

UFRRJ
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
REGIONAL E DESENVOLVIMENTO

DISSERTAÇÃO

**A influência da agricultura irrigada na produção agrícola do
Brasil**

Julia Sergio Howard

2025



**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA REGIONAL E
DESENVOLVIMENTO**

**A INFLUÊNCIA DA AGRICULTURA IRRIGADA NA PRODUÇÃO
AGRÍCOLA DO BRASIL**

JULIA SERGIO HOWARD

*Sob a Orientação do Professor
Lucas Siqueira de Castro*

*e Co-orientação do Professor
Carlos Otávio de Freitas*

Dissertação submetida como
requisito parcial para obtenção do
grau de **Mestre em Economia
Regional e Desenvolvimento**, no
Curso de Pós-Graduação em
Economia Regional e
Desenvolvimento, Área de
Concentração em Economia Regional
e Desenvolvimento

Seropédica, RJ
Junho de 2025

Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
Biblioteca Central / Seção de Processamento Técnico

Ficha catalográfica elaborada
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

H848i

Howard, Julia Sergio, 1999-

A influência da agricultura irrigada na produção
agrícola do Brasil / Julia Sergio Howard. -
Seropédica, 2025.
61 f.: il.

Orientador: Lucas Siqueira de Castro.
Coorientador: Carlos Otávio de Freitas.
Dissertação(Mestrado). -- Universidade Federal
Rural do Rio de Janeiro, PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
REGIONAL E DESENVOLVIMENTO, 2025.

1. Agricultura Irrigada. 2. Teoria da Produção. 3.
Econometria Espacial. I. de Castro, Lucas Siqueira,
1988-, orient. II. de Freitas, Carlos Otávio, 1987
, coorient. III Universidade Federal Rural do Rio de
Janeiro. PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA REGIONAL E
DESENVOLVIMENTO. IV. Título.

**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA REGIONAL E
DESENVOLVIMENTO**

JULIA SERGIO HOWARD

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Economia Regional e Desenvolvimento**, no Programa de Pós-Graduação em Economia Regional e Desenvolvimento-PPGER/ICSA/UFRRJ, área de Concentração em Economia Regional e Desenvolvimento.

DISSERTAÇÃO APROVADA EM 27/06/2025.

Prof. Dr. Lucas Siqueira de Castro
PPGER/UFRRJ - Presidente

Prof. Dr. Carlos Otávio de Freitas
PPGER/UFRRJ – Membro interno e Coorientador

Prof. Dr. Caio Peixoto Chain
PPGER/UFRRJ - Membro Interno

Prof. Dr. Mateus de Carvalho Reis Neves
PPGEA/UFV - Membro externo



TERMO N° 648/2025 - PPGER (11.39.00.14)

(Nº do Protocolo: NÃO PROTOCOLADO)

(Assinado digitalmente em 05/08/2025 10:38)
CAIO PEIXOTO CHAIN
COORDENADOR CURS/POS-GRADUACAO - SUBSTITUTO
PPGER (11.39.00.14)
Matrícula: ####587#1

(Assinado digitalmente em 04/08/2025 12:00)
LUCAS SIQUEIRA DE CASTRO
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
DeptCEcon (12.28.01.00.00.00.00.09)
Matrícula: ####289#3

(Assinado digitalmente em 04/08/2025 11:54)
CARLOS OTÁVIO DE FREITAS
ASSINANTE EXTERNO
CPF: ####.####.246-##

(Assinado digitalmente em 04/08/2025 17:04)
MATEUS DE CARVALHO REIS NEVES
ASSINANTE EXTERNO
CPF: ####.####.667-##

Visualize o documento original em <https://sipac.ufrrj.br/documentos/> informando seu número: 648, ano: 2025, tipo: TERMO, data de emissão: 04/08/2025 e o código de verificação: d80b158018

Dedico este trabalho aos meus pais, por tornarem possível chegar até aqui.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por sua presença e por guiar meu caminho.

Aos meus pais, Marcello e Sônia, e ao meu irmão, Bruno, agradeço por me ouvirem, pelo apoio, pelos incentivos e conselhos.

À minha avó, Maria da Glória, por sempre perguntar sobre o andamento da pesquisa e me incentivar, ressaltando a importância do estudo. Minha gratidão também a toda a minha família, especialmente às minhas tias e aos meus primos, que sempre torceram por mim.

E aos meus amigos do curso, sou grata pelo entendimento, humor e apoio, desejo a vocês todo o sucesso do mundo.

Ao meu orientador, Prof. Lucas Siqueira de Castro, agradeço por toda a atenção e dedicação, seus comentários e sugestões. Também agradeço meu coorientador Prof. Carlos Otávio de Freitas e todos os membros da banca de defesa.

Por fim, obrigada a todos os professores do PPGER-UFRRJ, à coordenação e toda a equipe do curso de pós-graduação em Economia Regional e Desenvolvimento.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

RESUMO

Historicamente o Brasil é um dos maiores exportadores agrícolas do mundo, com relevância em diferentes cultivos, o que faz da agricultura um setor de grande destaque na economia nacional. Entre as diversas formas de produção, existem aquelas que são desenvolvidas com base na irrigação, uma prática antiga, utilizada para aumentar a produção agrícola em áreas semiáridas ou durante períodos de seca, que permanece relevante e tem apresentado crescimento no país. A literatura aponta que a adoção da irrigação possui diversas vantagens, sendo considerada importante para o desenvolvimento da produção agrícola brasileira. Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi verificar o efeito da irrigação sobre a produção agrícola dos municípios brasileiros, bem como identificar possíveis padrões espaciais relacionados ao uso da irrigação. Para tanto, utilizou-se a abordagem da função de produção, implementando técnicas espaciais, com base nos dados do Censo Agropecuário do IBGE do ano de 2017. A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) apontou a existência de padrões espaciais nas variáveis selecionadas e, na análise local, identificou-se *clusters* espaciais significativos para as variáveis de valor bruto da produção agrícola e da irrigação. Através do modelo de MQO, verificou-se a presença de autocorrelação espacial nos resíduos, impossibilitando a interpretação de seus resultados. Já nas estimações espaciais, o modelo SAR (modelo de defasagem espacial) foi considerado o mais adequado, por eliminar a dependência espacial nos dados. Os resultados encontrados mostraram que o coeficiente do número de estabelecimentos irrigantes nos municípios foi positivo e significativo. Portanto, a irrigação exerce influência positiva sobre o valor da produção do setor agrícola brasileiro.

Palavras-chave: Agricultura Irrigada, Teoria da Produção, Econometria Espacial.

ABSTRACT

Historically, Brazil is one of the largest agricultural exporters in the world, with relevance in different crops, which makes agriculture a very prominent sector in the national economy. Among the various forms of production, there are those that are developed based on irrigation, an old practice, used to increase agricultural production in semiarid areas or during periods of drought, which remains relevant and has shown growth in the country. The literature indicates that the adoption of irrigation has several advantages, being considered important for the development of Brazilian agricultural production. In this context, the objective of this study was to verify the effect of irrigation on the agricultural production of Brazilian municipalities, as well as to identify possible spatial patterns related to the use of irrigation. To this end, the production function approach was used, implementing spatial techniques, based on data from the IBGE Agricultural Census of 2017. Exploratory spatial data analysis (AEDE) indicated the existence of spatial patterns in the selected variables and, in the local analysis, significant spatial clusters were identified for the variables of gross value of agricultural production and irrigation. Through the OLS model, the presence of spatial autocorrelation in the residues was verified, not allowing the interpretation of its results. In the spatial estimations, the SAR model (spatial lag model) was considered the most appropriate, as it eliminates spatial dependence in the data. The results found showed that the coefficient of the number of irrigating establishments in the municipalities was positive and significant. Therefore, irrigation exerts a positive influence on the value of production in the Brazilian agricultural sector.

Keywords: Irrigated Agriculture, Production Theory, Spatial Econometrics

LISTA DE ABREVIAÇÕES

AEDE	Análise Exploratória de Dados Espaciais
ANA	Agência Nacional de Águas
CEPEA	Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada
CNA	Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil
FAO	Fundo das Nações Unidas para a Agricultura e Alimentação
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
MIDR	Ministério da Integração e do Desenvolvimento Regional
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PIB	Produto Interno Bruto
SAR	Modelo de Defasagem Espacial
SEM	Modelo de Erro Espacial
SLX	Modelo Regressivo Cruzado Espacial
SDM	Modelo Durbin Espacial
SDEM	Modelo Durbin de Erro Espacial
UNESCO	Organização das Nações Unidas para a Educação, Ciência e Cultura
VBP	Valor Bruto da Produção

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Mapa de clusters LISA para o valor bruto da produção agrícola	28
Figura 2 - Mapa de Clusters LISA para o Número de Estabelecimentos Irrigantes	29

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 1- Descrição das variáveis	19
Tabela 1 - Estatística descritiva das variáveis	20
Tabela 2 - Irrigação na série histórica dos censos agropecuários	21
Tabela 3 - Estatística descritiva das variáveis por região	23
Tabela 4 - Irrigação por região na agricultura	24
Tabela 5 - Estatística de I de Moran Global	26
Tabela 6 - Tabela de Estimação por MQO	31
Tabela 7 - Testes de Diagnóstico da Regressão por MQO	32
Tabela 8 - Estimação modelo de defasagem espacial	33

SUMÁRIO

1. Introdução	1
1.1. Objetivo Geral	4
1.1.1. Objetivos Específicos	4
1.1.2 Hipótese	4
2. Revisão de Literatura	4
3. Referencial Teórico	8
3.1 Abordagem de Função de Produção	9
4. Metodologia	11
4.1. AEDE	11
4.1.1 I de Moran Global e Local	12
4.2. MQO	13
4.3. Modelos Espaciais	14
4.3.1. Modelo de Defasagem Espacial	15
4.3.2. Modelo de Erro Espacial	15
4.3.3. Modelo Regressivo Cruzado Espacial	16
4.3.4. Modelo Durbin Espacial (SDM)	17
4.3.5. Modelo Durbin de Erro Espacial (SDEM)	17
4.4 Fonte e Tratamento de Dados	18
5. Resultados	20
5.1 Estatísticas descritivas	20
5.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)	25
5.2.1 Análise Global	25
5.2.2 Análise Local	27
5.3. Estimação por MQO	30
5.4 Estimação dos modelos espaciais	33
6. Considerações Finais	38
Referências Bibliográficas	40

1. Introdução

O agronegócio é um setor de grande importância para a economia mundial, estando diretamente associado à produção para a alimentação. A produção mundial deste setor em 2021 foi de aproximadamente US\$ 6 trilhões, a valores correntes, de acordo com dados da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (Food and Agriculture Organization - FAO) (BARROS, 2015; JANK, 2023).

A FAO afirma que durante o período de 2001-2003 a 2021-2023, as importações e exportações aumentaram 105% a nível mundial para o setor agrícola, e a produção e consumo se elevaram em 58% nesse mesmo período. Em suas projeções para os próximos dez anos, aponta que o valor da produção agrícola global aumente 1,1% anualmente. Além disso, prevê-se que os países de rendimento médio e baixo continuem a ser os principais locais de expansão agrícola mundial, contribuindo com quase 80% da produção até ao final do período de projeção, em 2033 (FAO, 2024).

O setor do agronegócio possui relevância histórica e evoluiu com pesquisa, novas práticas, tecnologia, ganhos de produtividade e investimento. Tem grande participação nas exportações e na balança comercial brasileira, sendo assim de importância para o país. Porém é um setor que apresenta diversos desafios associados a questões de eficiência técnica, infraestrutura logística, desigualdade e a questão da sustentabilidade (VIEIRA FILHO, J. E. R. *et al.*, 2019).

Em 2018, o Brasil estava entre os maiores exportadores do agronegócio em valor, com 5,3% ou US\$ 88 bilhões da exportação de agronegócio mundial. Em 2020, o Brasil foi o quarto maior produtor de grãos (7,8% do total), depois da China, Estados Unidos e Índia. Já em 2023, no comércio internacional, 49% das exportações brasileiras foram de produtos do agronegócio. De acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), da Esalq/USP, o faturamento do agronegócio brasileiro foi de US\$ 166 bilhões em 2023, atingindo o recorde de faturamento pelo quarto ano seguido. Dessa forma, pode-se perceber a perspectiva brasileira no agronegócio mundial (JANK, 2020; CNA 2024; CEPEA, 2023).

