

## Determinantes da Localização da Agroindústria: Uma Análise para as Microrregiões Brasileiras

Jackelline Favro<sup>1</sup>  | Alexandre Florindo Alves<sup>2</sup> 

<sup>1</sup> Universidade Estadual de Maringá. E-mail: [jacke.favro@gmail.com](mailto:jacke.favro@gmail.com)

<sup>2</sup> Universidade Estadual de Maringá. E-mail: [afalves@uem.br](mailto:afalves@uem.br)

### RESUMO

Os fatores locacionais podem contribuir para concentração espacial de atividades econômicas, sobretudo da agroindústria, justamente pelo fato de esse segmento ser sensível a estratégias de localização em decorrência da forte interdependência com a produção agropecuária. Sendo assim, este estudo tem por objetivo verificar e identificar os aspectos locacionais que contribuíram para o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria no período de 2006 a 2016. As técnicas econométricas empregadas foram a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e os modelos espaciais. A AEDE indicou a existência de autocorrelação espacial positiva da taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria. O modelo Autorregressivo Espacial (SAR) se mostrou mais adequado para explicar a relação entre o crescimento do número dos estabelecimentos da agroindústria e as variáveis explicativas. Os resultados alcançados apontam que as variáveis valor adicionado da agropecuária, área, percentual de funcionários com ensino fundamental e a variável dependente defasada influenciam positivamente o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

### PALAVRAS-CHAVE

Agroindústria, Microrregiões brasileiras, Econometria espacial

### Determinants of Location of Agroindustry: An Analysis for Brazilian Micro-regions

#### ABSTRACT

Locational factors may contribute to the spatial concentration of economic activities, especially agroindustry, precisely because this segment is sensitive to localization strategies due to the strong interdependence with agricultural production. Therefore, this study aims to verify and identify the locational aspects that contributed to the growth in the number of agroindustry establishments in the period from 2006 to 2016. The econometric techniques employed were the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) and the spatial models. The ESDA indicated the existence of positive spatial autocorrelation of the growth in the number of agroindustry establishments. The spatial autoregressive model (SAR) showed to be more adequate to explain the relationship between the growth in the number of agroindustry establishments and the explanatory variables. The results show that the value-added variables of agriculture, area, percentage of employees with elementary education and the lagged dependent variable positively influence the growth in the number of agroindustry establishments.

#### KEYWORDS

Agroindustry, Brazilian micro-regions, Spatial econometrics

### CLASSIFICAÇÃO JEL

R12, R3, L60

## 1. Introdução

As diversas mudanças que se processaram nas últimas décadas, relacionadas ao processo de globalização e internacionalização, redefiniram a relação entre as atividades agropecuárias e industriais, contribuindo para a formação e o fortalecimento de complexos agroindustriais que têm como núcleo a produção agropecuária. Com isso, o comportamento dessa atividade vinculou-se, em grande medida, à dinâmica e ao desempenho dos segmentos à montante e à jusante desse setor (Castro et al., 2017). Nesse contexto, destaca-se a indústria processadora de produtos agropecuários, a agroindústria, que tornou-se um segmento importante da indústria de transformação, com considerável escala de investimentos e cadeias de abastecimentos globais que fornecem substancialmente produtos agropecuários transformados para empresas e consumidores em diferentes mercados (Gálvez Nogales e Webber, 2017).

Para a economia brasileira, a agroindústria é uma das principais atividades produtivas. Sua importância pode ser verificada tanto em termos de produção como em geração de emprego. Segundo dados do IBGE, de 1996 a 2017 a agroindústria apresentou um crescimento médio de aproximadamente 9% no Valor da Transformação Industrial (VTI), contribuindo para o desempenho da indústria de transformação brasileira.

Em termos da participação no emprego, os dados da (RAIS, 2019) apontam que a agroindústria está inserida em todos os estados brasileiros e contribui para a geração de emprego e renda nas regiões nas quais está instalada. No período de 2006 a 2016, esse segmento representou, em média, 35% do emprego formal da indústria.

Essas informações mostram a representatividade da agroindústria para economia nacional. Em virtude disso, torna-se relevante compreender o seu crescimento, analisar seu dinamismo regional, seus padrões de concentração espacial e os aspectos locais que contribuem para o crescimento do número de estabelecimentos e para a geração de emprego e renda. Nos últimos anos, a análise das abordagens territoriais para fomentar o desenvolvimento da agroindústria em níveis local, regional e nacional está se tornando cada vez mais relevante, dado que esse tipo de abordagem identifica até que ponto os fatores específicos do lugar (dotação de recursos naturais, produtivos, sociais, institucionais e capital humano) influenciam os resultados do desenvolvimento agroindustrial (Gálvez Nogales e Webber, 2017).

Esforços recentes na compreensão da localização da agroindústria foram empreendidos em nível internacional por Lambert et al. (2006); Polyzos et al. (2015); Gálvez Nogales e Webber (2017); Huang e Leung (2002); Partridge et al. (2008); Xu e Warner (2015); Li e Zhu (2017); Chen et al. (2018). Contudo, em nível nacional, estudos com essa abordagem ainda são incipientes.

Dessa maneira, o presente estudo tem por objetivo verificar e identificar os aspectos locais que contribuíram para o crescimento do número de estabelecimentos da

agroindústria no período de 2006 a 2016. Para atingir tais objetivos, utilizam-se como ferramentas metodológicas a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), com o intuito de avaliar o crescimento da agroindústria de maneira espacial (com base nas estatísticas de autocorrelação espacial *I* de Moran global e local) e os modelos espaciais.

De acordo com Li e Zhu (2017), a utilização de modelos espaciais nesse tipo de análise se justifica em virtude de três aspectos: primeiro, a estrutura tradicional que não controla as variáveis espaciais não é capaz de capturar a presença de transbordamentos espaciais; segundo, dado que a distribuição espacial das empresas não é, de forma alguma, homogênea, não se podem ignorar as possíveis influências do contexto espacial sobre as decisões de localização; e, em terceiro, quando não se avaliam os efeitos espaciais pode-se decorrer o erro de desconsiderar das análises as economias de aglomeração que tendem a surgir nas atividades econômicas.

A principal contribuição deste estudo é avançar na compreensão sobre a agroindústria em sentido amplo<sup>1</sup> e identificar os determinantes locais que influenciam seu crescimento na economia brasileira, haja vista que estudos sobre esse segmento da indústria ainda são pouco explorados na literatura.

Além desta introdução, o artigo conta com mais seis seções. Na segunda seção, apresentam-se as características e a importância da agroindústria na economia brasileira. Na sequência, na seção três, apresenta-se uma revisão bibliográfica acerca das teorias da localização da atividade produtiva; na seção quatro, descrevem-se a metodologia, o modelo proposto, as fontes e os tratamentos de dados que foram utilizados na pesquisa. A quinta seção expõe os resultados e as discussões do trabalho e, por fim, a sexta e última seção trata das conclusões do estudo.

## **2. Características e importância da agroindústria para a economia brasileira**

A agroindústria desempenha papel importante na economia regional, pois consiste em um mecanismo de adição de valor à produção agropecuária por meio da manufatura. No Brasil, os segmentos que compõem a agroindústria vêm se desenvolvendo e se destacando ao longo dos últimos anos. Esse fato pode ser constatado com base na evolução da produção, do número de estabelecimentos e de empregos formais. Na Tabela 1, estão reunidos dados referentes ao Valor da Transformação Industrial (VTI) total e da agroindústria. Por meio desse indicador verifica-se que, durante o período de 2006 a 2016, a produção agroindustrial apresentou crescimento expressivo e positivo. Apesar de o VTI total apresentar recuo nos anos de 2009 e 2015, o VTI da agroindústria manteve trajetória ascendente. Com relação à participação do VTI da agroindústria em relação ao VTI total, verifica-se crescimento a partir de 2013 passando de 29,6% nesse ano para 35,2 % em 2016.

<sup>1</sup>Conforme descrito por Favro (2019).

**Tabela 1.** Valor da Transformação Industrial (VTI) total e da agroindústria no período de 2006 a 2016 (em mil reais)

Ano	VTI – Total	Variação (%)	VTI- Agroindústria	Variação (%)	VTI-AI /VTI-Total
2006	551.820.001	-	157.129.541	-	28,5
2007	594.411.410	7,7	165.147.035	5,1	27,8
2008	716.098.333	20,5	191.795.693	16,1	26,8
2009	668.497.584	-6,6	201.105.335	4,9	30,1
2010	823.315.161	23,2	238.559.304	18,6	29,0
2011	923.887.339	12,2	266.505.348	11,7	28,8
2012	974.723.563	5,5	291.147.865	9,2	29,9
2013	1.069.042.190	9,7	316.117.410	8,6	29,6
2014	1.095.953.416	2,5	336.110.564	6,3	30,7
2015	1.082.001.675	-1,3	362.715.182	7,9	33,5
2016	1.094.612.161	1,2	384.968.254	6,1	35,2

Fonte: IBGE. Pesquisa Industrial Anual (2018).

VTI-AI /VTI-Total: soma do valor da transformação industrial da agroindústria dividido pelo valor da transformação industrial total.

Para FAO (2007), o aumento da produção agroindustrial está relacionado à crescente demanda pelos seus produtos, ocasionada pelo aumento da renda *per capita*, da urbanização, da produção de bioenergia, do número de mulheres no mercado de trabalho, da mudança das dietas alimentares que incluem maior quantidade de alimentos de origem animal como peixe, carne e produtos lácteos, o que por sua vez ocasiona o aumento da demanda por grãos para ração, dentre outros fatores.

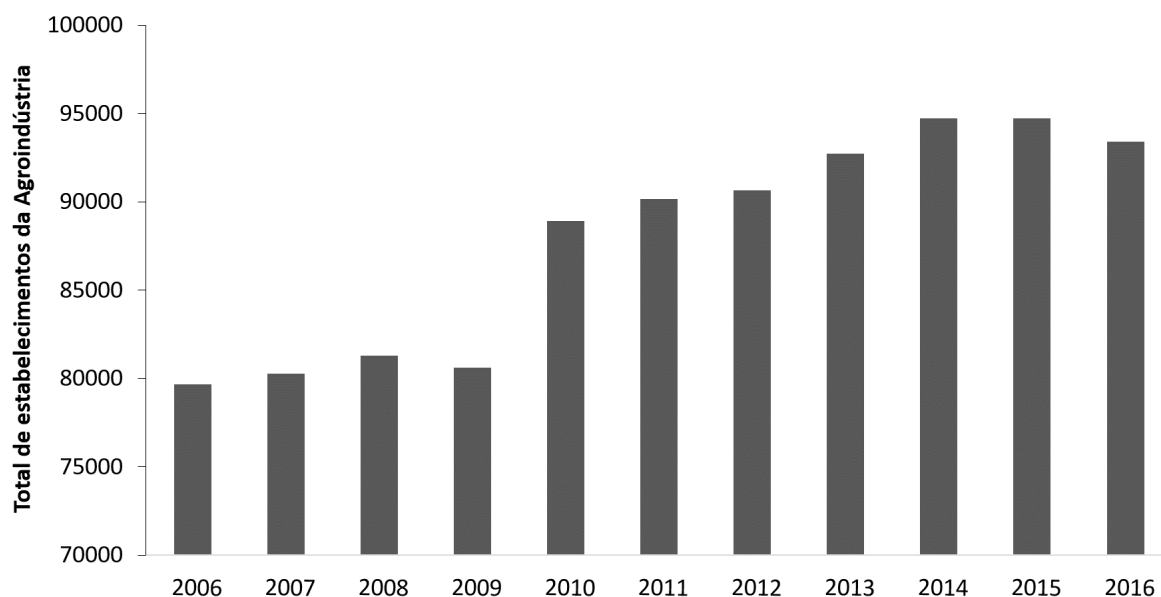
O aumento da produção, conseqüentemente, contribui para a expansão desse segmento. Esse fato pode ser verificado por meio da Figura 1, na qual está representada a evolução do número de estabelecimentos da agroindústria no Brasil. Pode-se constatar que, no período de 2006 a 2016, o país apresentou crescimento considerável desses estabelecimentos, principalmente a partir de 2010.

