas. Isto significa que os coeficientes para essas variáveis não são iguais para os estados analisados, evidenciando a instabilidade estrutural nos parâmetros estimados. Para o ano de 2010, as variáveis que foram estatisticamente significativas foram: valor total do crédito agrícola para custeio, valor da produção

agrícola dividido pela área explorada, área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários e área não agrícola, ou seja, os coeficientes dessas variáveis não são iguais para os estados analisados no ano de 2010.

A Tabela 14 apresenta a estimação do modelo de defasagem espacial com regimes espaciais.

No estado de São Paulo, as variáveis valor total do crédito agrícola para custeio, valor da produção agrícola dividido pela área explorada, área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários, área não agrícola e distância do município *i* até a capital do seu estado foram estatisticamente significativas e apresentaram os sinais esperados. A variável densidade pluviométrica não foi estatisticamente significativa.

O estado do Paraná apresentou significância estatística para as variáveis: valor da produção agrícola dividido pela área explorada (apenas em 2010), área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários (apenas em 2010), área não agrícola e distância do município *i* até a capital do seu estado e densidade pluviométrica, sendo que a variável densidade pluviométrica apresentou sinal contrário ao esperado.

Para o estado do Mato Grosso do Sul, no ano de 2000, apenas as variáveis área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários e distância do município *i* até a capital do seu estado foram estatisticamente significativas e com sinal esperado. No ano de 2010, as variáveis valor total do crédito agrícola para custeio e área não agrícola são estatisticamente significativas e com os sinais esperados.

O estado do Mato Grosso apresentou significância estatística para as variáveis área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários (apenas no ano de 2000), distância do município *i* até a capital do seu estado e densidade pluviométrica (apenas no ano de 2000), porém, com sinal contrário.

Finalmente, no estado de Goiás as variáveis valor total do crédito agrícola para custeio, valor da produção agrícola dividido pela área explorada (apenas em 2000), área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários (apenas no de 2000), área não agrícola e distância do município *i* até a capital do seu estado foram estatisticamente significativas e com sinal esperado.

Tabela 14 - Estimação do modelo de defasagem espacial com regimes espaciais

	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Variáveis	São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
<i>intercepto</i>	-1,7980*** (0,5747)	-1,3513*** (0,4704)	-1,2156** (0,5433)	-2,8574*** (0,5752)	-7,0079*** (2,8623)	-4,7284** (2,3623)	-0,6684 (0,4763)	-2,7709 (4,0962)	-2,5883** (1,0532)	-1,6318*** (0,4556)
<i>fint</i>	0,0161*** (0,0184)	0,0308** (0,0184)	-0,0062 (0,0212)	-0,0310 (0,0227)	-0,0536 (0,0390)	0,0815** (0,0367)	-0,0117 (0,0394)	0,0182 (0,0396)	0,0614** (0,0245)	0,0938*** (0,0319)
<i>vpaae</i>	0,1077*** (0,0332)	0,0554** (0,0244)	0,0572 (0,0485)	0,1716*** (0,0367)	0,0545 (0,0382)	-0,0339 (0,0443)	0,0828 (0,0613)	0,0021 (0,0602)	0,1235** (0,0537)	0,0108 (0,0287)
<i>aeate</i>	0,3933* (0,2183)	0,3845** (0,1775)	0,2982 (0,5478)	2,8479*** (0,6219)	7,6627*** (2,8501)	3,7642 (2,4736)	0,5948** (0,2793)	2,0660 (4,2754)	2,0416** (0,9707)	0,5882 (0,3906)
<i>arnagri</i>	-0,1263*** (0,0218)	-0,1186*** (0,0227)	-0,0863*** (0,0178)	-0,0779*** (0,0163)	-0,0155 (0,0277)	-0,0589** (0,0280)	-0,0247 (0,0257)	-0,0281 (0,0210)	-0,1485*** (0,0293)	-0,1078*** (0,0206)
<i>distcap</i>	0,2736*** (0,0987)	0,1271* (0,0771)	0,2935*** (0,0601)	0,1031* (0,0541)	0,1357** (0,0588)	0,0811 (0,0531)	0,1453** (0,0636)	0,1435*** (0,0598)	0,1677*** (0,0633)	0,0864** (0,0434)
<i>pluvc</i>	-0,0285 (0,0389)	0,0210 (0,0340)	-0,1283*** (0,0280)	-0,0442* (0,0252)	-0,0936 (0,0680)	-0,0301 (0,1100)	-0,0999** (0,0500)	-0,0339 (0,0485)	-0,0529 (0,0384)	-0,0182 (0,0677)

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, **significativo a 5%, * significativo a 10%; entre parêntese, encontra-se o desvio padrão e entre colchetes, encontra-se o valor da probabilidade dos testes realizados.

De forma geral, através das regressões de número (5) a (14) da Tabela 14, verifica-se que cada estado responde de uma maneira distinta, sendo que o estado de São Paulo apresentou resultados semelhantes no nível de significância estatística dos coeficientes estimados nos dois períodos analisados, enquanto que os estados do Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás demonstraram resultados distintos no nível de significância estatística dos coeficientes estimados entre um ano e outro. O resultado deste tipo de regressão evidencia a presença de heterogeneidade para a intensidade das atividades agrícolas nos municípios de cada estado, demonstrando que ao se realizar políticas de incentivos para este setor, deve-se levar em consideração a especificidade de cada estado.

Para se obter o efeito marginal total proporcionado pela realimentação da interação espacial para o modelo de defasagem espacial com regimes espaciais, realiza-se novamente o seguinte cálculo: $(1 - \rho)^{-1} \alpha_k$. Por exemplo, o efeito total marginal do montante total de crédito agrícola para custeio, para o ano de 2000 e para o estado de São Paulo, é fornecido por: $(1 - 0,4931)^{-1} \times (0,0161)$, igual a 0,0317. Procedendo a cálculos similares, a Tabela 15 apresenta o efeito marginal total proporcionado pela realimentação da interação espacial entre os municípios dos estados analisados.

Ao observar o efeito marginal total dos coeficientes estimados pelo modelo econométrico espacial com regimes espaciais (Tabela 15), verifica-se uma mudança na magnitude dos coeficientes, entretanto, esses efeitos apresentaram a tendência semelhante, isto é, as variáveis área explorada dividida pela área dos estabelecimentos agropecuários, distância do município *i* até a capital do seu estado e área não agrícola apresentaram os maiores valores do efeito marginal total, considerando apenas as variáveis estatisticamente significativas e com sinal esperado.

Tabela 15 - Efeito marginal total proporcionado pela realimentação da interação espacial usando o modelo de defasagem espacial com regimes espaciais

Variáveis	São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
<i>intercepto</i>	-3,5474	-2,8563	-2,3983	-6,0399	-13,8262	-9,9948	-1,3188	-5,8571	-5,1065	-3,4494
<i>fint</i>	0,0317	0,0652	-0,0123	-0,0656	-0,1057	0,1723	-0,0231	0,0385	0,1211	0,1982
<i>vpaae</i>	0,2126	0,1171	0,1129	0,3628	0,1075	-0,0718	0,1633	0,0044	0,2437	0,0228
<i>aeate</i>	0,7760	0,8128	0,5884	6,0198	15,1180	7,9568	1,1736	4,3670	4,0279	1,2433
<i>arnagri</i>	-0,2493	-0,2508	-0,1702	-0,1647	-0,0305	-0,1246	-0,0487	-0,0593	-0,2930	-0,2279
<i>distcap</i>	0,5398	0,2686	0,5790	0,2179	0,2678	0,1715	0,2867	0,3033	0,3309	0,1827
<i>pluvc</i>	-0,0562	0,0444	-0,2531	-0,0934	-0,1846	-0,0637	-0,1971	-0,0718	-0,1043	-0,0384

Fonte: resultados da pesquisa.

4.4.3 Avaliação global das regressões

Foram realizadas regressões individuais para os estados de São Paulo, Paraná e Goiás e uma regressão unindo todos os estados, utilizando o modelo econométrico espacial com dados em *cross-section*³⁵. Não foram realizadas regressões para os estados do Mato Grosso do Sul e Mato Grosso utilizando o modelo econométrico espacial com dados em *cross-section*, pois, esses estados não passaram no conjunto de testes que averigua a presença de autocorrelação espacial³⁶. Também foi realizado uma regressão unindo todos os estados pelo modelo econométrico espacial com regimes espaciais, o qual considera a regressão para unindo todos os estados, mas estima os coeficientes para cada estado individualmente.

