

Denis Fernandes Alves¹

ORCID: [0000-0003-3322-2075](https://orcid.org/0000-0003-3322-2075)

Wellington Ribeiro Justo²

ORCID: [0000-0002-4182-4466](https://orcid.org/0000-0002-4182-4466)

¹ Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (PIMES/UFPE)
Mestre em Economia (PPECO/UFRN)

denis_fernandes@outlook.com

² Doutor em Economia pelo (PIMES/UFPE)

Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional e Urbana (PPGERU/URCA) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON/UFPE)

justowr@yahoo.com.br

TRANSBORDAMENTOS ESPACIAIS DAS AGROINDÚSTRIAS NO NORDESTE DO BRASIL

RESUMO

Este estudo verifica o padrão de aglomeração espacial, as características globais e locais da agroindustrialização e seus impactos na região Nordeste. Por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais, identificou-se que a existência de estabelecimentos agroindustriais de maior porte tem efeito global, favorecendo a formação de clusters. Outra conclusão é que as agroindústrias da região se concentram principalmente nas capitais e regiões metropolitanas próximas ao litoral, repercutindo em efeitos locais. Há reflexos positivos no semiárido, os efeitos *spillover* das agroindústrias geram aumento de emprego e dinamismo no interior do Nordeste, com razoável quantidade de clusters nos municípios pertencentes à região do MATOPIBA. Na estimação do modelo, o problema da heterogeneidade foi tratado e o SAR foi estimado com um estimador espacial de mínimos quadrados de dois estágios (S2SLS), os resultados evidenciam a relação positiva e significativa das variáveis: VAB agrícola e industrial, renda per capita e população. Observou-se que os impactos diretos destas variáveis sobre as agroindústrias são maiores do que o efeito feedback (indireto) sobre as agroindústrias no município vizinho.

Palavras-chave: Agroindústrias; Nordeste; Análise Exploratória de Dados Espaciais; SAR S2SLS

ABSTRACT

This study is dedicated to verifying the pattern of spatial agglomeration, the global and local characteristics of agro-industrialization and its impacts in the Northeast. Through Exploratory Analysis of Spatial Data, it was identified that the existence of larger agro-industrial establishments has a global effect, favoring the formation of clusters. Another conclusion is that the agro-industries are concentrated mainly in the capitals and metropolitan regions close to the coast, resulting in local effects. There are positive reflexes in the semi-arid region, the spillover effects of agro-industries generate increased employment and dynamism in the interior of the Northeast, with reasonable amounts of clusters in the municipalities to the MATOPIBA region. In the estimation of the model, the problem of heterogeneity was treated and the SAR was estimated with a two-stage least squares spatial estimator (S2SLS), the results show the positive and significant relationship of the variables: agricultural and industrial GVA, per capita income and population. It was observed that the direct impacts of these variables on agro-industries are greater than the feedback effect on agro-industries in the neighboring municipality.

Keywords: Agro-industries; Northeast; Exploratory Spatial Data Analysis; SAR S2SLS.

Código JEL: C21; D20; E20; L70; O13.

Recebido em: 17/08/2020

Aceito em: 04/02/2022

INTRODUÇÃO

Uma das mudanças mais profundas que está ocorrendo na economia agroalimentar dos países em desenvolvimento é o surgimento de empresas agroindustriais, como parte de processos mais amplos de desenvolvimento do agronegócio. Potencialmente, a agroindustrialização apresenta oportunidades e benefícios valiosos para os países em desenvolvimento, em termos de processos gerais de industrialização e desenvolvimento econômico, desempenho de exportação, segurança e qualidade alimentar (HENSON; CRANFIELD, 2009).

Para Silva et al. (2009) o desenvolvimento de agroindústrias competitivas é fundamental para a geração de empregos e renda, bem como para a melhoria da qualidade e da demanda por produtos agrícolas. As agroindústrias podem ter um efeito real no desenvolvimento internacional, aumentando o crescimento econômico e reduzindo a pobreza nas áreas rurais e urbanas dos países em desenvolvimento. No entanto, a fim de evitar efeitos adversos para países e pessoas vulneráveis, políticas e estratégias sólidas para fomentar a agroindústria são necessárias.

Nos últimos cinquenta anos, diversas transformações tecnológicas e econômicas ocorridas no Brasil provocaram mudanças significativas na distribuição espacial e na quantidade produzida por grande parte das lavouras agrícolas (LAZZAROTTO; GARAGORRY; HIRAKURI, 2010). Além disso, com essas mudanças, as agroindústrias estão apresentando não apenas novas oportunidades, mas também sugerindo que a trajetória futura da agroindustrialização será um tanto diferente do passado.

No Brasil, segundo dados da Empresa Brasileira de Pesquisa e Agropecuária (EMBRAPA), mantida pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, a agroindústria tem participação de aproximadamente 5,9% no Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro. Essa participação se dá no beneficiamento, na transformação dos produtos e no processamento de matérias-primas provenientes da agropecuária. Um grande problema em termos nacionais é a coordenação das ações econômicas em termos de investimentos por região.

Mesmo considerado um dos principais e mais dinâmicos setores da atividade econômica brasileira, o setor apresenta diferenças substanciais em termos regionais. Algumas características das próprias regiões contribuem para diferenças em termos de participação nacional, como é o caso do Norte e Nordeste em relação às estruturas produtivas mais avançadas do Centro-Sul (WAQUIL et al., 2013).

No Nordeste, devido às condições climáticas adversas, há um aumento significativo do uso da irrigação localizada para a fruticultura na região, o que torna a região um dos maiores produtores e exportadores de frutas do Brasil. Dentro dessa nova visão, Lousada Júnior et al. (2005) entendem que no potencial agrícola nordestino, houve um aumento na quantidade de agronegócios instalada e no volume de resíduos do processamento de frutas com potencial de uso na alimentação de ruminantes. No entanto, mais estudos desses projetos na região são particularmente necessários,

considerando não apenas algumas de suas características regionais, como o próprio semiárido, mas também os impactos e desafios para a promoção do desenvolvimento na região.

O aumento do número de estabelecimentos agroindustriais reflete o aumento da geração de emprego e renda na região. Além dos dados referentes ao emprego formal, vale destacar que, em termos de participação nacional, o Nordeste responde por 18,3% e 13,2% do Valor Adicionado Bruto agrícola e industrial, respectivamente (IBGE, 2022).

Dito isso, este estudo se dedica a verificar o padrão de aglomeração espacial das agroindústrias e suas características na região Nordeste, com objetivos específicos de investigar os efeitos globais e locais da agroindustrialização e seus impactos na região. Ao fazê-lo, o artigo aborda quatro questões-chave: Quais são as características do setor agroindustrial? semiárido, regiões metropolitanas e capitais importam na decisão da empresa? Qual é o padrão espacial e o impacto da agroindustrialização no Nordeste do Brasil? Quais são os desafios para a região em promover a agroindustrialização de uma forma que ofereça o máximo benefício?

Dentre os trabalhos que identificam a localização espacial da produção agrícola e do agronegócio, podemos citar o estudo de Haddad (1999) em que conceitua e analisa a formação de clusters voltados para o agronegócio em diferentes regiões do Brasil. Lopes e Caixeta Filho (2000) analisaram fatores locais para uma distribuição mais eficiente da suinocultura no estado de Goiás. A análise exploratória de dados espaciais realizada por Souza e Perobelli (2007) compreendeu a distribuição espacial da produção cafeeira das microrregiões brasileiras no período de 1991 a 2003. Por fim, a teoria weberiana da localização industrial foi considerada na exploração dos principais fatores da implantação do agronegócio no oeste catarinense realizada por Kusbick e Tartas (2016). Mais recentemente, Buhse, Pelegrini e Fochezatto (2018) verificam os padrões geográficos das agroindústrias organizadas nos municípios do Sul do Brasil, com o objetivo de investigar se e como ocorre o fenômeno da aglomeração agroindustrial no entorno das cidades centrais.

Metodologicamente, foram utilizados métodos de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e econometria espacial. Em conexão com outras abordagens acadêmicas, este trabalho pretende investigar o padrão espacial das agroindústrias do Nordeste nos últimos anos, contribuindo para a mensuração dos efeitos diretos e indiretos de algumas variáveis sobre os municípios em termos de número de estabelecimentos agroindustriais.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 descreve a relevância das agroindústrias e seus efeitos no semiárido e na geração de empregos na economia nordestina. A seção 3 apresenta dados e estatísticas resumidas. A seção 4 apresenta o procedimento metodológico com a Análise Exploratória de Dados Espaciais e a estratégia empírica. A seção 5 apresenta os resultados, compara-os com evidências obtidas em outros estudos e discute a mensuração dos impactos causados. Por fim, a seção 6 apresenta as considerações finais e sugestões para pesquisas futuras.

A RELEVÂNCIA DAS AGROINDÚSTRIAS E SEUS EFEITOS REGIONAIS NO BRASIL E NO NORDESTE

A relevância dos Sistemas Agroindustriais (SAG's) para a economia baseia-se, segundo HWA (1988), na relação entre a agricultura e o setor industrial, de forma que o desenvolvimento agrícola induza ao aumento da produtividade e, conseqüentemente, ao estímulo ao crescimento econômico. Em termos conceituais, a essência de um SAG assenta na atividade agrícola não só na fase de produção, mas também nas ligações a montante e a jusante de insumos, máquinas e implementos, bem como na transformação e comercialização agroindustrial (SIFFERT FILHO; FAVERET FILHO, 1998).