Embora seja possível observar o desempenho positivo da agroindústria ao longo do período, é relevante analisar se esse cenário também se verifica quando se observam os dados referentes aos estados e regiões. Esse fator é importante, pois uma análise desagregada em nível regional possibilita observar, em termos espaciais, a localização da agroindústria e seu grau de importância para as regiões.

Nesse sentido, os resultados a seguir buscam verificar a distribuição espacial da agroindústria em termos de número de estabelecimentos e empregos formais. Ao se analisarem os dados do número de estabelecimentos por estados e regiões nos

anos de 2006 e 2016 (Tabela 2), constata-se que em ambas as regiões Sul e Sudeste concentraram o maior número de estabelecimentos na agroindústria. De acordo com Santos (2013), a justificativa para a grande concentração da agroindústria nessas regiões, dentre outros fatores, consiste no fato de elas disporem de grande oferta de matéria-prima, estarem próximas do mercado consumidor e possuírem organização produtiva. Para o autor, a oferta de matéria-prima potencializa uma região em relação às outras no estabelecimento de agroindústrias.

**Figura 1.** Evolução dos estabelecimentos da agroindústria no Brasil no período de 2006 a 2016



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS (2018).

De acordo com o Censo Agropecuário de 2017, as regiões Sul e Sudeste possuem participações no valor bruto da produção agropecuária de 26% e 28%, respectivamente. Nestas regiões a produção agropecuária provém predominantemente das lavouras temporárias e permanentes, da pecuária e da produção de outros animais. Esse fato pode justificar a concentração da agroindústria.

As regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste do país não seguem o mesmo perfil de presença da agroindústria das regiões Sul e Sudeste, porém pode-se verificar que estas regiões, ao longo do período em análise, apresentaram expressivas taxas de crescimento do número de plantas agroindustriais.

No Norte e Nordeste, o crescimento desse segmento pode estar associado à questão estrutural, além de estar baseada no consumo regional e de a mão de obra ser relativamente barata, isso tudo somado a outros custos menores, mais a existência de um grande mercado consumidor que viabiliza a produção da agroindústria, mesmo sem uma grande produção agropecuária (Santos, 2013).

**Tabela 2.** Total de estabelecimentos e empregos formais da agroindústria por Estados e regiões nos anos de 2006 e 2016

Estados	2006		2016	
	Estabelecimentos	Empregos	Estabelecimentos	Empregos
Rondônia	1.054	21.052	1.101	23.138
Acre	215	2.997	262	3.695
Amazonas	352	10.019	482	11.585
Roraima	102	1.152	134	1.898
Pará	1.820	63.493	1.881	46.226
Amapá	83	1.140	153	1.517
Tocantins	281	6.140	413	10.474
<b>Total Região Norte</b>	<b>3.907</b>	<b>105.993</b>	<b>4.426</b>	<b>98.533</b>
Maranhão	529	10.282	789	15.357
Piauí	584	8.515	855	11.283
Ceará	2.346	79.275	2.963	84.180
Rio Grande do Norte	933	21.795	1.418	21.743
Paraíba	1.034	25.051	1.381	31.826
Pernambuco	2.516	88.935	3.228	91.099
Alagoas	501	88.075	724	64.096
Sergipe	484	9.653	605	20.166
Bahia	2.712	64.076	3.708	86.272
<b>Total Região Nordeste</b>	<b>11.639</b>	<b>395.657</b>	<b>15.671</b>	<b>426.022</b>
Minas Gerais	10.822	190.722	13.064	242.483
Espírito Santo	1.272	25.766	1.792	30.452
Rio de Janeiro	3.005	68.507	3.495	68.535
São Paulo	16.157	523.010	17.177	590.714
<b>Total Região Sudeste</b>	<b>31.256</b>	<b>808.005</b>	<b>35.528</b>	<b>932.184</b>
Paraná	8.401	233.905	9.653	273.686
Santa Catarina	7.476	182.016	9.020	196.052
Rio Grande do Sul	10.315	260.150	10.969	248.367
<b>Total Região Sul</b>	<b>26.192</b>	<b>676.071</b>	<b>29.642</b>	<b>718.105</b>
Mato Grosso do Sul	910	35.100	1.199	60.528
Mato Grosso	2.334	58.283	2.453	62.922
Goiás	2.951	79.191	3.666	115.130
Distrito Federal	495	9.011	810	12.584
<b>Total Região Centro-Oeste</b>	<b>6.690</b>	<b>181.585</b>	<b>8.128</b>	<b>251.164</b>
<b>Total no Brasil</b>	<b>79.684</b>	<b>2.167.311</b>	<b>93.395</b>	<b>2.426.008</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS (2018).

De acordo com o Censo Agropecuário de 2017, as regiões Norte e Nordeste possuem participações no valor bruto da produção agropecuária de 7% e 11%, respectivamente,

ou seja, as menores participações no valor total da produção agropecuária nacional. Entretanto, a produção de lavouras temporárias e permanentes, da pecuária e da produção de outros animais contribuem para o estabelecimento da agroindústria nestas regiões.

Com relação à região Centro-Oeste, fatores internos como o conhecimento acumulado e o dinamismo apresentado na produção agropecuária (resultante da produção de lavouras temporárias, da pecuária e da produção de outros animais) contribuem para avanço da agroindustrialização nos estados. Esses fatores justificam o grande peso e a predominância na industrialização de produtos agropecuários na indústria de transformação nessa região (Le Bourlegat, 2014).

Com relação ao total de emprego formal na agroindústria (Tabela 2), verifica-se que as regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram crescimento no ano de 2016 em relação a 2006. Dentre os estados dessas regiões, apenas Alagoas e o Rio Grande do Sul apresentaram redução do emprego formal na agroindústria. De acordo com os dados da (RAIS, 2019), no estado do Alagoas, essa redução ocorreu principalmente na indústria de produtos alimentícios e fabricação de álcool e biocombustíveis. Já no Rio Grande do Sul, a redução ocorreu especialmente nos segmentos de confecção de artigos do vestuário e preparação de couro e fabricação de artefatos de couro.

Vale destacar que, tanto em 2006 quanto em 2016, nas Regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, a maior parte dos empregos formais da agroindústria estavam concentrados na indústria de produtos alimentícios. Em 2006, nas regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste, 59%, 65%, 43% e 53% dos empregos da agroindústria, respectivamente, estavam concentrados nessa atividade produtiva. Já em 2016, no Nordeste, a participação foi de 58%, no Centro-Oeste 68%, no Sul 54% e no Sudeste 61% (RAIS, 2019).

No que concerne ao total de emprego formal na agroindústria na região Norte, verificou-se que houve redução no ano de 2016 em relação a 2006. Essa redução concentrou-se especificamente no estado do Pará. De acordo com os dados da (RAIS, 2019), aproximadamente 50% dos empregos da agroindústria do Pará em 2006 eram provenientes da fabricação de produtos de madeira. Em 2016, esse percentual passou para 23%.

De acordo com os dados da FAPESPA, entre 2006 e 2016, a atividade extrativa vegetal no Pará contabilizou valor produtivo acumulado de R\$ 23,973 bilhões. Contudo, tal renda registrou declínio médio anual de aproximadamente 3,2%, resultado dos padrões recessivos sobre a atividade madeireira. Outro fator que pode ter impactado diretamente esse segmento foi a redução da produção florestal. De acordo com os dados do Censo Agropecuário de 2017, o valor da produção florestal de florestas plantadas no estado do Pará teve uma redução de 41% no ano de 2017 em relação ao ano de 2006.

Cabe ressaltar que esses fatores podem justificar a redução expressiva do emprego formal na agroindústria da região Norte ao longo do período em análise, pois, em 2006, 38% dos empregos estavam concentrados na indústria de alimentos e a atividade que mais concentrava empregos formais no segmento da agroindústria era a indústria de fabricação de produtos de Madeira, que possuía 44% dos empregos agroindustriais nessa região (RAIS, 2019). Já no ano de 2016, a indústria de produtos alimentícios passou a representar 59% e a indústria de fabricação de produtos de madeira 20% dos empregos formais na agroindústria dessa região.

Mediante o exposto, ao analisar a dinâmica locacional da agroindústria, é possível ter uma visão geral da distribuição desse segmento na economia brasileira. Esses dados apontam para a necessidade de se aprofundarem os conhecimentos sobre os aspectos locacionais que contribuem para o desenvolvimento da agroindústria, analisar seu dinamismo regional, seus padrões de concentração espacial e os fatores que favorecem o crescimento dos estabelecimentos e a geração de emprego e renda. De acordo com Severian (2018), faz-se de especial relevância compreender a capilaridade da indústria no território e suas tendências de ocupação, pois esse detalhamento pode tanto subsidiar o planejamento eficiente para as regiões quanto encontrar alternativas que promovam maior homogeneidade às condições socioeconômicas do Brasil.

### **3. Teorias da localização da atividade produtiva**

As teorias da localização analisam os fatores que influenciam as decisões das atividades socioeconômicas (agrícolas, industriais e comerciais) de se estabelecer em um local específico. Esses fatores, regidos pelas decisões empresariais em uma economia de mercado, visam à maximização do lucro e/ou à minimização dos custos das matérias-primas e do produto final até o mercado consumidor (Betarelli Junior e Simões, 2011).

Os principais modelos que tratam da localização das firmas e da distribuição das atividades produtivas têm origem nos trabalhos de Von Thünen (1826), Alfred Weber (1929) e August Loch (1954). Esses modelos apresentam os elementos fundamentais para o entendimento da distribuição da atividade econômica (Rocha, 2017).

Von Thünen (1826), em sua análise referente ao aluguel do uso da terra, destaca que as atividades agrícolas são influenciadas pelo próprio uso do fator terra no processo de produção, pelo preço da terra e pelo custo de transporte. Para minimizar os custos de transporte, as atividades produtivas preferirão terras mais próximas ao mercado consumidor, acirrando a competição pelo uso da terra. Porém, dado que esse fator é limitado, o preço da terra tende a aumentar quanto menor for a distância da atividade produtiva em relação ao mercado. Desse modo, o padrão do uso do solo das atividades produtivas é resultado de duas forças: o custo de transporte, que exerce influência para a concentração das atividades produtivas, e a renda fundiária, que age como fator desaglomerativo (Rocha, 2017).