Analisando as regressões para os estados de São Paulo, Paraná e Goiás em separado e a regressão unindo todos os estados (regressão *cross-section* com efeitos espaciais) - Tabela 16 - verifica-se que a regressão com todos os estados foi a que apresentou melhores resultados econométricos. Uma possível explicação para esses resultados é que ao unir os estados na regressão consegue-se captar os efeitos nas fronteiras entre os estados, que, como visto nos itens anteriores, são transbordamentos bastante importantes.

Verificado a regressão com efeitos espaciais e regimes espaciais, constatou-se a instabilidade estrutural nos parâmetros estimados, sugerindo a existência de cinco regimes espaciais, sendo que o estado de São Paulo apresentou resultados semelhantes no nível de significância estatística dos coeficientes estimados nos dois períodos analisados, enquanto que os estados do Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás demonstraram resultados distintos no nível de significância estatística dos coeficientes estimados entre um ano e outro.

³⁵ Ver Tabela A4 do Apêndice.

³⁶ Os testes que averiguam a presença de autocorrelação espacial estão disponíveis na Tabela A3 do Apêndice.

Tabela 16 - Resumo das variáveis significativas e com sinais esperados nas regressões espaciais realizadas

	Todos os estados		São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Regressão <i>cross-section</i> com efeitos espaciais	<i>fint</i>	<i>fint</i>	-	<i>fint</i>	-	-	*	*	*	*	<i>fint</i>	<i>fint</i>
	<i>vpaae</i>	<i>vpaae</i>	<i>vpaae</i>	<i>vpaae</i>	-	<i>vpaae</i>	*	*	*	*	<i>vpaae</i>	-
	<i>aeate</i>	<i>aeate</i>	<i>aeate</i>	<i>aeate</i>	-	<i>aeate</i>	*	*	*	*	<i>aeate</i>	-
	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>	*	*	*	*	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>
	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	*	*	*	*	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>
	São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás			
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Regressão com efeitos espaciais e regimes espaciais	<i>fint</i>	<i>fint</i>	-	-	-	<i>fint</i>	-	-	<i>fint</i>	<i>fint</i>		
	<i>vpaae</i>	<i>vpaae</i>	<i>vpaae</i>	-	-	-	-	-	<i>vpaae</i>	-		
	<i>aeate</i>	<i>aeate</i>	-	<i>aeate</i>	<i>aeate</i>	-	<i>aeate</i>	-	<i>aeate</i>	-		
	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>	-	<i>arnagri</i>	-	-	<i>arnagri</i>	<i>arnagri</i>		
	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	-	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>	<i>distcap</i>		

Fonte: resultados da pesquisa.

Notas: não foram realizadas regressão *cross-section* com efeitos espaciais para os estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, pois, as mesmas não passaram no conjunto de testes que averigua a presença de autocorrelação espacial; não foi realizada a regressão com regimes espacial para todos os estados, pois, o método de regimes espaciais considera a regressão para todos os estados, mas estima os coeficientes para cada estado individualmente.

Após a regressão do modelo econométrico em sua versão não espacial, utilizando as duas metodologias, foi constada a presença de erros heterocedásticos e erros com autocorrelação espacial. A autocorrelação espacial nos resíduos é um problema de má especificação da dependência espacial, pois uma das premissas na econometria espacial é que os erros não sejam autocorrelacionados espacialmente, após a inclusão do parâmetro espacial (parâmetro ρ no modelo espacial SAR e o parâmetro λ no modelo espacial SEM). Assim, se os resíduos forem autocorrelacionados espacialmente, após a regressão espacial, quer dizer que a dependência espacial não foi adequadamente tratada pela incorporação do termo de defasagem espacial (ALMEIDA, 2012). Se tais problemas não forem corrigidos, os resultados serão ineficientes. A heterogeneidade e a autocorrelação nos resíduos foi acomodada utilizando o estimador proposto por Kelejian e Prucha (2007), em ambos os modelos econométricos. Com a utilização desse estimador a autocorrelação espacial nos resíduos foi eliminada e a heterocedasticidade acomodada em ambos os modelos econométricos espaciais.

Analisando o conjunto de regressões espaciais de número (3) a (14) – Tabelas 11 e 14 – e os efeitos marginais totais – Tabelas 12 e 15 - observa-se que:

- i) O coeficiente autorregressivo espacial (ρ) foi positivo e altamente significativo em todas as regressões espaciais estimadas. Esse resultado nos diz que um alto valor na variável intensidade das atividades agrícolas no meio rural (fator agriculturalização) nos municípios vizinhos aumenta o valor da variável intensidade das atividades agrícolas no meio rural (fator agriculturalização) no município i , evidenciando o efeito transbordamento;
- ii) A variável valor total do crédito agrícola para custeio também foi positiva e significativa nas regressões (3) a (4), ou seja, um aumento no montante do crédito agrícola tende a aumentar a intensidade das atividades agrícolas no meio rural, pois, espera-se que à medida que se aumenta o montante de crédito agrícola para custeio, ocorra um aumento da área plantada, o que por sua vez aumentaria a intensidade das atividades agrícolas. Nas regressões (5) a (14), a variável *fint* apresentou significância estatística apenas nos estados de São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul (ano de 2010). Analisando o efeito marginal total por estado, constata-se que, os estados de Goiás e Mato Grosso do Sul apresentaram os maiores resultados;

- iii) O coeficiente da variável valor da produção agrícola dividido pela área explorada apresentou significância estatística e sinal positivo, isto quer dizer que um aumento da produtividade por hectare explorado dos municípios tende a aumentar a intensidade das atividades agrícolas no meio rural. Na estimação do modelo de defasem espacial com regimes espaciais, a variável *vpaae* apresentou significância estatística para os estados de São Paulo (anos de 2000 e 2010), Paraná (apenas no ano de 2010) e Goiás (ano de 2000). O efeito marginal total para a variável *vpaae*, é maior nos estados do Paraná, São Paulo e Goiás;
- iv) A variável área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários foi positiva e altamente significativa. À medida que ocorre o aumento da área explorada, têm-se uma expansão da produção agrícola, aumentando a intensidade das atividades agrícolas no meio rural. Na regressão com regimes espaciais (Tabela 14), a variável *aeate* apresentou significância estatística em todos os estados analisados, com exceção no Paraná para o ano de 2000, no Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás para o ano de 2010. O efeito marginal total para a variável *aeate* mostrou-se maior nos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás;
- v) A variável área não agrícola apresentou significância estatística e com sinal negativo. À medida que ocorre o avanço da área urbana sobre a área rural e o aumento das áreas de conservação ambiental, as áreas destinadas ao plantio e pastagens serão menores, diminuindo a intensidade das atividades agrícolas no meio rural. Nas regressões (5) a (14), a variável *arnagri* apresentou significância estatística em todos os estados com exceção o estado do Mato Grosso e o estado do Mato Grosso do Sul (apenas do ano 2000). O efeito marginal total para a variável *arnagri* apresentou maiores valores para os estados de São Paulo e Goiás, sendo que esses estados apresentaram resultados semelhantes (ano de 2000 e 2010) por volta de -0,25;
- vi) O coeficiente da variável distância do município *i* até a capital do seu estado foi altamente significativo e com sinal positivo, isto é, quanto mais afastado for o município *i* da sua capital do seu estado, maior será a intensidade de suas atividades agrícolas no meio rural. Esse resultado indica que os municípios com menor aceso a grandes cidades (é o caso de municípios mais distantes de suas capitais, em geral) tendem a apresentar uma maior agriculturalização. Na regressão com regimes espaciais (Tabela 14), a variável *distcap* não apresentou

significância estatística apenas no estado do Mato Grosso do Sul para o ano de 2010. O efeito marginal total da variável *distcap* é maior nos estados de São Paulo e Paraná em ambos os anos estudados;

- vii) Verifica-se que as variáveis área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários, área não agrícola - variáveis de segunda natureza - e distância do município *i* até a capital do seu estado – variável de primeira natureza - apresentaram os maiores coeficientes em ambos os modelos econométricos estimados, isto é, são as variáveis determinantes mais importantes.