Historicamente, os setores econômicos da indústria e da agricultura sempre tiveram participação relevante no Produto Interno Bruto nacional. Seja por interesses econômicos ou mesmo estratégicos em termos de comercialização, ambos os setores desempenham um papel fundamental no processo de desenvolvimento econômico regional e nacional. Por efeito cruzado, Bacha (2004) apresenta algumas funções da agricultura no processo de desenvolvimento industrial, tais como: (i) provedora de poupança e divisas para a indústria, além de alimentos e matérias-primas; (ii) ser um mercado consumidor devido à demanda por máquinas, tratores e equipamentos e serviços que estimulam o processo de modernização; (iii) além de liberar mão de obra para o setor urbano-industrial.

A demanda por alimentos e produtos agrícolas está mudando de maneira sem precedentes. Aumentos na renda per capita, maior urbanização e o número crescente de mulheres na força de trabalho geram maior demanda por commodities de alto valor, produtos processados e alimentos prontos (SILVA et al., 2009). Segundo Wilkinson e Rocha (2009) há impactos da produção e do desenvolvimento da agroindústria na região onde se localiza. Uma definição ampliada do setor de agro-processamento, incluindo não apenas as indústrias relacionadas ao agronegócio, mas também os serviços de distribuição e atividades comerciais, seria responsável por mais de um terço do PIB da Indonésia, Chile, Brasil e Tailândia e entre 20% e 25% do PIB nos países subsaarianos.

Assim como Guimarães (2006), Buhse, Pelegrini e Fochezatto (2018) acreditam que os estudos sobre sistemas agroindustriais têm se destacado, por estarem associados a economias de aglomeração e desenvolvimento econômico nas regiões onde está presente, porém, apresentam heterogeneidade na análise de setores e regiões, principalmente no que diz respeito ao aspecto sociocultural, infraestrutura e gestão organizacional.

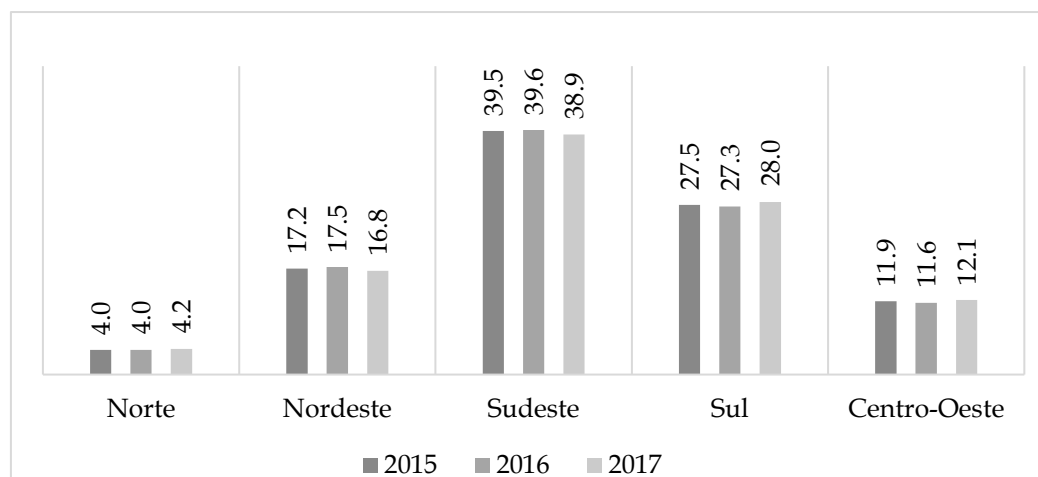
Levar em consideração os aspectos espaciais é algo que se destaca nos estudos que tratam do assunto. Todos estes estudos apresentam e destacam o potencial dos SAG's não só para a economia nacional, mas com grande relevância para as economias locais e regionais. Dado que segundo informações da Empresa Brasileira de Pesquisa e Agropecuária (EMBRAPA), mantida pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, a agroindústria tem participação de aproximadamente 5,9% no Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro. Essa participação se dá no

beneficiamento, na transformação dos produtos e no processamento de matérias-primas provenientes da agropecuária, promovendo dessa forma maior integração do meio rural com a economia de mercado, assim como dinamizando o mercado de trabalho e gerando renda.

No Nordeste, devido às adversidades climáticas, notadamente pela falta e irregularidade de chuvas, tem ocorrido um aumento significativo do uso da irrigação localizada para a fruticultura na região, tornando a região um dos dois maiores produtores e exportadores de frutas do Brasil. Dentro dessa nova visão do potencial agrícola nordestino, verifica-se também um aumento no número de agroindústrias instaladas na região e no volume de resíduos do processamento de frutas com potencial para explorar a alimentação de ruminantes (LOUSADA JÚNIOR et al., 2005).

De acordo com o Gráfico 1, o Nordeste tem 16,8% dos trabalhadores formais desses setores, no ano de 2017, que representa o terceiro lugar em termos regionais, ficando atrás das regiões Sul e Sudeste e à frente do Centro-Oeste, região cujo potencial agrícola tem sido relevante nos últimos anos.

Gráfico 1: Composição e evolução dos empregados formais no setor agroindustrial no Brasil – 2015 a 2017 (%)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS/MTE.

É evidente que as agroindústrias podem (e fazem) desempenhar um papel fundamental nos processos globais de industrialização e desenvolvimento econômico, embora existam micro impactos e externalidades significativos (nem sempre positivos). Por exemplo, embora as agroindústrias apresentem novas oportunidades para empregos mais seguros e mais bem pagos, a transição do setor informal para o formal envolve inevitavelmente mudanças dramáticas na estrutura das cadeias de valor e nas relações de poder verticais e horizontais associadas. Assim, as agroindústrias podem evoluir de maneira a excluir as empresas menores do setor formal e os pequenos produtores primários, com impactos estruturais e de subsistência prejudiciais. Da mesma forma, embora a agroindustrialização possa trazer benefícios ambientais, também há espaço significativo para externalidades

ambientais negativas. Isso destaca a necessidade de processos de agroindustrialização seguirem um “caminho apropriado”, guiados por políticas e estratégias apropriadas.

A Tabela 1 mostra o domínio da Bahia, Ceará e Pernambuco na concentração das agroindústrias no Nordeste. Notadamente, alguns estados possuem características específicas, no caso do Ceará grande parte desses estabelecimentos está localizada no litoral ou em regiões metropolitanas com concentração em Fortaleza, enquanto na Bahia a predominância é mais em municípios pertencentes ao semiárido.

Tabela 1: Caracterização das agroindústrias no Nordeste - 2017

Estados	Nº de estabelecimentos Agroindustriais	Nº de estabelecimentos no semiárido	Nº de estabelecimentos nas RM	Nº de estabelecimentos na capital	(%) de agroindústrias por estado
AL	484	121	324	216	5,6
BA	1.989	930	691	281	22,8
CE	1.391	593	1.007	589	16,0
MA	332	20	118	85	3,8
PB	797	463	490	207	9,2
PE	2.094	767	1.108	484	24,0
PI	508	430	292	278	5,8
RN	744	406	316	217	8,5
SE	370	66	196	154	4,3
NE	8.709	3.796	4.542	2.511	100

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS/MTE.

Por outro lado, o Maranhão concentra apenas 3,8% dos estabelecimentos agroindustriais do Nordeste. Ressaltando que São Luís é a capital com menos agroindústrias. De modo contrário, Pernambuco concentra o maior número de estabelecimentos da região, com mais de 2.000 e uma participação de 24%.

ÁREA DE ESTUDO E BASE DE DADOS

O estudo está centrado geograficamente em municípios do Nordeste do Brasil, a fim de compreender o fenômeno de concentração/aglomeração das agroindústrias na região. Esta investigação questiona os impactos que esses estabelecimentos têm nos municípios da região semiárida, na região metropolitana e nas capitais dos estados do Nordeste. O que justifica o uso de variáveis binárias, no caso as *dummies*.

As variáveis são de origens secundárias de órgãos oficiais. A maior parte das variáveis, principalmente as explicativas, foram extraídas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a saber: Valor Adicionado Bruto Agrícola e Industrial, população total dos municípios e a variável proxy da renda per capita foi a renda per capita de 2010. A variável dependente número de estabelecimentos agroindustriais foi extraída do Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS/MTE). Este é um conjunto de dados administrativos mantido pelo Ministério do Trabalho do Brasil. A RAIS

consiste em um painel de informações de alta qualidade sobre as características dos contratos entre firmas e empregados, para todos os indivíduos com carteira assinada, desagregado em nível de município. Tais variáveis são baseadas nos trabalhos de Nascimento, Justo e Alves (2017) e Buhse, Pelegrini e Fochezatto (2018). O Quadro 1 descreve resumidamente o conjunto de variáveis usadas.