Apesar da importância do estudo de Von Thünen para a teoria da localização, a primeira tentativa de estabelecimento de uma teoria geral remete a Alfred Weber que, com sua "Teoria da Localização das Indústrias", apresenta uma análise que ajuda a identificar relações causais e desenvolve leis de localização industrial dentro de um território que representa uma organização política e nacionalmente uniforme. Na análise de Weber, as forças que operam como causas econômicas da localização industrial são conhecidas como fatores locacionais, que são vantagens obtidas quando as atividades econômicas ocorrem em determinado local ou em vários locais, onde o processo produtivo e distributivo é concluído a um menor custo do que em outros lugares (Aguilar, 2007).

De acordo com o autor, três fatores fundamentais influenciam na decisão locacional: os custos de transporte, os custos de mão de obra e as forças de aglomeração e desaglomeração. Os fatores aglomerativos referem-se à concentração de empresas em uma área a qual se torna atrativa para outras empresas pelas externalidades que surgem como consequência da concentração. Dentre esses fatores, há os serviços especializados, a mão de obra qualificada, dentre outros. Por outro lado, os fatores desaglomerativos surgem pelas deseconomias de escala (Gotardo et al., 2016).

August Lösch refina a teoria de localização construída até então. Em sua análise, o autor demonstra como as aglomerações econômicas surgem a partir da constituição de redes de mercado e dos efeitos contrapostos, entre os custos de transporte e retornos crescentes de escalas, articulando três conceitos: curva de demanda espacial, economia de escala e área de mercado (Rocha, 2017).

Outro autor que contribuiu para essa teoria foi W. Isard. Ao realizar uma sistematização da teoria da localização em língua inglesa, ele permitiu que outros autores contribuíssem para a teoria, aumentando seu grau de adequação à realidade.

Concentrações populacionais e de atividades econômicas, distinção entre regiões industriais e agrícolas, dentre outras questões regionais, formam-se e sobrevivem por algum tipo de economia de aglomeração, na qual a concentração espacial em si e o ambiente economicamente favorável sustentam uma concentração ainda maior e continuada (Myrdal e Sitohang, 1957; Fujita et al., 1999).

Nesse contexto, a Nova Geografia Econômica (NGE), representada pelos trabalhos de Krugman (1991); Fujita et al. (1999), incorpora as economias crescentes de escala às funções de produção, que, em conjunto com os custos de transporte não lineares em um modelo quantitativo de crescimento inter-regional, são capazes de explicar a heterogeneidade espacial e promover maior compreensão em relação à aglomeração das atividades econômicas (Rocha, 2017).

Portanto, a Nova Geografia Econômica funciona como uma estratégia de modelagem em direção a uma abordagem que analisa os efeitos do tamanho de mercado na geração de vínculos que promovam concentração geográfica de um lado e a força de oposição de elementos imóveis trabalhando contra essa concentração de outro lado

(Gotardo et al., 2016).

A Nova Geografia Econômica refere-se à tensão entre as forças que tendem a promover a concentração geográfica – forças centrípetas – e as que tendem a repeli-las, fazendo com que as atividades se localizem em áreas mais remotas – forças centrífugas. Existem forças centrípetas que agem no sentido de concentrar população e atividades produtivas em determinadas áreas. Essas forças tornam a região concentrada atraente e constituem os elementos-chave do processo cumulativo. Elas podem ter maior oferta de mão de obra qualificada, proximidade com fornecedores, existência de mercado consumidor, redução de custos com transporte, dentre outros (Gotardo et al., 2016). As forças centrípetas são fonte das economias externas Marshallianas. Uma área concentrada, em que exista um grande mercado local, pode gerar tanto encadeamentos para frente – um grande mercado local apoia a produção local de bens intermediários, reduzindo os custos para os produtores à jusante, e toda atividade que não atenda às demandas finais induzirá tentativas de se utilizar a produção como *inputs* em algumas atividades novas – como para trás – locais com acesso a grandes mercados são preferíveis para a produção de bens sujeitos a economias de escala e, dada uma atividade econômica primária, essa induzirá tentativas para se suprir os *inputs* necessários à produção da atividade em questão (Hirschman, 1958; Krugman, 1991, 1997, 1998).

Contudo, existem forças contrárias a essas, que tendem a atrair atividades econômicas para regiões periféricas. Elas agem no sentido de afastar indústrias e populações da concentração econômica. Essas forças centrífugas podem ocorrer em decorrência das deseconomias de aglomeração ou fatores desaglomerativos, os quais também surgem da concentração de atividades em determinadas áreas, mas representam aspectos negativos da concentração. A concentração de atividades econômicas, sobretudo a atividade industrial, provoca aumento da demanda por terra local, elevando a renda fundiária. Isso gera poluição, congestionamento, altos salários, elevado nível sindical, altos custos para a instalação, dentre outros fatores desaglomerativos (Gotardo et al., 2016).

Krugman também destaca a importância dos custos de transporte no processo de concentração ou desconcentração espacial. Se os custos de transporte forem suficientemente baixos, as empresas se concentrarão em uma única região central, ao passo que a região periférica ofertará apenas o produto padronizado. Entretanto, se os custos de transporte forem suficientemente altos, o frete inter-regional de produtos será desestimulado. Sendo assim, a economia exibirá um padrão de produção regional simétrico focado nos mercados locais (Thisse, 2011).

Mediante o arcabouço teórico apresentado, podem-se verificar a evolução da teoria da localização e sua contribuição ao longo do tempo, as quais tiveram como objetivo analisar com acuidade um maior número de fatores que podem ser relevantes para o processo de decisão locacional das empresas. Os debates teóricos que surgiram da década de 1990 até o presente momento trouxeram à tona a importância da locali-

zação e da geografia no desenvolvimento econômico em um contexto de globalização, abordando diversos pontos de vista em termos de quais políticas devem ser implementadas para se promover o desenvolvimento local e a integração econômica em regiões atrasadas (Gálvez Nogales e Webber, 2017).

A maior parte das contribuições acerca da localização industrial consiste em novas evidências sobre certos determinantes como impostos, salários, custos de transporte, economias de aglomeração, entre outros (Ciešlik e Ryan, 2005; Arauzo-Carod et al., 2010; Gotardo et al., 2016). Sendo assim, pode-se concluir que esses aspectos são úteis para entender quais fatores locais aumentam a probabilidade de atrair investimentos em estabelecimentos industriais. Essas informações podem ser valiosas para que os decisores políticos possam planejar e investir em recursos locais/regionais projetados para atrair investimentos industriais (Lambert et al., 2006).

#### 4. Metodologia

A análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) aborda os efeitos decorrentes da autocorrelação espacial que ocorre quando o valor de uma variável em uma região  $i$ , por exemplo, está relacionada com o valor da mesma variável da região  $j$  (Anselin, 1988).

O primeiro passo no estudo da AEDE consiste em examinar a autocorrelação espacial, isto é, testar a hipótese de que os dados espaciais sejam distribuídos aleatoriamente, ou seja, verificar se os valores de um atributo em uma região não dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas. Os dados espaciais podem ser definidos como sendo a observação de uma variável que se encontra associada a uma localização no espaço geográfico (Sabater et al., 2011).

Um dos coeficientes mais utilizados nesta análise é estatística  $I$  de Moran que consiste em um teste de diagnóstico global que mede o grau de associação linear entre um atributo ( $y$ ) em determinado local e a média ponderada do atributo nos locais vizinhos ( $W_y$ ). Valores maiores (ou menores) do que o esperado  $E(I) = \frac{1}{N-1}$  significam que há autocorrelação positiva (ou negativa). Em termos formais, a estatística de  $I$  de Moran pode ser expressa como (Anselin, 1988).

$$I = \frac{n}{S_o} \frac{Z'W_z}{Z'Z} \quad (1)$$

em que  $n$  representa o número de regiões,  $z$  denota os valores da variável de interesse padronizada,  $W_z$  representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial  $W$ . Um elemento dessa matriz, referente à região  $i$  e à região  $j$ , é registrado como  $w_{ij}$ .  $S$  é igual à operação  $\sum \sum W_{ij}$ , significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais  $w$  devem ser somados.

O termo do numerador representa a autocovariância espacial, composta pelos produtos cruzados ( $z'W_z$ ). A estatística de  $I$  de Moran é, assim, um coeficiente de autocorrelação, ou seja, é a relação da autovariância do tipo cruzado pela variância dos dados ( $z'z$ ).

Em resumo, o  $I$  de Moran fornece três informações: o nível de significância reforça a informação sobre os dados estarem distribuídos aleatoriamente ou não; o sinal positivo dessa estatística, desde que estatisticamente significativo, indica que os dados estão concentrados através das regiões; o sinal negativo e estatisticamente significativo indica a dispersão dos dados; a magnitude da estatística fornece a força da autocorrelação espacial, quanto mais próximo de 1, mais forte é a autocorrelação, e, quanto mais próximo de -1, mais dispersos os dados (Anselin, 1996).

O diagrama de dispersão de Moran é uma das maneiras de se interpretar a estatística  $I$  de Moran. Ele permite visualizar a correlação linear entre  $z$  e  $W_z$  por meio do gráfico de duas variáveis. O coeficiente  $I$  de Moran é a inclinação da curva de regressão de  $W_z$  contra  $z$  e essa inclinação indica o grau de ajustamento. O diagrama de dispersão de Moran é dividido em quatro quadrantes, os quais correspondem a quatro padrões de associação local espacial entre as regiões e seus vizinhos. As regiões que se localizam nos 1º e 3º quadrantes (AA (Alto-Alto) e BB (Baixo-Baixo)) apresentam autocorrelação espacial positiva, isto é, essas regiões formam *clusters* de valores similares. Por outro lado, os 2º e 4º quadrantes (BA (Baixo-Alto) e AB (Alto-Baixo)) apresentam autocorrelação espacial negativa, ou seja, essas regiões formam *clusters* com valores diferentes. A limitação do diagrama de dispersão de Moran consiste na ausência da avaliação da incerteza estatística dos *clusters* AA, BA, BB e AB. O diagrama de dispersão de Moran mostra, no eixo horizontal, a variável de interesse  $e$ , no eixo vertical, a defasagem espacial (lag) dessa variável (Anselin, 1996).

Os resultados apresentados no diagrama de dispersão de Moran podem ser mapeados, constituindo o denominado mapa de dispersão de Moran, porém, assim como acontece com o diagrama, o mapa apresenta grupos de autocorrelação espacial tanto estatisticamente significativos quanto não significativos. Portanto, as estatísticas de autocorrelação global não têm a capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local, estatisticamente significante (Almeida, 2012).

Em virtude disso, são utilizados os indicadores de autocorrelação local que examinam os padrões de associação espacial em maiores detalhes. Conforme Anselin (1995), um Indicador Local de Associação Espacial *Local Indicator of Spatial Association* – LISA), baseado no  $I$  de Moran, pode ser especificado como:

$$I_{i,t} = \frac{y_{i,t} - \mu}{m_0} \sum_j (y_{i,t} - \mu_t)^2 \quad (2)$$

em que  $y_{i,t}$  é a observação da variável de interesse na microrregião  $i$  para o ano  $t$ ,  $\mu_t$  é a média das observações entre as microrregiões para o ano  $t$  para a qual o somatório

em relação a  $j$  é tal que somente os valores vizinhos de  $j$  são inclusos.