5 CONCLUSÕES

O objetivo geral desta tese foi analisar a distribuição e os determinantes da intensidade agrícola no meio rural dos municípios do estado de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás para os anos de 2000 e 2010. Para atingir este objetivo geral, elaborou-se um indicador que identifica quais municípios possuíam uma maior intensidade agrícola no meio rural. Esse indicador foi elaborado a partir de um conjunto de variáveis demográficas e econômicas e utilizando a análise fatorial. Em seguida, estimaram-se os determinantes da intensidade das atividades agrícolas no meio rural, representadas por um conjunto de variáveis de primeira e segunda natureza sugeridas pela Nova Geografia Econômica. A presente tese buscou explorar um aspecto pouco analisado na literatura que é como a vizinhança e seus atributos em torno dos municípios afetam a intensidade das atividades agropecuárias no meio rural.

Através da análise fatorial foram gerados três indicadores (representados pelos escores fatorais dos fatores extraídos) a saber: o indicador de ruralidade, da agriculturalização (intensidade das atividades agrícolas no meio rural) e da renda não agrícola. Analisando a distribuição espacial destes indicadores, representados pelos escores fatorais dos fatores extraídos, foi constatado que a ruralidade pouco se alterou entre os anos de 2000 e 2010 (Figura 8, mapas A e B). Também foi observado um aumento na intensidade das atividades agrícolas no meio rural e da renda não agrícola nos municípios pertencentes aos estados Mato Grosso do Sul e Mato Grosso entre os dois anos analisados (Figura 8, mapas C, D, E e F) sugerindo a presença do agronegócio. Esse resultado corrobora com o aumento do PIB na região Centro-Oeste. No período de 2000 a 2010 a soma do PIB dos estados do Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás passou de R\$ 119,4 bilhões para R\$ 200,6 bilhões, um aumento de 68%, impulsionado pela expansão da produção de grãos e da agroindústria. Esse aumento é maior do que o aumento do PIB nacional, o qual apresentou uma taxa de crescimento de 40,3%, passando de R\$ 2,687 trilhões em 2000 para R\$ 3,770 trilhões³⁷ em 2010.

Foram encontradas diferentes associações dos escores fatorais ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola. No estado de São Paulo a maioria das regiões

³⁷ PIB a preços correntes em R\$ de 2010, deflacionados pelo IGP-DI.

que apresentaram uma baixa ruralidade também apresentaram uma alta agriculturalização e uma renda não agrícola mais elevada. No Paraná, foram encontradas mais de duas associações distintas entre os escores fatoriais, por exemplo, a região norte apresentou uma menor ruralidade, uma agriculturalização mais elevada e uma renda não agrícola menor, enquanto a região sudoeste apresentou uma ruralidade mais elevada, aumento da agriculturalização a renda não agrícola maior. No estado do Mato Grosso do Sul, na região nordeste do estado, os municípios que apresentaram uma baixa ruralidade apresentaram uma alta agriculturalização e uma alta renda não agrícola. Já para o estado do Mato Grosso, observar-se que muitas porções do estado apresentaram uma baixa ruralidade uma alta agriculturalização e baixa renda não agrícola para no ano de 2000; porém, no ano de 2010, constata-se alta ruralidade, alta agriculturalização e alta renda não agrícola na maioria das regiões. Em Goiás, a maioria das regiões que apresentaram uma baixa ruralidade apresentaram uma alta agriculturalização e uma renda não agrícola mais elevada. Ao analisar a união de todos os estados, verifica-se uma similaridade na distribuição dos escores fatoriais entre os municípios que fazem fronteiras entre os estados e que este padrão ocorre na distribuição espacial dos três escores fatoriais (ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola). Esses resultados nos levam a conclusão de que não existe um único padrão de evolução e associação entre ruralidade, agriculturalização e renda não agrícola nos estados analisados nos anos de 2000 e 2010.

A partir do indicador que mensura a intensidade das atividades agrícolas no meio rural, buscou-se verificar a existência de uma possível dependência espacial sobre a distribuição dos escores fatoriais entre os municípios dos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás. As estimativas que detectam a autocorrelação espacial se mostraram estatisticamente significativas e positivas, observado a presença de *clusters espaciais* do tipo Alto-Alto e do tipo Baixo-Baixo nos municípios dos estados analisados, e também, nos municípios fronteiriços entre os estados. Conclui-se com esses resultados que a intensidade das atividades agrícolas no meio rural sofre influência da proximidade espacial, ou seja, cada município interfere no seu vizinho.

A partir desse resultado, buscou-se estimar os determinantes da intensidade das atividades agrícolas no meio rural, utilizando os conceitos de primeira e de segunda natureza, por meio de duas metodologias distintas, o modelo econométrico

espacial com dados em *cross-section* e modelo econométrico espacial com regimes espaciais. Trata-se de um estudo empírico que buscou destacar similaridades entre resultados obtidos por modelos econométricos distintos.

Verificou-se que a regressão com os melhores resultados é a regressão unindo todos os estados, ao invés das regressões individuais para cada estado, (utilizando o modelo econométrico espacial com dados em *cross-section*). Uma possível explicação para esse resultado é o aumento no número de observações, conseguindo assim, captar os efeitos entre as fronteiras dos estados analisados.

Foram encontradas evidências de que um alto valor na variável intensidade das atividades agrícolas nos municípios vizinhos, aumenta o valor da variável intensidade das atividades agrícolas no município *i*. Conclui-se que a variável dependente apresenta o efeito transbordamento para seus municípios vizinhos.

Constatou-se que as variáveis valor total do crédito agrícola para custeio, valor da produção agrícola dividido pela área explorada, área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários, área não agrícola, distância do município *i* até a capital do seu estado possuem relevância para a intensidade das atividades agrícolas no meio rural, sendo que as variáveis área explorada dividida pela área total dos estabelecimentos agropecuários, área não agrícola - variáveis de segunda natureza - e distância do município *i* até a capital do seu estado – variável de primeira natureza - apresentaram os maiores coeficientes em ambos os modelos econométricos estimados, isto é, são as variáveis determinantes mais importantes.

Com a confirmação da presença da autocorrelação espacial na intensidade das atividades agrícolas, passou-se a contemplar a heterogeneidade espacial. Estimou-se um modelo com regimes espaciais (considerando, como regime, os 5 estados analisados). Na estimação com regimes, verificou-se novamente o efeito transbordamento, captado pelo coeficiente ρ (rho) global (Tabela 14), e que algumas variáveis, antes estatisticamente significativas, passaram a não ser significativas. Isto significa que a intensidade das atividades agrícolas é afetada de forma distinta entre os municípios de cada estado, pois, cada estado possui a sua particularidade, sendo assim necessário atentar às diferenças de cada região.

Os resultados gerados nesta tese apontam que a variável de menor impacto na determinação da intensidade das atividades agrícolas no meio rural dos municípios analisados é o crédito rural, apesar de ele ser uma forte variável de política agrícola; enquanto que as variáveis área explorada dividida pela área dos estabelecimentos

agropecuários e área não agrícola são muito importantes, indicando que a intensidade das atividades agrícolas está mais ligada à eficácia do uso da terra. Isto permite concluir que políticas de gestão do uso da terra são mais importantes do que uma política de crédito agrícola para dinamizar a agropecuária.

Esses resultados podem contribuir para a elaboração de políticas que visem o aumento das atividades agrícolas no meio rural, por exemplo, caso um município possua uma menor intensidade em suas atividades agrícolas, pode-se elaborar algum tipo de política que torne o uso da terra mais eficaz, pois, à medida que se aumente o uso da terra, maior será a intensidade das atividades agrícolas no meio rural. Esse efeito transbordaria para os municípios vizinhos, devido ao efeito espacial, alavancado o efeito dessa política.

Os resultados desta tese não esgotam os debates sobre o tema, como sugestão para futuros estudos, a análise poderia ser ampliada para todos os estados brasileiros, de modo a constatar diferenças regionais. Caso essas ocorram, políticas públicas podem ser direcionadas para considera-las.