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2024) apontou que a atividade agropecuária teve grande destaque no PIB do país, pois o setor cresceu 15,1% de 2022 para 2023, assim, pode-se afirmar que o setor agropecuário é de extrema importância para o Brasil. O CEPEA, em parceria com a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), calcula o PIB do agronegócio brasileiro, e apontou que em 2023 o Agronegócio teve participação

23,8% no PIB nacional. É relevante destacar que o setor de agronegócio tem grande parte de sua produção voltada para o mercado externo (CEPEA, 2024).

A FAO (2020) prevê um crescimento populacional de 2 bilhões de pessoas até 2050, e estima que o mundo precisará produzir cerca de 50% mais alimentos até 2050 para alimentar a crescente população mundial. Assim, denota-se a relevância do Brasil como um grande exportador de alimentos e a irrigação com um papel estratégico. A importância da agricultura irrigada, com o aumento da demanda de alimentos para a exportação, e a busca por alimentos de melhor qualidade.

Rodrigues (2020) coloca como um dos principais desafios mundiais a segurança alimentar e vê o Brasil como um dos poucos países com capacidade de expandir a sua produção agrícola sem comprometer o meio ambiente. Essa possibilidade de expansão estaria ligada a agricultura irrigada se desenvolvendo com mais sustentabilidade, ou seja, aponta-se a necessidade de não dissociar a segurança alimentar da segurança hídrica. O autor afirma que o Brasil é o quinto maior país em área territorial, tem mais de 12% das reservas de água doce e está presente no ranking dos dez maiores países em área irrigada no mundo, onde a área irrigada brasileira representa no máximo 10% da área plantada.

A irrigação é uma prática que ocorre desde as antigas civilizações e pode ser vista como técnica ou prática de produção, um conjunto de técnicas para deslocar a água no tempo ou no espaço para modificar as possibilidades agrícolas de cada região. A irrigação serve para complementar a precipitação, suprir deficiência de água para as plantas. Desta forma, a prática ocorre em regiões áridas e semiáridas e em locais que sofrem de falta de água em períodos específicos do ano (ANA, 2021; LIMA, 1999).

Historicamente, a irrigação no Brasil teve início entre o fim do século XIX e o início do século XX, começando na região Sul, principalmente pelas lavouras de arroz. Esta região ainda é considerada um centro tradicional de produção na agricultura irrigada (Carvalho *et al.*, 2020). No entanto, a agricultura irrigada tem crescido ao longo do tempo, expandindo-se nas outras regiões do país, onde a região Norte teve menor avanço. Dos projetos públicos de irrigação, 90% estão localizados nas bacias hidrográficas do São Francisco e do Atlântico Nordeste Oriental, parte semiárida do Nordeste do país (FERREIRA E VIEIRA FILHO, 2020).

Foi posto pelo IBGE que a irrigação é um dos processos mais relevantes para o desenvolvimento da produção agrícola. Destacaram que entre os 11 anos que separam os Censos Agropecuários de 2006 e 2017, a área total irrigada também cresceu 47,6%, são mais de 500 mil estabelecimentos e área total de 6,7 milhões de hectares (IBGE, 2020).

De acordo com a Agência Nacional de Águas (ANA), em 2019 o valor bruto da produção irrigada foi de ao menos R\$ 55 bilhões (16 culturas apresentaram valor anual superior a R\$ 1 bilhão). Há diferentes métodos de irrigação, que apresentam eficiência distinta, mas todos apresentam demanda hídrica, assim, o uso da água é uma questão a se considerar. Em 2019, a irrigação foi responsável por aproximadamente 50% da captação de água bruta em mananciais superficiais e subterrâneos no Brasil e demandou um uso da água pela agricultura irrigada superior a 900 m³/s (ANA, 2021).

Existem vantagens na adoção da prática de irrigação, vantagens ligadas a ganhos de produtividade, em relação a agricultura de sequeiro, geralmente relacionadas a modernização, outros benefícios são redução dos custos de produção, otimização de insumos e equipamentos. Ademais, com o crescente aumento da população mundial, a irrigação também influencia na questão da oferta de alimentos, e da segurança alimentar e nutricional da população brasileira (ANA, 2017).

A área irrigada no país deve se expandir com o tempo, com a expectativa de crescimento da agricultura irrigada em 200 mil hectares ao ano. Estima-se que até 2040, haverá a incorporação de 4,2 milhões de hectares irrigados (+76%), com um impacto menor sobre o aumento do uso da água (+66%) devido à tendência de expansão de métodos mais eficientes (ANA, 2021).

Deste modo, ao observar o panorama mundial do agronegócio, pode-se afirmar sua relevância comercial e que é um setor que apresentou crescimento ao longo dos anos, sendo um dos destaques da produção brasileira. Quanto à agricultura irrigada, ela pode ser vista como uma prática que tem evoluído e que tem perspectivas de expansão, proporcionando maior produtividade na produção agrícola no país. Diante do exposto, a presente dissertação busca responder à seguinte questão: a irrigação influencia na produção agrícola municipal no Brasil?

Para tanto, será empregada a abordagem de função de produção com aplicações espaciais, considerando insumos agrícolas tradicionais e a irrigação, como os fatores da produção agrícola total. Também será realizada uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e estimado modelos econôméticos, devido a heterogeneidade produtiva existente entre os municípios brasileiros e ao efeito transbordamento, onde uma localidade pode influenciar os vizinhos.

Assim, o trabalho busca preencher lacunas na literatura, utilizando dados do Censo Agropecuário de 2017 quanto a irrigação, por meio da abordagem de função de produção com aplicações espaciais, considerando tratar-se das informações mais recentes e mais completas a nível municipal.

A estrutura do trabalho compreende cinco seções além da introdução, na segunda seção há a revisão de literatura ao trazer estudos relacionados a agricultura de irrigação no Brasil, na terceira parte é exposto o referencial teórico e em seguida a metodologia. Na quinta seção ocorre a descrição e discussão dos resultados e por fim as conclusões do estudo.

1.1. Objetivo Geral

Analizar a influência da prática da irrigação sobre a produção agrícola do Brasil.

1.1.1. Objetivos Específicos

- Identificar possíveis padrões espaciais relacionados ao uso da irrigação em diferentes municípios/regiões brasileiras.
- Verificar os efeitos da irrigação e de outros determinantes sobre o valor da produção agrícola agregada dos municípios do Brasil, através da abordagem espacial.

1.1.2. Hipótese

O número de estabelecimentos irrigantes exerce efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o valor da produção agrícola municipal.

2. Revisão de Literatura

Nesta seção, apresentam-se trabalhos relacionados ao tema da agricultura de irrigação no Brasil, para examinar diferentes aplicações de métodos, possíveis abordagens teóricas e os resultados obtidos desta interação. Assim, pode-se observar a evolução do campo de estudo da área de agricultura irrigada, sob diferentes óticas, recortes espaciais e ao longo dos anos.

Lima *et al.* (1999) buscaram quantificar o volume de água e de energia elétrica utilizado para a irrigação no Brasil e suas implicações, realizando análises sobre tanto em nível nacional quanto em regional, entre os anos de 1996 e 1998. Os autores observaram um crescimento das áreas irrigadas de 3,95% no período e destacaram a participação da irrigação no setor agrícola brasileiro, por hectare. Inferiu-se que em 1998 o total de área irrigada no Brasil era de 2.870.000 hectares e que a área total de solos aptos à irrigação no Brasil era de aproximadamente 3,5% da área total do território nacional.

Paz *et al.* (2000) destacaram a água como o recurso mais importante em todos os aspectos da vida e o Brasil como o país mais rico em água potável, onde o setor agrícola é o maior consumidor dos recursos hídricos. Os autores discorrem sobre a agricultura sustentável, como o seu êxito está totalmente ligado a promover o aumento de produtividade com o mínimo de risco ao meio ambiente. Dessa forma, veem a prática da irrigação como a maneira mais eficiente de aumento da produção de alimentos, e a produtividade da irrigação relacionada a investimentos em pesquisa e desenvolvimento, a existência de tecnologias de baixo custo para o produtor, acessíveis e adaptáveis.

Saturnino *et al.* (2010) abordaram sobre as condições excepcionais da expansão da área irrigada do Brasil perante o mundo. Colocou-se que o país irriga pouco perante ao potencial estimado para o desenvolvimento sustentável da irrigação brasileira de 2002, que era de 29.564.000 hectares (ha) (CHRISTOFIDIS 2002). Os autores também observaram um aumento médio de cerca de 80 mil hectares/ano, de 1950 a 2006, quanto à expansão da área irrigada no país (CHRISTOFIDIS 2010). Dessa forma, mantendo esse ritmo de incremento médio, argumentaram que seriam necessários quase quatro séculos para que o Brasil pudesse usufruir plenamente da riqueza gerada por essa atividade.

Com o intuito de realizar uma análise sobre a situação da agricultura irrigada no Brasil, Paulino *et al.* (2011) buscaram identificar a expansão dos métodos de irrigação, com base nos dados dos censos agropecuários de 1995/1996 e o de 2006. Entre os resultados obtidos, esses observaram a participação de cada método de irrigação nas áreas irrigadas das grandes regiões brasileiras e afirmaram que os sistemas de irrigação por aspersão são os mais empregados no país. Assim, através do Censo Agropecuário de 2006, os autores apontaram que a área total do país era de 4,45 milhões de hectares irrigados, onde a região Sudeste ultrapassou a região Sul em área irrigada e a área irrigada no Brasil apresentava um ritmo médio de crescimento de 150 mil hectares por ano.

Christofidis (2013) abordou sobre a gestão dos recursos hídricos e das práticas de irrigação e apresentou o potencial do Brasil e dos estados para o desenvolvimento sustentável da irrigação. Também tratou da agropecuária sustentável, onde são tomadas medidas principalmente para otimização do uso da água na agropecuária, com a adoção da irrigação. É descrito a produtividade agrícola do país para os períodos 1990-1991 e 2011-2012, estendeu-se quanto à escassez hídrica, quantitativa e qualitativa, e a associada à dinâmica hídrica, e discorreu sobre a produtividade da irrigação.

Além disso, o autor afirma que a maioria das propostas para o desenvolvimento sustentável da irrigação estão relacionadas a eficiência do método, retorno, uso racional de

energia e otimização do uso de água. E por fim, recomendou-se medidas quanto à água e a irrigação, nos âmbitos nacional, estadual e regional, dos sistemas coletivos de irrigação e da parcela agrícola sob irrigação (CHRISTOFIDIS, 2013).

Ao dissertarem sobre os cenários da agricultura irrigada no Brasil, Christofidis e Goretti (2019) veem a adoção de tecnologias de irrigação como um dos fatores mais importantes na expansão da produção agrícola brasileira. Observou-se, através do Censo Agropecuário de 2017, as práticas mais adotadas de irrigação, apontaram que os métodos pressurizados, por aspersão e irrigação localizada, corresponderam a cerca de 3/4 da área total irrigada. E sobre o futuro da agricultura irrigada, os autores colocaram que o país tem condições de alcançar uma área total irrigada da ordem de 10 milhões de hectares, até 2030.

Em Alves *et al.* (2019), buscou-se discutir o planejamento dos perímetros públicos de irrigação, especialmente no Semiárido brasileiro. Os autores notam que em sua maioria, os perímetros públicos de irrigação se localizam no Semiárido e destacam os investimentos públicos do governo federal, que se reduziram drasticamente a partir de 1997. Abordou-se o Planird, o Plano Nacional de Irrigação e Drenagem, da década de 1990, realizando uma avaliação de impacto sobre várias variáveis e a mensuração da taxa de retorno. Veem a irrigação como uma forma de combater a seca na região e a agricultura irrigada como uma fonte de riqueza que pode ser melhor explorada.

Num trabalho de uma análise sistemática de dados dos Censos Agropecuários de 1960 a 2017, Carvalho *et al.* (2020) investigaram a evolução da área irrigada no Brasil. Destacaram o crescimento da área irrigada na região Sudeste, que cresceu 73% entre o censo de 1996 e de 2006, ultrapassando a região Sul, tradicional na agricultura irrigada. A partir dos dados, os autores verificaram que a área total irrigada no Brasil foi de 6.902.960 ha em 2017, um aumento de 51,9% em relação à pesquisa do censo de 2006.

