

Clusters espaciais de “agriculturalização” no meio rural de alguns estados brasileiros

Spatial clusters of “agriculturalization” in the rural area of some brazilian states

Alysson Luiz Stege¹ , Carlos José Caetano Bacha² 

¹Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG), Ponta Grossa (PR), Brasil. E-mail: alyssonstege@uepg.br

²Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ), Universidade de São Paulo (USP), Piracicaba (SP), Brasil. E-mail: carlosbacha@usp.br

Como citar: Stege, A. L., & Bacha, C. J. C. (2020). Clusters espaciais de “agriculturalização” no meio rural de alguns estados brasileiros. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 58(3), e191298. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.191298>

Resumo: O meio rural brasileiro tem se caracterizado, em especial nas últimas quatro décadas, pela diminuição da sua população, diminuição do total de pessoas ocupadas na agropecuária e pelo crescimento de atividades não agrícolas. No entanto, esses processos não são homogêneos entre os estados brasileiros, parecendo haver regiões ainda mais agrícolas do que outras. Neste contexto, o presente artigo tem como objetivo propor e estimar, usando a análise fatorial, um indicador de intensidade das atividades agrícolas (chamado de indicador de “agriculturalização”), além de apresentar a distribuição espacial deste indicador. Para tanto, utiliza-se a análise exploratória de dados espaciais considerando os estados Paraná, São Paulo, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, tomando-se como referência os anos de 2000 e 2010. Esses estados foram escolhidos pela sua proximidade física, pela sua importância na agropecuária nacional e por compartilharem atividades agropecuárias similares. Diagnosticou-se a presença de aglomerações espaciais do tipo Alto-Alto para o indicador de “agriculturalização”. Essas aglomerações espaciais podem ser explicadas pela presença dos complexos agroindustriais existentes em tais regiões e pelo próprio efeito espacial do transbordamento da atividade agrícola.

Palavras-chave: agriculturalização, agropecuária, análise fatorial, análise espacial, clusters.

Abstract: At least, during the last four decades, three phenomena have been running in Brazil's countryside: decreasing population, reducing workforce and increasing creation of non-agricultural jobs. However, these phenomena do not take place evenly throughout the country, in order that some areas are more dedicated to agriculture than others are. In this context, this work aims to propose and estimate, using the factorial analysis, an indicator to measure the intensity of agriculture (called “agriculturalization” index). It will allow to analyze its spatial distribution and potentially to find out some agricultural concentration. Initially, five Brazilian states are taken into consideration, considering their physical proximity, their agriculture similarity and their importance for Brazil's agriculture. These states are Paraná, São Paulo, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso and Goiás, considering years of 2000 and 2010. It was found out the existence of High-High cluster inside and at the boundary of the five analyzed states. And it is justified by the existence of agro-food industries and the occurrence of spillover effects.

Keywords: agriculturalization, agriculture, factor analysis, spatial analysis, clusters.

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas quatro décadas, em especial, o meio rural do Brasil tem se caracterizado pela perda de população e por uma nova configuração de atividades produtivas. Entre os anos de 1970 e 2010, a população rural no Brasil teve queda¹ de 27,31%, sendo que esse

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

processo teve comportamento diferente entre as regiões brasileiras. As regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram quedas nas suas populações rurais a taxas maiores que a brasileira, com diminuições de 55,11%, 47,91% e 40,19%, respectivamente, entre os dois anos citados. A região Nordeste apresentou a menor diminuição relativa de sua população rural, com queda de 12,81% no mesmo período. E a região Norte aumentou em 112,4% a sua população rural em idêntico período, o que foi fortemente influenciado pelo processo de ocupação ao redor da Transamazônica nas décadas de 1970 e 1980 (Camarano & Abramovay, 1999).

Juntamente com a perda de população, outras atividades não agropecuárias desenvolvidas no meio rural vêm aumentando e, assim, não se pode mais dizer que o meio rural brasileiro é apenas agrícola. Parte dessas atividades rurais não agrícolas são diretamente relacionadas com a agropecuária (como indústrias rurais, prestação de serviços, por exemplo) e outras, não (como ecoturismo, moradias, escolas, por exemplo). Essa nova dinâmica tem gerado ocupações rurais não agrícolas (ORNA) e também a pluriatividade dos membros residentes na zona rural. No entanto, esse processo de crescimento das atividades não agrícolas no meio rural também não é homogêneo entre os estados brasileiros (ver Silva et al., 2002).

Fruto desta nova configuração do meio rural, tem ocorrido queda do número de pessoas residentes no meio rural e ocupadas em atividades agrícolas, e aumento do número de pessoas com atividades não agrícolas. Em 2000, o Brasil tinha 8.460.078 pessoas ocupadas em atividades agrícolas e com residência no meio rural. Dez anos depois, esse número passou para 7.992.481, ou seja, uma queda de 5,53%. As regiões Nordeste, Sudeste e Sul seguiram essa 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, entre 2000 e 2010, ao passo que as regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram aumentos de 11,70% e 8,14%, respectivamente, nessa variável, no mesmo período de tempo.

Em contrapartida, 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, com aumento de 19,63%. Esse comportamento foi verificado em todas as grandes regiões, com exceção da região Sudeste, que apresentou queda de 2,81%, entre 2000 e 2010.

Ao averiguar a nova configuração do meio rural para os estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato do Grosso e Goiás, observa-se que os mesmos têm apresentado os fenômenos acima citados, mas não na mesma intensidade. Para o período entre 1991 e 2010, segundo os dados dos Censos Demográficos do IBGE, a população rural nos estados de São Paulo, Paraná, Goiás e Mato Grosso do Sul apresentaram quedas de 26,26%, 31,97%, 24,43% e 3,86%, respectivamente; já o estado do Mato Grosso apresentou 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% e 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% e 17,71%, respectivamente, no número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas e com residência no meio rural. Note-se que, nos estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, aconteceram 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, pela 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 em novas áreas ainda pouco urbanizadas.

Apesar da diminuição das atividades agrícolas no meio rural, essas atividades ainda são importantes na ocupação das pessoas com domicílio rural. Do total de pessoas ocupadas e com domicílio rural no Brasil, 64,40% destas estavam ocupadas em atividades agrícolas no

ano de 2010, porém esse percentual varia entre os estados. Nesse mesmo 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 ocupadas e com domicílio rural. Essas percentagens variam entre os municípios dos estados citados.

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 desse contingente de trabalhadores justifica, por si só, a análise de sua atividade.

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

A dinâmica econômica do meio rural pode ser explicada pela Nova Geografia Econômica, a qual, usando o conceito de economias de aglomerações, tenta explicar o porquê de as atividades econômicas apresentarem uma maior intensidade em certas regiões. É importante ressaltar que a Nova Geografia Econômica busca verificar a existência de efeitos *spillovers* entre as regiões vizinhas e que os indicadores obtidos através da análise fatorial, em conjunto com a análise exploratória de dados espaciais, permitem observar se isto ocorre ou não.