REFERÊNCIAS

- ABDI, H. Factor rotations in factor analyses. In: LEWIS-BECK, M.; BRYMAN, A.; FUTING, T. (Eds.). **Encyclopedia of Social Sciences Research Methods**. Thousand Oaks, CA: Sage, 2003. p. 1-8. Disponível em: <<http://www.utdallas.edu/~herve/Abdi-rotations-pretty.pdf>>. Acesso em: 19 abr. 2013.
- ABROMAVAY, R. O capital social dos territórios: repensando o desenvolvimento rural. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 4, n. 2, p. 379–397, 2000.
- ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012. 468 p.
- ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 1, p. 31–52, 2008.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988. 304 p.
- _____. Local indicators of spatial association - LISA. **Geographical Analysis**, Ohio, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- _____. The Moran Scatterplot as ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: FISCHER, M; SCHOLTEN, H; UNWIN, D. (Eds.). **Spatial Analytical Perspectives on GIS in Enviromental and Social-Economics Sciences**. London: Taylor, 1996. cap. 8, p. 111-125.
- _____. Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. **Geographical Analysis**, Ohio, v. 20, n.1, p. 1-17, 1998.
- _____. Spatial externalities, spatial multipliers and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, Thousand Oaks, CA, v. 26, n. 2, p.153-267, 2003.
- ANSELIN, L.; BERA, A. K.; FLORAX, R. J. G. M.; YOON, M. J. Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, Amsterdam, v. 26, n. 1, p. 7-104, 1996.
- ANSELIN, L.; FLORAX, R. J. G. M. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results. In ANSELIN, L.; FLORAX, R. (Eds.). **New Directions in Spatial Econometrics**. Berlin: Springer, 1995. cap. 2, p. 21–74.
- ANSELIN, L.; KELEJIAN, H. H. Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressor. **International Regional Science Review**, Thousand Oaks, CA, v. 20, n. 1-2, p. 153-182, 1997.
- AZEVEDO, P. R.; COLOGNESE, S. A.; SHIKIDA, P. F. A. Agroindústrias familiares no oeste do Paraná: um panorama preliminar. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 2, n. 1, p. 3-10, 2000.

BALSADI, O. V. **Características do emprego rural no estado de São Paulo nos anos 90**. 2000. 160 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2000.

_____. Evolução das ocupações não-agrícolas no meio rural goiano: 1981-1997. In: CAMPANHOLA, C.; SILVA, J. G. (Eds.). **O novo rural brasileiro: uma análise estadual: Sul, Sudeste e Centro-Oeste**. Jaguariúna: EMBRAPA Meio Ambiente, 2000b. cap. 7, p.189 – 218.

_____. Mudanças no meio rural e desafios para o desenvolvimento sustentável. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 15, n. 1, p. 155–156, jan./mar. 2001.

BALSADI, O. V.; BORIN, M, R. OCUPAÇÕES AGRÍCOLAS E NÃO-AGRÍCOLAS NO RURAL PAULISTA: análise das evoluções no período 1990-2002. **São Paulo em Perspectiva** São Paulo, v. 20, n. 4, p. 155-174, out./dez. 2006.

BANCO DA AMAZÔNIA. **Projeto de Contribuição ao Desenvolvimento dos Principais Arranjos Produtivos Locais Potenciais dos Estados da Amazônia. Estado do Mato Grosso**. 2002. 33 p. Disponível em: <http://www.basa.com.br/bancoamazonia2/includes/institucional/arquivos/biblioteca/artigos/arranjosprodutivos/CLUSTER_MATOGROSSO.pdf>. Acesso em: 29 set. 2013.

BAPTISTA, F.O. Famílias e explorações agrícolas: notas sobre a agricultura familiar na Europa do Sul. In: CONGRESO LATINOAMERICANO DE SOCIOLOGÍA RURAL, 4., 1994, Concepción. **Anales...** Concepción: ALASRU, 1994. 17 p.

_____. **Agriculturas e territórios**. Oeiras: Celta, 2001. 207 p.

BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of dijon (1999)? In: REGIONAL GROUP SEMINAR OF THE FEDERAL RESERVE BANK OF CHICAGO, 2004, Chicago. **Proceedings...** Chicago: Regional Group Seminar of the Federal Reserve Bank of Chicago, 2004. 26 p.

BISPO, C. L. S.; MENDES, E. P. P. O RURAL E O URBANO BRASILEIRO: definições em debate. In: ENCONTRO NACIONAL DOS GEÓGRAFOS, 16, 2010, Porto Alegre. **Anais eletrônicos...** Porto Alegre: AGB, 2010. 10 p. Disponível em: <www.agb.org.br/evento/download.php?idTrabalho=1862>. Acesso em: 22 abr. 2013.

BONANNO, A. Changes, crisis and restructuring in Western Europe: the new dimensions of agriculture. **Agriculture and Human Values**, Dordrecht, v.6, n.1-2, p. 2-9, 1989.

BRANDÃO, A. S. P.; REZENDE, G, C.; MARQUES, R, W, C. Crescimento agrícola no período 1999/2004: a explosão da soja e da pecuária bovina e seu impacto sobre o meio ambiente. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 2, p. 249-266, abr./jun. 2006.

BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; SCHRAMM, M. **New Economic Geography in Germany: testing the Helpman-Hanson model**. Hamburg: HWWA, 2002. 40 p. Disponível em: < <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/26183/1/dp020172.pdf> >. Acesso em: 10 jan. 2015.

BUAINAIN, A. M.; DEDECA, C. S. Introdução: Emprego e trabalho na agricultura brasileira. In: MIRANDA C.; TIBÚRCIO, B. (Eds.). **Emprego e Trabalho na Agricultura Brasileira**. Brasília: IICA, 2008. cap. 1, p. 19-62.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística Básica**, 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2006. 526 p.

BUTTEL, F. The US farm crisis and the restructuring of american agriculture: domestic and international dimensions. In: GOODMAN, D.; REDCLIFT, M. (Eds.). **The international farm crisis**. Londres: Macmillan Press, 1990. cap. 3, p. 46-83.

CAIADO, A. S. C.; SANTOS, S. M. M. Fim da dicotomia rural-urbano? um olhar sobre os processos sócio espaciais. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 17, n. 3-4, p. 115–124, 2003.

CAMARANO, R.; ABRAMOVAY, R. **Êxodo rural, envelhecimento e masculinização no Brasil**: Panorama dos últimos 50 anos. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. 23 p.

CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics: Methods and Applications**. New York: Cambridge University Press, 2005. 1034 p.

CAPUCHO, T. O. **Produção leiteira no Paraná**: um estudo considerando os efeitos espaciais. 2010. 112 p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) - Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2010.

CARMO, R. L.; GUIMARÃES, E.; AZEVEDO, A. M. M. Agroindústria, População e Ambiente no Sudoeste de Goiás. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13., 2002, Ouro Preto. **Anais eletrônicos...** Ouro Preto: ABEP, 2002. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT_MA_ST13_Carmo_texto.pdf>. Acesso em: 3 maio 2013.

CARNEIRO, M. J. Ruralidade: novas identidades em construção. **Estudos Sociedade e Agricultura**, Rio de Janeiro, n.11, p. 53-75, out. 1998.

CHASCO, C. **Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales**. Madrid: Comunidad de Madrid, 2003. 272 p.

CLIFF, A. D.; ORD, J. K. **Spatial Processes. Models & Applications**. London: Pion, 1981. 266 p.

COSTELLO, A.B.; OSBORNE, J. W. Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. **Practical Assessment Research & Evaluation**, Maryland, v.10, n.7, p. 1-7, 2005.

COUTO FILHO, V. A. **Agricultura familiar e desenvolvimento territorial**: um olhar da Bahia sobre o meio rural brasileiro. Brasília: NEAD, 2007. 200 p.

CUNHA, J. C. **Nova Geografia Econômica**: Um Ensaio para o Brasil. 2008. 131 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.

DEL GROSSI, M. E. Transformações no meio rural paranaense. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 34., 1996, Aracaju. **Anais...** Brasília: SOBER, 1996. p. 51-70.

DRIVEN, M. El empleo rural no agrícola y la diversidad em américa latina. **Revista de la CEPAL**, Santiago, n. 83, p. 49–69, 2004.

FERREIRA, B.; BALSADI, O. V.; FREITAS, R. E.; ALMEIDA, A. N. Ocupações agrícolas e não agrícolas: trajetória e rendimentos no meio rural brasileiro. In: NEGRI, J. A.; NEGRI, F.; COELHO, D. (Eds.). **Tecnologia, Exportação e Emprego**. Brasília: Ipea, 2006. cap. 15, p. 445-488.

FLORAX, R. J. G. M.; GRAAFF, T. The Performance of Diagnostic Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models: A Meta-Analysis of Simulation Studies. In: ANSELIN, L.; FLORAX, R. J. G. M.; REY, S. J. (Eds.). **Advances in Spatial Econometrics**. Berlin: Springer, 2004. cap. 2, p. 29-65.