Tendo como propósito contribuir no debate sobre a situação da irrigação no Brasil, dando ênfase na região Sudeste, Silva *et al.* (2021) realizaram um panorama da agricultura irrigada, considerando os dados dos Censos Agropecuários do IBGE de 2006 e 2017. Dessa forma, o levantamento dos dados tornou possível definir a região Sudeste como a principal região irrigante do país, onde os estados de Minas Gerais e São Paulo representam, respectivamente, 16,6% e 16,0% da área irrigada total do Brasil. Os autores afirmaram também que há um predomínio da irrigação pressurizada no país, ao analisarem a participação de cada método de irrigação.

Santos *et al.* (2021) trouxeram a agricultura irrigada como uma das estratégias para o desenvolvimento sustentável do Brasil. Destacou-se a necessidade de novos modelos de gestão

de recursos hídricos, a importância do crescimento da área irrigada no Brasil, com sustentabilidade e eficiência no uso dos recursos naturais. Assim, de acordo com os autores, o país deve aperfeiçoar a sua legislação e também realizar investimentos em instrumentos aceleradores, como o crédito, pesquisa, assistência técnica e gerencial.

No estudo que buscou estimar o valor da água de irrigação de um aquífero americano, definido como um aquífero de altas planícies, que se estende a vários estados do país, Suarez *et al.* (2018) utilizaram da abordagem da função de produção, a partir de dados do Serviço Nacional de Estatísticas Agrícolas do Departamento da Agricultura dos Estados Unidos. Para tanto, os autores construíram o banco de dados tendo a biomassa agrícola como produto, já a produção total de biomassa em toneladas por acre e a água ou a terra irrigada são incluídas como um insumo nos sistemas de produção. Desta maneira, com observações do período de 1960 a 2007, estimou-se que a irrigação aumenta em média 51% o rendimento de biomassa na região e calcularam que o valor anual bruto médio de irrigação em 2007 foi em US\$ 196 por acre.

Em sua tese, Morais (2019), abordou o efeito da adoção da irrigação sobre aspectos importantes da agricultura brasileira. O autor tratou sobre o impacto da irrigação na oferta de grãos e na demanda por fatores produtivos, estimando um sistema de equações através da abordagem da função de lucro quadrática restrita. Como resposta, apontou-se para um efeito positivo sobre a oferta de grãos e demanda por trabalho.

Outro aspecto abordado foi o valor da adoção da irrigação na agricultura brasileira. Desta maneira, buscou-se obter uma medida do valor de se utilizar a irrigação em termos de receita bruta adicionada quando a terra é irrigada, relativa àquela não irrigada, por meio da abordagem da função de produção, similar a Suarez *et al.* (2018). Utilizando dados do Censo Agropecuário de 2006, obtiveram-se resultados que demonstraram que o valor da produção aumentaria 64,8% devido à adoção da irrigação, com uma receita bruta incremental devido à irrigação média de US\$ 1.492,15 por hectare (MORAIS, 2019).

Em Morais *et al.* (2021), quanto a eficiência técnica entre os estabelecimentos agropecuários, utilizou-se da abordagem da fronteira de produção estocástica, considerando o viés de seleção na utilização da irrigação. Com dados do ano de 2006, obteve-se que a irrigação contribuiu para o aumento da eficiência técnica dos irrigantes em relação aos produtores de sequeiro.

É interessante elencar outros trabalhos que utilizaram a abordagem de função de produção no contexto agrícola. Neves *et al.* (2019) visaram avaliar o impacto das cooperativas na produção agropecuária brasileira, com base em dados do censo agropecuário de 2006. Estes

construíram uma função de produção, com fatores como terra, capital e trabalho, e tinham como variável de interesse a associação às cooperativas. Nesse trabalho, fizeram uma análise econométrica espacial e assim verificaram que a expansão do cooperativismo pelas regiões não foi um processo homogêneo, ao analisar o efeito do cooperativismo no valor bruto da produção da agropecuária brasileira. Houve efeito positivo do cooperativismo nos municípios de algumas regiões (Sudeste, Centro-Oeste, Sul) e em outras regiões houve influência restritiva (Norte, Nordeste).

Souza *et al.* (2020) tinham como objetivo propor um modelo de produção para a agricultura brasileira, com base nos microdados Censo Agropecuário de 2017. Consequentemente, realizou-se um ajuste de uma fronteira de produção estocástica, utilizando-se uma representação Cobb-Douglas, com o componente de ineficiência técnica. Os resultados indicaram a dominância dos insumos tecnológicos na melhoria da produção, seguidos de mão de obra e terra. Também foi visto que a questão da ineficiência é afetada principalmente pelas variáveis probabilidade de renda líquida positiva, associação a cooperativas e obtenção de financiamento.

Em Rossi *et al.* (2020), analisou-se os impulsionadores da adoção de sistemas de irrigação pelos produtores de laranja no Estado de São Paulo, Brasil. Para entender quais os fatores que explicam a baixa difusão da irrigação no cinturão laranja brasileiro, estimaram-se modelos Probit a partir de dados de uma pesquisa com 98 produtores de laranja, para a safra de 2013/2014. Estimou-se também a função de produção *translog*, para descobrir o impacto da adoção da técnica de irrigação na produção de laranja de São Paulo, cujo resultado apontou que a irrigação aumentou em 21,9% a produtividade das fazendas de laranja da amostra.

Portanto, observou-se trabalhos acerca da agricultura irrigada no país que consideraram diferentes desagregações geográficas (nacional e regional), além de metodologias variadas. Assim, este estudo tratará a agricultura irrigada no Brasil pela abordagem da função de produção, de modo a entender sua influência na produção agrícola do país, distinguindo-se dos trabalhos revisados, ao utilizar de aplicações espaciais vinculadas aos dados do Censo Agropecuário de 2017.

3. Referencial Teórico

Nessa seção será apresentada a função de produção, de forma a entender como pode ser aplicada, também é exposto à visão de alguns autores sobre a função de produção, que é uma abordagem disseminada no estudo agropecuário.

3.1. Abordagem de Função de Produção

A função de produção pode ser definida como uma representação algébrica da alocação de fatores de uma economia ou setor, onde o resultado final é o produto ou serviço agregado (FONSECA, 2007). Esta função é empregada em muitos trabalhos na esfera agropecuária, por exemplo, alguns dos trabalhos citados na seção de revisão de literatura como Suarez *et al.* (2018), Morais (2019), Neves *et al.* (2019) e Souza *et al.* (2020).

A função de produção foi colocada por Humphrey (1997) como fundamental para a economia. Aliada ao conceito da função de utilidade, a função de produção relaciona o produto total aos fatores como trabalho, capital e terra, respectivamente apresentados na equação a seguir:

$$Y = f(L, K, T) \quad (1)$$

Humphrey (1997) argumenta que a abordagem de função de produção pode ser aplicada ao nível que desejar, da visão micro a macroeconomia agregada. Vale destacar que existem diferentes formas funcionais da função de produção que podem ser citadas, como a CES, Leontief, Translog e a Cobb-Douglas.

A função de produção com elasticidade de substituição constante (CES) foi inicialmente apresentada por Arrow *et al.* (1961) e, como dita o nome, a elasticidade de substituição da função é constante. Esse tipo de função não se torna linear quando sujeita a transformação logarítmica e é frequentemente utilizada em estudos de crescimento econômico (SOARES, 2012).

Já a função de Leontief é uma função de produção do tipo de proporções fixas, onde a variação da produção só ocorreria em situações em que os insumos variam na mesma proporção. A chamada Leontief generalizada, proposta por Diewert (1971), é uma representação alternativa com diferentes padrões de transformação, em que buscou-se utilizar um número mínimo de parâmetros.

A forma funcional Translog foi proposta por Christensen, Jorgenson e Lau em 1971, coloca-se que a função de produção assume uma forma logarítmica transcendental (Christensen *et al.* 1973). Morais (2015) afirmou que a forma Translog pode ser considerada mais difícil de manipular matematicamente se comparada a outras formas funcionais e pode apresentar problemas de multicolinearidade. Posteriormente, o autor colocou que a função de produção

Translog permite uma relação não-linear entre a variável dependente e os fatores de produção, considerando-a mais flexível por não impor restrições de início na estrutura da tecnologia (MORAIS *ET AL.*, 2021).

A Cobb Douglas, proposta por Charles W. Cobb e Paul H. Douglas em 1928, é muito utilizada na análise econômica, esse tipo de função apresenta elasticidade e retornos constantes, o que pode ser visto como uma propriedade restritiva. Neste caso, as elasticidades de produção não se alteram com variações dos insumos, a elasticidade de substituição é igual a 1 (COELLI *ET AL.*, 2005).

Em Barbosa (2023) coloca-se que numa função de produção do tipo Cobb Douglas, a quantidade produzida (Y) disposta em função dos fatores de produção representados por x_1 , x_2 , a equação pode ser vista como: $Y = AX_1^{\beta_1}X_2^{\beta_2} \dots X_n^{\beta_n}$, onde a soma de $\beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n = 1$.

Em Barros *et al.* (2004) ao tratar de modelos de fronteira estocástica Cobb-Douglas e Translog, os autores consideram que a principal diferença entre as duas formas funcionais o fato de que a primeira trabalha com retornos de escala restritos aos mesmos valores para todos os países da amostra e elasticidade de substituição unitária igual a um, enquanto a Translog não determina de forma específica as economias de escala.

Fuss, McFadden e Mundlak (1978) colocam alguns critérios que podem ser utilizados para a escolha da forma funcional a ser utilizada, como parcimônia nos parâmetros, facilidade de interpretação e de computação, o bom comportamento da forma escolhida conforme o conjunto de dados e por fim que a forma funcional deve ser compatível com hipóteses mantidas fora da gama de dados observados. Concluem que a escolha da forma funcional deve ser baseada numa consideração integrada do problema econômico estudado e da estrutura dos dados.

Dessa forma, demonstrou-se as características que tornaram a Cobb Douglas a forma funcional escolhida, as propriedades apresentadas da função do tipo Cobb Douglas a tornam atraente para os estudos, pois esse tipo de função pode ser facilmente interpretada, devido aos coeficientes estimados serem as próprias elasticidades do modelo. E a forma funcional pode ser alterada para o logaritmo natural, assim a função se torna linear.

Desta maneira, pode-se transformar a equação clássica, adaptando-a ao interesse deste trabalho, baseada na função de produção Cobb Douglas devido às vantagens expostas. Nesse caso, a produção final agropecuária está sendo representada como em função do fator trabalho (L), capital (K), terra (T), despesa com insumos (Is) e a irrigação (Ir) respectivamente:

$$Y = f(L, K, T, Is, Ir) \quad (2)$$

em que todas as variáveis se referem a produção agrícola de um município i .

4. Metodologia

Nesta seção é explicada a estratégia empírica. Também é apresentada a fonte dos dados e esclarecido como será a construção da base de dados para o estudo.

4.1. AEDE

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) é uma etapa realizada em análises econométricas espaciais. Dessa forma, a AEDE tem por objetivo verificar se há dependência espacial, distribuições espaciais, autocorrelação espacial, a existência de clusters (padrões de associação espacial), se tem *outliers* no conjunto de dados (localidades, observações atípicas), se há a ocorrência de diferentes regimes espaciais e outras formas de instabilidade espacial.

Um dos primeiros passos na AEDE é a escolha de uma matriz de ponderação espacial, a matriz que procura captar a melhor interação espacial entre os agentes, essa matriz (W) terá pesos espaciais ao buscar expressar o arranjo das interações espaciais. Assim, uma matriz de dimensão n por n , em que os pesos espaciais representam o grau de conexão entre as regiões segundo algum critério de proximidade, mostrando a influência da região j sobre a região i (ALMEIDA, 2012).

Existem diferentes tipos de matrizes de ponderação espacial, onde o critério de proximidade pode ser geográfico ou socioeconômico. As matrizes de critério geográfico podem ser divididas em dois tipos, de contiguidade e de distância geográfica. Nas matrizes de contiguidade consideram-se regiões vizinhas as que têm fronteira comum e tem-se as matrizes binárias de contiguidade Torre, Rainha e Bispo.