Utilizando este arcabouço teórico, bem como as suas ferramentas de análise², o presente artigo tem como objetivo geral propor e estimar, usando a análise fatorial, um indicador de intensidade da atividade agrícola, chamado de indicador de “agriculturalização” – termo criado por nós para caracterizar a existência de áreas rurais mais vocacionadas à atividade agropecuária e outras menos vocacionadas – para alguns estados brasileiros. Procurar-se-á apresentar a distribuição espacial deste indicador de modo a identificar a existência de possíveis aglomerações espaciais da concentração da atividade agrícola. Os estados analisados são: São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, e avaliam-se os anos de 2000 e 2010.

Os objetivos específicos do artigo são: (1) estimar, através da análise fatorial, um indicador que evidencie quais municípios apresentam uma maior intensidade de atividades agrícolas para o seu meio rural, isto é, municípios com uma maior “agriculturalização”, e (2) verificar a existência de uma possível dependência espacial na distribuição desse indicador, por meio da análise exploratória de dados espaciais, a qual identifica possíveis clusters espaciais da “agriculturalização” dentro e na fronteira dos estados analisados.

Destaca-se também que, ao se utilizar a análise fatorial para dados agregados em municípios, outros indicadores além da “agriculturalização” poderão ser gerados e a ela se ligam. No entanto, nosso foco de análise será sobre a “agriculturalização” dos municípios.

A escolha dos supracitados estados para a análise deve-se aos seguintes aspectos: i) a existência de uma similaridade nas atividades agropecuárias e no padrão tecnológico entre os estados tratados, o que permite, em uma primeira etapa, analisá-los quanto à formação de clusters espaciais; ii) 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 da agropecuária no ano de 2010 correspondem a 11,3% e 9,3%, respectivamente. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2012), os estados de São Paulo e Paraná possuíam as segunda e quarta maiores participações do setor agropecuário no valor adicionado bruto brasileiro da agropecuária, respectivamente, em 2010; iii) os estados do Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás apresentam economias dinâmicas, nas quais o agronegócio tem alta participação nos respectivos PIBs. De acordo com Guilhoto et al. (2007), as porcentagens do agronegócio nos PIBs dos estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, no ano de 2004, correspondiam a 78,56%, 67,13% e 58,04%, respectivamente; iv) 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); v) esses

²Pode-se citar como ferramentas da Nova Geografia Econômica a análise de clusters, a estatística multivariada e a análise exploratória de dados espaciais.

estados têm continuidades em suas fronteiras das culturas de soja, milho, cana-de-açúcar e pecuária bovina, ou que leva à possibilidade de existirem spillover (positivos ou negativos) entre essas atividades.

Utilizam-se os anos de 2000 e 2010 para análise devido 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 desta pesquisa.

Há uma extensa literatura que chama a atenção para o crescimento de atividades não agrícolas no meio rural, destacando o crescimento de ocupações não agrícolas no meio rural e a pluriatividade dos membros da família rural³. Não pretendendo esgotar toda essa literatura, pode-se citar: Silva & Del Grossi (1997); Mattei (1999); Laurenti & Del Grossi (2000); Silva et al. (2002), e Balsadi & Borin (2006). Essa literatura não avalia o crescimento da agropecuária nas últimas três décadas. Esse crescimento é avaliado, entre outros trabalhos, por Pinheiro (2007), Lima (2010), Bacha (2011) e Souza & Morais (2012), considerando todo o Brasil ou parte dos estados analisados neste artigo, bem como as principais culturas em expansão.

No entanto, essa última literatura não propõe indicadores para avaliar a intensidade da atividade agrícola e nem trata da presença de clusters espaciais de "agriculturalização" dentro e entre os estados. O presente artigo se diferencia da literatura supramencionada, pois foca no crescimento de toda a atividade agropecuária no meio rural, propondo um indicador para a intensidade da atividade agrícola, procurando identificar, em nível de municípios, os clusters espaciais em que a "agriculturalização" ocorre e os possíveis efeitos espaciais de transbordamento da atividade agrícola entre os estados analisados.

O presente artigo compõe-se de mais quatro seções, além desta introdução. Na seção 2, apresentam-se os aspectos teóricos acerca das aglomerações espaciais. Na seção 3, apresentam-se os procedimentos metodológicos considerados no estudo. Na quarta seção, os resultados são apresentados e discutidos. Encerrando o artigo, formulam-se as conclusões do artigo na seção 5.

2 ASPECTOS TEÓRICOS SOBRE AS AGLOMERAÇÕES ESPACIAIS

A atividade econômica é distribuída de forma heterogênea no espaço e ela 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 et al. (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 procura explicar a estrutura espacial da distribuição da atividade econômica, 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 composição da economia em um contexto espacial. O trabalho de Von Thünen (1966) examinou 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. 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

³Utiliza-se nesta pesquisa a definição de rural fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2002, p. 66), o qual o define 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".

do aumento de sua demanda e argumenta-se que quanto maior é o custo de transporte, menores são os ganhos adicionais de escala.

De acordo com Brakman et al. (2002), os modelos citados anteriormente dão enfoque ao custo de transporte nas decisões de localização de uma firma. Já a NGE leva em consideração tanto o custo de transporte quanto os retornos crescentes de escala. Segundo a NGE, na existência "... de retornos crescentes de escala e com 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 a 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, às economias externas puras e ao mercado de trabalho. Já as forças centrífugas se referem aos fatores de produção não móveis (terra), aos aluguéis (renda da terra) e às deseconomias puras (Krugman, 1998).

Segundo Fujita et al. (2002), os retornos crescentes de escala ligados ao custo de transporte associam-se às forças centrípeta e centrífuga, chamadas conexões para frente (forward linkages) e conexões para trás (backward linkages). Segundo a NGE, as empresas preferem se instalar nas regiões que possuem o maior mercado local (conexão para trás) e o grande mercado local atrai novas empresas produtoras de bens intermediários (conexão para frente). A localização das firmas estabelece um processo de causalidade circular. Isso ocorre porque as regiões que possuem um elevado número de firmas também produzem uma maior variedade de bens e são as que apresentam o maior mercado (Silva, 2011).

O conceito de externalidade marshalliana também é muito importante nos estudos das aglomerações, segundo Fujita & Thisse (2002). As externalidades apontadas por Marshall (1996) são decorrentes da existência de mão de obra especializada, da presença e da 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 & Thisse (2002), as externalidades capturam o efeito bola de neve, em que um número crescente de agentes se reúne para se beneficiar de uma maior diversidade de atividades e de uma maior especialização.

A NGE 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 et al. (1995), Gallup et al. (1999), Krugman (1993) e Silva (2011) utilizam essas variáveis. Já as variáveis ditas de segunda natureza se referem ao mercado de trabalho, ao potencial de demanda e às 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 & Mayer (2003), Redding & 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 causalidade circular gerado pelas variáveis de segunda natureza. Desta forma, ambos os elementos estariam associados ao processo de concentração das atividades (Souza, 2007).

No presente artigo, como se comparam dois anos (2000 e 2010) e procura-se explicar mudanças nas aglomerações (e não o seu surgimento), apenas as variáveis de segunda natureza serão consideradas.