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**, Amsterdam, v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A.J. **Economia espacial. Urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. Tradução de CARDOSO, S. A. P. São Paulo: Futura, 2002. 384p.

FUJITA M.; THISSE, J. F. **Economics of agglomeration**: cities, industrial location, and regional growth. Cambridge, MA: Cambridge University Press, 2002. 480 p.

GALLUP, L. J.; SACHS, J.; MELLINGER, A. D. Geography and economic development. **International Regional Science Review**, Tempe, v. 22, n. 2, p. 179-232, 1999.

GLAESER, E.L.; SCHEINKMAN, J.A.; SHLEIFE, A. Economic growth in a cross-section of cities. **Journal Of Monetary Economics**, Maryland, v. 36, n.2, p.117-143, 1995.

GOMEZ, S.E. Neuva ruralidade? Um aporte al debate. **Estudos Sociedade e Agricultura**, Rio de Janeiro, n. 17, p. 5-32, 2001.

GRABOIS, J. **O habitat e a questão social no noroeste fluminense**. [s.l.: s.n.], 2001. Disponível em: <<http://www4.fct.unesp.br/nera/usorestrito/MARTA.pdf>>. Acesso em: 01 Mar. 2012.

GUILHOTO, J. M.; AZZONI, C. R.; SILVEIRA, F. G.; ICHIHARA, S. M.; DINIZ, B. P. C.; MOREIRA, G. R. C. **PIB da Agricultura familiar: Brasil-Estados**. Brasília: MDA, 2007. 171 p.

HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. **Multivariate data analysis**. 7. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2010. 816 p.

HARMAN, H. **Modern factor analysis**. 3. ed. Chicago: University of Chicago Press, 1976. 508 p.

HEAD, K.; MAYER T. **The empirics of agglomeration and trade**. Paris: CEPIL, 2003. 67 p. Disponível em: <http://www.cepii.fr/PDF_PUB/wp/2003/wp2003-15.pdf>. Acesso em: 5 abr. 2015.

HITE, J. **Thünen model as a paradigm for rural development**. [s.l.: s.n.], 1999. Disponível em: <<http://www.personal.umich.edu/~copyrght/image/books/Spatial%20Synthesis2/The%20Thunen%20Model%20as%20a%20Paradigm%20for%20Rural%20Development.htm>>. Acesso em: 27 maio 2010.

HOFFMANN, R. A dinâmica da modernização da agricultura em 157 microrregiões homogêneas do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.30, n.4, p.271-290, 1992.

_____. **Análise estatística de relações lineares e não-lineares**. São Paulo: LP-Books, 2011. 270 p.

HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. A. Modernização da agricultura e distribuição de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 15, n. 1, p. 171-208, abr. 1985.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção Agrícola Municipal. Culturas temporárias e permanentes 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2001. 89 p.

_____. **Produção Agrícola Municipal. Culturas temporárias e permanentes 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. 90 p.

_____. **Produto Interno Bruto dos Municípios 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 105 p.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric methods**. 4. ed. Nova York: McGraw-Hill, 1997. 531 p.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. 6. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2007. 800 p.

KAGEYAMA, A. **Desenvolvimento Rural: conceitos e aplicações ao caso brasileiro**. Porto Alegre: UFRGS, 2008. 229 p.

KAISER, H. F. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. **Psychometrika**, New York, v. 23, n. 1, p. 187–200, 1958.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model. **International Economic Review**, Hoboken v.40, n.2, p. 509–533, maio, 1999.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Hac estimation in a spatial framework. **Journal Of Econometrics**, Lausanne, v. 140, p. 131–154, 2007.

KIM, J.; MUELLER, C. W. **Introduction to factor analysis: What it is and how to do it**. London: Sage Publications, 1978. 80 p.

KLEIN, E. **El empleo no agrícola en America Latina**. Santiago: PREALC/OIT, 1992. 22 p.

KLIER, T.; McMILLEN, D. P. Clustering of auto supplier plants in the U.S.: GMM spatial logit for large sample. **Journal Of Business & Economic Statistics**, Alexandria, v. 26, n. 4, p. 460-471, out. 2008.

KRUGMAN, P. **Geography and trade**. Cambridge, US: MIT Press, 1991. 156 p.

_____. First nature, second nature, and metropolitan location. **Journal Of Regional Science**, Oxford, UK, v. 33, n. 2, p. 129–144, 1993.

_____. What's new about the new economic geography? **Oxford Review Of Economic Policy**, Oxford, UK, v. 14, n.2, p. 7-17, 1998.

LAURENTI, A. C. A TERCEIRIZAÇÃO NA AGRICULTURA. **A dissociação entre a propriedade e o uso dos instrumentos de trabalho. Moderna Produção Agrícola Paranaense**. 1996. 245 p. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1996.

_____. Evolução da Ocupação e do Rendimento das Pessoas no Meio Rural do Paraná no Período 2001-2009. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, v.34, n.124, p.175-199, jan./ jun. 2013.

LAURENTI, A. C.; DEL GROSSI, M. E. A evolução das pessoas ocupadas nas atividades agrícolas e não agrícolas nas áreas rurais do Brasil. In: CAMPANHOLA, C.; SILVA, J. G. (Eds.). **O Novo Rural Brasileiro - Uma Análise Nacional e Regional**. Jaguariúna: EMBRAPA Meio Ambiente, 2000. cap. 1, p. 15-66.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Boca Raton: Taylor & Francis Group, 2009. 321 p.

LIBARDI, D.; DELGADO, P. A Redução do Trabalho Agrícola no Paraná. **Revista paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n. 95, p. 51-59, jan./abr. 1999.

LIMA, A. L. L. **Estrutura e expansão da agroindústria canavieira no Sudoeste Goiano**: impactos no uso do solo e na estrutura fundiária a partir de 1990. 2010. 248 p. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2010.

LÓPEZ-HERNÁNDEZ, F. A.; PALACIOS-SÁNCHEZ, M. A. Distintos modelos de dependencia espacial. Análisis de autocorrelación. In: REUNIÓN ASEPELT, 14., 2000, Oviedos. **Anales electrónicos...** Oviedos: ASEPELT, 2000. Disponível em: <<http://www.asepelt.org/ficheros/File/Anales/2000%20-0Oviedo/Trabajos/PDF/73.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

LÓPEZ-HERNÁNDEZ, F. A.; PALACIOS-SÁNCHEZ, M. A.; RUIZ MARÍN, M. Modelos explicativos del desempleo em términos de localización. una aplicación a las provincias españolas. In: REUNIÓN ASEPELT, 15., 2001, Santiago de Compostela. **Anales electrónicos....** Santiago de Compostela: ASEPELT, 2001. Disponível em: <<http://repositorio.bib.upct.es/dspace/bitstream/10317/1511/1/dtl.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

LÖSCH, A. **The economics of location**. New Haven: Yale University Press, 1954. 520 p.

MAIA, A. G. Evolução recente da ocupação e do rendimento no setor agrícola. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais eletrônicos...** Ribeirão Preto: SOBER, 2005. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/2/843.pdf>>. Acesso em: 24 set. 2014.

MARQUES, M. I. M. O conceito de espaço rural em questão. **Terra Livre**, São Paulo, v. 18, n. 19, p. 96-112, 2002.

MARSHALL, A. **Princípios de Economia**: Tratado Introdutório. São Paulo: Nova Cultural, 1996. 398 p. 1 v.

MASCARENHAS, A.; RUI, A.; CARLOTTO, L. **Participação de Mercado das Indústrias Frigoríficas em Mato Grosso do Sul**. Campo Grande: FAMASUL, 2012. 5 p.

MATTEI, L. **Pluriatividade e desenvolvimento rural no estado de Santa Catarina**. 1999. 211 p. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1999.

McMILLEN, D. P. Probit with spatial autocorrelation. **Jornal Of Regional Science**, Hoboken, v. 32, n. 3, p. 335-348, 1992.

MILLER, H. J. Tobler's first law and spatial analysis. **Annals of the Association of American Geographers**, Washington, DC, v. 94, n. 2, p. 284–289, 2004.

MILLER, M.; LULLOF, A. E. Who is rural? a typological approach to the examination of rurality. **Rural Sociology**, Hoboken, v. 46, n. 4, p. 608–623, 1981.