A estatística pode ser interpretada da seguinte maneira: valores positivos denotam que há *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo); valores negativos denotam que há *clusters* espaciais com valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos. Considerando-se que é grande o número das informações computadas, o ideal é mapeá-las, formando-se o denominado mapa de *clusters* para a variável sob análise.

Um aspecto fundamental na determinação da autocorrelação espacial é a consideração do grau de vizinhança com que se deseja realizar a análise de dependência espacial. Uma vez adotado o critério de vizinhança, pode ser construída a matriz de pesos espaciais.

As matrizes de pesos espaciais são baseadas na contiguidade, que, por sua vez, pode ser definida de acordo com a vizinhança, a distância tanto geográfica quanto socioeconômica, bem como por uma combinação de ambas (Anselin, 1996).

Uma matriz de ponderação espacial é responsável pela estrutura espacial e tem dimensão  $n$  por  $n$ . Os pesos espaciais  $W_{ij}$  representam o grau de conexão entre as regiões segundo algum critério de proximidade, mostrando a influência da região  $j$  sobre a região  $i$ , assim, a matriz  $W$  é útil por realizar uma espécie de ponderação da influência que as regiões exercem entre si (Almeida, 2012).

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

Das formas de matrizes de pesos espaciais utilizadas, as mais comuns são a convenção rainha e torre. A convenção de contiguidade rainha considera, além das fronteiras com extensão diferente de 0, também os vértices (nós), na visualização de um mapa, como contíguos. Caso apenas as fronteiras físicas com extensão diferente de 0 entre as regiões sejam levadas em conta, a convenção de contiguidade é considerada torre (Almeida, 2012).

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

$$W_{ij}(k) = 1, \text{ se } d_{ij} < d_i(k); 0, \text{ se } d_{ij} > d_i(k) \quad (3)$$

em que  $d_i(k)$  é a distância de corte para a região  $i$  especificamente, a fim de que esta

região  $i$  tenha  $k$  vizinhos. Assim,  $d_i(k)$  é a menor distância para a região  $i$  a fim de que ela possua exatamente  $k$  vizinhos. A tarefa é descobrir a matriz de pesos espaciais que melhor representa a interação entre as regiões. Comumente, é observado o  $I$  de Moran resultante da utilização das diferentes matrizes espaciais e faz-se a opção por aquela que apresentou o maior índice dentre as matrizes testadas. Dessa forma, há um indicativo de que exista autocorrelação espacial global entre as regiões observadas.

Identificada a dependência espacial, é necessário especificar um modelo apropriado.<sup>2</sup> Em econometria espacial, existem modelos denominados de modelos globais, nos quais se podem destacar os modelos de defasagem espacial (SAR) e o modelo de erro espacial (SEM). Esses modelos consideram a correlação espacial na estimação de parâmetros (Chen et al., 2018).

O modelo de defasagem espacial (SAR) informa que a variável dependente  $y$  é influenciada pela variável dependente das regiões vizinhas ( $W_y$ ). Pela multidirecionalidade da dependência espacial, a variável  $W_y$  é endógena, implicando que os valores de  $y$  nas regiões vizinhas influenciam a variável dependente em um processo de causalção circular. De acordo com Ribeiro (2011), ao incluir o conjunto de variáveis explicativas exógenas  $X$  em 4, obtém-se a versão mista do modelo SAR:

$$y = \rho W_y + X\beta + \epsilon \quad (4)$$

sendo  $y$  um vetor ( $n \times 1$ ) de observações sobre a variável dependente,  $\beta$  os coeficientes a serem estimados,  $X$  é uma matriz ( $n \times k$ ) de observações sobre as variáveis explicativas e  $\epsilon$  é um vetor de erros, que segue a distribuição normal, com média 0, variância constante ( $\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ ), e não está correlacionado com as variáveis explicativas nem com outros erros ( $E(u_i, u_j) = 0, i \neq j$ ).  $W_y$  é um vetor  $n \times 1$  de defasagem espacial para a variável dependente e  $\rho$  é o coeficiente regressivo espacial. A restrição desse coeficiente é que ele se situe no intervalo entre -1 e 1 ( $|\rho| < 1$ ) (LeSage, 2008).

Já a utilização do modelo de erro espacial (SEM) ocorre quando as suposições de homocedasticidade e de erros correlacionados são atendidas. De outra forma, esse modelo é adequado quando as variáveis omitidas e inclusas nos termos de erro são autocorrelacionadas espacialmente (Silva e Porsse, 2015). Segundo Almeida (2012), a dependência espacial é residual, caracterizada pela estrutura autorregressiva de primeira ordem no termo de erro. Nesse modelo o padrão espacial que se manifesta no termo de erro é dado por efeitos não modelados por falta da adequada medida, que, por sua vez, não são distribuídos aleatoriamente no espaço, ao contrário, estão espacialmente autocorrelacionados.

Conforme Anselin (1995), o modelo de erro espacial (SEM) pode ser representado

<sup>2</sup>Na ausência de efeitos espaciais, os modelos de regressão linear ditos tradicionais possibilitam uma estimação consistente e eficiente por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Entretanto, na presença de tais efeitos, os modelos tradicionais tornam-se inadequados e não devem ser usados para estimação (Cruz, 2018).

por meio das Equações 5, 6 e 7.

$$y = X\beta + \mu \quad (5)$$

$$\mu = \gamma W\mu + \epsilon \quad (6)$$

$$y = X\beta + \gamma W\mu + \epsilon \quad (7)$$

em que o coeficiente  $\gamma$  é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem  $W\mu$ . Nesse modelo, os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas mais um componente de erro aleatório, conforme expresso pela Equação 7.

Para a escolha do modelo econométrico espacial mais adequado, Florax et al. (2003) propõem seis procedimentos que devem ser efetuados para a escolha do modelo: 1) estimar o modelo inicial, usando-se OLS; 2) testar a hipótese de não dependência espacial pela omissão de variáveis defasadas espacialmente ou erros espacialmente autoregressivos, usando-se os testes robustos LME e LML; 3) se nenhum desses testes tem significância estatística, optar pelo modelo OLS estimado, senão, avançar para o passo seguinte; 4) se ambos os testes têm significância, optar pela especificação “*spatial lag*” ou “*spatial error*” cujo teste tem maior significância, senão, seguir para 5; 5) se LML é significativa, enquanto LME não o é, usar a especificação “*spatial lag*”; 6) se LME é significativa, enquanto LML não o é, usar a especificação “*spatial error*”.

#### 4.1 Especificações do modelo

Com base na literatura revisada e apresentada na seção anterior, utiliza-se um modelo empírico para se verificarem os determinantes da localização dos estabelecimentos da agroindústria em sentido amplo<sup>3</sup> para as 558 microrregiões brasileiras no período de 2006 a 2016<sup>4</sup>. Cabe justificar que esse recorte temporal foi definido em

<sup>3</sup>De acordo com Favro (2019), as subclasses da Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE (versão 2.0) que fazem parte do conceito de agroindústria são: todas as subclasses pertencentes à indústria de alimentos, bebidas e fumo. Fabricação de produtos têxteis: 1311-1/00; 1312-0/00; 1321-9/00 e 1322-7/00. Confecção de artigos do vestuário e acessórios: 1412-6/02 e 1414-2/00; Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro: 1510-6/00; 1529-7/00; 1531-9/01; Fabricação de produtos de madeira: 1610-2/01, 1610-2/02, 1621-8/00, 1622-6/01, 1622-6/02, 1622-6/99, 1623-4/00, 1629-3/02, 1629-3/01; Fabricação de celulose, papel e produtos de papel: 1710-9/00, 1721-4/00, 1722-2/00, 1731-1/00, 1732-0/00, 1733-8/00, 1741-9/01, 1741-9/02, 1742-7/99; Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis: 1931-4/00 e 1932-2/00; Fabricação de móveis: 3101-2/00.

<sup>4</sup>Cabe aqui justificar que esse recorte temporal também foi definido em virtude de os dados referentes ao número de estabelecimentos da agroindústria, utilizados neste estudo, serem classificados levando-se em consideração a CNAE 2.0 (em virtude dessa apresentar maior detalhamento da estrutura produtiva, ser a mais atualizada e estar sincronizada com a classificação internacional de atividades econômicas mais recentes) em que a disponibilidade da série de dados se dá a partir de 2006.

virtude de, nesse período, a produção agroindustrial apresentar trajetória de crescimento. A escolha das microrregiões brasileiras como delimitação geográfica leva em consideração o argumento apresentado por (Breitbach, 2008). Para esse autor, o uso de microrregiões como espaço de análise fornece ao pesquisador um grau de aproximação mais adequado às relações econômicas e sociais que caracterizam o “ambiente local”, definido como um espaço suficientemente pequeno, em que a proximidade entre os agentes favorece a criação de sinergias capazes de manter em funcionamento um sistema econômico localizado.

Para este estudo, define-se o seguinte modelo a ser estimado:

$$\begin{aligned} CRES_{ESTAI} = & \alpha_z + \beta_1 QL_{AI} + \beta_2 QL_{AGRO} + \beta_3 ESTAI_{06} + \beta_4 SAL_{AI} \\ & + \beta_5 PIB_{pc} + \beta_6 ENS.MED_{EMP_T} + \beta_7 ENS.FUND_{EMP_T} \\ & + \beta_8 VALORAD_{AGRO} + \beta_9 AREA_{MIC} + \beta_{10} DIS_{AI} + \mu_{z,t} \end{aligned} \quad (8)$$

A variável dependente,  $CRES_{ESTAI}$ , expressa a taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria entre 2006 e 2016. São incorporados a essa medida de crescimento novos estabelecimentos bem como fechamentos de estabelecimentos existentes. Essa variável está em conformidade com os estudos de Henderson e McNamara (1997); Goetz (1997); Xu e Warner (2015).

As variáveis explicativas incluem os fatores escolhidos para serem testados neste estudo como determinantes do crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria que são categorizados em: infraestrutura, qualificação e custo do trabalho, acesso ao mercado consumidor, fatores de aglomeração e oferta de matéria-prima para o ano de 2006. A justificativa para a escolha do ano inicial do período como referência para coleta das variáveis explicativas do modelo consiste no fato de esperar que essas variáveis, responsáveis por captar as características dos determinantes da localização, exerçam efeito no longo prazo capaz de influenciar o crescimento dos estabelecimentos da agroindústria. A utilização da escolha do ano inicial para esta análise está de acordo com Goetz (1997); Lambert et al. (2006); Perobelli et al. (2018).