3 METODOLOGIA

3.1 Análise fatorial

A literatura (ver, por exemplo, Balsadi, 2001; Laurenti & Del Grossi, 2000; Maia, 2005; Mattei, 1999; Ocañ-Riola & Sañchez-Cantalejo, 2005; Pereira et al., 2009; Silva & Del Grossi, 1997; Silva et al., 2002) apresenta muitas variáveis que avaliam a ruralidade, a intensidade das atividades agrícolas, o crescimento de ocupações rurais não agrícolas e a pluriatividade no

meio rural. Como o objetivo deste artigo é elaborar um indicador que evidencie quais municípios apresentam maior intensidade de atividades agrícolas em seu meio rural e verificar a existência de possíveis aglomerações espaciais na intensidade das atividades agropecuárias, há a necessidade de combinar as variáveis citadas na literatura em um único parâmetro. Uma das técnicas utilizadas para reduzir esse número de variáveis é a Análise Fatorial (AF).

A AF é um conjunto de técnicas oriundas da estatística multivariada cujo objetivo é representar um conjunto de variáveis em termos de um menor número de variáveis latentes (Kim & Mueller, 1978). Seu objetivo principal é descrever a variabilidade original de um vetor aleatório Z em termos de um menor número de m variáveis aleatórias, denominadas de fatores comuns, as quais estão relacionadas com o vetor original Z por meio de um modelo linear.

O modelo da análise fatorial pode ser expresso através da seguinte expressão matemática (Harman, 1976)

$$z_j = (a_{j1}F_1 + a_{j2}F_2 + \dots + a_{jm}F_m + d_jU_j), \quad (j=1,2,\dots,n), \quad (1)$$

Cada uma das z_j variáveis observadas é descrita linearmente em termos dos m fatores comuns F_m e a um fator único U_j . O fator comum informa a correlação entre as variáveis, enquanto o fator único informa a variância restante, incluindo o erro daquela variável. O coeficiente dos fatores a_{jm} é denominado de carga fatorial e indica em que medida e direção as variáveis z_j estão relacionadas com os fatores.

Para a estimação do modelo de análise fatorial, utiliza-se o método dos componentes principais, pois 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.

O número de fatores comuns utilizados na análise fatorial depende do critério utilizado pelo pesquisador. A presente pesquisa utiliza o critério da raiz latente (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).

Após estimar os m fatores comuns F_m relacionados com as variáveis z_j , é necessário calcular os escores fatoriais (factor scores), que são valores numéricos para cada elemento amostral (neste trabalho, cada elemento amostral é representado por um município). 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 ou negativos. Valores mais elevados, positivamente, indicam que melhor será a posição daquele elemento amostral naquele fator comum (Mingoti, 2005; Johnson & Wichern, 2007).

Para cada elemento amostral ($i=1,2,3,\dots,h$), o seu escore no fator F_m é calculado por

$$\hat{F}_{mi} = \omega_{m1}z_{1i} + \omega_{m2}z_{2i} + \dots + \omega_{mp}z_{pi}, \quad (2)$$

Sendo que $z_{1i}, z_{2i}, \dots, z_{pi}$ são os valores observados das variáveis padronizadas z_j para o i -ésimo elemento amostral e os coeficientes $\omega_{m1}, \omega_{m2}, \dots, \omega_{mp}$ são os pesos de ponderação de cada variável z_j no fator F_m . A estimação dos escores fatoriais é realizada pelo método da regressão demonstrado em Mingoti (2005) e Johnson & Wichern (2007).

Em resumo, o que se pretende com a AF é reunir um conjunto de variáveis que descrevam o meio rural em termos econômicos e demográficos e, a partir destas variáveis,

elaborar um indicador que mostre o quanto cada município é mais intenso em atividades agropecuárias.

3.1.1 Variáveis utilizadas no modelo de análise fatorial

O que se pretende neste artigo é, primeiro, elencar uma série de variáveis citadas na literatura, possíveis de serem mensuradas 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. Com base nestas variáveis, elaboram-se um indicador para a intensidade da atividade agrícola em nível de municípios.

Devido à inexistência de trabalhos que construam indicadores de avaliação da intensidade de atividade agrícola, as variáveis utilizadas na análise fatorial foram selecionadas considerando a literatura revista no subitem 3.1. Entretanto, tais variáveis foram utilizadas na literatura com outros propósitos de análise. O Quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas bem como suas fontes de informações para a realização da análise fatorial.

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

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 atividades 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

Quadro 1 – Continuação...

Variáveis		Fonte
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

A partir destas variáveis, formou-se um banco de dados englobando os municípios dos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás para os anos 2000 e 2010.

No entanto, entre os anos 2000 e 2010, foram criados novos municípios para os estados analisados, sendo então necessária a compatibilização do número de municípios. Essa compatibilização é 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 de 2010 foram aglutinados em 1.489 municípios, mesmo número de municípios existentes para os estados analisados no ano de 2000.

Uma vez que os valores referentes aos dois anos (2000 e 2010) são agregados em uma única análise, é necessário uniformizar a unidade monetária. Os valores monetários das variáveis citadas no Quadro 1 foram mensurados em reais de 2010 utilizando o IGP-DI geral.

Com base nas variáveis apresentadas no Quadro 1, obtêm-se os m fatores referentes à Equação 1 do item anterior. Identifica-se o fator que melhor mensura a intensidade das atividades agrícolas no meio rural (esse será o nosso indicador de intensidade das atividades agrícolas no meio rural, chamado de "agriculturalização"), e reestima-o pela Equação 2 com dados em nível de município.

3.2 Análise exploratória de dados espaciais

Uma vez extraídos os fatores comuns (F_m) e após estimar os seus respectivos escores fatoriais (\hat{F}_{mi}) para cada um dos municípios dos estados analisados, através da Equação 2, será realizada uma análise exploratória de dados espaciais em cima dos fatores extraídos, dando ênfase ao 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 et al. (2008, p. 39), a AEDE "... trata diretamente dos efeitos decorrentes da dependência espacial e da heterogeneidade espacial". No presente artigo, são calculadas duas estatísticas usuais na AEDE, as quais são: o I de Moran Global e estatística LISA.

O valor da estatística I de Moran 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:

$$I = \frac{i}{S_0} \frac{F_m' W F_m}{F_m' F_m}, \quad (3)$$

Sendo que i é o número de municípios; F_m são os escores fatoriais padronizados da Equação 2; WF_m são os valores médios dos escores fatoriais padronizados da Equação 2 nos vizinhos, segundo uma determinada matriz de ponderação w ; S_0 é o somatório dos elementos da matriz de ponderação w .

Já 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:

$$I_i = F_{mi} \sum_{g=1}^G w_{ig} \hat{F}_{mg}, \quad (4)$$

Em que \hat{F}_{mi} é o escore fatorial padronizado da i -ésima observação da Equação 2; \hat{F}_{mg} é o escore fatorial padronizado para a g -ésima observação da Equação 2; e $w_{ig} \hat{F}_{mg}$ 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 I de Moran global, podendo ser interpretado como um indicador de aglomeração espacial local.