Na matriz de distância geográfica, tem-se a ideia de que dois locais mais próximos geograficamente tem uma maior interação espacial. Dessa forma, há as matrizes k-vizinhos mais próximas, em que se pode usar a distância absoluta ou a distância inversa para o cálculo da matriz. Vale citar que há duas métricas da distância, a distância euclidiana, na reta, que é mais utilizada e a distância no arco (ALMEIDA, 2012).

Nas matrizes de ponderação espacial onde o critério de proximidade é o socioeconômico, as interações espaciais são representadas por forças socioeconômicas. As

matrizes socioeconômicas podem ser divididas dessa forma: matrizes baseadas no conceito de similaridade, matrizes baseadas no conceito de dissimilaridade e matrizes baseadas em fluxos (ALMEIDA, 2012).

4.1.1 I de Moran Global e Local

Após decidida a matriz W , normalmente calculam-se as estatísticas de autocorrelação espacial, por exemplo, como o I de Moran global. Proposto por Moran (1948), esta é uma estatística de autocorrelação espacial global univariada, resultando num coeficiente que utiliza da medida de autocovariância na forma de produto cruzado.

De forma matricial, a estatística pode ser apresentada dessa forma:

$$I = \frac{n}{So} \frac{Z'WZ}{Z'Z} \quad (3)$$

em que n é o número de regiões; Z denota os valores da variável de interesse padronizada; W representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos municípios vizinhos, os quais são definidos por uma matriz de ponderação espacial W ; So representa a operação de somatório, indicando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais W devem ser somados; e o termo do numerador $Z'WZ$ é a autocovariância espacial, composta pelos seus produtos cruzados (ALMEIDA, 2012).

Uma maneira alternativa de interpretar a estatística I de Moran, de acordo com Anselin (1995), é o diagrama de dispersão de Moran que permite visualizar a autocorrelação espacial e classificar as unidades espaciais em 4 quadrantes: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), o Alto-Baixo (AB) e o Baixo-Alto (BA).

A interpretação do diagrama pode ser feita como exposto por Almeida (2012), onde o quadrante Alto-Alto representa que regiões com altos valores quando a variável de interesse no estudo está circundada por locais que também apresentam valores altos. A partir disso, o caso Baixo-Baixo deve ser interpretado de forma contrária e os quadrantes BA e AB apresentam autocorrelação espacial negativa.

Abordado na literatura pela primeira vez por Anselin (1995) como *Local Indicator of Spatial Association* (LISA), esta estatística funciona como um indicador de autocorrelação espacial local, onde há um I_i para cada observação, para todos os dados de sua amostra. O autor afirma que a estatística deve atender duas exigências: a de indicar *clusters* espaciais

estatisticamente significativos e a de que a soma dos indicadores locais seja proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global.

Também conhecido como o *I* de Moran local para uma variável padronizada, pode-se identificar padrões locais de homogeneidade ou heterogeneidade espacial (*clusters* espaciais). Matricialmente pode-se observar a estatística como:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (4)$$

em que o I_i é o coeficiente Moran local para a variável num município i , Z_i , e os valores da matriz de peso espacial padronizada são representados por w_{ij} .

4.2. MQO

Como posto por Stock e Watson (2006) o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) determina os coeficientes da regressão para que a linha estimada de regressão seja o mais próximo possível dos dados observados. Onde a proximidade é medida pela soma dos quadrados dos resíduos obtidos ao se medir Y dado X , sendo Y a variável dependente, X a variável explicativa e \widehat{Y}_i a variável estimada. Encontrando um modelo estimado de acordo com as equações abaixo:

$$Y = \widehat{Y}_i + \widehat{U}_i \quad (5)$$

$$\widehat{Y}_i = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_i \quad (6)$$

$$\widehat{U}_i = Y_i - \widehat{\beta}_1 - \widehat{\beta}_2 X_i \quad (7)$$

em que β_1 e β_2 representam os parâmetros que minimizam a soma do quadrado dos resíduos, são os coeficientes estimados, e assim o \widehat{U}_i , os resíduos, representa a diferenças entre os valores observados e estimados de Y , então a soma do quadrado dos resíduos é uma função dos estimadores $\widehat{\beta}_1$ e $\widehat{\beta}_2$, como abaixo:

$$\sum \widehat{U}_i^2 = \sum (Y_i - \widehat{\beta}_1 - \widehat{\beta}_2 X_i)^2 \quad (8)$$

Dessa forma, para uma dada amostra, o método dos mínimos quadrados oferece estimativas únicas dos betas que proporcionam o menor valor possível dos resíduos, para obter uma previsão de Y , de sua variável de interesse (GUJARATI, 2004).

O método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é um estimador clássico da análise de regressão linear e tem a validade de suas estimativas dependente de um conjunto de hipóteses que fazem com a estimação tenha propriedades ótimas, apresentando o melhor estimador linear não tendencioso, pelo teorema de Gauss-Markov.

4.3. Modelos Espaciais

Feita a AEDE, geralmente estima-se o modelo por MQO e após esta estimação realiza-se um teste da hipótese de ausência de autocorrelação espacial, assim aplica-se o teste de Moran Global aos resíduos do modelo. Se o teste indicar autocorrelação espacial, o MQO não pode ser considerado o método ideal e deve-se estimar modelos espaciais, modelos que buscam a eliminação do problema ao incluir defasagens espaciais.

A econometria espacial incorpora os efeitos espaciais nos modelos de regressão, com a intenção de incluir e demonstrar a importância do espaço onde os fenômenos ocorrem. Assim, a análise espacial possui métodos e técnicas para identificar os padrões de associação espacial e os efeitos espaciais que são divididos em dois, o de dependência espacial e o de heterogeneidade espacial (ALMEIDA, 2012).

Em situações em que transbordamentos são de natureza espacial os modelos econométricos espaciais podem quantificar a magnitude do transbordamento (LESAGE e PACE, 2009), pois os modelos tradicionais de regressão linear estimados por MQO resultariam em estimativas inconsistentes e/ou ineficientes (ALMEIDA *et al.*, 2008).

Nos modelos econométricos espaciais há defasagens espaciais que buscam capturar os aspectos do processo espacial na forma de variáveis defasadas espacialmente, para controlar a dependência espacial. Define-se que a dependência pode ter alcance global quando há interação entre todas as regiões de um sistema, ou alcance local quando a interação se restringe às regiões mais próximas (ALMEIDA, 2012; ANSELIN, 2003).

Dado que modelos de regressão convencionais assumem independência entre as observações, os modelos econométricos espaciais envolvem a dependência em resultados localizados em pontos no espaço (FISCHER e NIJKAMP, 2013). Desta maneira, existem diferentes modelos espaciais a serem estimados, incluindo um ou mais componentes espaciais, como os descritos abaixo.

4.3.1. *Modelo de Defasagem Espacial*

O modelo de defasagem espacial (SAR), é um modelo de dependência espacial de alcance global. Parte da interação entre os agentes, quando o efeito se espalha por todas as localidades, na variável dependente y . Assim, terá interação da variável dependente entre regiões, em que um impacto na variável dependente num local leva a uma transmissão do impacto para outras regiões pelo multiplicador espacial (CHASCO, 2003).

Nesse modelo há a defasagem espacial da variável dependente, que é um vetor de variável explicativa construído usando uma média de valores de regiões vizinhas utilizando uma matriz de ponderação espacial n por n (LESAGE e PACE, 2009). De forma reduzida o modelo pode ser visto como:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (9)$$

onde, Wy seria a defasagem, com W como a matriz de ponderação espacial, X representa as variáveis explicativas e ε o termo de erro. O ρ é o coeficiente de defasagem espacial, o componente espacial do modelo SAR, que varia de 1 a -1, em que um $\rho > 0$ indicaria autocorrelação espacial positiva; $\rho < 0$ autocorrelação espacial negativa e $\rho = 0$ que não há dependência espacial.

No modelo descrito dessa forma, um ρ positivo, autocorrelação espacial positiva indica que um alto valor de y nas regiões vizinhas aumenta o valor de y na região i . A variável Wy seria endógena, pois implica que os valores de y nas regiões vizinhas influenciam y na região i . Desconsiderar o efeito espacial do coeficiente e da variável defasada geraria viés e heterocedasticidade na estimação (ALMEIDA, 2012).

De acordo com Lesage e Pace (2009) no modelo SAR o transbordamento espacial gera impactos diretos e indiretos¹. No efeito direto, uma alteração na variável explicativa afeta a própria região e o efeito indireto refere-se a afetar a variável dependente de todas as regiões. O efeito marginal total é composto pelo somatório dos efeitos marginais indiretos e os marginais diretos.

4.3.2. *Modelo de Erro Espacial*

¹ Para maiores informações consultar Lesage e Pace.

No modelo de erro espacial (SEM) representa-se o padrão espacial no termo de erro, dado por efeitos não modelados que estão espacialmente autocorrelacionados. Considera-se que um choque em um local afete seus vizinhos e assim por diante, com um efeito re-alimentador, propagando pelo sistema como um todo. A variável dependente y é influenciada pelos choques vindos de todas as outras regiões, o alcance do SEM é global (ALMEIDA, 2012). Podemos observar a equação adaptada ao modelo SEM abaixo:

$$y = X\beta + \xi \quad (10)$$

em que $\xi = \lambda W\xi + \varepsilon$, onde $W\xi$ é a defasagem e λ o parâmetro do erro auto-regressivo espacial. Assim, os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas mais um componente de erro aleatório (ALMEIDA, 2012).

De acordo com Da Silva *et al.* (2013) esse modelo pode ser considerado em situações que as variáveis não incluídas no modelo e presentes no componente do erro são autocorrelacionadas espacialmente. Desconsiderar esse efeito espacial, quando relevante, geraria ineficiência nas estimativas.

Nesse caso do modelo SEM, que não há defasagem espacial da variável independente, as estimativas produzidas para os parâmetros podem ser interpretadas como na regressão clássica, como derivadas parciais, segue sendo o efeito marginal (LESAGE e PACE, 2009).

4.3.3. *Modelo Regressivo Cruzado Espacial*

O modelo Cruzado, SLX, apresenta efeitos de transbordamento espacial através da defasagem espacial das variáveis de controle. No SLX pelo menos uma das variáveis explicativas tem interação espacial com a variável dependente das regiões mais próximas (DA SILVA *ET AL.*, 2013; ALMEIDA, 2012). Desta maneira, o modelo pode ser visto pela seguinte expressão:

$$y = X\beta + WX\tau + \varepsilon \quad (11)$$

em que o termo τ que representa um vetor, o efeito transbordamento, e WX a defasagem espacial das variáveis explicativas.

A motivação para a estimação desse modelo, segundo Lesage e Pace (2009), está relacionada às externalidades de vizinhos, uma vez que no modelo SLX contém defasagens espaciais (WX) das características dos vizinhos como variáveis explicativas.

4.3.4. *Modelo Durbin Espacial (SDM)*

No modelo SDM, inclui-se um componente de transbordamento espacial WX para as variáveis explicativas e Wy da variável dependente defasada. O SDM surge quando há uma variável explicativa com dependência espacial, correlacionada com outra variável explicativa no modelo, junto a um fenômeno que justifique a adição de Wy . Assim, o modelo calcula coeficientes para todas as variáveis e para as variáveis defasadas espacialmente de acordo com a matriz de escolha. Tem-se a equação adaptada abaixo:

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\tau + \varepsilon \quad (12)$$

Dessa forma, no modelo SDM há ρ como coeficiente de defasagem espacial e tem a presença de τ , que está relacionado à defasagem das variáveis explicativas (WX).

Lesage e Pace (2009) afirmam que há uma prevalência de variáveis omitidas na prática de econometria espacial, então é improvável que X e ε não estejam correlacionados. Assim, os autores colocam que a motivação para a estimação do modelo SDM está associada a variáveis omitidas, uma situação em que variáveis omitidas que exibem dependência espacial levam a um modelo que inclui defasagens espaciais de tanto as variáveis dependentes quanto as independentes.

Nesse modelo SDM, há um alcance global pela variável dependente defasada e localizado pelas variáveis explicativas defasadas espacialmente. Outra especificidade é que esse modelo permite que os transbordamentos de uma mudança em cada variável explicativa sejam diferentes, em oposição ao caso SAR que tem um multiplicador global comum para cada variável, no SDM tem um multiplicador espacial diferente para cada variável (ALMEIDA, 2012; LESAGE e PACE, 2009).