A variável  $QL_{AI}$ , o quociente locacional, representa os fatores de aglomeração da agroindústria. Esse indicador possibilita a identificação da especialização em certa atividade ou setor, a divisão do trabalho e as interações entre as empresas aglomeradas (Suzigan et al., 2003). Para o cálculo do QL, utiliza-se a fórmula conforme a Equação 9:

$$QL_{AI} = \frac{E_j^i E_{BR}^i}{E_j E_{BR}} \quad (9)$$

em que:  $E_j^i$  = emprego da agroindústria na microrregião  $j$ ;  $E_j$  = emprego total na mi-



corregião;  $E_{BR}^i$  = emprego da agroindústria no Brasil;  $E_{BR}$  = emprego total no Brasil. Um valor  $QL$  maior indica concentração relativamente alta de negócios no setor e região.

A variável  $QL_{AGRO}$  representa os fatores de aglomeração da agropecuária. Para o cálculo do  $QL$  da agropecuária, utiliza-se a fórmula conforme a Equação 10:

$$QL_{AGRO} = \frac{E_j^i E_{BR}^i}{E_j E_{BR}} \quad (10)$$

em que:  $E_j^i$  = emprego da agropecuária na microrregião  $j$ ;  $E_j$  = emprego total na microrregião;  $E_{BR}^i$  = emprego da agropecuária no Brasil;  $E_{BR}$  = emprego total no Brasil. Um valor  $QL$  maior que 1 indica concentração relativamente alta de negócios no setor. Essa variável captura a especialização da produção agropecuária em uma microrregião (Henderson e McNamara, 1997). Um fator de localização importante para a agroindústria é o grau de especialização da economia regional na agropecuária. O emprego dessa variável visa examinar se um alto grau de especialização da economia da microrregião na agropecuária cria as condições necessárias para a expansão das empresas existentes ou para se atrair novas empresas. A utilização dessa variável está de acordo com Santos (2013); Takano et al. (2018). Para Santos (2013), a observação da especialização e das alterações temporais da produção agropecuária ajudam a compreender a distribuição da agroindústria no país. Espera-se que essa variável apresente sinal positivo e que exprima relação direta com o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

A variável  $ESTAI_{06}$  consiste no número de estabelecimentos da agroindústria em relação ao total de estabelecimentos existentes na microrregião no ano de 2006. Essa variável é utilizada para se medir a aglomeração da agroindústria devido à alta correlação entre o número de estabelecimentos e o nível de investimento. Essa medida também foi usada por Goetz (1997); Henderson e McNamara (1997). Espera-se que essa variável apresente sinal positivo e que exprima relação direta com o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

A variável  $SALAR$  refere-se ao custo da mão de obra, por meio da renda média medida em número de salários mínimos, no ano de 2006. Essa renda é calculada para o emprego da agroindústria e caracteriza o custo da mão de obra para cada microrregião. Essa variável está de acordo com os trabalhos de Goetz (1997); Henderson e McNamara (1997); Lambert et al. (2006); Gotardo et al. (2016). Espera-se que o coeficiente seja negativo e que exprima relação inversa com o crescimento no número de estabelecimentos da agroindústria. Isso se justifica, pois um maior nível salarial conduziria a um aumento do custo de mão de obra, levando uma empresa a não se instalar em determinada microrregião em virtude dos elevados custos de produção.

A variável  $PIB_{PC}$  consiste no PIB *per capita* no ano de 2006 e foi utilizada para captar os efeitos de mercado. Ele reflete o potencial de demanda de uma região e

proporciona uma estimativa do tamanho de mercado para os tomadores de decisão. Além da demanda do mercado, o PIB *per capita* também pode ser usado como uma *proxy* para a qualidade de vida da população (Henderson e McNamara, 1997). Essa variável está em consonância com (Disdier e Mayer, 2004; Basile et al., 2008).

As variáveis  $ENS.MED_{EMP_T}$  e  $ENS.FUD_{EMP_T}$  consistem em *proxys* da qualificação da mão de obra que representam o percentual de trabalhadores na indústria de transformação que possuem ensino médio e ensino fundamental. Essas variáveis estão em consonância com os trabalhos de Lambert et al. (2006); Gotardo et al. (2016). Espera-se que essas apresentem sinal positivo e que expressem relação direta com o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria, pois, de acordo com Goetz (1997) e Henderson e McNamara (1997), a maior parcela dos empregos gerados nesse segmento não necessitam de mão de obra com níveis altos de qualificação.

A variável  $VALORAD_{AGRO}$  consiste na participação do valor adicionado da produção agropecuária em relação ao valor adicionado das demais atividades econômicas. Essa variável foi utilizada para representar a oferta de insumos para a produção agroindustrial. Espera-se que ela apresente relação direta com o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria. Na agroindústria, como os custos de insumos dominam os custos de produção, o crescimento da produção agropecuária pode contribuir para o da agroindústria. A utilização dessa variável está em conformidade com os estudos de Henderson e McNamara (1997) que utilizaram o valor da produção agropecuária como controle para a disponibilidade de insumos. A variável  $AREAMIC$  consiste na área da microrregião. Essa variável representa a infraestrutura das microrregiões e é utilizada no modelo para medir os efeitos da disponibilidade de terra na decisão de localização. A disponibilidade de terra está, por hipótese, relacionada positivamente com a decisão de seleção do local. Isso se justifica, pois as empresas buscam se localizar onde existe terra disponível para projetos atuais e para futuras expansões. A utilização dessa variável está em conformidade com os estudos de Woodward (1992); Henderson e McNamara (1997); Lambert et al. (2006); Takano et al. (2018); Gomes et al. (2019). Espera-se relação positiva com o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

A variável DIS representa uma *proxy* para o custo de transporte, ou seja, mensura a proximidade e o acesso aos mercados consumidores. A indústria se localiza onde os custos de transportes são minimizados, pois, quanto menor o custo de transporte, maiores serão as vantagens locacionais que a indústria terá em se instalar nessas localidades. Para se mensurar essa variável, utilizou-se o mesmo procedimento realizado por Gotardo et al. (2016), no qual levam-se em conta as distâncias rodoviárias de cada mercado. Consideram-se áreas de mercado as capitais estaduais, sendo assim, mensurou-se a distância rodoviária de cada microrregião com sua respectiva capital estadual. Após calculadas as distâncias rodoviárias, realizou-se uma ponderação dessas distâncias com o objetivo de se corrigir vieses de mensuração. Para o cálculo da *proxy* da distância, utiliza-se a fórmula conforme a Equação 11:

$$DIS = \frac{PIB_{capital.estadual}}{PIB_{nacional}} * distancia_{ij} \quad (11)$$

## 4.2 Fonte de dados

Para a elaboração do presente estudo, utilizaram-se dados secundários que foram extraídos de fontes fidedignas. As variáveis número de estabelecimentos da agroindústria, salário, informações sobre emprego industrial e escolaridade (anos de estudo) foram coletadas na base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), publicada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). As informações sobre Produto Interno Bruto (PIB) e área das microrregiões foram extraídas da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e o valor adicionado da produção agropecuária foi extraído do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para a estimação dos modelos, utilizaram-se os *softwares* estatísticos GeoDa e GeoDaSpace.

## 5. Resultados

### 5.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais

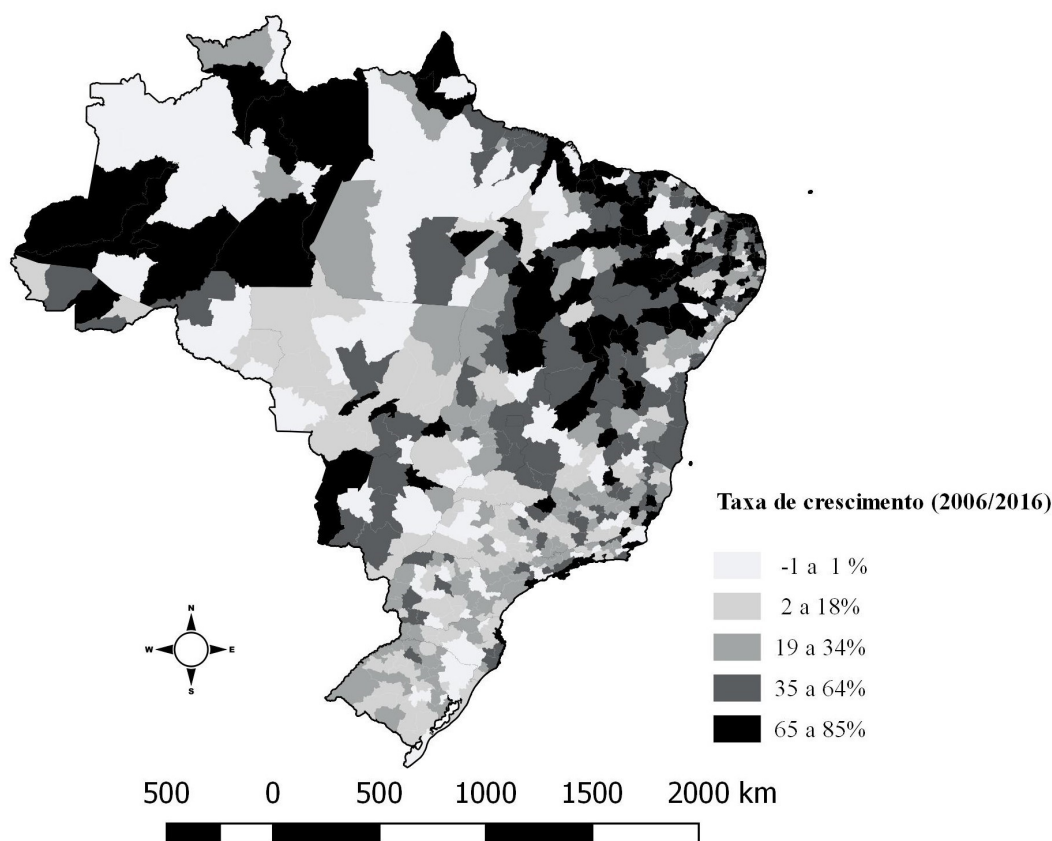
A observação da distribuição geográfica da taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria (Figura 2) permite analisar seu padrão de distribuição espacial. As microrregiões com cor mais escura são as que apresentaram as maiores taxas de crescimento no número de estabelecimentos da agroindústria entre 2006 e 2016. No mapa, é possível constatar que grande parte dessas microrregiões está localizada no Norte, Nordeste e Centro-Oeste do país. Já as microrregiões em cor mais clara são as que apresentaram as menores taxas de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria no período. Essas microrregiões estão concentradas nas regiões Sul, Sudeste e Norte. Essa observação geográfica sugere a existência de *clusters* espaciais para essa variável.

A identificação da distribuição geográfica é a primeira visualização do comportamento da taxa de crescimento dos estabelecimentos agroindustriais nas microrregiões brasileiras, entretanto testes formais são necessários para corroborar os resultados e as constatações observados (Figura 2). Para tanto, aplica-se a técnica de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), com a utilização do *I* de Moran Global e *Local Indicator of Spatial Association* (LISA).