Para cada observação – neste artigo, para cada município –, é calculado um I_i , cuja forma mais eficiente de se apresentar é por meio do mapa de significância LISA⁴. O mapa de clusters LISA exibe as regiões com estatísticas significativas do I de Moran local dividindo os resultados em quatro tipos de clusters espaciais: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). O cluster espacial do tipo AA (ou BB) significa que um município com um elevado valor (ou baixo valor) do \hat{F}_{mi} está rodeado por municípios com elevador (ou baixo valor) valor do \hat{F}_{mi} ; já um cluster espacial do tipo AB (ou BA) significa que um município com um elevado valor (ou baixo valor) do \hat{F}_{mi} está rodeado por municípios com baixo (ou elevado valor) valor do \hat{F}_{mi} (Almeida, 2012).

4 RESULTADOS

4.1 Análise fatorial

O Quadro 1 apresentou 17 variáveis que mensuram, em diferentes óticas, o meio rural, a agropecuária e as atividades não agrícolas realizadas no meio rural. Os valores dessas variáveis foram coletados nos anos 2000 e 2010 para os municípios dos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, totalizando 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 da AF pelos componentes principais foi 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, necessariamente, 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 para cada estado. Considera-se uma matriz M_1 , com dimensão 1.489×17 , com os valores das 17 variáveis utilizadas em 2000 para os 1.489 municípios analisados; e outra matriz M_2 com também dimensão de 1.489×17 com dados de 2010. Desse modo, a análise incidiu sobre a matriz M

⁴Também chamado de mapa de clusters LISA.

com dimensão 2.978×17 , que é um pooling das matrizes M1 e M2. Este mesmo procedimento foi adotado por Hoffmann (1992), Souza & Lima (2003) e Souza et al. (2009).

Para verificar a adequabilidade dos dados da matriz M, foram aplicados dois testes: o teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o teste de esfericidade de Bartlett⁵. O teste KMO, para os dados usados nesta pesquisa, 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. Esses resultados sugerem a rejeição da hipótese nula de não existência de correlação entre as variáveis avaliadas (variáveis do Quadro 1), assegurando assim a utilidade da AF para alcançar os objetivos propostos neste artigo.

Por meio do método dos componentes principais, foram gerados três fatores com raiz latente maior que um. O Fator 1 teve raiz característica de 8,9723 e a variância explicada por este fator foi de 52,78%. A raiz característica do Fator 2 foi de 2,6244 e a variância explicada por ele foi de 15,45%. O Fator 3 tem raiz característica de 1,4789 e a variância explicada por ele foi de 8,70. No acumulado, esses três fatores explicam 76,92% da variância.

Para facilitar a interpretação dos fatores, eles foram submetidos a uma rotação ortogonal pelo método Varimax. Esse procedimento faz com que a contribuição de cada fator para a variância total seja alterada, contudo sem modificar a contribuição acumulada dos mesmos. A raiz característica do Fator 1 passou a ser 8,1742 e a variância explicada por ele foi de 48,08%. Tais valores para o Fator 2 foram 3,3260 e 19,57%, respectivamente. E, para o Fator 3, esses valores foram 1,5754 e 9,27%, respectivamente.

A rotação ortogonal possibilita uma interpretação mais lógica dos fatores, pois cada um deles irá apresentar uma correlação relativamente mais forte com uma ou mais variáveis e correlação relativamente mais fraca com as demais variáveis. Além disso, a contribuição acumulada dos três fatores equivale a 76,92% da variância. O uso de uma variância desta magnitude é justificado por Hair et al. (2010), pois, segundo esses autores, obter uma variância acumulada de 60% é satisfatória nas ciências sociais.

A Tabela 1 exhibe as cargas fatoriais e a comunalidade dos indicadores para cada fator após a rotação ortogonal. Foram consideradas apenas as cargas fatoriais com valores superiores a 0,6000, em valor absoluto (valores destacados em negrito na Tabela 1), buscando evidenciar os indicadores mais fortemente relacionados a determinado fator. Os trabalhos de Hoffmann & Kageyama (1985), Hoffmann (1992) e Souza & Lima (2003) consideraram também cargas fatoriais acima de 0,6000, em valores absolutos, em suas análises.

Tabela 1 - 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

⁵O teste KMO é um indicador que compara a magnitude dos coeficientes de correlação observados com as magnitudes dos coeficientes de correlação parcial, variando de 0 a 1. Um KMO acima de 0,9 é excelente enquanto que um coeficiente na faixa de 0,5 é inadequado, o que exige medidas de correção. Já 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 (Mingoti, 2005).

Variáveis	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Comunalidade
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.

Também, na Tabela 1, 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 & Fava (1998), a comunalidade é considerada alta se apresentar valores superiores a 0,8. Porém, Costello & Osborne (2005) argumentam que, nas ciências sociais, é mais comum encontrar valores para comunalidade 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, por esse último critério, todas as variáveis listadas na Tabela 1 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, do trabalho, do rendimento e da 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 seguintes 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 atividades 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 estas 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}_{mi} da Equação 2]. Uma vez que foram gerados escores fatoriais para os anos de 2000 e 2010, aplica-se um teste de hipótese t pareado das médias dos escores fatoriais de cada um dos fatores. Esse teste permite verificar se, em média, o escore fatorial de um determinado fator difere estatisticamente de um ano para o outro⁶. O teste foi calculado considerando os municípios agregados por mesorregiões e por estado (ver Tabela 2).

Com base na Tabela 2, 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 no nível de significância de 5%. As alterações nas médias em cada um dos escores fatoriais que foram estatisticamente 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 2.

Podem-se sintetizar os resultados dos escores fatoriais para cada fator em um mapa, na forma de quantis⁷, 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 os dados puros (como na Tabela 1).

Tabela 2 - Teste t pareado para as médias dos escores fatoriais

Estados/Mesorregiões	Ruralidade 2000 - 2010		"Agriculturalização" 2000 - 2010		Renda Não Agrícola 2000 - 2010	
	Valor t	Prob.	Valor t	Prob.	Valor t	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

⁶Para maiores detalhes sobre o teste de hipótese t pareado das médias, ver Bussab & Morettin (2006).

⁷Os quantis dividem os dados ordenados em k-subconjuntos de dados com dimensões iguais (Bussab & Morettin, 2006). Neste artigo, os resultados foram divididos em quatro subconjuntos.

Estados/Mesorregiões	Ruralidade 2000 - 2010		"Agriculturalização" 2000 - 2010		Renda Não Agrícola 2000 - 2010	
	Valor t	Prob.	Valor t	Prob.	Valor t	Prob.
Macrorregião 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-Occidental 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
Pantanaís Sul Mato-grossenses	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

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.
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.

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 1 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.

Ao observar a Figura 1, constata-se que, entre os anos de 2000 e 2010, há poucas mudanças na distribuição da "ruralidade", mas verificam-se aumentos da "agriculturalização" e na "renda não agrícola", principalmente 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 et al., 2006; Moysés & Silva, 2007).