4.3.5. *Modelo Durbin com erro espacial (SDEM)*

Nesse modelo, conhecido como SDEM, a variável explicativa de i afeta os vizinhos mais próximos (efeito local) e, além disso, ξ_i afeta o erro de seus vizinhos e vice-versa (global). Isso é demonstrado na equação a seguir:

$$y = \rho W y + X\beta + W X \tau + \xi \quad (13)$$

em que $\xi = \lambda W \xi + \epsilon$, $W\xi$ e WX são as defasagens, pode-se usar a mesma matriz para ambas as defasagens, λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial e τ está relacionado à defasagem das variáveis explicativas.

O modelo SDEM não permite por efeitos separados da variável dependente defasada, mas permite erro defasado espacialmente e defasagem espacial das variáveis explicativas. O modelo SDEM substitui o multiplicador global encontrado no SDM com multiplicadores locais que simplificam a interpretação das estimativas do modelo (LESAGE e PACE, 2009).

Há consequências de ignorar as defasagens, no caso do SDEM a omissão da variável de defasagem WX provocaria estimativas inconsistentes e a omissão de $W\xi$ levaria a estimativas ineficientes, pois o termo viesa os erros padrão das estimativas (ALMEIDA, 2012).

Após a apresentação dos modelos, pode-se citar a existência de testes voltados para os modelos econométricos espaciais, como o de multiplicador de Lagrange para defasagem e para o erro espacial, para escolher entre os modelos SAR e SEM. Feitos os testes, analisa-se o grau de significância para decidir o modelo mais adequado, e caso ambos tenham significância, realiza-se a estimativa pelo modelo com maior significância de acordo com a versão robusta do multiplicador de Lagrange (LESAGE e PACE, 2009).

4.4. Fonte e tratamento dos dados

Para esse trabalho, a base de dados foi criada através de dados do IBGE, com informações retiradas de pesquisas como o Censo Agropecuário de 2017 do SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática), que teve a data de referência oficial de 30 de setembro de 2017. No entanto, para algumas informações relacionadas a produção e volume de trabalho foi adotado o intervalo de 1º de outubro de 2016 a 30 de setembro de 2017.

O Censo Agropecuário é realizado há mais de cem anos e de acordo com o IBGE ele investiga informações sobre os estabelecimentos agropecuários e as atividades agropecuárias neles desenvolvidas, com o objetivo retratar a realidade do Brasil agrário. Assim, serão

compilados dados de acordo com as variáveis que serão utilizadas na função de produção, com informações agregadas a nível municipal, que estão apresentadas no quadro abaixo.

Quadro 1- Descrição das variáveis

Variável	Descrição da Variável	Unidade de Medida	Fonte da Variável	Referências
Produção	Variável dependente Y: Valor Bruto da Produção Agrícola	Mil reais (R\$)	Censo Agropecuário 2017 IBGE - Tabela Sidra 6897	Alves, Souza e Rocha (2012), Neves <i>et al.</i> (2019), Souza <i>et al.</i> (2020), Ferreira e Vieira Filho (2020)
Trabalho	Variável proveniente da soma da mão de obra empregada na agricultura	Número de trabalhadores	Censo Agropecuário 2017 IBGE - Tabela Sidra 6888	Alves, Souza e Rocha (2012), Neves <i>et al.</i> (2019), Souza <i>et al.</i> (2020)
Capital	Variável proxy de capital, pela quantidade de tratores, de máquinas para a colheita	Número de máquinas/tratores	Censo Agropecuário 2017 IBGE - Tabela Sidra 6873	Ferreira e Viera Filho (2020)
Terra	Variável que representa a soma da terra utilizada nas culturas	Hectares (ha)	Censo Agropecuário 2017 IBGE - Tabela Sidra 6879	Alves, Souza e Rocha (2012), Neves <i>et al.</i> (2019), Souza <i>et al.</i> (2020)
Insumos	Variável da soma das despesas de insumos adquiridos, de fertilizantes, corretivos para solo, entre outros	Mil reais (R\$)	Censo Agropecuário 2017 IBGE - Tabela Sidra - 6899	Helfand <i>et al.</i> (2015), Neves <i>et al.</i> (2019), Ferreira e Viera Filho (2020)
Número de Irrigantes	Variável que representa o número de estabelecimentos agrícolas que fazem uso da irrigação em um município	Número de estabelecimentos	Censo Agropecuário 2017 IBGE - Tabela Sidra 6858	Morais <i>et al.</i> (2021)
Dummies	Variáveis dummies de interação regional que assumem valor zero	-	Elaboração própria com base no número de irrigantes obtido pelos dados do IBGE	Neves <i>et al.</i> (2019)

Variável	Descrição da Variável	Unidade de Medida	Fonte da Variável	Referências
	para municípios fora da região e, para os pertencentes, correspondem ao número de irrigantes no município.			

Fonte: Elaboração própria.

5. Resultados

5.1 Estatísticas descritivas

Nesta subseção são apresentadas as características gerais dos dados, considerando 5.568 municípios das cinco macrorregiões do Brasil, buscando um entendimento inicial sobre os aspectos da irrigação no território nacional.

Na Tabela 1, é posto de forma “explícita ou bruta” (sem transformação logarítmica) as variáveis construídas para a pesquisa. Neste primeiro momento, optou-se pela seleção dos estabelecimentos dedicados à produção agrícola, onde a agricultura é compreendida como conjunto de atividades relacionadas a lavouras temporárias e permanentes, horticultura, floricultura, e a produção de sementes e mudas certificadas.

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Valor Bruto da Produção Agrícola (em mil reais)	R\$ 43.420,12	R\$ 129.595,69	0	R\$ 2.784.781,00
Trabalho	1.583,22	2.262,53	0	38.122
Capital	223,59	453,72	0	6.262
Terra	19.051,16	46.717,26	0	797.248
Insumos (em mil reais)	R\$ 29.025,68	R\$ 89.238,87	0	R\$ 1.739.385

Número de Irrigantes	61	181	0	3.930
----------------------	----	-----	---	-------

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do IBGE, Censo Agropecuário 2017.

Nota: 5.568 observações

Dessa forma, o valor médio da produção agrícola (VBP) dos municípios brasileiros foi de R\$ 43.420.120,00, a variável possui alto valor de desvio padrão, o que ilustra a heterogeneidade presente no país. Tem-se também que, em média, os municípios utilizaram de 1.583 unidades de trabalho. Já o número médio de tratores utilizados nos estabelecimentos agrícolas correspondeu à 223 por município.

A variável terra apresentou que o valor médio foi de 19.051 hectares utilizados em produções agrícolas nos municípios brasileiros. Em relação aos insumos, que representam as despesas na produção, o valor médio de insumos despendidos nos estabelecimentos nos municípios do país foi de R\$29.025.681,51.

Quanto a variável relacionada à irrigação, indica que em média há 61 estabelecimentos agrícolas que utilizam algum método de irrigação nos municípios brasileiros. Apresentou-se um elevado desvio padrão e valor máximo bem distante da média, o que aponta para uma distribuição assimétrica da irrigação no país.

Como exposto pela Tabela 2, adaptada do IBGE, com dados dos últimos seis Censos Agropecuários, ao longo dos anos houve um aumento do número de estabelecimentos com uso de irrigação, assim como da área com uso de irrigação dos estabelecimentos agropecuários. Desta maneira, o Censo de 2017 mostrou que aproximadamente 10% dos estabelecimentos agropecuários fizeram uso de algum método de irrigação.

Tabela 2: Irrigação na série histórica dos censos agropecuários

	1975	1980	1985	1995-1996	2006	2017
Estabelecimentos com uso de irrigação	117.921	154.763	191.463	236.342	329.073	502.379
Estabelecimentos com uso de irrigação (%)	2,40	3,00	3,3	5	6,4	9,9
Área com uso de irrigação (ha)	1.086. 830	1.481. 219	1.959. 824	3.121.642	4.535. 768	6.694. 245

Fonte: Tabela adaptada do IBGE (2019).

Quanto à área irrigada no Brasil, de acordo com dados do Censo Agropecuário de 2017, tem-se que quase metade dos estabelecimentos empregou o método de irrigação por aspersão (48%), onde grande parte é proveniente do método de pivô central, que possui valor de

referência de eficiência do uso da água de 85% (ANA, 2021). Além disso, outro método de grande participação, que apresentou crescimento entre os censos de 2006 e 2017, foi o de irrigação localizada (24%) com 90% de eficiência no uso da água.

Dessa forma, a agricultura irrigada atualmente utiliza-se em sua maioria métodos de irrigação que estão entre os mais eficientes. Então, tem-se a irrigação como tecnologia de produção, que melhora a qualidade do solo, que ajuda mitigar efeitos climáticos, com o desenvolvimento de técnicas cada vez mais eficientes e poupadouras de recursos hídricos.

Vale destacar que, entre o período de 2006 e 2017, quando houve significativo crescimento quanto à irrigação, foi promulgada a nova Política Nacional de Irrigação, em 2013. A Lei de nº 12.787, de 11 de janeiro de 2013, entre os seus objetivos, incentiva a ampliação da área irrigada e o aumento da produtividade, promove o desenvolvimento local e regional, além de estimular o aumento da competitividade do agronegócio brasileiro visando a geração de emprego e renda. No decorrer da lei sobre a política expõe-se também os instrumentos, polos e projetos de irrigação e o sistema nacional de informações sobre irrigação (BRASIL, 2013).

A promulgação dessa política comprova a importância da irrigação na produção do país e a necessidade de criação e aplicação de instrumentos. Desde 2023, a Política Nacional de Irrigação está sob responsabilidade do Ministério da Integração e do Desenvolvimento Regional (MIDR), que informou que atualmente existem 17 polos de agricultura irrigada apoiados pelo Governo Federal, que representam mais de 1,7 milhão de hectares irrigados no país (MIDR, 2025).

Além da compreensão nacional, também se mostra interessante investigar os padrões regionais, Tabela 3. Por meio desta tabela podemos observar que a região Centro-Oeste se confirma como grande destaque na produção da agricultura, com média de valor de produção superior a todas as outras regiões.

A região Centro-Oeste também se configura com a maior média em hectares utilizados em estabelecimentos agrícolas, 62.906 (ha), e com o maior investimento em insumos, média de R\$96.156.000,00. No entanto, a região apresenta a menor média em unidades de trabalho e maior média de capital. Dessa forma, pode-se inferir que apresenta maior mecanização, em comparação com as demais macrorregiões do país. Quanto à irrigação, apresentou menor média de número de estabelecimentos irrigantes entre as outras regiões do país.

Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis por região

	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
Variável	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
VBP (em mil reais)	\$22.878	43.518	\$15.175	92.751	\$154.441	330.233	\$38.479	80.710	\$57.113	81.667
Terra	26.428	35.761	12.041	38.885	62.906	115.67	12.619	20.188	18.634	27.110
Capital	56,45	105	34,17	142	353	633	209	370	541	637
Trabalho	2.367	3.330	2.127	2.627	854	1.324	1.243	1.954	1.228	1.469
Despesa/ Insumos (em mil reais)	\$10.932	50.065	\$9.804	63.892	\$96.156	210.381	\$31,52	74.595	\$35.002	50.503
Número de Irrigantes	56	109	76	213	25	106	71	224	39	70

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do IBGE, Censo Agropecuário 2017.

As regiões Norte e Nordeste, respectivamente, apresentam-se como as mais intensas no fator trabalho, por exibirem maior média de trabalhadores em seus estabelecimentos agrícolas. Contudo, essas regiões possuem uma menor média de capital, refletida na menor quantidade de tratores em seus municípios, assim como as menores médias em despesas com a produção, investimento em insumos. Essas informações podem indicar um menor nível de mecanização e menor uso de tecnologia na produção agrícola.

A região Norte, de modo geral, é uma área de grande precipitação ao longo do ano, principalmente no verão, enquanto o Nordeste é uma região mais dependente da irrigação para a produção agrícola, devido à irregularidade das chuvas. Como pode ser observado na Tabela 3, o Nordeste possui média superior de número de irrigantes (76) que a região Norte, que registrou 56.