A estatística *I* de Moran compara a distribuição observada da variável de interesse em relação à distribuição esperada em um padrão aleatório, ou seja, testa a hipótese nula de que não há autocorrelação espacial. Na Tabela 3, são apresentados os resultados do índice *I* de Moran, o p-valor e o z-valor, considerando-se as matrizes torre, rainha e k vizinhos mais próximos. Verifica-se que todos os valores do *I* de Moran são positivos e estatisticamente significativos a 1%, revelando similaridade entre os

valores e a localização espacial das microrregiões. Nesse caso, é possível afirmar que as microrregiões com elevada taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria estão rodeadas por microrregiões que também possuem elevada taxa de crescimento, ao passo que microrregiões com baixos valores tendem a estar rodeadas por vizinhos que também apresentam baixos níveis de crescimento dos estabelecimentos da agroindústria.

**Figura 2.** Distribuição espacial da taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria 2006 – 2016



Fonte: Elaboração própria a partir do *software* GeoDa.

Os resultados também fornecem suporte para o uso da matriz de contiguidade cinco vizinhos mais próximos<sup>5</sup> como a matriz de ponderação espacial no modelo de regressão seguinte, uma vez que essa matriz produz o maior valor do resultado do *I* de Moran<sup>6</sup>.

<sup>5</sup>A matriz de contiguidade *k* mais próxima indica que cada município está conectado ao mesmo número *k* de vizinhos, é utilizada para se determinar a conectividade espacial entre unidades de análise.

<sup>6</sup>Baumont (2004) sugere que a especificação da matriz seja feita com base em três passos: (i) estimar o modelo através dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); (ii) utilizar o *I* de Moran com diversas matrizes *W* para se testar a autocorrelação espacial dos resíduos para esse modelo; (iii) com os valores do *I* de Moran obtidos anteriormente, elege-se a matriz de pesos espaciais com o maior valor e que seja estatisticamente significativa.

**Tabela 3.** Coeficiente *I* de Moran para a taxa de crescimento do número dos estabelecimentos da agroindústria 2006 – 2016

Convenção	<i>I</i> de Moran	<i>p</i> -valor	<i>z</i> -valor
Rainha	0,1514	0,001	5,8331
Torre	0,1500	0,001	5,7727
5 vizinhos mais próximos	0,1587	0,001	6,4059
7 vizinhos mais próximos	0,1239	0,001	6,1907

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Pseudossignificância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

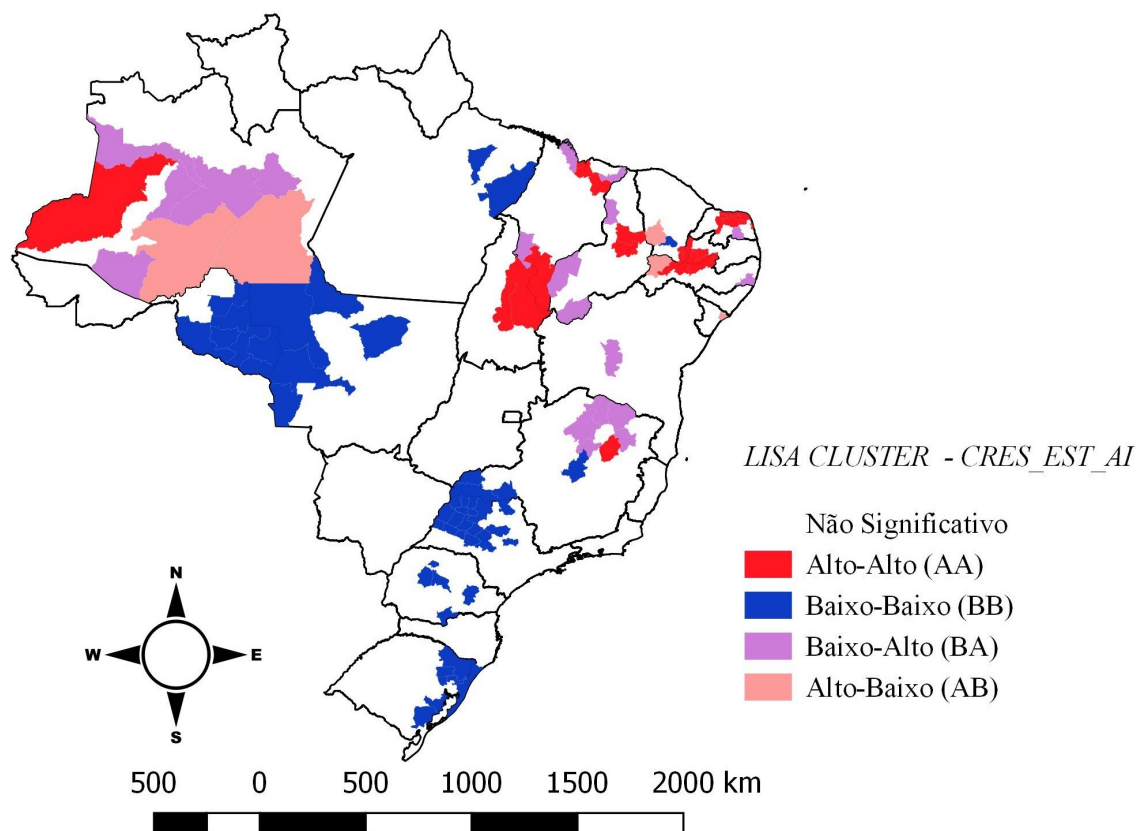
A estatística *I* de Moran mostra indícios da presença de dependência espacial, porém uma complementação da análise necessita ser realizada com utilização e verificação das estatísticas locais. Para tanto, utilizou-se a estatística LISA. Neste estudo, essa estatística examina a autocorrelação espacial local da distribuição do crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

Os indicadores LISA podem ser visualizados pelo mapa de *clusters*, conforme apresentado na Figura 3. Esse mapa apresenta informações sobre o tipo de autocorrelação espacial existe entre as localidades que apresentaram indicadores LISA significativo em que podem ser identificadas informações de *clusters* espaciais nas categorias Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). No que concerne aos resultados, não obstante a grande proporção de observações não significativas, todas as outras observações são estatisticamente significativas em nível de significância de 5%.

Na Figura 3, observam-se especificamente os agrupamentos Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB) da taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria. Os *clusters* Alto-Alto (AA) (representados pela cor vermelha no mapa), indicam as microrregiões que apresentaram taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria acima da média e as cinco microrregiões vizinhas mais próximas estão circundadas por microrregiões que também apresentaram crescimento acima da média. Esses agrupamentos estão presentes nos estados do Amazonas, Ceará, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Tocantins, Maranhão e Minas Gerais.

Um dos fatores que podem ter contribuído para o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria nesses estados foi o crescimento da produção industrial de alimentos, bebidas e fumo. Segundo dados da Produção Industrial Anual (2018), esses estados apresentaram crescimento expressivo no Valor da Transformação Industrial (VTI) ao longo do período de 2010 a 2016. Dentre eles, o estado de Tocantins se destaca por apresentar a maior taxa de crescimento, 153%.

**Figura 3.** LISA da taxa de crescimento dos estabelecimentos da agroindústria 2006 – 2016



Fonte: Elaboração própria a partir do *software* GeoDa. Nota: Mapa com 999 permutações e nível de significância de 5%. Obs.: mapa de *cluster* LISA com base na matriz de contiguidade cinco vizinhos mais próximos.

Monteiro e Lima (2017) também confirmam a importância da produção de bens de consumo não duráveis<sup>7</sup> na participação do Valor da Transformação Industrial (VTI) para essas regiões. Para os autores, no período de 1990 a 2012, principalmente nas regiões Nordeste e Sudeste, houve crescimento maior da produção de bens de consumo não duráveis em relação à produção de bens de consumo intermediário e de capital.

No que concerne aos *clusters* Baixo-Baixo (BB) (representados pela cor azul no mapa), verifica-se que esses estão presentes nos estados do Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso e Pará e representam as microrregiões com baixo crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria, que são circundadas por microrregiões que também apresentam baixo crescimento dessa variável.

Uma possível justificativa para esse fato se dá em virtude de esses estados apresentarem crescimento moderado ao longo dos últimos anos. De acordo com Leonardi

<sup>7</sup>Categoria da indústria de transformação na qual a maior parte da produção da agroindústria está inserida.

e Waquil (2017), tanto o número de estabelecimentos como o emprego formal na produção de alimentos, segmento de maior relevância da agroindústria, apresentaram taxas de crescimento inferiores nas regiões Sul e Sudeste, quando comparadas às regiões Norte e Nordeste e Centro-Oeste no período de 2002 a 2011.

## 5.2 Resultados do modelo espacial

Cumprida a etapa da AEDE, realiza-se a estimação do modelo espacial. Antes de se escolher o modelo espacial utilizado no presente estudo, foi necessário estimar o modelo clássico (MQO). Sendo assim, a partir dessa primeira estimativa, será possível definir o modelo que melhor determina a dependência espacial.

Analisando os resultados do diagnóstico da dependência espacial (Tabela 4), verifica-se pelo teste *I* de Moran<sup>8</sup> que os resíduos são autocorrelacionados espacialmente, pois rejeita-se a hipótese nula, em nível de significância de 1%, ou seja, o modelo apresenta heterogeneidade espacial. Neste caso, devem-se utilizar modelos espaciais na estimação do modelo proposto em detrimento do MQO. Em relação à modelagem, tem-se que o melhor modelo a ser utilizado é o SAR, pois tanto o teste do multiplicador de Lagrange como o teste *Robust LM* foram estatisticamente significativos, indicando, assim, a estimação desse modelo. No que concerne ao diagnóstico da regressão, há evidências de heterocedasticidade verificada por meio do teste de Breusch-Pagan, o qual rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade com significância de 1%. Já o teste Jarque-Bera indica que a regressão apresenta erros não normais em nível de significância de 1%.

Para a estimação do modelo SAR, devido à não normalidade dos erros, será utilizado o método dos momentos generalizados (GMM). Por meio dessa estimação (Tabela 5), verifica-se que o teste de Anselin-Kelejian<sup>9</sup> não foi estatisticamente significativo, indicando que a dependência espacial dos resíduos do modelo foi corrigida por meio da estimação do modelo por GMM. No que concerne aos resultados do modelo, pode-se verificar que as variáveis  $ENS.FUNDEMP_T$ ,  $VALORAD_{AGRO}$ ,  $AREAMIC$  e  $WCRES_{EST_{AI}}$  foram significativas e impactaram positivamente na taxa de crescimento. Já as variáveis  $EST_{A06}$ ,  $SAL_{AI}$  e  $DIS$  foram significativas e impactaram negativamente a taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

A variável  $WCRES_{EST_{AI}}$  representa a defasagem espacial da variável dependente. Essa variável apresentou efeito positivo no crescimento dos estabelecimentos da agroindústria. Isso significa que alterações nesta variável tenderão a impactar a taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria nas microrregiões vizinhas, gerando efeito de transbordamento em seu envoltório.

<sup>8</sup>A hipótese nula do teste *I* de Moran é que os resíduos da regressão são distribuídos aleatoriamente ao longo do espaço.

<sup>9</sup>A hipótese nula do teste Anselin-Kelejian é que não há autocorrelação espacial nos resíduos do modelo.