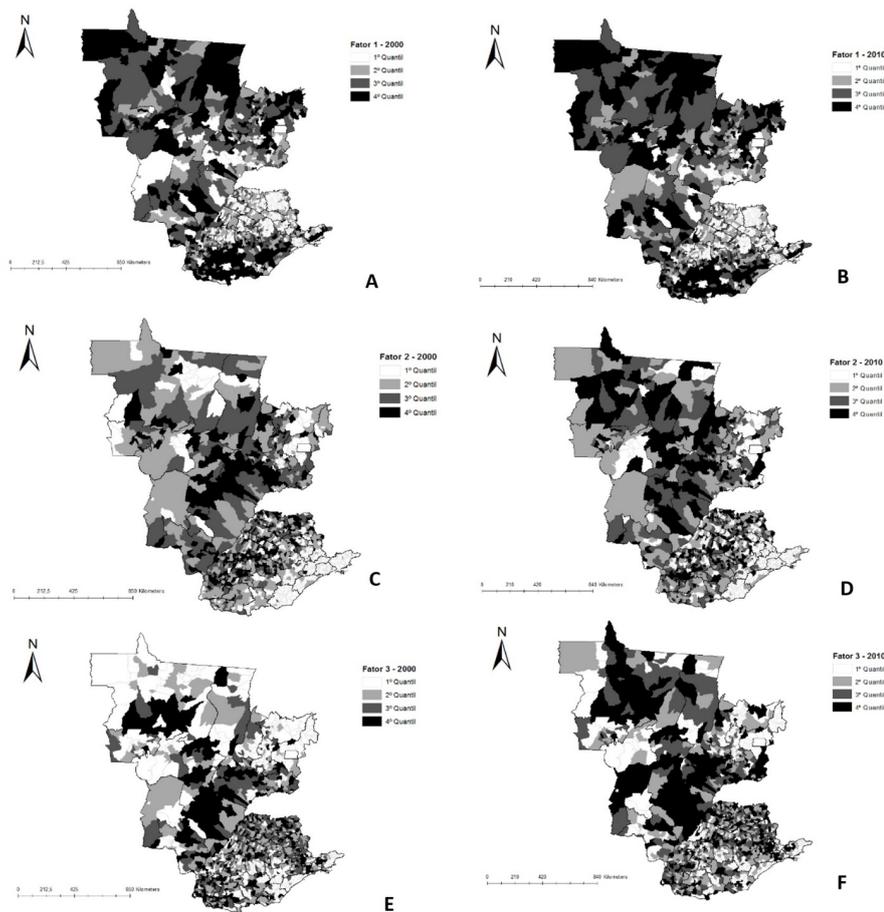


Figura 1 - Distribuição espacial dos escores fatoriais de Fator 1 (ruralidade), Fator 2 (“agriculturalização”) e Fator 3 (renda não agrícola) para todos os municípios dos estados analisados, nos anos de 2000 e 2010. Fonte: Resultados da pesquisa.

As informações da Figura 1 nos chamam a atenção para dois pontos. 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 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2001, 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, há uma diminuição da “ruralidade” nessas mesorregiões.

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 1, observa-se que, entre a fronteira dos estados de São Paulo e Paraná, os municípios que estavam no primeiro quantil da amostra em São Paulo eram vizinhos de municípios paranaenses que também se encontram no primeiro ou no segundo 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 terceiro ou no quarto quantil, ou seja, esses 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 sugere a presença de aglomerações espaciais (as quais serão avaliadas no próximo subitem).

4.3 Análise exploratória de dados espaciais

Com o intuito de verificar estatisticamente se os escores fatoriais (\hat{F}_{mi}) 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 dos Is de Moran global e local.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas do I de Moran global para os anos de 2000 e 2010 utilizando a matriz de peso espacial com cinco vizinhos. Optou-se pela utilização dessa matriz porque a mesma apresentou o maior valor do I de Moran global, procedimento usual na análise exploratória de dados espaciais⁸.

Tabela 3 - Coeficientes de I de Moran global para os municípios de São Paulo, Paraná, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás para os anos de 2000 e 2010

	Fator 1 - Ruralidade		Fator 2 - “Agriculturalização”		Fator 3 - Renda Não Agrícola	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Municípios (SP, PR, MT, MS, GO)	0,4652***	0,4773***	0,6088***	0,5409***	0,2085***	0,1573***

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: ***resultados estatisticamente significativos a 1% após 9.999 permutações.

Todas as estatísticas do I de Moran global dos fatores “ruralidade”, “agriculturalização” e “renda não agrícola” na Tabela 3 foram positivas e estatisticamente significativas nos dois anos considerados (2000 e 2010). 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 escores fatoriais entre os municípios analisados.

Este resultado sugere que a “ruralidade”, “agriculturalização” (intensidade da atividade agrícola) e “renda não agrícola” sofrem a influência da proximidade espacial, isto é, a “ruralidade”, a “agriculturalização” e a “renda não agrícola” de um município interferem na “ruralidade”, na “agriculturalização” e na “renda não agrícola” do seu município vizinho. Esse resultado é bastante novo, pois há trabalhos que mostram a associação espacial de produtividade agrícola (como Almeida et al., 2008) ou da produção agrícola (como Capucho, 2010), mas não para os três indicadores desenvolvidos neste artigo.

A estatística 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 aglomerações ou clusters espaciais, procedeu-se ao cálculo do I de Moran local cujos valores são dispostos no mapa de cluster LISA.

Os valores do I de Moran local dispostos no mapa de clusters LISA (Figura 2) evidenciam 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, nas porções 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 2, mapas A e B)

⁸Também foram testadas as matrizes rainha, torre e sete vizinhos mais próximos, cujos resultados encontram-se na Tabela A1 do Anexo.

Para o segundo fator (“agriculturalização”), encontram-se aglomerações do tipo AA na faixa centro-sudeste no estado do Mato Grosso, na porção norte-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 nas porções central e norte do Mato Grosso (Figura 2, 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” está localizado em grandes clusters nas porções sudeste e extremo nordeste do estado de 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 2, mapas E e F).

Como o objetivo do presente trabalho é verificar a existência de uma possível aglomeração espacial das atividades agrícolas, analisa-se com mais profundidade o motivo das aglomerações do tipo AA para o fator “agriculturalização”.

As aglomerações do tipo AA do fator “agriculturalização”, encontradas nos estados analisados entre os anos de 2000 e 2010, podem ser explicadas pelo efeito espacial do transbordamento da atividade agrícola, verificado pelo valor positivo e estatisticamente significativo do I de Moran e pela presença dos complexos agroindustriais. Por exemplo, na região sudeste de Goiás, existem um complexo agroindustrial da soja e uma agroindústria avícola e suinícola (Carmo et al., 2002), e uma agroindústria canavieira (Lima, 2010; Meurer et al., 2015). Na porção norte-nordeste do Mato Grosso do Sul, encontram-se unidades frigoríficas para o abate de bovinos (Mascarenhas et al., 2012). No estado do Mato Grosso, em sua porção centro-oeste, foram encontradas agroindústrias de soja e de processamento de carne de bovinos (Banco da Amazônia, 2002). Na região oeste do Paraná, encontram-se atividades ligadas, fundamentalmente, à produção agroindustrial (Azevedo et al., 2000; Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social, 2005). Por fim, nas regiões noroeste e norte do estado de São Paulo, existe um complexo agroindustrial citrícola (Barbosa, 2007) e um complexo agroindustrial canavieiro.