Quadro 1: Descrição das variáveis utilizadas

Variáveis	Descrição	Sigla	Unid.	Ano	Fonte
<i>Agroindustrias</i>	Número de estabelecimentos agroindustriais ¹	estab	Qtd.	2017	RAIS/MTE
<i>VAB agropecuária</i>	Valor Adicionado Bruto da Agropecuária	vabagro	Milhões R\$	2017	IBGE
<i>VAB Indústria</i>	Valor Adicionado Bruto da Indústria	vabind	Milhões R\$	2017	IBGE
<i>População</i>	Estimativa de População total dos municípios	pop	Milhões	2017	IBGE
<i>Renda per capita</i>	Proxy Renda per capita ²	rdpc	Mil R\$	2010	IBGE
<i>Dummy semiárido</i>	Dummy de municípios pertencentes a região semiárida do Nordeste, sendo 1 para caso positivo e 0 para caso contrário.	semiarido	Binária	-	Elaborado pelos autores com base no IBGE
<i>Dummy Capital</i>	Dummy dos municípios que são capitais dos estados, sendo 1 para caso positivo e 0 para caso contrário.	capt	Binária	-	Elaborado pelos autores com base no IBGE
<i>Dummy Regiões Metropolitanas</i>	Dummy de municípios pertencentes a região metropolitana com mais de 500 mil habitantes, sendo 1 para caso positivo e 0 para caso contrário.	RM	Binária	-	Elaborado pelos autores com base no IBGE

Fonte: Elaboração própria.

A variável 'semiárido' é composta por todos os municípios pertencentes à região semiárida do Nordeste, totalizando 1.171 municípios³. Já a variável

¹ Abate de reses, exceto suínos; abate de suínos, aves e outros pequenos animais; fabricação de produtos de carne; preservação do pescado e fabricação de produtos do pescado; fabricação de conservas de frutas; fabricação de conservas de legumes e outros vegetais; fabricação de sucos de frutas, hortaliças e legumes; fabricação de óleos vegetais em bruto, exceto óleo de milho; fabricação de óleos vegetais refinados, exceto óleo de milho; fabricação de margarina e outras gorduras vegetais e de óleos não-comestíveis de animais; preparação do leite; fabricação de laticínios; fabricação de sorvetes e outros gelados comestíveis; beneficiamento de arroz e fabricação de produtos do arroz; moagem de trigo e fabricação de derivados; fabricação de farinha de mandioca e derivados; fabricação de farinha de milho e derivados, exceto óleos de milho; fabricação de amidos e féculas de vegetais e de óleos de milho; fabricação de alimentos para animais; moagem e fabricação de produtos de origem vegetal não especificados anteriormente; fabricação de açúcar em bruto; fabricação de açúcar refinado; torrefação e moagem de café; fabricação de produtos à base de café; fabricação de produtos de panificação; fabricação de biscoitos e bolachas; fabricação de produtos derivados do cacau, de chocolates e confeitos; fabricação de massas alimentícias; fabricação de especiarias, molhos, temperos e condimentos; fabricação de alimentos e pratos prontos; e fabricação de produtos alimentícios não especificados anteriormente.

² Foi utilizada a variável *proxy* da renda per capita, sendo uma variável censitária extraída do censo de 2010. Como o objetivo é analisar o comportamento e o sinal esperado não muda, não há implicações graves para esta modelagem. Em termos técnicos, pode gerar um problema de heterocedasticidade, que será corrigido por meio de estimadores de variáveis instrumentais para situações com dependência espacial, ou seja, o estimador espacial de mínimos quadrados de dois estágios (S2SLS).

³ Os dados são referentes a delimitação do Semiárido brasileiro disponibilizada pelo IBGE em 2017. Para esse estudo priorizou-se os municípios nordestinos, o que não considera os 91 municípios pertencentes ao estado de Minas Gerais, que totalizaria 1.262 municípios.

RM é composta por quinze regiões metropolitanas que somam pelo menos um total de até 500 mil habitantes cada, segundo o IBGE são elas: a Região Metropolitana do Recife (PE), Salvador (BA), Fortaleza (CE), Natal (RN), São Luís (MA), Maceió (AL), João Pessoa (PB), Grande Teresina (PI/MA), Aracaju (SE), Polo Petrolina e Juazeiro (PE/BA), Feira de Santana (BA), Campina Grande (PB), Cariri (CE), Agreste (AL) e Sobral (CE).

A Tabela 2 apresenta algumas das principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Dentre eles, os valores mínimo e máximo, onde se observa que além das variáveis binárias de semiárido, capitais e regiões metropolitanas, a variável número de estabelecimentos agroindustriais (estab) teve um valor mínimo igual a zero. Os dados referentes ao VAB agrícola e industrial, além da população, tiveram a escala alterada para milhões e apresentaram médias de 17,191, 58,463 e 29,587, respectivamente. Um alto desvio-padrão prevaleceu apenas no VAB industrial e dados populacionais.

Tabela 2: Estatística descritiva das variáveis

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	Mediana	Desv. Padrão
estab	0	589	4,854	1	24,881
vabagro	0,196	613,895	17,191	8,560	32,906
vabind	0,283	7491,539	58,463	3,164	357,762
pop	1,253	2676,606	29,587	13,814	109,656
rdpc	95,59	1109,01	270,72	254,08	94,402
semiarido	0	1	0,607	1	0,489
capt	0	1	0,005	0	0,067
RM	0	1	0,1104	0	0,313

Fonte: Elaboração própria.

PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

Análise Exploratória de Dados Espaciais

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é um conjunto de ferramentas que permite conhecer os dados espaciais e constitui uma etapa preliminar relevante antes da realização do exercício econométrico espacial (ALMEIDA, 2012), porque é neste momento que se percebem as complicações geradas pelos efeitos espaciais (ALVES; ANDRÉ; ALVES, 2019). Este conjunto de ferramentas permite conhecer os dados espaciais e constitui uma etapa importante antes de realizar a modelagem econométrica espacial.

Essa análise foi utilizada para descrever a distribuição e a associação espacial da variável de estabelecimentos agroindustriais entre as unidades avaliadas no espaço e ainda perceber padrões e formas de instabilidade espacial e identificar possíveis outliers (ALMEIDA, 2012). Para detectar a presença de autocorrelação espacial nas variáveis utilizadas, foi utilizada a estatística I de Moran, para a variável de estabelecimentos agroindustriais. O Índice de Moran é uma das estatísticas mais difundidas e mensura a autocorrelação espacial a partir do produto dos desvios em relação à média.

Trata-se de uma medida global de autocorreção espacial e indica o grau de associação espacial presente em um determinado conjunto de dados. Em termos formais, o índice é representado pela Equação (1):

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (1)$$

em que n representa o número de observações, z denota os valores da variável de interesse padronizada, S_0 é a soma dos ponderadores da matriz, Wz representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial W (ALMEIDA, 2012). Para valores do I de Moran maiores (ou menores) do que o valor esperado significa que há autocorrelação positiva (ou negativa). Isto é, em caso positivo indica similaridade entre os municípios e de modo contrário indica dispersão.

Foram utilizadas as medidas de autocorreção espacial local ou Local Indicator of Spatial Association (LISA) univariado e bivariado. De acordo com Anselin (1988) e Almeida (2012), o LISA é qualquer estatística que satisfaça a dois critérios: i) um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de cluster espacial significativa de valor similar em torno da observação; e ii) o somatório dos LISA's, para todos os municípios, é proporcional ao indicador de autocorreção espacial global.

Segundo Santos e Valente Júnior (2008), as agroindústrias do Nordeste têm se expandido e apresentado maior integração com as cadeias produtivas do setor rural. Os autores verificaram que o fortalecimento desse segmento no Nordeste depende, ainda, dentre outros aspectos, do fornecimento de matérias-primas com qualidade e regularidade; estabelecimento, disseminação e fiscalização de controles de qualidade e de normas e padrões sanitários e agroindustriais; profissionalização de administradores e gerentes nas áreas administrativas e de agronegócios; qualificação da mão-de-obra, além da elevação do nível de renda da população. Nesse contexto univariado, a existência de maiores estabelecimentos agroindustriais pode ter um efeito global para todo o sistema espacial porque a construção de cadeias produtivas do setor rural favorece a formação dos clusters.

Além do contexto univariado, a estatística I de Moran Global pode ser testada em um contexto bivariado. Segundo Rodrigues et al. (2015), a autocorreção espacial global bivariada permite verificar se uma variável observada em determinada região tem alguma associação com outra variável em regiões vizinhas. O coeficiente I de Moran bivariado é dado pela Equação (2):

$$I^{z_1z_2} = \frac{n}{S_0} \frac{z_1'Wz_2}{z_1'z_1} \quad (2)$$

em que Wz_2 representa a defasagem da variável z_2 . Para Rocha e Parré (2009), a presença de autocorrelação espacial positiva indica uma associação dos valores das variáveis que está sendo estudada e de suas localizações. A estratégia de utilização do I de Moran bivariada vai além dos resultados encontrados por Buhse, Pelegrini, Fochezatto (2018) para a região Sul. Em que os resultados apontaram para uma aglomeração de agroindústrias em torno das cidades centrais. Isso implica uma localização próxima ao mercado consumidor e às rotas de transporte e longe da fonte de matérias-primas. No presente estudo, será aplicada à variável agroindústria e regiões específicas como semiárido, regiões metropolitanas e capitais justamente para tentar captar um efeito local que possa ser visualizado entre a relação desses estabelecimentos e essas localidades num contexto bivariado. Em outras palavras, a presença de estabelecimentos maiores teria efeitos espaciais apenas para os vizinhos dessas regiões. Portanto, a região onde a empresa decide se instalar importa.