**Tabela 4.** Estimação do modelo MQO

	Coefficiente	Probabilidade
CONSTANT	0,9390	0,0000*
$ESTAI_{06}$	-10,2158	0,0000*
$VALORAD_{AGRO}$	0,5042	0,0737***
$AREAMIC$	0,2990	0,0023**
$ENS.FUND_{EMP_T}$	0,6489	0,0942***
$ENS.MED_{EMP_T}$	0,1279	0,6751
$SAL_{AI}$	-0,1475	0,0033***
$QL_{AI}$	-0,0201	0,4400**
$QL_{AGRO}$	-0,0304	0,0545**
$PIB_{pc}$	-0,0061	0,2412
$DIS$	-0,0007	0,0185*
<b>Diagnóstico da regressão</b>		
Teste – Jarque-Bera	61055,7265	0,0000
Teste – Breusch-Pagan	409,4883	0,0000
<b>Diagnóstico para dependência especial</b>		
Moran's I (error)	3,0445	0,0023*
Lagrange Multiplier (lag)	10,7331	0,0010*
Robust LM (lag)	4,1506	0,0416**
Lagrange Multiplier (error)	7,4296	0,3573
Robust LM (error)	11,5802	0,0030*

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* GeoDa.

Nota: \* Significativo em nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo em nível de 5% de probabilidade.

\*\*\* Significativo em nível de 10% de probabilidade.

Para Rosa e Raiher (2017), uma possível justificativa para esse resultado está no fato de que a decisão de localização das empresas gera padrões determinados de distribuição espacial da indústria, formando aglomerações e reforçando as externalidades locais, atraindo novos empreendimentos. Esses padrões de localização industrial tendem a beneficiar toda a região, encadeando a ida de novas unidades produtivas para as microrregiões do entorno, absorvendo também parte da mão de obra dessas localidades. Ou seja, a aglomeração inicial em um ponto no espaço pode gerar benefícios, formando uma cadeia produtiva importante no que tange à produtividade, ao emprego e à renda.



Gomes et al. (2019) destacam também que outro fator importante que pode contribuir para a atração de novos empreendimentos em determinada localidade está relacionado à demanda por insumos, pois algumas empresas, ao se instalarem em certos municípios, irão demandar vários tipos de insumos que, por sua vez, poderão atrair para municípios vizinhos ou até mesmo para o próprio município empresas “satélites” para atender a demanda da empresa “principal”.

Em termos teóricos, a justificativa para esse resultado baseia-se no que fora chamado na literatura de “trindade marshalliana”, ou seja, a presença próxima de mão de obra especializada, o fornecimento de bens, serviços e insumos característicos da cadeia produtiva em questão, bem como o transbordamento de conhecimentos e tecnologias contribuem para que empresas de um mesmo ramo ou segmento econômico estejam próximas geograficamente (Santos, 2013).

**Tabela 5.** Resultados da estimação do modelo SAR

Coefficiente	Probabilidade	
CONSTANT	0,5655	0,0155**
$ESTAI_{06}$	-9,4246	0,0000*
$VALORAD_{AGRO}$	0,5034	0,0671***
$AREAMIC$	0,3006	0,0016*
$ENS.FUND_{EMPT}$	0,7231	0,0568***
$ENS.MED_{EMPT}$	0,1570	0,5988
$SAL_{AI}$	-0,0995	0,0611***
$QL_{AI}$	-0,0022	0,9333
$QL_{AGRO}$	-0,0247	0,1129
$PIB_{pc}$	-0,0027	0,6084
$DIS$	-0,0006	0,0410**
$WCRES_{ESTAI}$	0,3714	0,0216**
<b>Diagnóstico para dependência espacial</b>		
Teste – Anselin-Kelejian	1,533	0,2157

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* GeoDa.

Nota: \* Significativo em nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo em nível de 5% de probabilidade.

\*\*\* Significativo em nível de 10% de probabilidade.

O resultado da variável  $ENS.FUND_{EMPT}$  indica que, quanto maior o percentual de funcionários com baixa qualificação profissional, maior é o crescimento dos estabelecimentos da agroindústria. Segundo Arauzo (2005), esse fato ocorre em virtude de, nesse segmento da indústria, o nível de escolaridade não ser considerado um fator

decisivo para a localização dos estabelecimentos, pois a maior parte dos trabalhadores inseridos nessa cadeia produtiva possui baixa qualificação profissional.

De acordo com os dados da RAIS (2020), em 2006, aproximadamente 5% dos trabalhadores que estavam empregados formalmente nos segmentos que compõem a agroindústria possuíam ensino superior completo, 56% tinham até o ensino fundamental completo e 27% dos trabalhadores possuíam ensino médio completo. Esse cenário também se confirmou quando se analisaram os dados referentes à escolaridade dos trabalhadores em nível regional, pois, em todas as regiões do país, a maior parte dos trabalhadores empregados na agroindústria possuíam escolaridade até o ensino fundamental. Na região Norte, o percentual de empregos formais na agroindústria com esse nível de escolaridade foi aproximadamente 68%, no Nordeste 62%, no Sudeste 51%, no Sul 57% e no Centro-Oeste 56%. Esse fato justifica os resultados da estimação em virtude do emprego formal nesse segmento da indústria ser predominantemente de trabalhadores com baixa escolaridade.

A variável  $VALORAD_{AGRO}$  apresentou-se positiva e estatisticamente significativa indicando que, quanto maior a participação do valor adicionado da agropecuária em relação ao valor adicionado das demais atividades produtivas, maior é o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

Esse resultado se justifica, porque a existência de um setor primário representativo na economia local resulta no fornecimento de matérias-primas utilizadas pela agroindústria que, por sua vez, pode influenciar as decisões de localização dessa em virtude da forte interdependência entre a agroindústria e a produção agropecuária. Tal aspecto corrobora as teorias de Weber (1929) e Von Thünen (1966), que mostram que a localização de uma planta industrial tem importante relação com a disponibilidade de matérias-primas ao seu redor. Tal constatação também está de acordo com os resultados obtidos empiricamente por Henderson e McNamara (1997); Siqueira e Castro Júnior (2013), por evidenciar que regiões que fornecem acesso a produtos agrícolas são locais de investimento atraentes para os fabricantes de produtos agroindustriais, por exemplo, produtores de alimentos e biocombustíveis.

Em termos regionais, esse fato pode ser verificado especialmente nas regiões Norte e Nordeste, pois de acordo com os dados do IBGE, em grande parte das microrregiões que compõem essas regiões, a participação da agropecuária no Valor adicionado total é expressiva, contribuindo assim para o crescimento da agroindústria nessas localidades (fato que pode ser observado pela Figura 2).

No que se refere ao resultado da variável  $AREAMIC$ , verificou-se impacto positivo sobre o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria. Esse resultado sinaliza que, quanto maior a disponibilidade de terra, tanto para construção de grandes fábricas quanto para a expansão da produção agropecuária, maior a possibilidade de produção de recursos naturais e mais atrativa será determinada localidade para o estabelecimento da agroindústria.

Uma justificativa para esse resultado pode ser encontrada em Gálvez Nogales e Webber (2017) que sinalizam que o acesso a recursos naturais, especialmente a terra, consiste em um fator importante para a localização da agroindústria.

Lambert et al. (2006) também apontam a importância da área como um dos fatores que contribuem para a localização industrial ao encontrarem relação positiva entre área do condado nos Estados Unidos e a decisão de localização da indústria de alimentos.

Em termos regionais, pode-se verificar a importância desse resultado especialmente no Norte e no Centro-Oeste, regiões que apresentaram crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria, tanto por terem avançado, ao longo dos últimos anos, na expansão da fronteira agrícola de produção quanto por disporem de maiores quantidades de terras. Esses fatores podem ter contribuído para a expansão da agroindústria nessas localidades. A variável  $ESTAI_{06}$  indica que, quanto maior o número de estabelecimentos da agroindústria no período inicial, menor a sua taxa de crescimento ao longo do período. Esse fato pode ser elucidado em virtude das deseconomias de aglomeração, ou seja, a aglomeração pode desestimular os investidores quando geram externalidades negativas como congestionamentos, poluição, elevação nos preços da terra, dentre outras, ocasionando, com isso, a desconcentração da atividade produtiva para regiões com baixa concentração industrial (Gotardo, 2016).

Em termos teóricos, Fujita et al. (1999) afirma que a dispersão das atividades industriais também ocorre em virtude do aumento da competição. Essa justificativa também é confirmada por Krugman que afirma que a competição local é um dos fatores que influenciam na aglomeração industrial (Batista e Silveira Neto, 2006).

Em termos regionais, pode-se verificar a importância desse resultado especialmente nas regiões Sudeste e Sul, que possuem elevada concentração dos estabelecimentos da agroindústria e, no entanto, no período de 2006 a 2016, apresentaram baixo crescimento dos estabelecimentos desse segmento produtivo (RAIS, 2018).

Em relação à variável  $SALAR$ , verificou-se que, quanto maior o salário na agroindústria, menor a taxa de crescimento do número de estabelecimentos desse segmento. Esse resultado está em linha com a literatura teórica e empírica que apresentam evidências da relação negativa entre maiores níveis salariais com a instalação de novas indústrias ou novas plantas industriais (Florida e Smith, 1994).

Em termos teóricos, Weber (1929) sustenta a tese de que as indústrias possuem a tendência de se estabelecerem onde os custos de transporte, de matérias-primas e de produtos finais são menores, em situação ideal para a atividade produtiva. Entretanto, o autor afirma que, se os custos de mão de obra forem menores que os de transporte, esse fator poderia influenciar diretamente na localização dessas firmas (Barbosa, 2016). Em termos empíricos, esse resultado está em conformidade com Lambert et al. (2006); Gotardo et al. (2016) que encontraram impacto negativo do salário sobre a probabilidade de atração de investimento industrial.

Referente à *proxy* da distância (DIS), verifica-se que, quanto maior a distância dada microrregião à capital do estado ao qual pertence, menor é o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

A proximidade com grandes mercados e capitais regionais significa a redução de custos de transporte ao mercado consumidor. Para a teoria do “Triângulo locacional de Weber”, a indústria busca o máximo de produção com o mínimo de custo para auferir maiores lucros. Por isso, os empresários buscam se localizar próximos do mercado consumidor ou da matéria-prima (Barros e Prates, 2014).

Esse cenário fica evidente quando se analisa a localização da agroindústria, pois, de acordo com a FAO (2017), para esse segmento produtivo, é essencial estar perto de grandes mercados consumidores, em virtude de grande parte dos produtos agroindustriais possuírem elevado risco de perecibilidade. Esse é um dos principais fatores que atraem agroindústrias a se localizarem próximas aos mercados consumidores. Ainda segundo a FAO (2017), essa característica é importante especialmente em países de rendas baixa e média, onde os mercados urbanos estão se tornando cada vez mais atraentes para o agronegócio.

Mediante os resultados do modelo estimado neste estudo, é importante destacar que os mesmos resultados corresponderam ao esperado, ou seja, confirmaram os principais aspectos teóricos e empíricos a respeito dos fatores que influenciam a localização industrial.

Os resultados mostraram que, no caso brasileiro, a infraestrutura (especificamente a disponibilidade de terra), a qualificação e o custo do trabalho, o acesso ao mercado consumidor e, principalmente, o acesso à matéria-prima são fatores de atração das atividades industriais que compõem a agroindústria, contribuindo assim para o crescimento e desenvolvimento dessas atividades em regiões que apresentam essas características essenciais para o estabelecimento dessa atividade produtiva.