Tais complexos agroindustriais estariam gerando externalidades marshalianas positivas, ocasionando o aparecimento de aglomerações espaciais na intensidade das atividades (“agriculturalização”), isto é, existe um conjunto de trabalhadores qualificados e fornecedores de matéria-prima. Assim, há uma maior concentração de fatores, a um custo menor e a possibilidade de spillovers tecnológicos.

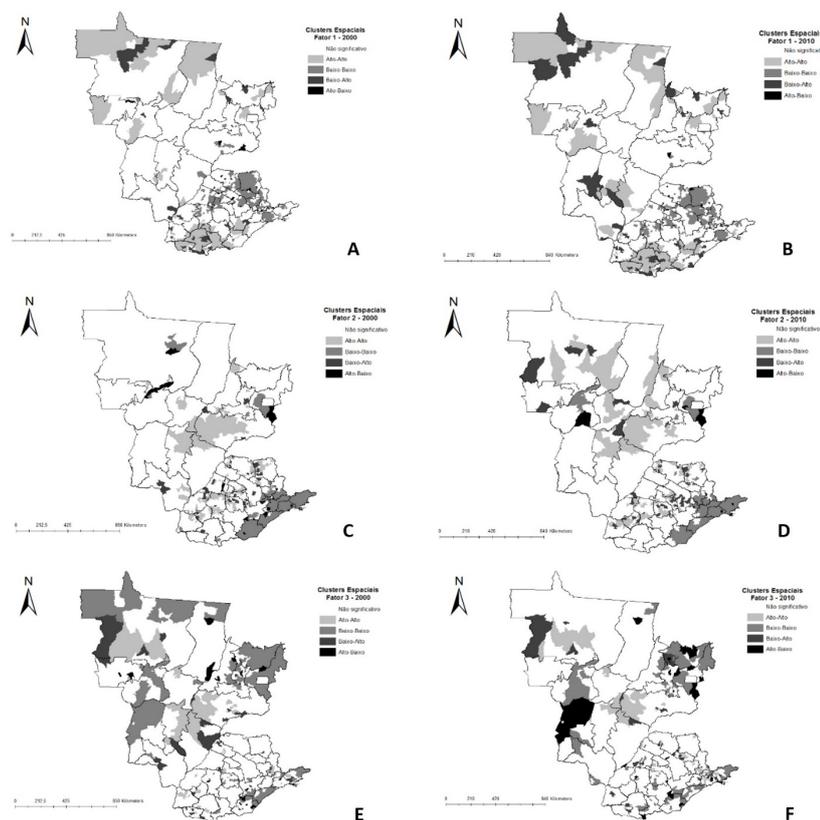


Figura 2 - Clusters espaciais do Fator 1 (ruralidade), Fator 2 ("agriculturalização") e Fator 3 (renda não agrícola) para todos os municípios dos estados analisados, anos de 2000 e 2010. Fonte: Resultados da pesquisa.

Podem-se também verificar as aglomerações espaciais 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 et al., 2000)⁹.

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 et al. (2012), em março de 2012, o estado do Mato Grosso do Sul apresentava 25 unidades frigoríficas em operação para o abate de bovinos. A mesorregião de Leste do Mato Grosso do Sul apresentou cinco unidades frigoríficas e a mesorregião Centro Norte do Mato Grosso do Sul apresentou sete unidades frigoríficas, todas em operação, sendo justamente estas as mesorregiões que apresentaram simultaneidade nas aglomerações AA para o fator "agriculturalização" e AA para "renda não agrícola" (Figura 2, 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

⁹Os clusters dos fatores "agriculturalização" e "renda não agrícola" também se associam aos efeitos multiplicadores causados pelo agronegócio. Entretanto, a análise desses efeitos multiplicadores ultrapassa o objetivo do artigo, pois ela é de caráter macroeconômico e implicaria em novo artigo.

Banco da Amazônia, IPEA e ANPEC, para verificar eventuais arranjos produtivos, foram encontrados, na região centro-oeste do estado de Mato Grosso, clusters¹⁰ de indústria de produtos alimentícios e de 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 et al., 2002; Souza & Morais, 2012); ainda, 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 chama a atenção é o surgimento de clusters espaciais do tipo Alto-Alto e Baixo-Baixo nos municípios que fazem fronteira entre os estados, como aponta a Figura 2, 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 à 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 2, mapas A e B).

Para o fator “agriculturalização”, foram encontradas aglomerações do tipo AA nos municípios que fazem fronteira pertencentes à 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 à mesorregião Metropolitana de Curitiba, no Paraná, e nos municípios das mesorregiões de Itapetininga e Litoral Sul Paulista, em São Paulo (Figura 2, 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 localizadas 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 2, mapas E e F).

5 CONCLUSÕES

O objetivo deste artigo foi propor e estimar, usando a análise fatorial, um indicador de intensidade da atividade agrícola (chamado de indicador de “agriculturalização”) nos municípios dos estados 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: os indicadores de “ruralidade”, da “agriculturalização” (intensidade das atividades agrícolas no meio rural) e da “renda não agrícola”. Analisando a distribuição espacial desses indicadores, representados pelos escores fatoriais dos fatores extraídos, foi constatada que a “ruralidade” pouco se alterou entre os anos de 2000 e 2010. Também foi observado o 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, 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

¹⁰No estudo realizado pelo Banco da Amazônia, IPEA e ANPEC, a definição de clusters segue a definição de Porter (1998), em que 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.

e Goiás passou de R\$ 119,4 bilhões para R\$ 200,6 bilhões, 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 trilhões¹¹ em 2010.

Foram encontradas diferentes associações dos escores fatoriais “ruralidade”, “agriculturalização” e “renda não agrícola”. No estado de São Paulo, verifica-se que a maioria das regiões que apresentou uma baixa “ruralidade” também apresentou uma alta “agriculturalização” e uma “renda não agrícola” mais elevada. No Paraná, foram encontradas mais de duas associações distintas entre os escores fatoriais, como, por exemplo, a região norte, que 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” e “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, observa-se que muitas porções do estado que apresentaram uma baixa “ruralidade” também apresentaram uma alta “agriculturalização” e baixa “renda não agrícola”, para o ano de 2000; porém, no ano de 2010, constata-se alta ruralidade, alta “agriculturalização” e alta “renda não agrícola”, na maioria das regiões desse estado. Em Goiás, a maioria das regiões que apresentou uma baixa “ruralidade” também apresentou 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, mas esse padrão não é o mesmo entre as distintas fronteiras, ocorrendo distintos clusters dos três escores fatoriais (“ruralidade”, “agriculturalização” e “renda não agrícola”). Esses resultados nos levam à 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 na distribuição dos escores fatoriais entre os municípios dos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, por meio da AEDE. As estimativas que detectam a autocorrelação espacial se mostraram estatisticamente significativas e positivas, observando a presença de aglomerações espaciais do tipo Alto-Alto e do tipo Baixo-Baixo para o indicador da intensidade das atividades agrícolas nos municípios dos estados analisados e, também, nos municípios fronteiriços entre os estados.