Conforme o esperado, a região Sudeste apresentou uma das maiores médias para o número de estabelecimentos agrícolas e o elevado desvio padrão sugere a presença de municípios com alto número de estabelecimentos irrigantes. A região Sul, historicamente a pioneira na irrigação, teve a segunda maior média de VBP e o menor desvio padrão entre as regiões para o número de irrigantes, o que indica uma distribuição mais homogênea da irrigação entre os municípios da região.

Nesse contexto, embora a Tabela 3 apresente informações (em média) dos dados das regiões, a Tabela 4 complementa a análise ao trazer dados mais absolutos, permitindo uma melhor visualização da relação da irrigação nas macrorregiões e a contribuição para a produção agrícola total do país.

Tabela 4: Irrigação por região na agricultura

	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Estabelecimentos agrícolas com uso de irrigação	25.215	135.814	11.823	119.126	45.975
Valor Bruto da Produção Agrícola (%)	4,3	11,3	29,8	26,5	28,1
Área com uso de irrigação (ha)	227.039	926.258	488.116	1.757.098	1.478.269

Fonte: Elaboração própria, com dados de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Censo Agropecuário de 2017

Quanto à participação de cada região para o valor bruto da produção agrícola, através da Tabela 4 pode-se observar que as maiores contribuições são oriundas do Centro-Oeste, Sul e Sudeste, respectivamente. Essas regiões também se destacam pelos maiores investimentos em insumos, de acordo com o que foi registrado na variável de despesas da Tabela 3.

Deste modo, por meio dos dados da Tabela 4, é possível compreender como a irrigação está disposta nas regiões do país. A região Sudeste apresenta maior área irrigada, com 36% da área irrigada dos estabelecimentos agrícolas do Brasil, seguida pela região Sul (30,3%), o que está de acordo com a literatura mencionada anteriormente. Ambas as regiões têm grande participação no valor bruto da produção agrícola do país.

A região Centro-Oeste, detém a maior participação no valor bruto da produção agrícola (29,8%), mas apresenta menor número de estabelecimentos irrigantes e é a segunda região com menor área irrigada em hectares. No entanto, a região tem o destaque do estado de Goiás com 358.196 hectares irrigados, o que representa 70% da área irrigada da região.

Como pode ser observado, o Nordeste é a região com o segundo maior número de estabelecimentos agrícolas com uso de irrigação, mas está na quarta posição da participação no VBP agrícola nacional. Quanto à área irrigada, representa 19% do total do país para a agricultura, tem sua participação devida principalmente aos estados de Pernambuco, Alagoas, Ceará e Bahia, que juntos representam aproximadamente 80% da área irrigada dos estabelecimentos agrícolas do Nordeste.

Pode-se atestar que a região com maior número de estabelecimentos agrícolas com uso de irrigação (Nordeste), não é necessariamente a região com maior área irrigada (Sudeste). Dessa forma, a distribuição dos estabelecimentos agrícolas que fazem uso de irrigação, assim como da área irrigada e a importância de cada região para o VBP da agricultura brasileira reflete a heterogeneidade do país.

5.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Para a apresentação dos resultados da análise exploratória de dados espaciais, a subseção inicia-se com a análise do I de Moran Global e, em seguida, tem-se a análise local para as variáveis de interesse.

5.2.1 Análise Global

Nesta primeira etapa da AEDE foi realizada a estatística *I* de Moran Global utilizando diferentes matrizes de pesos espaciais, com o objetivo de identificar aquela que captasse melhor a interação espacial entre os agentes. Assim, os coeficientes foram calculados para cada variável, através de matrizes espaciais.

Quanto à interpretação do teste, a mesma pode ser feita da seguinte forma: valores entre 0 e 1 indicam concentração espacial; valores próximos a -1 indicam dispersão e $I=0$ representaria aleatoriedade espacial (ALMEIDA, 2012).

Pela Tabela 5 é possível notar a existência de padrões espaciais para as variáveis analisadas, com base na significância dos *p-valores*, para os municípios do país (as estimativas foram realizadas no software GeoDa sob o pressuposto da permutação 999 interações).

Tabela 5: Estatística de *I* de Moran Global

Variável	Matriz	<i>I</i> de Moran	Média	Desvio Padrão	Z	P-valor
VBP	Torre	0,4452	-0,0002	0,0079	56,2845	0,001***
Trabalho	Torre	0,4272	0	0,0079	53,8055	0,001***
Capital	Torre	0,5522	-0,0001	0,008	68,889	0,001***
Terra	Torre	0,5291	0	0,008	65,8865	0,001***
Insumos	Torre	0,4122	0	0,0081	50,9521	0,001***
Número de Irrigantes	Torre	0,4396	-0,0002	0,0089	54,982	0,000***

Fonte: Elaboração própria, utilizando GeoDa.

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Por esta mesma tabela também é possível observar que a matriz do tipo Torre foi considerada a mais adequada para as variáveis, pois apresentou o maior valor do coeficiente de *I* de Moran, com significância estatística conforme o *p-valor*. Vale destacar que a matriz do tipo Torre calcula o *I* de Moran Global ignorando as observações sem pesos, como é o caso de municípios sem vizinhos geograficamente contíguos, como ilhas, pois nesse tipo de matriz considera-se apenas fronteiras físicas diferentes de zero entre os locais (ALMEIDA, 2012).

Os resultados revelam que para as variáveis analisadas, há autocorrelação espacial positiva, sugerindo padrões de concentração espacial, que se refere a tendência de locais próximos apresentarem valores semelhantes para determinada variável.

A concentração pode ser interpretada de duas maneiras: municípios que apresentam valores de produção agrícola elevados, por exemplo, tendem a ser vizinhos de outros com produção alta (Alto-Alto). Da mesma forma, municípios que possuem baixo investimento tendem a estar próximos de municípios que também exibem baixo valor dispendido nas despesas (Baixo-Baixo).

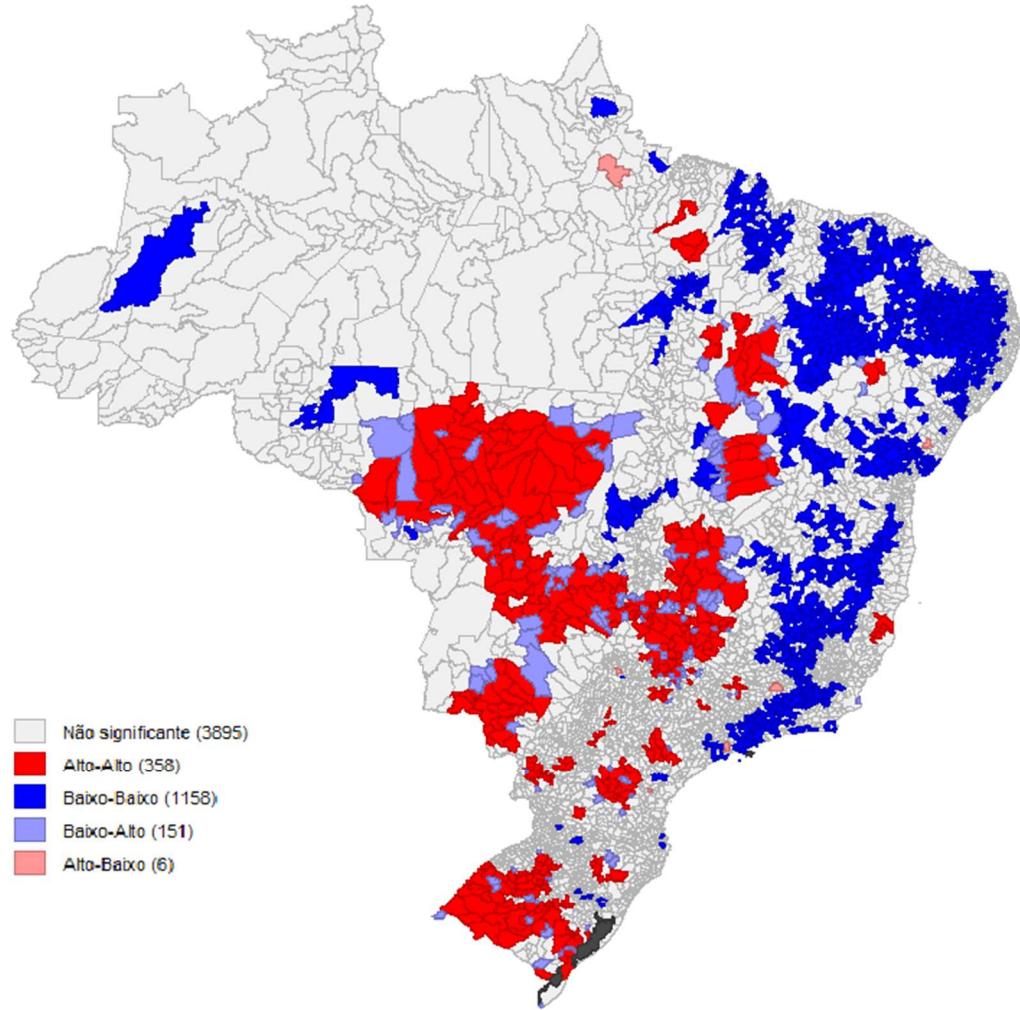
5.2.2 Análise Local

No segundo momento da subseção de AEDE foi feita uma análise local, através dos mapas LISA (*Local Indicator of Spatial Association*). Estes mapas utilizaram-se da matriz do tipo Torre para as variáveis de valor bruto da produção agrícola (variável dependente) e do número de estabelecimentos irrigantes (variável de interesse).

Pela análise da Figura 1, tem-se que a maioria dos *clusters* nos municípios do país, quanto ao valor bruto da produção agrícola, são do tipo Baixo-Baixo, ou seja, municípios com baixo valor de produção agrícola estão contíguos a municípios da mesma característica. Isso ocorre principalmente nos municípios da macrorregião Nordeste, que como comprovado pela subseção 5.1 têm a menor média do valor de produção agrícola. No entanto, isso também ocorre em municípios do Sudeste, no norte de Minas Gerais e no sul de São Paulo, resultado semelhante foi encontrado em Alcantara (2020).

Entretanto, foram identificados também *clusters* do tipo Alto-Alto para a variável de valor bruto da produção agrícola. Esses *clusters* estão presentes em municípios nos estados do Mato Grosso, Rio Grande do Sul, e no Piauí nas microrregiões de Floriano e Corrente Bom-Jesus. Ademais, encontram-se também na Bahia na microrregião de Barreiras; em São Paulo, em municípios próximos a Ribeirão Preto; e em Minas Gerais, nas regiões do Triângulo Mineiro, sul e noroeste do estado. Relativo aos municípios que constituem *clusters* do tipo Baixo-Alto, são em sua maioria municípios que estão cercando os *clusters* Baixo-Baixo.