## 6. Considerações finais

Este estudo teve por objetivo verificar e identificar os aspectos locacionais que contribuíram para o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria no período de 2006 a 2016, a saber, as fontes de matéria-prima, infraestrutura (especificamente a disponibilidade de terra), mão de obra (tanto qualificação como custo), aglomeração, mercado consumidor e custo de transporte. Para tanto, foram empregadas as técnicas econométricas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e o modelo Autorregressivo Espacial (SAR).

A AEDE indicou a existência de autocorrelação espacial positiva na taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria, evidenciando *clusters* alto-alto nas regiões Norte e Nordeste e *clusters* baixo-baixo nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Por meio dos resultados do modelo SAR, pode-se verificar que as variáveis  $AREA_{MIC}$ ,  $ENS.FUND_{EMP_T}$ ,  $VALORAD_{AGRO}$  e  $WCRESE_{EST_{AI}}$  foram significativas e impactaram positivamente na taxa de crescimento. Já as variáveis  $ESTAI_{06}$ ,  $SAL_{AI}$  e  $DIS$  foram significativas e impactaram negativamente a taxa de crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria.

Os resultados do estudo confirmam que o crescimento do número de estabelecimentos da agroindústria é influenciado pelos aspectos locacionais. Esses fatores podem contribuir para que as regiões, valendo-se das vantagens locacionais e das heterogeneidades regionais, possam desenvolver agroindústrias competitivas e, assim, corroborar a geração de emprego e renda e cooperar para o crescimento da demanda por produtos agropecuários.

Sendo assim, este trabalho se encaixa em um esforço de pesquisa tendo em vista a importância desse segmento produtivo que consiste em importante mecanismo de integração agropecuária com a economia de mercado. Como sugestão para estudos futuros, caberia uma análise mais detalhada da agroindústria em nível regional, pois assim poder-se-ão elucidar os fatores locacionais característicos e específicos de cada região, considerando a heterogeneidade e a desigualdade regionais que possam impactar tanto as aglomerações como as políticas públicas que contribuem para o desenvolvimento desse segmento produtivo.

## Referências

- Aguilar, F. X. (2007). *Factors influencing the spatial distribution of natural resource-based industries: the softwood lumber industry in the United States South*. Dissertation the Graduate Faculty of the Louisiana State University and Agri. and Mechanical College, Louisiana.
- Almeida, E. (2012). *Econometria espacial*. Campinas-SP. Alínea.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Springer Science & Business Media.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—lisa. *Geographical analysis*, 27(2):93–115.
- Anselin, L. (1996). *The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association*. *Spatial analytical perspectives on GIS*. Spatial Analytical Perspectives on GIS.
- Arauzo, J. M. (2005). Determinants of industrial location: An application for catalan municipalities. *Papers in Regional Science*, 84(1):105–120.
- Arauzo-Carod, J.-M., Liviano-Solis, D., e Manjón-Antolín, M. (2010). Empirical studies in industrial location: An assessment of their methods and results. *Journal of Regional Science*, 50(3):685–711.

- Barbosa, A. d. S. (2016). *Atuação pública e promoção da eficiência coletiva em arranjos produtivos locais*. Editora UNESP.
- Barros, F. R. P. M. e Prates, T. M. (2014). A nova geografia econômica e a explicação do diferencial de produtividade entre cidades: estudo de caso sobre maceió e recife. *Registro Contábil*, 5(1):147.
- Basile, R., Castellani, D., e Zanfei, A. (2008). Location choices of multinational firms in europe: The role of eu cohesion policy. *Journal of International Economics*, 74(2):328–340.
- Batista, M. V. B. e Silveira Neto, R. d. M. (2006). *Concentração e crescimento regional do emprego industrial no Brasil no período de 1994-2004: uma análise a partir das economias de aglomeração e da nova geografia econômica*. Tese de Doutorado, Tese (Doutorado)–Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES).
- Baumont, C. (2004). *Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Tese de Doutorado, Laboratoire d'économie et de gestion (LEG).
- Betarelli Junior, A. A. e Simões, R. F. (2011). A dinâmica setorial e os determinantes locais das microrregiões paulistas. *Economia Aplicada*, 15(4):641–670.
- Breitbach, A. C. M. (2008). *Especialização e diversificação nas regiões industriais do Rio Grande do Sul*.
- Castro, N. R., Silva, A. F., e Barros, G. S. (2017). *Evolução das principais atividades do agronegócio de São Paulo entre 2008 e 2013*. Congresso da Sociedade Brasileira de Economia.
- Chen, Y., Liu, B., Shen, Y., e Wang, X. (2018). Spatial analysis of change trend and influencing factors of total factor productivity in china's regional construction industry. *Applied Economics*, 50(25):2824–2843.
- Cieślik, A. e Ryan, M. (2005). Location determinants of japanese multinationals in poland: do special economic zones really matter for investment decisions? *Journal of Economic Integration*, Página 475–496.
- Cruz, A. A. d. (2018). *Evolução da produtividade da pecuária bovina leiteira em alguns Estados brasileiros: distribuição espacial e análise de convergência para o período de 1974 a 2016*. Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo.
- Disdier, A.-C. e Mayer, T. (2004). How different is eastern europe? structure and determinants of location choices by french firms in eastern and western europe. *Journal of comparative Economics*, 32(2):280–296.
- Favro, J. (2019). *Ensaio sobre a agroindústria no Brasil: Uma análise para o período de 2006 a 2016*. Tese de Doutorado, Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá, Maringá.

- Florax, R. J. G. M., Folmer, H., e Rey, S. J. (2003). Specification searches in spatial econometrics: the relevance of hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, 33(5):557–579.
- Florida, R. e Smith, D. F. (1994). Agglomeration and industrial location: An econometric analysis of japanese-affiliated manufacturing establishments in automotive-related industries. *Journal of Urban Economics*, 36(1):23–41.
- Fujita, M., Krugman, P. R., e Venables, A. (1999). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. MIT press.
- Gálvez Nogales, E. e Webber, M. (2017). *Territorial tools for agro-industry development*. FAO.
- Goetz, S. J. (1997). State-and county-level determinants of food manufacturing establishment growth: 1987–93. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(3):838–850.
- Gomes, C. E., Lima, R. L., Fraga, G. J., e Parré, J. L. (2019). Comércio internacional e pib per capita: uma análise utilizando a abordagem espacial. *Revista de Economia*, 40(71).
- Gotardo, D. M. et al. (2016). *Determinantes da localização industrial: uma análise para as mesorregiões brasileiras*. Tese de Doutorado, Universidade Estadual do Oeste do Parana.
- Henderson, J. R. e McNamara, K. T. (1997). Community attributes influencing local food processing growth in the us corn belt. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 45(3):235–250.
- Hirschman, A. O. (1958). Interregional and international transmission of economic growth. *The Strategy of Economic Development*, cap. 6.
- Huang, Y. e Leung, Y. (2002). Analysing regional industrialisation in jiangsu province using geographically weighted regression. *Journal of Geographical Systems*, 4(2):233–249.
- Krugman, P. (1998). What's new about the new economic geography? *Oxford review of economic policy*, 14(2):7–17.
- Krugman, P. R. (1991). *Geography and trade*. MIT press.
- Krugman, P. R. (1997). *Development, geography, and economic theory*. MIT press.
- Lambert, D. M., McNamara, K. T., e Garrett, M. I. (2006). An application of spatial poisson models to manufacturing investment location analysis. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 38(1):105–121.
- Le Bourlegat, C. A. (2014). Natureza e perspectivas de desenvolvimento da região centro-oeste e o papel das políticas para arranjos produtivos locais.

- LeSage, J. P. (2008). An introduction to spatial econometrics. *Revue economie industrielle*, 38(1):105–121.
- Li, Y. e Zhu, K. (2017). Spatial dependence and heterogeneity in the location processes of new high-tech firms in nanjing, china. *Papers in Regional Science*, 96(3):519–535.
- Monteiro, F. D. S. C. e Lima, J. P. R. (2017). Desindustrialização regional no brasil. *Nova Economia*, 27:247–293.
- Myrdal, G. e Sitohang, P. (1957). *Economic theory and under-developed regions*. Duckworth London.
- Partridge, M. D., Rickman, D. S., Ali, K., e Olfert, M. R. (2008). The geographic diversity of us nonmetropolitan growth dynamics: A geographically weighted regression approach. *Land economics*, 84(2):241–266.
- Perobelli, F. S., Araújo, I. F. d., e Castro, L. S. d. (2018). As dimensões espaciais da cadeia produtiva do leite em minas gerais. *Nova Economia*, 28:297–337.
- Polyzos, S., Tsiotas, D., e Niavis, S. (2015). Analyzing the location decisions of agro-industrial investments in greece. *International Journal of Agricultural and Environmental Information Systems (IJAELIS)*, 6(2):77–100.
- RAIS (2019). *Relação Anual de Informações Sociais*. Ministério do Trabalho e Emprego.
- Rocha, A. A. (2017). Distribuição espacial dos serviços logísticos no brasil: uma contribuição empírica à nova geografia econômica. Dissertação de Mestrado, Dissertação (mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora MG.
- Rosa, J. R. e Raiher, A. (2017). Aglomerações produtivas por intensidade tecnológica e o desenvolvimento econômico dos municípios paranaenses: uma análise espacial. *DRd-Desenvolvimento Regional em debate*, 7(1):115–143.
- Santos, G. R. d. (2013). Agroindústria e desenvolvimento: uma análise da distribuição regional e dos efeitos diretos na economia.
- Severian, D. (2018). *Dinâmica industrial na Região Metropolitana de São Paulo: Uma análise do período 2000-2015*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).
- Silva, E. R. H. e Porsse, A. A. (2015). Esforço tributário e interação estratégica dos governos municipais: uma análise com modelos geograficamente ponderados. *Revista Econômica do Nordeste*, 46(3):115–130.
- Siqueira, P. H. d. L. e Castro Júnior, L. G. d. (2013). Determinantes da localização da agroindústria canavieira nos municípios de minas gerais. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 51:309–330.



- Suzigan, W., Furtado, J., Garcia, R., e Sampaio, S. E. (2003). Coeficientes de gini locacionais-gl: aplicação à indústria de calçados do estado de são paulo. *Nova Economia*, 13(2).
- Takano, K., Tsutsumi, M., e Kikukawa, Y. (2018). Spatial modeling of industrial location determinants in japan: Empirical analysis using spatial econometric approaches. *Review of Urban & Regional Development Studies*, 30(1):26–43.
- Thisse, J.-F. (2011). *Geografia econômica*. Economia Regional e Urbana. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Woodward, D. P. (1992). Locational determinants of japanese manufacturing start-ups in the united states. *Southern Economic Journal*, Página 690–708.
- Xu, Y. e Warner, M. E. (2015). Understanding employment growth in the recession: the geographic diversity of state rescaling. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 8(2):359–377.

 Este artigo está licenciado com uma *CC BY 4.0 license*.