Com base nestes resultados, conclui-se que a intensidade das atividades agrícolas no meio rural sofre a influência da proximidade espacial, ou seja, a intensidade das atividades agrícolas de um município interfere nas atividades agrícolas do seu município vizinho, e que as aglomerações espaciais deste indicador também podem ser explicadas pela presença dos complexos agroindustriais existentes em tais regiões.

Os resultados desta pesquisa não esgotam os debates sobre o tema. Como sugestão para futuros estudos, poder-se-iam utilizar técnicas de econometria espacial que verificassem os efeitos dos transbordamentos da atividade agrícola entre os estados analisados. Também pode-se expandir a análise fatorial e de associação espacial (I de Moran) para contemplar outros estados brasileiros. No presente trabalho, como já ressaltado anteriormente, selecionaram-se cinco estados com atividades agropecuárias similares e que transpõem suas fronteiras físicas.

REFERÊNCIAS

- Almeida, E. S., Perobelli, F. S., & Ferreira, P. G. C. (2008). Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 46(1), 31-52.
- Almeida, E.S. (2012). *Econometria espacial aplicada* (468 p.). Campinas: Alínea.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association - LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.

¹¹PIB a preços correntes, em reais, de 2010, deflacionados pelo IGP-DI.

- Azevedo, P. R., Colognese, S. A., & Shikida, P. F. A. (2000). Agroindústrias familiares no oeste do Paraná: um panorama preliminar. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, 2(1), 3-10.
- Bacha, C. J. C. (2011). The evolution of Brazilian agriculture from 1987 to 2009. In W. Baer & D. Fleischer (Eds.), *The economies of Argentina and Brazil* (Vol. 1, pp. 97-125). Cheltenham: Edward Elgar.
- Balsadi, O. V. (2001). Mudanças no meio rural e desafios para o desenvolvimento sustentável. *São Paulo Perspectiva*, 15(1), 155-165.
- Balsadi, O. V., & Borin, M. (2006). Ocupações agrícolas e não-agrícolas no rural paulista: análise das evoluções no período 1990-2002. *São Paulo em Perspectiva*, 20(4), 155-174.
- Banco da Amazônia. (2002). *Projeto de contribuição ao desenvolvimento dos principais arranjos produtivos locais potenciais dos Estados da Amazônia* (33 p.). Belém. Recuperado em 29 de setembro de 2013, de http://www.basa.com.br/bancoamazonia2/includes/institucional/arquivos/biblioteca/artigos/arranjosprodutivos/CLUSTER_MATOGROSSO.pdf
- Barbosa, G. R. (2007). *Os consórcios de produtores rurais no complexo agroindustrial citrícola paulista: das gatoperativas aos gatosórcios: a velha forma de contratação de mão-de-obra rural* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de São Carlos, São Carlos.
- Brakman, S., Garretsen, H., & Schramm, M. (2002). *New economic geography in Germany: testing the Helpman-Hanson model* (40 p.). Hamburg: HWWA. Recuperado em 10 de janeiro de 2015, de <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/26183/1/dp020172.pdf>
- Brandão, A. S. P., Rezende, G., & Marques, R. W. C. (2006). Crescimento agrícola no período 1999/2004: a explosão da soja e da pecuária bovina e seu impacto sobre o meio ambiente. *Economia Aplicada*, 10(2), 249-266. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502006000200006>
- Buainain, A. M., & Dedeca, C. S. (2008). Introdução: emprego e trabalho na agricultura brasileira. In C. Miranda & B. Tibúrcio (Eds.), *Emprego e trabalho na agricultura brasileira* (Cap. 1, pp. 19-62). Brasília: IICA.
- Bussab, W. O., & Morettin, P. A. (2006). *Estatística básica* (5. ed., 526 p.). São Paulo: Saraiva.
- Camarano, R., & Abramovay, R. (1999). *Êxodo rural, envelhecimento e masculinização no Brasil: Panorama dos últimos 50 anos* (23 p.). Rio de Janeiro: IPEA.
- Capucho, T. O. (2010). *Produção leiteira no Paraná: um estudo considerando os efeitos espaciais* (Dissertação de mestrado). Universidade Estadual de Maringá, Maringá.
- Carmo, R. L., Guimarães, E., & Azevedo, A. M. M. (2002). Agroindústria, população e ambiente no sudoeste de Goiás. In *Anais Eletrônicos do 13º Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais*. Ouro Preto: ABEP. Recuperado em 3 de maio de 2013, de http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT_MA_ST13_Carmo_texto.pdf
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7), 1-7.
- Cunha, J. C. (2008). *Nova geografia econômica: um ensaio para o Brasil* (Dissertação de mestrado). Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- Fujita, M., & Hisse, J. F. (2002). *Economics of agglomeration: cities, industrial location, and regional growth* (480 p.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Fujita, M., Krugman, P., & Venables, A. J. (2002). *Economia espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo* (S. A. P. Cardoso, Trad.). São Paulo: Futura.
- Gallup, L. J., Sachs, J., & Mellinger, A. D. (1999). Geography and economic development. *International Regional Science Review*, 22(2), 179-232.
- Glaeser, E. L., Scheinkman, J. A., & Shleifer, A. (1995). Economic growth in a cross-section of cities. *Journal of Monetary Economics*, 36(2), 117-143.
- Guilhoto, J. M., Azzoni, C. R., Silveira, F. G., Ichihara, S. M., Diniz, B. P. C., & Moreira, G. R. C. (2007). *PIB da Agricultura familiar: Brasil-Estados* (171 p.). Brasília: MDA.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed., 816 p.). New Jersey: Prentice Hall.
- Harman, H. (1976). *Modern factor analysis* (3rd ed., 508 p.). Chicago: University of Chicago Press.
- Head, K., & Mayer, T. (2003). *The empirics of agglomeration and trade* (67 p.). Paris: CEPII. Recuperado em 5 de abril de 2015, de http://www.cepii.fr/PDF_PUB/wp/2003/wp2003-15.pdf
- Hoffmann, R. (1992). A dinâmica da modernização da agricultura em 157 microrregiões homogêneas do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 30(4), 271-290.