A escolha da matriz de ponderação espacial foi feita com base no procedimento de Baumont (2004). Basicamente, esse procedimento consiste em testar os resíduos da regressão para autocorrelação espacial e selecionar a matriz que tenha o maior I de Moran estatisticamente significativo, este procedimento também é indicado por Almeida (2012) e Alves, André e Alves (2019)⁴. Foram testadas as matrizes rainha, distância e de 3, 5, 10 e 15 vizinhos, assim, a matriz de três vizinhos mais próximos foi a que apresentou maior nível de significância estatística e, portanto, foi utilizada no presente estudo⁵. Nessa matriz, o I de Moran apresentou autocorrelação espacial global positiva de 0.1344. A fim de observar a existência de clusters espaciais locais de valores altos ou baixos e quais as regiões que mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial⁶.

Estratégia Empírica

Do ponto de vista metodológico, foram adotadas técnicas de econometria espacial ao invés do uso da econometria convencional, pois a diferença entre ambas reside na incorporação dos efeitos espaciais na regressão, como: heterogeneidade espacial e a dependência ou autocorrelação espacial, conforme debatido por Anselin (1988) e Almeida (2012). O objetivo é identificar o padrão de aglomeração espacial das agroindústrias e se esse padrão apresenta uma correlação significativa com a região do semiárido, regiões metropolitanas e capitais. Para tanto, como ponto de partida acontece com o modelo de regressão sem dependência espacial, cuja variável dependente é o número de estabelecimentos agroindustriais (estab) e as variáveis explicativas são às demais conforme Quadro 1. O

⁴ Os passos desse procedimento são: i) Estima-se o modelo de interesse; ii) Em seguida testa-se a presença de autocorrelação espacial por meio do I de Moran para diversas matrizes contendo k vizinhos mais próximos onde k deve variar, por exemplo, de 1 a 20; iii) Finalmente, escolhe-se a matriz de vizinhança que produza o maior valor do índice I de Moran.

⁵ Com três vizinhos, o I de Moran apresentou 0.1344, com 5 vizinhos foi de 0.1052, com 10 vizinhos foi de 0.0644, com 15 vizinhos de 0.0042 e, por fim, Rainha com autocorrelação positiva de 0.1103. Assim, pelo procedimento de Baumont (2004), a matriz indicada é a com três vizinhos.

⁶ São eles Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) tem por objetivo minimizar todo e qualquer erro de uma estimativa amostral em relação à análise populacional, fornecendo estimadores consistentes dos parâmetros β . Em termos formais é demonstrado conforme a Equação (3):

$$y_i = x_i\beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

em que y_i trata-se de um vetor contendo as observações i da variável dependente, x_i uma matriz contendo variáveis independentes referente às observações i , β um vetor contendo os parâmetros populacionais e ε_i o termo de erro da população (GREENE, 2012).

Após obtenção dos resultados do modelo estimado por MQO, testam-se os resíduos para autocorreção espacial por meio do I de Moran. Havendo estatística significativa para esse teste, deve-se então adequar o modelo para controlar os efeitos espaciais. Os modelos que estimam a autocorrelação espacial são amplamente conhecidos na literatura da econometria espacial e se adéquam à maioria dos casos de dependência espacial. Descritos em Anselin (1988) e Almeida (2012) e outros autores que trabalham com essa metodologia, no decorrer dos anos, os modelos incorporam um termo de defasagem espacial (Wy , Wx e $W\varepsilon$) onde se quer capturar o efeito espacial.

Conforme Anselin (1988), a partir do modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a econometria espacial desenvolveu três abordagens que medem os efeitos de interação de unidades espaciais: o efeito exógeno nas variáveis explicativas (WX), uma interação endógena na variável de interesse (Wy) ou nos termos de erro (Wu e $W\varepsilon$). No espaço, o significado do operador de defasagem de uma variável é a média do valor dessa variável nas regiões vizinhas, se W for normalizada (ALMEIDA, 2012; ALVES; ANDRÉ; ALVES, 2019).

Utilizou-se do teste dos multiplicadores de Lagrange, também conhecido como teste do score, que é baseado na abordagem de otimização, mais precisamente, nas condições de primeira ordem da função lagrangeana da função de log-verossimilhança, para diagnóstico do modelo mais adequado a base de dados utilizada. Como casos especiais de testes de hipóteses para os modelos paramétricos, têm-se os testes individuais dos parâmetros de autocorrelação espacial: $H_0: \rho = 0$ no modelo SAR, ou $H_0: \lambda = 0$ no modelo SEM (YWATA; ALBUQUERQUE, 2011; JUSTO, 2014).

No presente estudo, procurou-se analisar os efeitos espaciais na variável de interesse, isto é, o modelo SAR. A motivação para estimar um modelo SAR é o fato de representar um equilíbrio de longo prazo de um processo dinâmico, denotando decisões tomadas por agentes econômicos em períodos passados influenciando a decisão de agentes no período presente (LESAGE; PACE, 2009). Nesse caso é imposto algumas restrições específicas em relação ao modelo espacial geral, são elas: $\rho \neq 0$, $\gamma = 0$, $\lambda = 0$ e $\tau = 0$. Obtido o Modelo de Lag espacial (SAR) que visa incorporar a ideia de transbordamentos por meio da defasagem da variável endógena defasada

espacialmente (Wy). Em termos formais, o que se pretende tratar é apresentado na Equação (4):

$$\begin{aligned} estab = & \rho Westab + \beta vabagro + \beta vabind + \beta pop + \beta rdpc \\ & + \beta semiarido + \beta capt + \beta RM + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

em que $\rho Westab$ é um vetor n por 1 de defasagens espaciais para a variável de número de estabelecimentos agroindustriais, ρ é o coeficiente autorregressivo espacial. A restrição sobre o coeficiente de defasagem espacial ρ é de que se situe no intervalo aberto entre -1 e 1 ($|\rho| < 1$). Se o parâmetro espacial ρ for positivo, isso indica autocorrelação espacial global positiva. Em outros termos, um ρ positivo indica que um alto (baixo) valor de y nos municípios vizinhos aumenta (diminui) o valor de y no município i . Se o parâmetro ρ for negativo, isso sinaliza que há autocorrelação espacial global negativa. De modo geral, indica os efeitos diretos e indiretos de uma determinada variável no município em questão e nos seus três vizinhos. Assim, ao final da análise foram mensurados os impactos das variáveis explicativas na dependente na sua forma: direta, indireta e total, bem como o viés que se teria na regressão caso não fosse levado em conta os efeitos *spillovers*, isto é, o viés causado pela estimação do MQO.

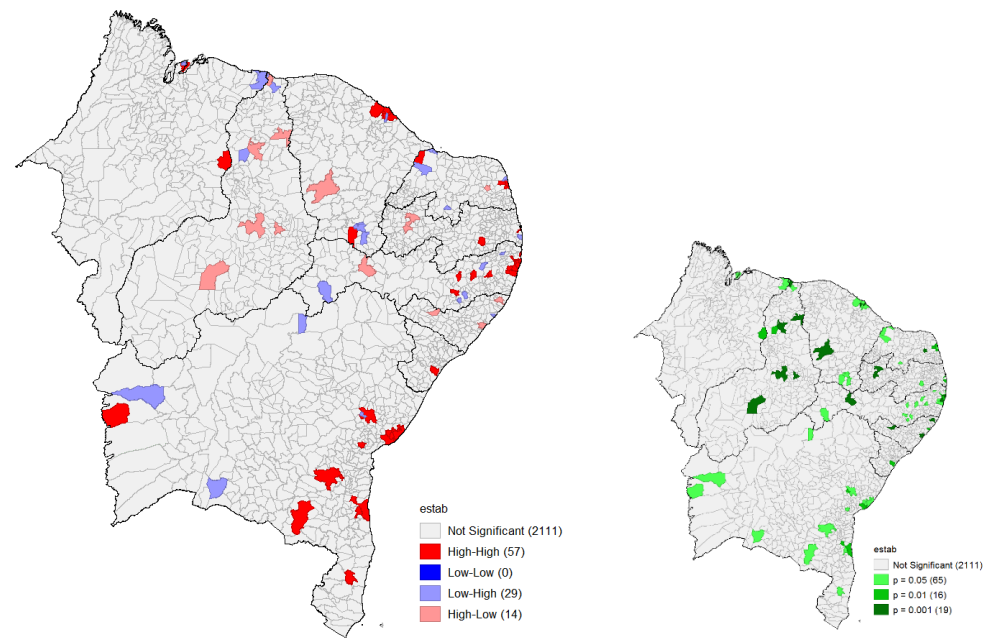
RESULTADOS

Análise Exploratória de Dados Espaciais

Conforme a Figura 1 (lado esquerdo), observa-se o mapa de significância do número de estabelecimentos agroindustriais. De acordo com Alves (2020) esse mapa é chamado por Anselin (1988) de “LISA Map”, e na sua geração os valores do índice local de Moran são classificados em quatro grupos: i) Não significantes; ii) Com significância de 95% ($1,96\sigma$); iii) Com significância de 99% ($2,54\sigma$); iv) Com significância de 99,9% ($3,20\sigma$). Assim, observou-se que grande parte dos municípios com coeficientes altamente significativos estão nos estados de Piauí, Ceará e Pernambuco.