Figura 1: Mapa de clusters LISA para o valor bruto da produção agrícola



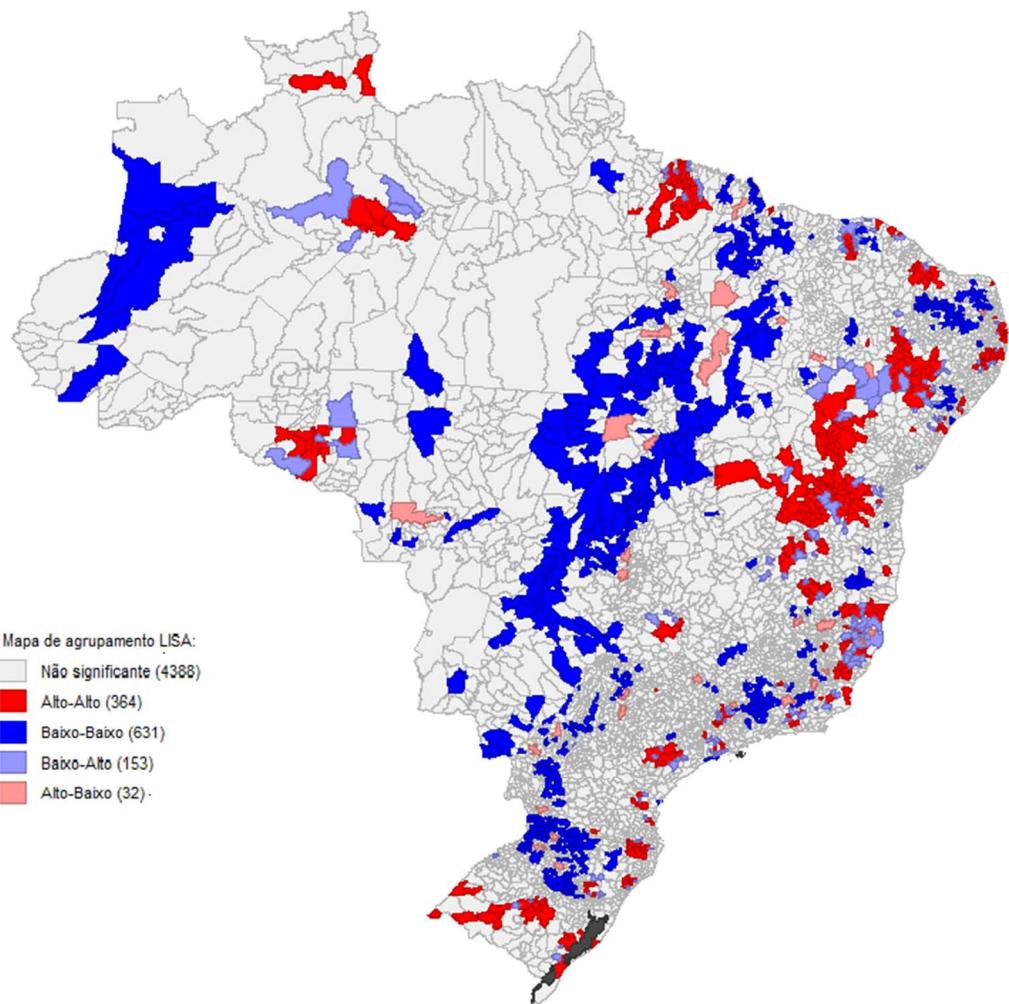
Fonte: Elaboração própria, utilizando GeoDa.

Em sua pesquisa, Alcântara (2020) também verificou a existência de *clusters* do tipo Alto-Alto (AA) no centro do país em Mato Grosso e no sudoeste do Rio Grande do Sul, para a variável de valor de produção agrícola. A autora destaca a presença de *cluster* AA em MATOPIBA, nomeada devido a sua localização, que faz divisa com os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia. É uma região constituída principalmente por áreas de cerrado, que tem apresentado expansão da produção agrícola nas últimas décadas, com destaque para a produção de grãos e fibras.

A Figura 2, por sua vez, expõe que há a existência majoritária do tipo de *cluster* Baixo-Baixo para a variável de interesse número de estabelecimentos irrigantes. Isto significa que municípios que têm baixo número de estabelecimentos irrigantes estão circundados por vizinhos que exibem valor semelhante. De acordo com o mapa, esta ocorrência é dada

principalmente na macrorregião do Centro Oeste, nos estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, no Norte em municípios do estado de Tocantins, além do Sul do país, com municípios ao norte do Rio Grande do Sul e no oeste do estado de Santa Catarina.

Figura 2: Mapa de Clusters LISA para o Número de Estabelecimentos Irrigantes



Fonte: Elaboração própria, utilizando GeoDa.

Dessa forma, através do mapa, pode-se revelar que os municípios que formam *clusters* do tipo Alto-Alto estão localizados no sul do Rio Grande do Sul, assim como na macrorregião Sudeste, no norte de Minas Gerais e na região chamada de triângulo mineiro, e em municípios próximos a Vitória, no Espírito Santo e Sorocaba em São Paulo. No Rio Grande do Sul, a irrigação é empregada majoritariamente na produção de arroz. Na região Sudeste, a maior parte da área irrigada se destina às lavouras temporárias (SILVA *et al.*, 2021). Em Minas Gerais, na

região do triângulo mineiro, onde cultivam soja, café e cana de açúcar, destaca-se o uso do sistema de irrigação por pivô central (ALVES; BARBOSA, 2017).

Já no Nordeste há *clusters* Alto-Alto em Pernambuco e na Bahia, e em municípios próximos a Fortaleza e Juazeiro do Norte no Ceará. Na região Norte em Rondônia, Roraima, em Manaus no Amazonas e em Castanhal no Pará. Vale destacar a produção do café irrigado, que ocorre no Espírito Santo, no estado de Rondônia, onde estima-se que 60 a 70% dos cafezais são irrigados, e em Goiás onde quase 100% dos cafezais são irrigados (ANA, 2021).

Assim, o mapa demonstra que esses *clusters* existem principalmente nas regiões Sudeste e Sul, como esperado por apresentarem maior área irrigada. Foram verificados padrões AA na Bahia, no Nordeste, onde atualmente existe um polo de agricultura irrigada reconhecido pelo MIDR, o polo de irrigação Oeste da Bahia (MIDR, 2024). Também evidencia locais, como em Rondônia, que há uma concentração de municípios com estabelecimentos irrigantes, que ainda não foram reconhecidos pelo Ministério como um polo com potencial de expansão.

Verifica-se também a existência de *clusters* do tipo Baixo-Alto, especialmente na região de Colatina no Espírito Santo e municípios na Bahia e Pernambuco, na macrorregião Nordeste, já no Norte encontram-se em Rondônia e Amazonas.

Portanto, a concentração espacial também é comprovada pelos mapas LISA, através do coeficiente de *I* de Moran local, pois tem em sua maioria *clusters* do tipo Alto-Alto e Baixo-Baixo para as variáveis analisadas, reforçando a análise global. Além disso, a presença de autocorrelação espacial pode indicar potenciais problemas em modelos que desconsideram os aspectos espaciais, com risco de estimativas inconsistentes.

5.3. *Estimação por MQO*

Nesta subseção, há a apresentação e discussão dos resultados do modelo estimado por MQO, o método de Mínimos Quadrados Ordinários. Na tabela desta subseção demonstra-se como foi feito a estimação, de forma a entender a relação entre as variáveis do modelo.

Na Tabela 6, tem-se o resultado estimado utilizando a forma funcional *log-log* e refere-se à estimação realizada com o VBP, valor bruto da produção agrícola, como a variável dependente, considerando a variável de interesse número de irrigantes como uma das variáveis explicativas. Todas as variáveis foram transformadas em logaritmo natural,² de modo que os coeficientes devem ser interpretados em termos percentuais.

² Devido a algumas variáveis não apresentarem valores para determinados municípios, adotou-se o procedimento sugerido por Wooldridge (2006, p. 193), que consiste em somar 1 às observações e aplicar o logaritmo na forma

Tabela 6: Tabela de Estimação por MQO

Variável	MQO
Constante	-1.0354*** (0,1463)
<i>log Terra</i>	-0.0227 (0,0308)
<i>log Capital</i>	0.2315*** (0,0259)
<i>log Trabalho</i>	0.6214*** (0,0361)
<i>log Despesa/ Insumos (em mil reais)</i>	0.4476*** (0,0309)
<i>log Número de Irrigantes</i>	0.2605*** (0,0293)
DNE	-0.0006* (0,0003)
DCO	0.0107*** (0,0030)
DSE	-0.0006* (0,0003)
DS	0.0011 (0,0010)
Jarque-Bera	10.374,3903
<i>p</i> -valor	0,0000
Koenker-Bassett	575,7805
<i>p</i> -valor	0,0000
SC	25.761,72

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Obs¹: Desvio padrão entre parênteses.

Como pode ser percebido, o modelo estimado apresentou significância estatística para as variáveis, com exceção da *dummy* da região Sul e da variável terra. Através da tabela pode-se observar os sinais e as magnitudes dos coeficientes para cada variável do modelo.

Ainda, por meio da Tabela 6 também foi possível detectar informações de testes como o de Jarque-Bera, para verificar a normalidade dos erros, o de Koenker Basset, para a

log (y + 1). Assim, a interpretação segue àquela dada ao log(y). Essa técnica foi utilizada pois há observações iguais a zero nas variáveis do modelo.

heterocedasticidade, bem como o critério de informação Schwartz (SC), utilizado para a seleção de modelos, que aponta que quanto menor o seu valor, melhor é o modelo selecionado.

Pode-se observar no teste de Jarque-Bera que, pelo seu *p*-valor baixo, rejeita-se a hipótese nula, o que indica que os resíduos do modelo não seguem uma distribuição normal. Já no caso do Koenker-Basset, o resultado sugere que há heterocedasticidade nos dados, ou seja, a variância dos erros não é constante.

Após a estimação do MQO, foi calculado o *I* de Moran a partir dos resíduos da regressão considerando diferentes matrizes espaciais. Como demonstrado pela Tabela 7, os valores calculados foram significativos estatisticamente e apontaram a existência de autocorrelação espacial nos resíduos. Isto significa que os resultados do MQO contêm viés, não permitindo a sua interpretação. Desta maneira, atesta-se a ocorrência da dependência espacial na produção agrícola dos municípios, o que está em consonância com a AEDE da subseção anterior.

Em seguida, foram realizados testes do Multiplicador de Lagrange para a defasagem ($ML\rho$) e para o erro autorregressivo ($ML\lambda$), bem como suas versões robustas. O teste do Multiplicador de Lagrange é utilizado para indicar qual o melhor modelo a ser adotado, com base em sua significância estatística.

Tabela 7: Testes de Diagnóstico Espacial nos Resíduos da Regressão por MQO

	Rainha	Torre	K1	K2	K3	K4	K5
I de Moran	0,0856*** (10.823)	0,0864*** (10,777)	0,1276*** (7,6335)	0,1051*** (8,5853)	0,0866*** (8.5544)	0,0844*** (9.548)	0,0794*** (10.011)
ML \square	114,282** *	113,360** *	57,532***	72,496***	71,669***	89,145***	97,931***
MLR \square	29,605***	29,121***	2,772*	8,602**	13,219***	21,059***	27,768***
ML \square	90,191***	89,560**	69,104***	74,917***	65,751***	75,326***	76,543***
MLR \square	5,514**	5,324**	14,344***	11,023***	7,301**	7,240**	6,380**

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Obs¹: Desvio padrão entre parênteses.

Como pode ser observado na Tabela 7, o Multiplicador de Lagrange apontou para a significância de ambos, erro e defasagem, tanto na versão padrão como na versão robusta. Dessa forma, serão estimados modelos espaciais como os do tipo SAR, SEM, SDM e SDEM, que a princípio atendem este diagnóstico.

5.4. Estimação dos modelos espaciais

Para a construção desta subseção foram feitas estimações de diferentes modelos espaciais, seguindo métodos distintos de estimação e diversas matrizes em busca do modelo que pudesse acomodar, eliminar a dependência espacial. Após tais procedimentos, o modelo SAR (modelo de defasagem espacial) foi considerado o mais adequado, uma vez que foi capaz de eliminar o problema de autocorrelação espacial (Tabela 8).

Tabela 8: Estimação modelo de defasagem espacial

Variável	SAR	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Constante	-1.2821*** (0.1480)	-	-	-
<i>log Terra</i>	-0.0237 (0.0306)	-0.0233 (0.0311)	-0.0017 (0.0022)	-0.0249 (0.0333)
<i>log Capital</i>	0.2145*** (0.0258)	0.2163*** (0.0260)	0.0154*** (0.0027)	0.2317*** (0.0278)
<i>log Trabalho</i>	0.5967*** (0.0359)	0.5994*** (0.0366)	0.0427*** (0.0061)	0.6421*** (0.0395)
<i>log Despesa/ Insumos (em mil reais)</i>	0.4372*** (0.0308)	0.4368*** (0.0305)	0.0311*** (0.0043)	0.4679*** (0.0325)
<i>log Número de Irrigantes</i>	0.2710*** (0.0290)	0.2716*** (0.0291)	0.0194*** (0.0033)	0.2910*** (0.0313)
DNE	-0.0006** (0.0002)	-0.0006* (0.0003)	-0.0000* (0.0000)	-0.0007* (0.0003)
DCO	0.0109*** (0.0029)	0.0109** (0.0030)	0.0008** (0.0002)	0.0117** (0.0032)
DSE	-0.0006** (0.0003)	-0.0006* (0.0003)	-0.00005* (0.0000)	-0.0007* (0.0003)
DS	0.0007 (0.0001)	0.0007 (0.0001)	0.00005 (0.0001)	0.0007 (0.0010)
<i>WVBP</i>	0,0694*** (0,0084)	-	-	-
<i>I de Moran</i>	0,0132	-	-	-
<i>p-valor</i>	0,2123	-	-	-
AIC	25.621,87	-	-	-
SC	25.701,37	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Obs¹: Desvio padrão entre parênteses.