- Hoffmann, R., & Kageyama, A. A. (1985). Modernização da agricultura e distribuição de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 15(1), 171-208.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2001). *Produção agrícola municipal: culturas temporárias e permanentes 2000* (89 p.). Rio de Janeiro: IBGE.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2002). *Censo demográfico 2000: características da população e dos domicílios: resultados do universo* (550 p.). Rio de Janeiro: IBGE.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2011). *Produção agrícola municipal: culturas temporárias e permanentes 2010* (90 p.). Rio de Janeiro: IBGE.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2012). *Produto Interno Bruto dos municípios 2010* (105 p.). Rio de Janeiro: IBGE.
- Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social – IPARDES. (2005). *Os vários Paranás: estudo socioeconômico-institucionais como subsídio ao plano de desenvolvimento regional* (305 p.). Curitiba.
- Johnson, R. A., & Wichern, D. W. (2007). *Applied multivariate statistical analysis* (6th ed., 800 p.). New Jersey: Prentice-Hall.
- Kim, J., & Mueller, C. W. (1978). *Introduction to factor analysis: what it is and how to do it* (80 p.). London: Sage Publications.
- Krugman, P. (1993). First nature, second nature, and metropolitan location. *Journal Of Regional Science*, 33(2), 129-144.
- Krugman, P. (1991). *Geography and trade* (156 p.). Cambridge: MIT Press.
- Krugman, P. (1998). What's new about the new economic geography? *Oxford Review of Economic Policy* 14(2), 7-17.
- Laurenti, A. C., & Del Grossi, M. E. (2000). A evolução das pessoas ocupadas nas atividades agrícolas e não agrícolas nas áreas rurais do Brasil. In C. Campanhola & J. G. Silva (Eds.), *O novo rural brasileiro: uma análise nacional e regional* (Cap. 1, pp. 15-66). Jaguariúna: EMBRAPA Meio Ambiente.
- Lima, A. L. L. (2010). *Estrutura e expansão da agroindústria canavieira no Sudoeste Goiano: impactos no uso do solo e na estrutura fundiária a partir de 1990* (Tese de doutorado). Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- Lösch, A. (1954). *The economics of location* (520 p.). New Haven: Yale University Press.
- Maia, A. G. (2005). Evolução recente da ocupação e do rendimento no setor agrícola. In *Anais Eletrônicos do 43º Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*. Ribeirão Preto: SOBER. Recuperado em 24 de setembro de 2014, de <http://www.sober.org.br/palestra/2/843.pdf>
- Marshall, A. (1996). *Princípios de economia: tratado introdutório* (1 vol., 398 p.). São Paulo: Nova Cultural.
- Mascarenhas, A., Rui, A., & Carlotto, L. (2012). *Participação de mercado das indústrias frigoríficas em Mato Grosso do Sul* (5 p.). Campo Grande: FAMASUL.
- Mattei, L. (1999). *Pluriatividade e desenvolvimento rural no estado de Santa Catarina* (Tese de doutorado). Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- Miller, H. J. (2004). Tobler's first law and spatial analysis. *Annals of the Association of American Geographers*, 94(2), 284-289.
- Mingoti, S. A. (2005). *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada* (297 p.). Belo Horizonte: UFMG.
- Moysés, A., & Silva, E. R. (2007). Ocupação e urbanização dos cerrados do centro-oeste e a formação de uma rede urbana concentrada e desigual. In *Anais Eletrônicos do 13º Encontro da Associação Nacional de Pós-graduação e Pesquisa em Planejamento Urbano e Regional*. Pará: ANPUR. Recuperado em 10 de janeiro de 2015, de https://observatoriogeogoiias.iesa.ufg.br/up/215/o/aristides_moyses.pdf
- Meurer, A. P. S., Shikida, P. F. A., & Vian, C. E. F. (2015). Análise da agroindústria canavieira nos estados do Centro-Oeste do Brasil a partir da Matriz de Capacidades Tecnológicas. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 53(1), 159-178.
- Ocañ-Riola, R., & Sañchez-Cantalejo, C. (2005). Rurality index for small areas in Spain. *Social Indicators Research*, (73), 247-266.
- Pereira, E. S. L. F., Pereirinha, J. A., & Passos, J. M. (2009). Desenvolvimento de índices de caracterização do território para o estudo da pobreza rural em Portugal Continental. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, (21), 7-35.

- Pinheiro, M. A. (2007). *Distribuição espacial da agropecuária do estado do Paraná: um estudo da função de produção* (Dissertação de mestrado). Universidade de Maringá, Maringá.
- Redding, S., & Venables, A. (2004). Economic geography and international inequality. *Journal of International Economics*, 62(1), 53-82.
- Reis, E., Pimentel, M., Alvarenga, A. L., & Horácio, M. C. (2008). *Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000* (22 p.). Rio de Janeiro: Ipea/Dimac. Recuperado em 20 de abril de 2014, de <http://nemesio.org.br/sec-din.php?s=500&i=pt>
- Silva, J. G., & Del Grossi, M. E. (1997). A evolução do emprego não agrícola no meio rural brasileiro. 1992-95. *Indicadores Econômicos FEE*, 25(3), 105-126.
- Silva, J. G., Del Grossi, M. E., & Campanhola, C. (2002). O que há de realmente novo no rural brasileiro. *Cadernos de Ciência & Tecnologia*, 19(1), 37-67.
- Silva, R. R. (2011). *Aglomeramentos populacionais na Região Norte do Brasil de 1980 a 2000: uma abordagem por meio da Nova Geografia Econômica* (Tese de doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Silveira Neto, R. M. (2001). Localização, crescimento e Spillovers: evidências para os estados brasileiros e setores. In *Anais Eletrônicos do 29º Encontro Nacional de Economia da ANPCE*. Salvador: ANPEC. Recuperado em 20 de janeiro de 2015, de <http://www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200105208.pdf>
- Souza, B. A., & Moraes, R. E. S. (2012). Agronegócio, análises e reflexões sobre desenvolvimento e sustentabilidade no estado de Goiás. *Revista Plurais*, 2(1), 63-72.
- Souza, C. C. A. (2007). *A nova geografia econômica: três ensaios para o Brasil* (Tese de doutorado). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- Souza, P. M., Ponciano, N. J., Mata, H. T. C., Brito, M. M., & Golinski, J. (2009). Padrão de desenvolvimento tecnológico dos municípios das Regiões Norte e Noroeste do Rio de Janeiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 47(4), 946-970.
- Souza, P. M., & Lima, J. E. (2003). Intensidade e dinâmica da modernização agrícola no Brasil e nas unidades da federação. *Revista Brasileira de Economia*, 57(4), 795-824.
- Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1998). Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods*, 3(2), 231-251. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.3.2.231>
- Von Thünen, J. H. (1966). *Isolated state* (304 p.). Oxford: Pergamon Press.
- Weber, A. (1957). *Theory of location of industries* (2nd ed., 306 p.). Chicago: University of Chicago Press.

Submetido: 7/Fev./2018.

Aceito: 7/Set./2019

Classificação JEL: Q19, R12.

ANEXO

Tabela A1 - Coeficientes de I de Moran global para os municípios dos estados de São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás para os anos de 2000 e 2010

Matriz/Ano	Fator 1 - Ruralidade		Fator 2 - Agriculturalização		Fator 3 - Renda Não Agrícola	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Rainha	0,4526***	0,4632***	0,5718***	0,5028***	0,1949***	0,1440***
Torre	0,4498***	0,4605***	0,5759***	0,5044***	0,2006***	0,1580***
5 vizinhos	0,4652***	0,4773***	0,6088***	0,5409***	0,2085***	0,1573***
7 vizinhos	0,4468***	0,4560***	0,5971***	0,5275***	0,1912***	0,1370***

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: *** Resultados estatisticamente significativos a 1% após 9.999 permutações.