Ainda na Figura 1 (lado direito), pode-se observar que há concentração de clusters AA nas capitais nordestinas, com destaque para Fortaleza, Salvador e Recife. Além disso, o Sudoeste, Litoral Sul e Extremo Sul da Bahia, Agreste de Pernambuco, Sul do Ceará e Oeste Potiguar são regiões com alta concentração de clusters AA fora das regiões metropolitanas. De uma forma geral, observa-se que a maior parte das agroindústrias está localizada na faixa litorânea do Nordeste, principalmente próxima às regiões metropolitanas, acredita-se que a justificativa para maior facilidade de escoamento da produção até o mercado consumidor seja plausível. No entanto, a ideia de regiões subcentrais no interior do Nordeste não deve ser descartada.

Figura 1: Mapa de Clusters LISA univariado e de significância para a variável de número estabelecimentos agroindustriais

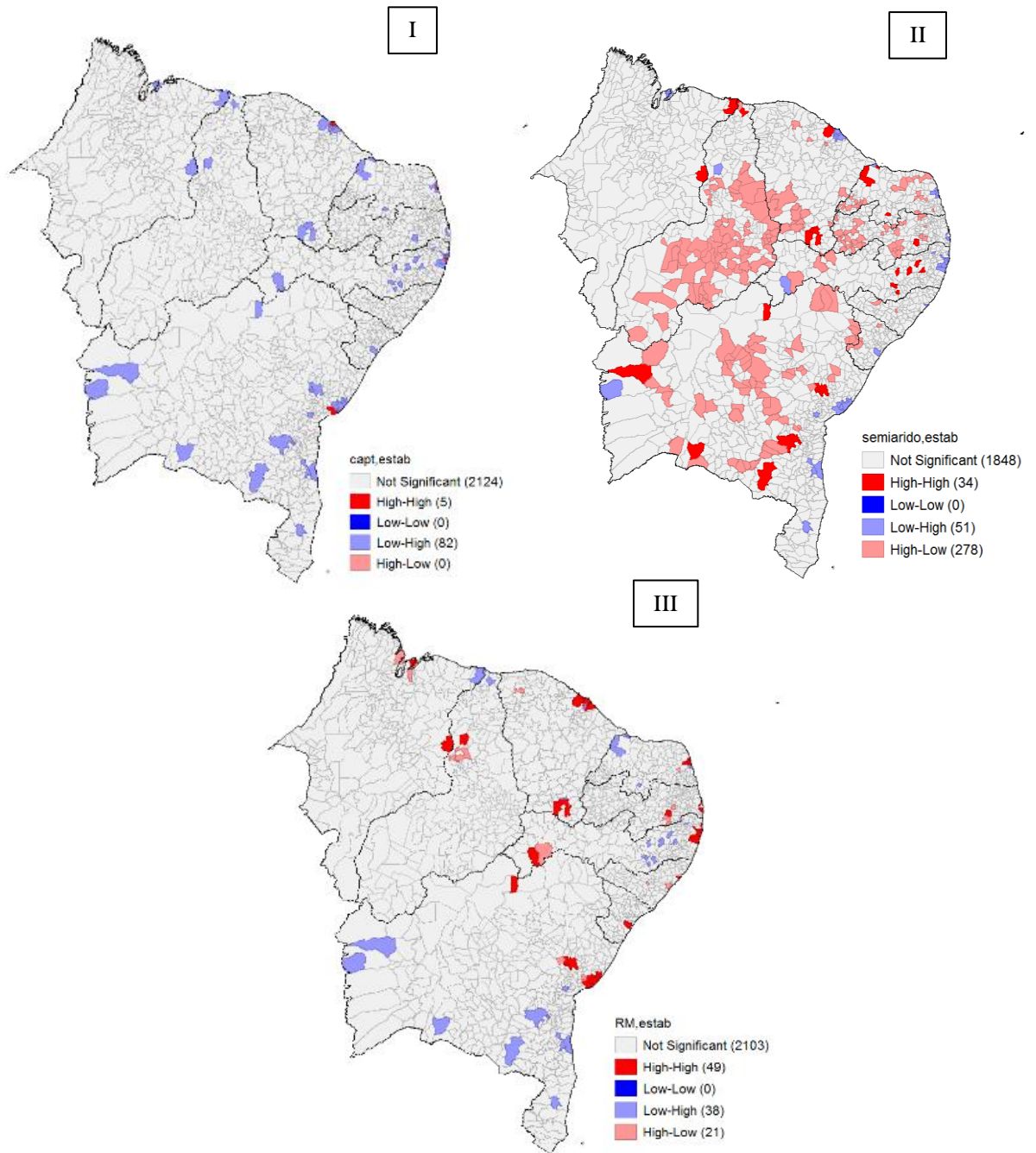


Fonte: Elaboração própria.

Pela análise bivariada, conforme mostra a Figura 2, verifica-se que na relação entre capitais e número de estabelecimentos agroindustriais (I), Fortaleza, Natal, Recife e Salvador se apresentam como clusters de AA, enquanto São Luís, Teresina, João Pessoa, Aracajú e Maceió formam os clusters BB. Em relação à região semiárida (II), observa-se a importância dos estabelecimentos agroindustriais na geração de empregos e dinamização no interior do Nordeste. É um processo de inserção de tecnologias e inovação para o setor produtivo agropecuário, adaptado ao semiárido e voltado para o fortalecimento e crescimento da agroindústria. Segundo Morato e Teixeira (2010), além de conviver com as graves dificuldades socioeconômicas das populações locais, o semiárido é constantemente castigado pelas adversidades climáticas. Com uma quantidade considerável de clusters AA e AB, essa região se destaca nos polos de fruticultura irrigada na região do Jaguaribe e na divisa Ceará-Rio Grande do Norte, bem como em Juazeiro-Petrolina.

Outro destaque está na região Oeste da Bahia, tanto no Vale quanto na região do Cerrado. Fica no vale que margeia o Rio Grande e tem predominância da agricultura de subsistência. Pelo Cerrado, que se caracteriza por atividades mais tradicionais como mandioca, milho, arroz, feijão e pecuária. Essa região, favorável à mecanização e se tornou o principal polo agrícola da Bahia. Cujo perfil produtivo segundo a Associação dos Agricultores e Irrigantes da Bahia (AIBA) é a agricultura intensiva e empresarial. Os destaques são o cultivo de soja, algodão, milho e café.

Figura 2: Mapa de Clusters LISA bivariado das variáveis de capitais, semiárido e Região Metropolitana em relação a variável de número estabelecimentos agroindustriais



Fonte: Elaboração própria.

Por fim, a correlação nas regiões metropolitanas (III) mostra-se positiva, significativa e com característica de clusters AA em sua grande maioria das RM's em estudo. Trata-se de regiões que exercem influência local/regional e favorecem o processo de comercialização e escoamento da produção não só para o mercado nacional, mas também para o mercado externo.

Regressão sem dependência espacial

Inicialmente, foi estimado o modelo de regressão sem dependência espacial, o MQO. Assim por meio dos resultados dispostos na Tabela 3, observa-se que o coeficiente de todas as variáveis fora estatisticamente significativa a menos 1%, com exceção apenas do coeficiente da *dummy* de semiárido significativa a 10%. Pelos testes de Breusch-Pagan e Jarque-Bera, é diagnosticado que não se aceita a hipótese nula de homocedasticidade e a de que os resíduos não seguem uma distribuição normal.

Tabela 3: Resultados da Regressão por MQO

Coeficientes	Estimativas
Intercepto	-4,3942*** (1,1219)
vabagro	0,0465*** (0,0096)
vabind	0,0230*** (0,0014)
pop	0,0267*** (0,0044)
rpct	0,0165*** (0,0039)
capt	170,4840*** (6,6604)
semiarido	1,1861* (0,6441)
RM	3,4577*** (1,0326)
I Moran Global da Regressão	7,5306***
F-statistic	683,3***
Breusch-Pagan	1087,6***
Jarque-Bera	12920,86***
Akaike	14304,91
Schwartz	14354,34
LIK	-7143,45
n	1,794
R ²	0,7281
R ² ajustado	0,7271

Nota: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

Para detecção da autocorrelação espacial na regressão, testaram-se os resíduos para autocorreção espacial por meio do I Moran Global da Regressão. Observou-se que ele é significativo a 1%, indicando que há presença de efeitos espaciais nas variáveis de interesse. Assim, é legítimo o uso de modelos espaciais para estudo do fenômeno.

Regressão com dependência espacial

A Tabela 4 inicia o procedimento, apresentando os resultados do teste focado para especificação do melhor modelo, ou modelo mais adequado à análise dos resultados. Pode-se verificar que os resultados para dependência espacial da matriz de vizinhos K3, apresenta uma baixa probabilidade da estatística I de Moran e aponta para a presença de autocorrelação espacial positiva para variável defasada espacialmente ($ML\rho$) e nos termos de erros ($ML\lambda$).

No caso das versões robustas dos testes $ML\rho$ e $ML\lambda$, dada por Bera e Yoon (1993), às quais consideram o efeito da dependência espacial que não é captado pelo teste. Isto é, o teste $RML\lambda$ é o teste LM para dependência espacial no termo de erro, robusto à dependência espacial na variável dependente. O teste robusto para $RML\rho$ consiste em um teste para defasagem espacial que considera a influência da dependência espacial no erro (VIERA, 2009). Já o teste $ML\lambda\rho$, se refere ao teste onde tanto a variável defasada espacialmente quanto nos termos de erros.