MINGIONE, E.; PUGLIESE, E. A difícil delimitação do 'urbano' e do 'rural': alguns exemplos e implicações teóricas. **Revista Crítica de Ciências Sociais**, Coimbra, n.22, p. 83-99, abr. 1987.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 297 p.

MIRANDA, E. E.; GOMES, E. G.; GUIMARÃES, M. **Mapeamento e estimativa da área urbanizada do Brasil com base em imagens orbitais e modelos estatísticos**. Campinas: EMBRAPA Monitoramento por Satélite, 2005. Disponível em: <<http://www.urbanizacao.cnpm.embrapa.br>>. Acesso em: 10 jan. 2014.

MOYSÉS, A.; SILVA, E. R. Ocupação e urbanização dos cerrados do centro-oeste e a formação de uma rede urbana concentrada e desigual. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM PLANEJAMENTO URBANO E REGIONAL, 13., 2007, Pará. **Anais eletrônicos....** Pará: ANPUR, 2007. Disponível em: <https://observatoriogeogoiias.iesa.ufg.br/up/215/o/aristides_moyses.pdf>. Acesso em: 10 jan. 2015.

OCAÑ-RIOLO, R.; SAÑCHEZ-CANTALEJO, C. Rurality index for small areas in Spain. **Social Indicators Research**, Dordrecht, n. 73, p. 247–266, 2005.

PARRÉ, J.L. Interpretando o espaço rural: desenvolvimento, recursos naturais e infra-estrutura. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 41., 2013, Foz do Iguaçu. **Anais eletrônicos....** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_l/i11-43de5124a91cca65907330f380395d1b.pdf>. Acesso em: 20 dez. 2014.

PAVAN, L. S. **Os determinantes de produtividade agrícola dos municípios paranaenses**: uma análise de dados espaciais. 2013. 116 p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) - Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2013.

PEREIRA, E. S. L. F.; PEREIRINHA, J. A.; PASSOS, J. M. Desenvolvimento de índices de caracterização do território para o estudo da pobreza rural em Portugal Continental. **Revista Portuguesa de Estudos Regionais**, Angra do Heroísmo, n. 21, p. 7- 35, 2009.

PINHEIRO, M. A. **Distribuição espacial da agropecuária do estado do Paraná**: um estudo da função de produção. 2007. 126 p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) - Universidade de Maringá, Maringá, 2007.

PORTER, M. E. **A Vantagem Competitiva das Nações**. Rio de Janeiro: Campus, 1998. 895 p.

PUGLIESE, E. Agriculture and the new division of labor. In: FRIEDLAND, W.; BUSCH, L.; BUTTEL, F. H.; RUDY A. (Eds.). **Towards a new political economy of agriculture**. Boulder: Westview Press, 1991. cap. 6, p. 137-149.

REARDON, T.; TAYLOR, J. E.; STAMOULIS, K.; LANJOUW, P.; BALISACAN, A. Effects of Non-Farm Employment on Rural Income Inequality in Developing Countries: An Investment Perspective. **Journal Of Agricultural Economics**, Malden, v. 5, n. 2, p. 266-288, 2000.

REDDING, S.; VENABLES, A. Economic geography and international inequality. **Journal Of International Economics**, Amsterdam, v. 62, n. 1, p. 53-82, 2004.

REIS, E.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. L.; HORÁCIO, M.C. **Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000**. Rio de Janeiro: Ipea/Dimac, 2008. 22 p. Disponível em:
< <http://nemesis.org.br/sec-din.php?s=500&i=pt>>. Acesso em: 20 abr. 2014.

REY, S.; ANSELIN, L. PySal: A Python Library of Spatial Analytical Methods. **The Review Of Regional Studies**, Oklahoma, v. 37, n. 1, p. 75-76, 2007.

SALERNO, M. S. Mudança organizacional e trabalho direto em função de flexibilidade e performance da produção industrial. **Produção**, São Paulo, v. 4, n. 1, p. 5-22, jun. 1994.

SARACENO, E. **Urban-rural linkages, internal diversification and external integration: an european experience**. Texto apresentado no International Seminar on Rural Urban Linkages, Intermediate Cities and Decentralized Development in the Global Economy. Taxco, abril de 1997, mimeo.

SCHNEIDER, S.; CONTERATO, M. A. Transformações agrárias, tipos de pluriatividade e desenvolvimento rural: considerações a partir do Brasil. In: NEIMAN, G. G.; CRAVIOTTI, C. (Eds.). **Entre el campo y la ciudad. Desafíos y estrategias de la pluriactividad en el agro**. Buenos Aires: Ediciones CICCUS, 2006. cap. 3, p. 34-50.

SILVA, J. G. O novo rural brasileiro. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 7, n. 1, p. 43-81, 1997.

SILVA, J. G.; BALSADI, O. V.; BOLLIGER, F. P.; BORIN, M. R.; PARO, M. R. O rural paulista muito além do agrícola e do agrário. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 60-72, 1996.

SILVA, J. G.; DEL GROSSI, M. E. A evolução do emprego não agrícola no meio rural brasileiro. 1992-95. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 25, n.3, p. 105-126, 1997.

SILVA, J. G.; DEL GROSSI, M. E.; CAMPANHOLA, C. O que há de realmente novo no rural brasileiro. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, Brasília, v. 19, n. 1, p. 37-67, 2002.

SILVA, R. R. **Aglomerções populacionais na Região Norte do Brasil de 1980 a 2000**: uma abordagem por meio da Nova Geografia Econômica. 2011. 176 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2011.

SILVEIRA NETO, R. M. Localização, Crescimento e Spillovers: evidências para os estados brasileiros e setores. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPCE, 29., 2001, Salvador. **Anais eletrônicos...** Salvador: ANPEC, 2001. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200105208.pdf>>. Acesso em: 20 jan. 2015.

SOROKIN, P. A.; ZIMMERMAN Y GALPIN, C.; CHARLES, J. Diferenças fundamentais entre o mundo rural e o urbano. In: MARTINS, J. S. (Org.). **Introdução crítica à sociologia rural**. São Paulo: Hucitec, 1981. cap.8, p.198-224.

SOUZA, C. C. A. **A Nova Geografia Econômica**: Três Ensaio para o Brasil. 2007. 130 p. Tese (Doutorado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.

SOUZA, M. Caracterização e evolução das ocupações das pessoas e das famílias agrícolas e rurais no contexto paranaense: uma análise a partir dos dados da PNADs. In: Campanhola, C.; Silva, J. G. (Eds.). **O novo rural brasileiro: uma análise estadual: Sul, Sudeste e Centro-Oeste**. Jaguariúna: EMBRAPA Meio Ambiente, 2000. cap. 3, p. 81-118.

SOUZA, P. M.; LIMA, J. E. Intensidade e Dinâmica da Modernização Agrícola no Brasil e nas Unidades da Federação. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 4, p. 795-824, out./dez. 2003.

SOUZA, B. A.; MORAIS, R. E. S. Agronegócio, análises e reflexões sobre desenvolvimento e sustentabilidade no estado de Goiás. **Revista Plurais**, Anápolis, v. 2, n. 1, p. 63-72, 2012.

SOUZA, P. M.; PONCIANO, N. J.; MATA, H. T. C.; BRITO, M. M.; GOLINSKI, J. Padrão de desenvolvimento tecnológico dos municípios das Regiões Norte e Noroeste do Rio de Janeiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.47, n.4, p. 945-970, out./dez. 2009.

TERLUIN, I. J. Differences in economic development in rural regions of advanced countries: an overview and critical analysis of theories. **Journal Of Rural Studies**, Oxford, v. 19, n. 3, p. 327-444, 2003.

UCHOA, C. F.; MENEZES, T. A. Spillover Espacial da Criminalidade: Uma aplicação de Painel Espacial para os estados Brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 40., 2012, Porto de Galinhas. **Anais eletrônicos...** Porto de Galinhas: ANPEC, 2012. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_I/i9-fa2b8ebb634f17963afe1f307ae436f3.pdf>. Acesso em: 22 dez. 2013.

VEIGA, J. E. Desenvolvimento territorial do Brasil: do entulho varguista ao zoneamento ecológico-econômico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 29., 2001, Salvador. **Anais eletrônicos....** Salvador: ANPEC, 2001. Disponível em: < <http://www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200105079.pdf>>. Acesso em: 03 abr. 2013.

VEIGA, J. E. **CIDADES IMAGINÁRIAS. O Brasil é menos urbano do que se calcula.** Campinas: Autores Associados, 2002. 304 p.