Tabela 4: Resultados do teste focado

Coefficientes	Valores	Parâmetros	P-valor
$ML\lambda$	55,2984	1	0,0000
$ML\rho$	105,1677	1	0,0000
$RML\lambda$	0,6751	1	0,4113
$RML\rho$	50,5444	1	0,0001
$ML\lambda\rho$	105,8428	2	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Para Anselin (1988) e Vieira (2009) a ideia por trás dos testes robustos é ajustar o valor da estatística teste ML levando em consideração a não centralidade da distribuição do teste, no caso de má especificação do modelo. Assim, uma forma direta para especificar qual modelo utilizar pode ser dado pelos seguintes passos: i) estimativa MQO pelo teste I de Moran da regressão, onde os possíveis resultados são: a) ausência de significância: deve-se assumir o modelo MQO. b) I de Moran da regressão significativo: verificar pelo teste ML quais dos dois ($ML\lambda$ ou $ML\rho$) é significativo e assumir o que for; ii) Ambos, $ML\lambda$ e $ML\rho$, foram significativos: i) utilizar testes robustos e selecionar aquele com maior significância como alternativa. O teste Multiplicador de Lagrange para erro, $ML\lambda$, testa a hipótese nula de que os erros não seguem um padrão espacial autoregressivo é rejeitado. Porém, o teste de Kelejian-Robinson ($RML\lambda$), um procedimento de especificação robusto, não aponta para a existência de algum tipo de autocorrelação espacial nos termos de erros, assim não se rejeita a hipótese nula.

No caso do Multiplicador de Lagrange para variável defasada espacialmente, $ML\rho$, que tem por fito averiguar a existência de uma dependência espacial entre as observações vizinhas. Os resultados se mostraram positivos, isto é, rejeita-se a hipótese nula que indica a presença

da defasagem espacial no modelo. Do mesmo modo para o teste robusto, RML ρ .

Para o diagnóstico do modelo mais adequado, segundo Vieira (2009), como ambos foram significativos, observa-se os resultados apresentados da especificação apontada por aquele mais significativo dos dois testes robustos. Nesse caso, como RML ρ apresentou valor 50,5444 e altamente significativo, enquanto RML λ não o é. Portanto, pode-se concluir que, pelos testes robustos, a melhor alternativa a ser estimada é o modelo de defasagem espacial (ML ρ) ou SAR ML (Modelo I da Tabela 3).

No entanto, segundo Anselin (1988), Drapper e Smith (1998) e Charnet et al. (1999) mesmo que os resíduos não sigam uma distribuição normal (ver Tabela 03), a falta de normalidade não constitui problema pois os testes de t e F são robustos ao desvio da normalidade. Contudo, a homocedasticidade dos resíduos, é uma das mais importantes pressuposições feitas neste tipo de modelos. Uma vez ajustado o modelo é de extrema importância que seja avaliada esta pressuposição, pois ela é que irá garantir a eficiência dos testes de hipóteses, pois a estimativa da variância populacional (quadrado médio do resíduo) será não viesada (VIEIRA, 2009).

Segundo Anselin (2005), o teste de Breusch-Pagan, sob a hipótese de nulidade avalia a homocedasticidade dos resíduos. Esse teste, pertence à classe dos testes de multiplicadores de Lagrange. Assim, para corrigir o problema de heterocedasticidade devem-se usar os mínimos quadrados espaciais de dois estágios na estimação (KELEJIAN; PRUCHA, 1997; ANSELIN; FLORAX, 2012).

Segundo Vieira (2009), em muitas situações, utiliza-se esse estimador, sobretudo quando se tem o objetivo de identificar relações de causalidade entre determinadas políticas. O problema de endogeneidade surge nos modelos espaciais, havendo a necessidade de se utilizarem abordagens que estendam, por exemplo, os estimadores de variáveis instrumentais para situações com dependência espacial, isto é, o estimador espacial de mínimos quadrados de dois estágios (S2SLS).

Entre as características da abordagem de mínimos quadrados espaciais de dois estágios de Kelejian e Prucha, Vieira (2009) destaca: i) visa à estimação de modelos de regressão linear, com um termo de lag espacial da variável resposta do lado direito da equação; ii) permite a estimação de modelos com regressores endógenos; iii) os coeficientes são todos estimados por intermédio do procedimento de mínimos quadrados de dois estágios; iv) o coeficiente de lag espacial da variável resposta tem como instrumento, para resolver o problema de endogeneidade, os lags espaciais dos regressores exógenos; e v) o procedimento permite a incorporação de correções para a presença de heteroscedasticidade e autocorrelação espacial residual nos termos de erro da regressão estimada. O estimador de mínimos quadrados espacial de dois estágios (spatial two stage least squares – S2SLS) é expresso como:

$$\hat{Y}_{S2SLS} = [Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z]^{-1}Z'Q(Q'Q)^{-1}Qy \quad (5)$$

Nos termos do presente artigo:

$$y = \rho Westab + Yv + \beta vabagro + \beta vabind + \beta pop + \beta rdpc + \beta semiarido + \beta capt + \beta RM + \varepsilon_i \quad (6)$$

em que, além das variáveis da Equação (3), onde Yv é o instrumento. A Tabela 5 apresenta os resultados para o modelo SAR, com uso das estimações da Equação (1) (Modelo I da Tabela 05), utilizando o estimador de máxima verossimilhança, e da Equação (5) pelo estimador de mínimos quadrados espacial de dois estágios⁷ (Modelo II da Tabela 05). Desse modo, nota-se que todos os coeficientes das variáveis foram significantes a 1%, com exceção do coeficiente das variáveis semiárido e RM, com nível de significância de 5%.

De acordo com Almeida (2012), há grande interesse na literatura pela interpretação dos coeficientes estimados em modelos espaciais. Isso porque a interpretação dos coeficientes β para um modelo espacial como o SAR torna-se mais rica e complicada ao mesmo tempo. A riqueza da interpretação surge porque um modelo de defasagem espacial, assim como outros modelos espaciais, consegue representar a estrutura de dependência envolvida na interação espacial entre as regiões (LESAGE; PACE, 2009).

Observou-se que os efeitos espaciais, demonstrados por meio do parâmetro ρ , foram positivos e significantes. Isto é o parâmetro espacial ρ foi positivo, isso indica autocorrelação espacial global positiva. Em outros termos, um ρ positivo indica que um alto número de estabelecimentos (ou alto valor de y) em um determinado município, provoca um aumento não só nele mesmo, mas também nos seus vizinhos. Indica um efeito similaridade no modelo, e não dispersão. Destaca-se que a instrumentalização do ρ no Modelo II.

⁷ De acordo com Barreto, Almeida e Lima (2010) os modelos estimados pelo método de mínimos quadrados ordinários com *dummies* (MQDV) na presença de autocorrelação espacial, na variável dependente, geram a estimadores viesados. Diferentemente dos modelos estimados por MV e 2SLS.

Tabela 5: Resultados das regressões com dependência espacial

Coeficientes	Estimações	
	Modelo I	Modelo II
Intercepto	-4,3668*** (1,0802)	-4,3681*** (1,0836)
ρ	-	0,1980*** (0,0258)
Vabagro	0,0480*** (0,0092)	0,0479*** (0,0093)
Vabind	0,0214*** (0,0014)	0,0215*** (0,0014)
Pop	0,0278*** (0,0043)	0,0277*** (0,0043)
Rpct	0,0133*** (0,0038)	0,0135*** (0,0038)
Capt	174,6752*** (6,4178)	174,4732*** (6,4536)
Semiárido	1,5143** (0,6204)	1,4985** (0,6234)
RM	1,2054** (1,0117)	1,3139** (1,0356)
ρ	0,2080***	-
I Moran Global da regressão	0,6091	0,9456
Jarque-Bera	13595,89***	13658,28***
Akaike	14199,35	-
Schwartz	14254,27	-
LIK	-7089,676	-
N	1,794	1,794

Nota: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

Os efeitos espaciais foram controlados, conforme diagnóstico do teste I de Moran da regressão para ambos os modelos. O modelo mostra uma relação positiva entre o número de estabelecimentos e o Valor Adicionado Bruto agropecuário e o VAB industrial. Isso confirma algo já esperado, que um aumento dos VAB's agropecuário e industrial em um município gera repercussões positivas no aumento do número de estabelecimentos agroindustriais, nele e nos seus três vizinhos mais próximos. Assim como a variável de renda per capita. Isso acontece porque a intensidade de autocorrelação decresce por conta de que $|\rho| < 1$ (ANSELIN; BERA, 1998). Portanto, o alcance de um choque é global no sentido de que ele se propaga por todo o espaço. No epicentro de ocorrência do choque, a sua intensidade é maior e, à medida que se distância, tal intensidade perde força (ALMEIDA, 2012).

A variável população apresentou sinal positivo e significativo, representando assim que o aumento da população em determinado município afeta o número de estabelecimentos nos municípios vizinhos, uma das justificativas para esse efeito, segundo Alves e Silveira Neto (2011), é que a aglomeração gera externalidades positivas, mas estas podem ser balanceadas com externalidades negativas devido ao efeito de congestionamento. Segundo Oliveira e Domingues (2005) e Alves (2020), o aumento da densidade populacional pode causar efeitos de congestionamento, áreas densamente povoadas podem ter custos mais elevados, o que promove deseconomias externas nesses municípios, repercutindo positivamente no número de estabelecimentos agroindustriais nos municípios vizinhos.

Aqui, equivale à ideia de polos de emprego, como destacam Rodrigues, Silveira Neto e Miranda (2019), devido à elevada densidade populacional do Central Business District (CBD) apesar da grande concentração de empregos perto dos principais centros (capitais), as regiões metropolitanas do Nordeste começam a apresentar um padrão de descentralização das atividades econômicas, evidência que pode ser explicada, em parte, pelas características dos centros urbanos. Justificando o uso da *dummy* de Regiões Metropolitanas (RM).

Os coeficientes das variáveis: capital, semiárido e região metropolitana apresentaram sinais positivos e significativos. Isso indica que, se for capital, acaba tendo reflexos positivos no número de estabelecimentos agroindustriais dos municípios vizinhos. O que realmente ocorre nas regiões metropolitanas é a disseminação das atividades produtivas para o seu entorno ou mesmo para os municípios vizinhos.

O fato de a cidade estar localizada em regiões metropolitanas, estas também exercem efeitos positivos no aumento desses estabelecimentos em seus vizinhos. Por fim, constatou-se que o fato de o município estar localizado no interior do Nordeste, mais especificamente no semiárido, também exerce efeitos sobre os estabelecimentos agroindustriais. Conforme analisado na Figura 2 (II), existem várias concentrações dos clusters AA e AB na região semiárida do Nordeste do Brasil.

A seguir, é verificado o impacto direto, indireto e total desses transbordamentos espaciais. Com ele pode-se mensurar a importância das agroindústrias nas variáveis de estudo e no Nordeste.

Mensuração dos Transbordamentos: impactos direto, indireto e total sobre os municípios

Na situação em que não existem transbordamentos espaciais e as regiões são independentes entre si, só existe o efeito direto da variável explicativa K na região i influenciando a variável dependente na região i , pois o efeito marginal cruzado de X_{kj} sobre y_i é igual a zero ($\partial y_i / \partial X_{kj} = 0$). No entanto quando se admite a existência de transbordamentos espaciais, a interpretação deixa de ser tão direta porque ganha uma riqueza de informações sobre as inter-relações e efeitos realimentadores que tomam lugar nessa situação (ALMEIDA, 2012).

Esse efeito realimentador funciona do seguinte modo: a variável explicativa K na região i influencia as regiões vizinhas que influencia, por sua vez, a variável dependente. Existe também outro canal de transmissão da influência que reside em que a variável explicativa K em i influencia as regiões vizinhas que, por sua vez, impactam a região i , que influenciará posteriormente a variável dependente da região i (ANSELIN, 1988; ALMEIDA, 2012). Para além das informações acerca do efeito realimentador direto, indireto e total, existe também o viés da análise que é feita apenas com o estimador de MQO, ignorando os efeitos espaciais das variáveis.

Os *spillovers* globais surgem quando mudanças em uma característica de uma determinada região impacta as características das demais regiões vizinhas. Isso se aplica até mesmo à própria região, uma vez que os impactos podem passar para os vizinhos e voltar para a própria região (feedback). Especificamente, os *spillovers* globais impactam os vizinhos, que por sua vez impactam os vizinhos dos vizinhos, os vizinhos dos vizinhos dos vizinhos e assim por diante. As interações endógenas produzidas por *spillovers* globais levam a um cenário onde mudanças em uma região acionam uma sequência de ajustes em todas as demais regiões da amostra, de modo que um novo estado estacionário de longo prazo é definido.

Segundo LeSage e Pace (2009), num modelo espacial do tipo SAR, o efeito marginal total é a soma dos efeitos marginais diretos e indiretos proporcionados por esta mudança e pela realimentação que ocorre através das regiões. Pela variável capital, identificou-se um elevado e positivo efeito total na variável de estabelecimentos agroindustriais, levando a crer que se o município for uma das nove capitais do Nordeste, este impacta de forma direta em um aumento de 176,32 estabelecimentos, enquanto o efeito realimentador indireto impacta nos seus municípios vizinhos em um total de 41,23, segundo o Modelo II. Nota-se que os efeitos são maiores quando se trata de capitais, os *spillovers* globais encontrados.

Ambos os modelos apresentam resultados próximos, esses resultados apontados, destacam-se à relação positiva do efeito direto das variáveis VAB agropecuário, VAB industrial, população e renda per capita. Isto é, essas variáveis geram efeito direto no próprio município ampliando o número de estabelecimentos agroindustriais, sendo, nesse caso, o efeito direto maior que o efeito indireto. Essas mesmas variáveis, nesse município em questão, também impactam indiretamente no aumento dos estabelecimentos agroindustriais das cidades circunvizinhas, gerando um efeito *spillover*.

Outro resultado parecido se dar por conta das RM's e dos 1.262 municípios localizados na região semiárida do Nordeste. Confirmando, mais uma vez, atração de estabelecimentos agroindustriais para o Nordeste.

Tabela 6: Mensuração dos impactos

Variáveis	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total	Viés(%)
Modelo I				
vabagro	0,0485	0,0120	0,0606	-3,2
vabind	0,0217	0,0054	0,0270	-7,0
pop	0,0281	0,0070	0,0351	4,0
rpct	0,0135	0,0033	0,0168	-19,4
capt	176,7259	43,8301	220,5559	2,5
semiarido	1,5321	0,3800	1,9121	27,7
RM	1,2196	0,3025	1,5221	-65,1
Modelo II				
vabagro	0,0484	0,0113	0,0597	3,0
vabind	0,0217	0,0051	0,0268	6,5
pop	0,0280	0,0065	0,0346	3,7
rpct	0,0136	0,0032	0,0168	-18,2
capt	176,3206	41,2273	217,5478	2,3
semiarido	1,5144	0,3541	1,8685	26,5
RM	1,3279	0,3105	1,6383	-62,0

Fonte: Elaboração própria.

No modelo de defasagem espacial, a autocorrelação espacial ignorada está relacionada à variável dependente. Quando este tipo de autocorrelação espacial é ignorado, o estimador de MQO torna-se viesado e todas as inferências baseadas na regressão padrão, isto é, sem Wy, tornam-se incorretas. É uma situação, portanto, semelhante à omissão de variáveis explicativas significantes no modelo de regressão (LESAGE, 1999; OLIVEIRA; DOMINGUES, 2005; ALVES, 2020).

Para mostrar o tamanho do viés gerado pelas variáveis independentes presentes no modelo caso fosse utilizado o estimador MQO, apresenta o viés em %. Com exceção da variável RM, todas as demais variáveis possuem uma variação negativa, isto é, o viés, por não considerar os efeitos espaciais na regressão.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo verificou o padrão de aglomeração espacial das agroindústrias e suas características na região Nordeste, com objetivos específicos de investigar os efeitos globais e locais da agroindustrialização e seus impactos na região. Observou-se que as agroindústrias dessa região se concentram majoritariamente nas capitais e regiões metropolitanas, apresentando um padrão espacial de aglomeração já esperado. No entanto, observou-se a importância dos estabelecimentos agroindustriais na geração de empregos e dinamização no interior do Nordeste, sobretudo na região mais a oeste, conhecida como MATOPIBA.

É um processo de inserção de tecnologias e inovação para o setor produtivo agropecuário, adaptado ao semiárido e voltado para o fortalecimento e crescimento do agronegócio. Como visto, existe uma quantidade considerável dos clusters AA e AB, nos pontos de maior dinamismo econômico, esta região se destaca nos polos de fruticultura irrigada na região de Jaguaribe e divisa do Ceará com o Rio Grande do Norte, bem como em Juazeiro - Petrolina. Além da região Oeste da Bahia, tanto pela região do Vale quanto pelo Cerrado. Fica no vale que margeia o Rio Grande e tem predominância da agricultura de subsistência. Pelo Cerrado, que se caracteriza por atividades mais tradicionais como mandioca, milho, arroz, feijão e pecuária. Essa região, favorável à mecanização e se tornou o principal polo agrícola da Bahia. Cujo segundo perfil produtivo é o empresarial e a agricultura intensiva. Os destaques são o cultivo de soja, algodão, milho e café.

De acordo com a proposta inicial, os questionamentos levantados foram respondidos, apesar de o município pertencer ao semiárido, tem aumentado o número de estabelecimentos agroindustriais em algumas regiões, absorvendo a produção de safras adaptadas às características do solo, clima e vegetação. Também foi evidenciado que o fato de o município estar localizado em regiões metropolitanas apresenta uma vantagem maior, não só no que diz respeito à mão de obra, mas também pela maior facilidade de escoamento da produção via exportação. Se o município for capital, acaba tendo reflexos positivos no número de estabelecimentos agroindustriais dos municípios vizinhos, ou seja, as capitais exercem o papel de *spillovers* globais na região.

Com os resultados obtidos por meio da estimação dos modelos considerando os efeitos espaciais, destaca-se a relação positiva do efeito direto do VAB agrícola, VAB industrial, população e renda per capita no número de estabelecimentos agroindustriais nos municípios nordestinos. Constatou-se também que o VAB agropecuário e industrial gera impactos diretos no município sobre o número de estabelecimentos agroindustriais e isso é maior do que o efeito feedback (indireto) no município vizinho. Essas mesmas variáveis também impactam indiretamente o aumento de estabelecimentos agroindustriais nas cidades do entorno, gerando um efeito overflow.