VELICER, W. F.; FAVA, J. L. Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. **Psychological Methods**, Washington, DC, v.3, n. 2, p. 231-251, 1998.

VIEIRA, R. M; VAREIRO, L. R; ILHA, A. S. Comportamento da população rural e do emprego na agricultura no estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1998 a 2006. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais eletrônicos...** Rio Branco: SOBER, 2008. Disponível em: < <http://www.sober.org.br/palestra/9/618.pdf>>. Acesso em: 26 jun. 2013.

VON THÜNEN, J. H. **Isolated state.** Oxford, NY: Pergamon Press, 1966. 304 p.

WEBER, A. **Theory of Location of Industries**, 2. ed. Chicago: University of Chicago Press, 1957. 306 p.

WELLER, J. El empleo rural no agropecuario en el istmo Centroamericano. **Revista de la CEPAL**, Santiago, n. 62, p. 75-90, 1997.

WIGGINS, P.; PROCTOR, S. How special are rural areas? The economic implications of location for rural development. **Development Policy Review**, Hoboken, v. 19, n. 4, p. 427-436, 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna.** 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 725 p.

ANEXOS

Figura A1 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de São Paulo, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A2 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Paraná, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A3 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso do Sul, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A4 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A5 - Diagrama de dispersão de Moran do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de Goiás, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A6 - *Clusters espaciais* do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de São Paulo, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A7 - *Clusters* espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Paraná, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A8 - *Clusters* espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado Mato Grosso do Sul, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A9 - *Clusters* espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado do Mato Grosso, anos de 2000 e 2010
 Fonte: resultados da pesquisa.

Figura A10 - *Clusters* espaciais do fator 1 (ruralidade), fator 2 (agriculturalização) e fator 3 (renda não agrícola) para os municípios do estado de Goiás, anos de 2000 e 2010

Fonte: resultados da pesquisa

APÊNDICES

Tabela A1 - Resultado para as regressões em *cross-section* por MQO para cada estado

Variáveis	São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
intercepo	-4,3467*** (0,3671)	-3,4152*** (0,4079)	-2,7353*** (0,4443)	-4,2807*** (0,7427)	-7,7396*** (3,2532)	-6,4361* (3,4652)	-1,0568 (0,7687)	-4,6711 (3,6010)	-4,4012*** (1,2663)	-2,9173*** (0,8256)
fint	0,0579*** (0,0193)	0,0707*** (0,0187)	0,0279 (0,0217)	0,0166 (0,0261)	-0,0525 (0,0547)	0,1125* (0,0623)	0,0089 (0,0376)	0,0286 (0,0606)	0,1268*** (0,0241)	0,1810*** (0,0351)
vpaae	0,1448*** (0,0345)	0,0509* (0,0304)	0,0431 (0,0511)	0,1679*** (0,0473)	0,1126** (0,0546)	-0,0409 (0,0501)	0,1006* (0,0586)	0,0612 (0,0593)	0,1546*** (0,0473)	-0,0099 (0,0292)
aeate	0,1595 (0,2484)	0,2076 (0,2232)	0,4819 (0,4535)	3,1018*** (0,7667)	8,8141** (3,5739)	5,1989 (3,4668)	0,8542 (0,6864)	3,4716 (3,6610)	3,4188*** (1,2015)	0,8989 (0,8381)
arnagri	-0,1424*** (0,0170)	-0,1333*** (0,0180)	-0,1143*** (0,0165)	-0,1050*** (0,0162)	0,0006 (0,0345)	-0,0473* (0,0290)	-0,0357 (0,0299)	-0,0351*** (0,0240)	-0,2052*** (0,0238)	-0,1433*** (0,0174)
distcap	0,7246*** (0,0646)	0,4643*** (0,0669)	0,5858*** (0,0548)	0,2812*** (0,0548)	0,1304 (0,0870)	0,0848 (0,0832)	0,2078** (0,0813)	0,2792 (0,0847)	0,2445*** (0,0731)	0,1380*** (0,0519)
pluvc	-0,0452 (0,0415)	-0,0232 (0,0394)	-0,2384*** (0,0259)	-0,0952*** (0,0266)	-0,0811 (0,0899)	-0,0337 (0,1127)	-0,1677*** (0,0593)	-0,0760 (0,0563)	-0,0813 (0,0497)	-0,0081 (0,0814)
F-statistic	144,5446*** [0,0000]	97,1658*** [0,0000]	68,9998*** [0,0000]	45,8167*** [0,0000]	2,5298** [0,0283]	1,4556 [0,2062]	3,2934*** [0,0049]	4,1124*** [0,0009]	28,2220*** [0,0000]	19,2806*** [0,0000]
Jarque Bera	25,8050*** [0,0000]	25,5100*** [0,0000]	18,1400*** [0,0001]	2,4890 [0,2881]	1,2720 [0,5294]	0,5800 [0,7482]	0,4880 [0,7834]	1,1480 [0,5633]	8,0570** [0,0178]	20,3750*** [0,0000]
Breusch-Pagan	13,9740** [0,0299]	14,3860** [0,0256]	3,7380 [0,7121]	4,9330 [0,5524]	9,1390 [0,1659]	1,3500 [0,9688]	3,4910 [0,7451]	2,2650 [0,8938]	19,9880*** [0,0028]	17,5260*** [0,0075]
Koenker-Basset	12,1590* [0,0585]	13,5070** [0,0357]	2,6930 [0,8463]	4,1390 [0,6579]	13,2410** [0,0394]	1,1680 [0,9784]	4,1030 [0,6627]	2,9180 [0,8191]	14,7760** [0,0221]	11,1590* [0,0836]
Log Likelihood	1505,5320	-768,0200	-383,2810	-384,1320	-58,7700	-63,5270	-128,7160	-130,0050	-237,8540	-220,7060
AIC	1505,5320	1550,0410	780,5630	782,2640	131,5400	141,0530	271,4310	274,0110	489,7080	455,4120
BIC	1536,8170	1581,3250	808,4850	810,1870	147,9470	157,4600	291,2850	293,8650	514,1300	479,8350
R2	0,5762	0,4775	0,5136	0,4122	0,1782	0,1109	0,1424	0,1717	0,4188	0,3299
R2 ajustado	0,5722	0,4726	0,5062	0,4032	0,1078	0,0347	0,0992	0,1300	0,4040	0,3128

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%; entre parenteses, encontra-se o desvio padrão dos coeficientes estimados; entre colchetes, encontra-se o valor da probabilidade.

Tabela A2 - Diagnóstico para Fator de Variância Inflacionária (FVI) das regressões da Tabela A1

Variáveis	São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
<i>fint</i>	2,0300	2,2100	1,5300	1,3400	1,7000	1,2000	1,5500	1,7000	1,4300	1,7800
<i>vpaae</i>	1,2900	1,1400	1,1800	1,0900	1,2800	1,2100	1,5300	1,5900	1,8500	1,7400
<i>aeate</i>	1,7100	1,8300	1,1300	1,1700	1,8100	1,0700	1,0500	1,1100	1,2500	1,1200
<i>arnagri</i>	1,5400	1,6000	1,2800	1,2900	1,3800	1,3000	1,5400	1,5900	1,1800	1,0300
<i>distcap</i>	3,1800	2,8900	1,7300	1,7200	1,3300	1,0700	1,5000	1,3400	1,9100	1,1100
<i>pluvc</i>	1,4200	3,1800	1,0500	1,4400	1,5300	1,1800	1,3400	1,2900	1,1300	1,0800

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela A3 - Diagnóstico de dependência espacial das regressões da Tabela A1

Matriz	Testes	São Paulo		Paraná		Mato Grosso do Sul		Mato Grosso		Goiás	
		2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Rainha	I de Moran	0,2211 [0,0000]	0,2311 [0,0000]	0,1553 [0,0000]	0,2161 [0,0000]	0,1099 [0,0293]	0,1125 [0,0294]	0,1667 [0,0003]	0,0688 [0,0663]	0,1652 [0,0000]	0,1690 [0,0000]
	ML [lag]	77,0400 [0,0000]	83,5050 [0,0000]	31,0940 [0,0000]	39,2330 [0,0000]	2,1770 [0,1401]	2,0020 [0,1571]	11,3600 [0,0008]	3,6750 [0,0552]	26,8690 [0,0000]	24,0960 [0,0000]
	ML Robusto [lag]	1,6290 [0,2018]	0,1660 [0,6841]	5,7900 [0,0161]	0,1370 [0,7111]	0,0720 [0,7883]	0,0400 [0,8405]	2,8530 [0,0912]	7,0650 [0,0079]	10,9620 [0,0009]	7,0490 [0,0079]
	ML [erro]	83,2270 [0,0000]	90,9250 [0,0000]	25,3200 [0,0000]	49,0470 [0,0000]	2,1380 [0,1437]	2,2400 [0,1345]	9,0280 [0,0027]	1,5380 [0,2149]	6,4670 [0,0000]	17,2350 [0,0000]
	ML Robusto [erro]	7,8170 [0,0052]	7,5860 [0,0059]	0,0170 [0,8961]	9,9510 [0,0016]	0,0340 [0,8542]	0,2790 [0,5973]	0,5210 [0,4703]	4,9270 [0,0264]	0,5600 [0,4543]	0,1880 [0,6646]
Torre	I de Moran	0,2225 [0,0000]	0,2325 [0,0000]	0,1544 [0,0000]	0,2080 [0,0000]	0,0902 [0,0625]	0,1166 [0,0282]	0,1255 [0,0180]	0,0838 [0,0791]	0,1784 [0,0000]	0,1769 [0,0000]
	ML [lag]	76,4910 [0,0000]	82,7120 [0,0000]	30,3030 [0,0000]	36,0590 [0,0000]	0,8370 [0,3601]	1,9650 [0,1610]	5,4070 [0,0201]	3,1780 [0,0746]	31,7620 [0,0000]	24,0630 [0,0000]
	ML Robusto [lag]	1,6390 [0,2005]	0,1650 [0,6842]	5,5640 [0,0183]	0,1150 [0,7344]	0,3830 [0,5358]	0,1310 [0,7171]	2,9650 [0,0851]	3,7900 [0,0516]	15,4610 [0,0001]	6,8130 [0,0090]
	ML [erro]	82,2410 [0,0000]	89,8300 [0,0000]	24,7540 [0,0000]	44,9520 [0,0000]	1,3890 [0,2385]	2,3210 [0,1276]	3,6110 [0,0574]	1,6110 [0,2043]	17,6960 [0,0000]	17,3900 [0,0000]
	ML Robusto [erro]	7,3880 [0,0066]	7,2840 [0,0070]	0,0150 [0,9019]	9,0080 [0,0027]	0,9350 [0,3335]	0,4870 [0,4851]	1,1690 [0,2797]	2,2230 [0,1360]	1,3950 [0,2376]	0,1410 [0,7078]
5 vizinhos	I de Moran	0,2552 [0,0000]	0,2543 [0,0000]	0,1559 [0,0000]	0,2196 [0,0000]	0,1230 [0,0080]	0,1663 [0,0011]	0,1496 [0,0004]	1,5820 [0,2085]	0,1581 [0,0000]	0,1776 [0,0000]
	ML [lag]	110,1970 [0,0000]	105,8960 [0,0000]	34,2740 [0,0000]	45,3520 [0,0000]	3,3090 [0,0689]	6,1430 [0,0132]	9,1430 [0,0025]	1,5820 [0,2085]	39,8590 [0,0000]	36,3980 [0,0000]
	ML Robusto [lag]	2,7070 [0,0999]	0,1800 [0,6713]	7,9110 [0,0049]	0,0970 [0,7555]	0,0920 [0,7623]	0,1410 [0,7077]	1,0460 [0,3064]	5,5360 [0,0186]	26,8760 [0,0000]	16,7750 [0,0000]
	ML [erro]	115,3840 [0,0000]	114,5730 [0,0000]	26,5910 [0,0000]	52,7280 [0,0000]	3,3140 [0,0687]	6,0530 [0,0139]	8,1020 [0,0044]	0,2280 [0,6329]	16,7990 [0,0000]	21,1940 [0,0000]
	ML Robusto [erro]	7,8940 [0,0050]	8,8570 [0,0029]	0,2280 [0,6332]	7,4730 [0,0063]	0,0960 [0,7562]	0,0500 [0,8227]	0,0050 [0,9459]	4,1830 [0,0408]	3,8160 [0,0508]	1,5710 [0,2100]
7 vizinhos	I de Moran	0,2319 [0,0000]	0,2458 [0,0000]	0,1198 [0,0000]	0,1897 [0,0000]	0,1162 [0,0021]	0,1463 [0,0004]	0,1467 [0,0000]	0,0299 [0,0000]	0,1134 [0,0000]	0,1535 [0,0000]
	ML [lag]	123,6290 [0,0000]	131,2380 [0,0000]	31,9250 [0,0000]	45,7720 [0,0000]	4,5080 [0,0337]	8,0930 [0,0044]	13,1390 [0,0003]	2,5670 [0,1091]	34,0410 [0,0000]	38,0290 [0,0000]
	ML Robusto [lag]	3,7440 [0,0530]	0,0250 [0,8747]	10,6240 [0,0011]	0,1010 [0,7512]	0,4470 [0,5040]	2,3910 [0,1220]	2,6410 [0,1041]	7,1330 [0,0076]	25,7550 [0,0000]	16,8900 [0,0000]
	ML [erro]	132,1260 [0,0000]	148,4850 [0,0000]	21,8270 [0,0000]	54,7750 [0,0000]	4,0660 [0,0438]	0,7450 [0,3880]	10,6840 [0,0011]	0,4430 [0,5057]	12,0560 [0,0005]	22,0870 [0,0000]
	ML Robusto [erro]	12,2410 [0,0005]	17,2720 [0,0000]	0,5250 [0,4687]	9,1030 [0,0026]	0,0040 [0,9478]	0,7450 [0,3880]	0,1870 [0,6657]	5,0090 [0,0252]	3,7700 [0,0522]	0,9490 [0,3300]

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: entre colchetes, encontra-se o valor da probabilidade dos testes realizados.

Tabela A4 - Resultados das estimações pelo modelo de defasagem espacial ou erro espacial por estado

Variáveis	São Paulo		Paraná		Goiás	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
<i>intercepto</i>	-3,8275*** (0,5823)	-3,0763*** (0,6522)	-1,3842** (0,6268)	-4,2609*** (0,7907)	-2,1318*** (1,0551)	-1,2330** (0,5068)
<i>fint</i>	0,0274 (0,0201)	0,0402** (0,0192)	-0,0033 (0,0231)	-0,0034 (0,0271)	0,0454* (0,0275)	0,0683* (0,0393)
<i>vpaae</i>	0,1159*** (0,0359)	0,0578** (0,0286)	0,0547 (0,0482)	0,1933*** (0,0497)	0,1159** (0,0545)	0,0155 (0,0285)
<i>aeate</i>	0,6674*** (0,2325)	0,5423*** (0,1749)	0,3340 (0,4298)	3,0333*** (0,6988)	1,6817* (0,9948)	0,4950 (0,3963)
<i>arnagri</i>	-0,1595*** (0,0194)	-0,1407*** (0,0192)	-0,0905*** (0,0176)	-0,1044*** (0,0170)	-0,1339*** (0,0307)	-0,0989*** (0,0206)
<i>distcap</i>	0,6031*** (0,1145)	0,3989*** (0,1078)	0,3234*** (0,1043)	0,3024*** (0,0781)	0,1498** (0,0644)	0,0645* (0,0379)
<i>pluvc</i>	-0,0761 (0,0600)	-0,0388 (0,0553)	-0,1385*** (0,0423)	-0,0693* (0,0382)	-0,0444 (0,0380)	-0,0138 (0,0687)
<i>ρ (Rho)</i>	-	-	0,4362*** (0,1508)	-	0,6135*** (0,0948)	0,6754*** (0,1256)
<i>λ (Lambda)</i>	0,5019*** (0,0390)	0,4790*** (0,0403)	-	0,4463*** (0,0627)	-	-
Pseudo R2	0,5693	0,4737	0,5617	0,4092	0,5137	0,4244
Log Likelihood	-698,7840	-723,6400	-368,9430	-363,2320	-221,5310	-206,5910
Akaike	1411,5680	1461,2800	753,8870	740,4640	459,0620	429,1820
Schwarz	1442,8530	1492,5650	785,7990	768,3860	486,9730	457,0930

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%; entre parêntese, encontra-se o desvio padrão e entre colchetes, encontra-se o valor da probabilidade dos testes realizados.