Assim, este trabalho avança em termos metodológicos e contribui com a literatura nacional sobre agroindústria e seu potencial no Nordeste e na

expectativa de crescimento desses estabelecimentos na região de clima semiárido. Sugere-se, para trabalhos futuros, um estudo específico da região semiárida brasileira, com variáveis específicas de trabalho que ajudem a explicar o impacto das agroindústrias na qualidade de vida da população, no efeito migratório e no crescimento econômico desses municípios. Além disso, espera-se que haja um aumento na geração de empregos nessas localidades, sendo assim, uma proposta de política pública seria viável para aumentar o número de vagas com carteira assinada.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas, São Paulo: Alínea, 2012.
- ALVES, Denis Fernandes. *Estrutura Produtiva e Desigualdade Intermunicipal de Renda no Brasil: uma abordagem regional*. 2020. 205 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (PPECO/UFRN), Natal/RN.
- ALVES, D. F.; ANDRÉ, D. M.; ALVES, J. S. Desigualdades, Crescimento Econômico e Estrutura Produtiva: uma análise fatorial e espacial dos municípios cearenses. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE, 15., 2019, Fortaleza. *Anais...* Fortaleza/CE: IPECE, 2019.
- ALVES, Janaina da Silva; SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Impacto das externalidades de aglomeração no crescimento do emprego: o caso do cluster de confecções em Pernambuco. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, n. 2, p. 333-350, 2011.
- ANSELIN, L. *Exploring spatial data with GeoDaTM: a workbook*. Center for spatially integrated social science, 2005.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ANSELIN, L.; BERA, A. K. *Introduction to spatial econometrics*. Handbook of applied economic statistics, v. 237, 1998.
- ANSELIN, L.; FLORAX, R. *New directions in spatial econometrics*. Springer Science & Business Media, 2012.
- BACHA, Carlos José Caetano. O sucesso da agropecuária brasileira. *AgroANALYSIS*, v. 24, n. 6, p. 23-23, 2004.
- BARRETO, Ricardo Candéa Sá; ALMEIDA, Eduardo Simões; LIMA, João Eustáquio. Convergência espacial do PIB per capita no estado do Ceará. *Revista de Economia*, v. 36, n. 3, 2010.
- BAUMONT, C. *Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* [S.l.], 2004. Disponível em: <https://bit.ly/2VWj2dy> . Acesso em: 23 abr. 2020.
- BERA, Anil K.; YOON, Mann J. Specification testing with locally misspecified alternatives. *Econometric theory*, v. 9, n. 4, p. 649-658, 1993.

BUHSE, A. P.; PELEGRINI, T.; FOCHEZATTO, A. Análise espacial das agroindústrias da Região Sul: um estudo a nível municipal para o ano 2010. *Geosul*, v. 33, n. 68, p. 116-136, 2018.

CHARNET, Reinaldo *et al.* *Análise de modelos de regressão linear com aplicações*. Campinas: Unicamp, 1999.

DRAPPER, N. R.; SMITH, H. *Análisis de regresión aplicada*. Universidad de la Habana, 1998.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 7. ed. London: Pearson, 2012

GUIMARÃES, M. F. Desenvolvimento regional, efeito de localização e clusters agroindustriais no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, v. 15, n. 2, p. 56-62, 2006.

HADDAD, P. R. *A concepção de desenvolvimento regional*. In: HADDAD, P. R. *et al.* (Org.). *A competitividade do agronegócio e o desenvolvimento regional no Brasil: estudos de clusters*. Brasília: CNPq: Embrapa, 1999. _____ *Economia regional: teorias e métodos de análise espacial*. BNB/ETENE: Fortaleza, 1989.

HENSON, Spencer; CRANFIELD, John. Building the political case for agro-industries and agribusiness in developing countries. *Agro-industries for development*, p. 10-45, 2009.

HWA, Erh-Cheng. The contribution of agriculture to economic growth: some empirical evidence. *World development*, v. 16, n. 11, p. 1329-1339, 1988.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Sistema IBGE de recuperação automática - SIDRA*. Pesquisa Nacional - várias tabelas, 2022. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/home/pimpfrg/nordeste> , acesso em 18 de jan. 2022.

JUSTO, W. R. Crescimento Econômico dos Municípios Baianos de 2000 a 2010 à luz da Nova Geografia Econômica e da Econometria Espacial. In: ENCONTRO PERNAMBUCANO DE ECONOMIA, 3., 2014. *Anais...* Recife: III Encontro Pernambucano de Economia. 2014.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. Estimation of spatial regression models with autoregressive errors by two-stage least squares procedures: a serious problem. *International Regional Science Review*, v. 20, n. 1-2, p. 103-111, 1997.

KUSBICK, Fabricio Andre; TARTAS, Rubiele Liandra. Fatores que influenciaram a implantação e desenvolvimento da agroindústria sob a ótica De Alfred Weber: O Caso Do Oeste Catarinense. *Revista Cadernos de Economia*, v. 19, n. 35, 2016.

LAZZAROTTO, J. J.; GARAGORRY, F. L.; HIRAKURI, M. H. Dinâmica espacial da produção brasileira de soja no período de 1975 a 2003. In: CONGRESSO SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande, MS. *Tecnologias, desenvolvimento e integração social: Anais...* Campo Grande, MS: SOBER, 2010., 2010.

LESAGE J. P.; PACE R. K. *Spatial Econometric Models*. In: Fischer M., Getis A. (Org.) *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg. 2009.

LESAGE, J. *The theory and practice of spatial econometrics*. Toledo, Ohio: Department of Economics/University of Toledo, 1999.

LOPES, R. L.; CAIXETA FILHO, J. V. Suinocultura no Estado de Goiás: aplicação de um modelo de localização. *Pesquisa Operacional*, v. 20, n. 2, p. 213-232, 2000.

LOUSADA JUNIOR, José Edilton *et al.* Consumo e digestibilidade de subprodutos do processamento de frutas em ovinos. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v. 34, n. 2, p. 659-669, 2005.

MORATO, Luiz Alberto Nogueira; TEIXEIRA, Rivanda Meira. Perfil e gestão de agroindústrias no semiárido sergipano. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, v. 12, n. 3, p. 355-369, 2010.

MORATO, Luiz Alberto Nogueira; TEIXEIRA, Rivanda Meira. Perfil E Gestao De Agroindustrias No Semiárido Sergipano. *Organizações Rurais e Agroindustriais/Rural and Agro-Industrial Organizations*, v. 12, n. 1511-2016-131126, p. 1-15, 2010.

NASCIMENTO, E. F.; JUSTO, W. R.; ALVES, D. F. Impactos das culturas agropecuárias da região Centro-Oeste: uma abordagem espacial. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 55., 2017, Santa Maria/RS. *Anais da 55º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural*, 2017.

OLIVEIRA, H. C.; DOMINGUES, E. P. Considerações sobre o impacto dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte e do Centro-Oeste na redução da desigualdade regional no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., Natal/RN: *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*, 2005.

ROCHA, C. B.; PARRÉ, J. L. Estudo da distribuição espacial do setor agropecuário do Rio Grande do Sul. *Análise Econômica*, v. 27, n. 52, 2009. Disponível em: <https://bit.ly/2VRsKOp>. Acesso em: 23 ago. 2021.

RODRIGUES, F. A. C.; SILVEIRA NETO, R. M.; MIRANDA, F. Identification of Employment Subcenters in Brazilian Metropolitan Regions. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 47., 2019. ANPEC. *Anais...* Fundação Getúlio Vargas em São Paulo/SP: ANPEC, 2019.

RODRIGUES, Karla Cristina Tyskowski Teodoro *et al.* Uma análise espacial da imigração no Brasil. *Economia e Desenvolvimento*, v. 27, n. 1, 2015.

SANTOS, J. A. N.; VALENTE JÚNIOR, A. S. Perfil da Agroindústria no Nordeste. *Informe Rural ETENE*, v. 2, n. 7. jul. 2008.

SIFFERT FILHO, Nelson Fontes; FAVERET FILHO, Paulo de Sá Campello. O sistema agroindustrial de carnes: competitividade e estruturas de governança. *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, v. 5, n. 10, p. 265-297, dez. 1998.

SILVA, Carlos A. *et al.* *Agro-industries for development*. CABI, 2009.

SOUZA, Rafael Morais de; PEROBELLI, Fernando Salgueiro. Diagnóstico espacial da concentração produtiva do café no Brasil, no período de 1991 a 2003. *Brazilian Review of Economics and Agribusiness*, v. 5, n. 822-2016-54185, p. 353-377, 2007.

VIEIRA, R. S. *Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial*. São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica, 2009.

WAQUIL, Paulo D. *et al.* *O perfil da agroindústria rural no Brasil: uma análise com base nos dados do Censo Agropecuário 2006*. Relatório de Pesquisa do IPEA. 2013.

WILKINSON, John; ROCHA, Rudi. *Agro-industry trends, patterns and development impacts*. *Agroindustries for Development*, Wallingford, UK: CABI for FAO and UNIDO, p. 46-91, 2009.

YWATA, Alexandre Xavier de Carvalho; ALBUQUERQUE, Pedro Henrique de Melo. Métodos e modelos em econometria espacial - Uma revisão. *Rev. Bras. Biom*, v. 29, n. 2, p. 273-306, 2011.