A estimação deste modelo foi realizada por máxima verossimilhança, método que pressupõe normalidade dos erros. Apesar da não normalidade dos erros apontado pelo teste de Jarque Bera, na Tabela 6, o método ainda pôde ser aplicado devido ao tamanho da amostra. No modelo por MQO, o teste de Koenker Bassett indicou a existência de heterocedasticidade, portanto a estimação dos coeficientes do SAR utilizou-se de erros robustos. A escolha da matriz de defasagem espacial foi embasada no procedimento de Baumont (2004), assim utilizou-se a matriz de $k1$ vizinhos.

Quanto aos resultados obtidos na estimação do SAR, pela Tabela 8 pode-se observar alguma aproximação entre coeficientes, sinais e magnitudes do modelo MQO. É interessante observar, por exemplo, que os fatores de produção obtiveram coeficientes positivos e significativos, exceto a variável terra e a *dummy* para a região Sul.

Em Neves *et al.* (2019), obtiveram-se o coeficiente negativo para a variável terra e coeficientes positivos para os demais fatores de produção, como ocorre no presente estudo. Já nos trabalhos de Alves, Souza e Rocha (2012) e de Souza *et al.* (2020) foram realizados cálculos da fronteira de produção estocástica, com dados dos censos agropecuários de 2006 e 2017, respectivamente, e em ambos foi considerado que a influência do fator terra sobre a renda bruta agropecuária era relativamente pequena.

Esses resultados podem estar conectados às recentes mudanças no uso da terra no Brasil. A agricultura com foco em ganhos de produtividade, se torna mais intensiva em tecnologias, em insumos e inovação, enquanto reduz o uso do fator terra (TELLES e RIGHETTO, 2019). Destaca-se a importância da produtividade da terra, a gestão do solo, a melhor utilização da área disponível, apenas o aumento de hectares pode não apresentar tamanho impacto sobre a produção. O que está de acordo com o posto por Felema, Raiher e Ferreira (2013), em que os autores afirmaram que a incorporação de novas áreas, isoladamente, não assegura o crescimento da produtividade no campo.

Para a proxy da variável capital, foi considerada a quantidade de tratores e de máquinas para a colheita. Desta forma, uma elevação do número de maquinários utilizados na agricultura impacta positivamente no aumento do valor de produção agrícola. No período entre 2006 e 2017 houve um aumento de aproximadamente 50% dos números de tratores no Brasil, conforme apontado por Silva *et al.* (2020), que também chamaram atenção para o crescimento de máquinas para plantio e adubação. Adicionalmente, Gasques *et al.* (2023) informaram que a taxa anual de crescimento do capital utilizado na agricultura foi de 2,23% de 2000 a 2022, e

apontaram para a melhoria da qualidade das máquinas e equipamentos, que realizam operações mais eficientes.

Os autores Lesage e Pace (2009) informaram que é possível os cálculos dos efeitos diretos e indiretos em modelos como o SAR, como apontado na seção anterior. Para a variável de capital, os efeitos estimados foram significativos e indicaram um impacto total positivo sobre o VBP (0,2317%), sendo a maior parte atribuída ao efeito no próprio município, efeito direto de 0,2163%, enquanto o impacto nos vizinhos foi menor, com 0,0154%.

O coeficiente estimado da variável explicativa trabalho foi positivo e o de maior magnitude sobre a produção na função estimada. Com a modernização e a mecanização das práticas agrícolas, a tendência observada é da redução de pessoal ocupado na agricultura. Entretanto, o setor tem aumentado sua eficiência, exibindo o aumento da produtividade do fator. Barros *et al.* (2020) apontaram que, entre 2006 e 2017, houve um aumento de 62% da produtividade do trabalho na agropecuária brasileira, com destaque para as lavouras temporárias onde a produtividade duplicou.

A produtividade e o impacto que o aumento de um trabalhador exerce sobre a produção agrícola, conforme apontado pelo modelo estimado, também estão relacionados à melhoria da qualidade desse fator. Gasques *et al.* (2023) chamaram atenção para o índice de produtividade da mão de obra, que apresentou crescimento nos últimos anos, em grande parte relacionado à maior qualificação dos trabalhadores rurais. Além disso, existem regiões no país e diferentes setores agrícolas que têm um número de trabalhadores superior a outros e esse também pode ser um aspecto que contribui para a magnitude do coeficiente de trabalho encontrado.

Os impactos da variável trabalho demonstram que o aumento de trabalho afeta principalmente o município onde teve o aumento de trabalhadores, onde o efeito total (0,6421%) é majoritariamente composto do efeito direto, de 0,5994%, sobre o VBP do próprio município, enquanto o efeito indireto representa apenas 0,0427%.

O fator de despesa com insumos, com coeficiente de 0,4372, implica que um aumento 1% na variável está associado a um aumento aproximado de 0,50% no valor da produção agrícola. A literatura aponta a despesa com insumos com a maior elasticidade e com o maior potencial para a produção agropecuária (FERREIRA e VIEIRA FILHO, 2020).

Embora não seja a variável de maior magnitude neste estudo, o valor estimado do coeficiente de despesas está próximo a valores encontrados em outras pesquisas que utilizaram o valor bruto da produção agropecuária como variável dependente, como em Ferreira e Vieira Filho (2020) em que se obteve um coeficiente de 0,656.

De acordo com a Tabela 8, para a variável explicativa de despesas também se obteve efeitos significativos, onde um aumento 1% das despesas agrícolas no município aumentaria seu VBP em 0,4368% devido ao efeito direto, com aumento de 0,0311% do VBP dos municípios vizinhos através do efeito indireto, totalizando um efeito total de 0,4679% de aumento no VBP agrícola. Esse resultado está semelhante ao de Neves *et al.* (2019), que obteve valores de 0,4284, 0,0229 e 0,4512, para os efeitos direto, indireto e total, respectivamente.

Em relação à variável de interesse, o número de irrigantes, encontrou-se um coeficiente positivo e estatisticamente significativo, onde o aumento de 1% no número de estabelecimentos agrícolas irrigantes estaria relacionado a um aumento aproximado de 0,27% no valor da produção agrícola. Esse resultado confirma a hipótese do estudo, de que a irrigação exerce influência positiva sobre o valor da produção do setor agrícola brasileiro.

Na variável de interesse número de irrigantes, o efeito total (0,2910%) também é composto principalmente do efeito direto (0,2716%), indicando que a adoção da irrigação afeta positivamente, sobretudo, o VBP do próprio município. O efeito indireto da variável sobre o VBP dos municípios vizinhos, de 0,0194%, é menor.

É apontado por Morais *et al.* (2021) que há evidências de que a irrigação no Brasil pode ser considerada como uma ferramenta eficiente para lidar com questões como clima e aumento da produtividade e eficiência técnica. A adoção da irrigação viabiliza a produção em regiões semiáridas e em outros locais durante o período de seca, contribuindo para o aumento e a estabilidade das colheitas.

Apesar do número estabelecimentos agrícolas que fazem uso da irrigação nos municípios do Brasil ser relativamente baixo perante o potencial existente, a adoção dessa prática pode ser vista como alternativa para a elevação da produção e eficiência no setor agrícola. Morais (2019) afirmou que a irrigação causou efeito positivo sobre a variação da produtividade agrícola. A conversão de um hectare de uma área de agricultura de sequeiro para um hectare irrigado teve resposta positiva na produção agrícola, com aumento de produtividade.

A estimação também incluiu variáveis *dummies* regionais, construídas como *dummies* de interação para a variável de interesse. A Região Norte, que na estatística descritiva foi evidenciada por apresentar a menor participação no valor bruto da produção agrícola brasileira e a menor área irrigada, foi utilizada como base para a criação das *dummies* de interação regional.

Considerando a região Sul o coeficiente não foi significativo, indicando que o efeito do número de irrigantes na região não difere do efeito geral. A região Centro-Oeste apresentou coeficiente significativo e positivo, o que sugere que o impacto do número de estabelecimentos

irrigantes é maior nessa região em comparação às outras regiões do Brasil. Considerando que o Centro-Oeste, apesar de ser uma potência agrícola, apresentou menor média de número de irrigantes, esse resultado pode sugerir que a região se beneficiaria de um aumento da adoção de métodos de irrigação.

Nesta região, a área irrigada se localiza em maior parte no estado de Goiás, onde atualmente existem dois polos de agricultura irrigada reconhecidos pelo MIDR, o polo de irrigação sustentável do Vale do Araguaia e o polo de irrigação do planalto central de Goiás (MIDR, 2024). Utilizam-se em maioria do método de pivô central e aplicam métodos de irrigação na produção de soja, milho e café.

Nos casos do Sudeste e Nordeste, obteve-se coeficientes de sinal negativo, implicando que o efeito do número de irrigantes é menor sobre essas regiões que no restante do país. Como exibido anteriormente, as regiões Nordeste e Sudeste, respectivamente, são as regiões com maior número de estabelecimentos irrigantes. A região Nordeste se destaca na produção de culturas irrigadas na fruticultura, produção de hortaliças, enquanto a região Sudeste tem a produção de café irrigado, cana de açúcar, entre outras culturas.

No que se refere ao valor do coeficiente de defasagem espacial do modelo SAR (*WVBP*), exibido na Tabela 8, este foi positivo (0,0694) e estatisticamente significativo ao nível de 1%, conforme indicado pelo seu *p-valor*. O coeficiente aponta para a autocorrelação espacial positiva, como indicado por outros testes feitos anteriormente.

Assim, há um efeito de transbordamento da variável dependente, o valor bruto da produção agrícola, que está positivamente correlacionado aos valores de produção dos municípios vizinhos. A dependência espacial identificada sugere que existe interação entre os vizinhos, onde o valor da produção agrícola em um município influencia o valor da produção agrícola nos municípios adjacentes.

Dessa forma, apresentados os coeficientes das variáveis explicativas, que na função do tipo Cobb Douglas correspondem as elasticidades dos fatores de produção, torna-se possível somá-los para identificar o tipo de retorno a escala. Com base nesses coeficientes, a elasticidade somada na função estimada foi de 1,49 caracterizando retornos crescentes à escala.

Resultado este que difere de trabalhos anteriores como Helfand *et al.* (2015), que encontraram 1,02 e Alves *et al.* (2012) que estimaram 0,924, com base nos dados do Censo Agropecuário de 2006, indicando retornos constantes à escala para a agropecuária brasileira. No entanto, Souza *et al.* (2020) ao considerarem todos os estratos de renda bruta da agricultura brasileira afirmaram que esta opera sob retornos crescentes à escala, para dados do Censo Agropecuário de 2017.

Por fim, após a estimativa espacial, foi feito o teste do *I* de Moran dos resíduos do modelo, cujo *p-valor* foi não significativo, indicando que o modelo SAR conseguiu eliminar a dependência espacial presente nos dados. Além disso, o valor dos critérios de informação *Akaike* (AIC) e *Schwartz* (SC), foram inferiores ao valor da estimativa por MQO e das outras estimativas realizadas. Devido a esses resultados o modelo SAR foi considerado o mais adequado.

Através das análises realizadas a partir da abordagem da função de produção, pode-se observar como os fatores afetaram a produção, a magnitude desses fatores e o efeito positivo da irrigação sobre a produção, que pode ser uma ferramenta para aumentar a produção agrícola e torná-la mais eficiente.

6. Considerações Finais

A agricultura, voltada à produção de alimentos, integra o agronegócio, setor fundamental para a economia mundial, com o Brasil entre os maiores exportadores. Diante do crescimento populacional e da necessidade de expandir a produção de alimentos acessíveis e de qualidade, destaca-se o papel estratégico da irrigação para o aumento da produtividade agrícola. Complementando a precipitação e suprindo a deficiência hídrica das plantas, a irrigação é reconhecida pela literatura por proporcionar diversas vantagens, e se configura como um dos processos mais relevantes para o desenvolvimento da produção agrícola.

Neste trabalho, buscou-se analisar o impacto da irrigação sobre a produção agrícola dos municípios do Brasil, considerando 5.568 municípios do país, com base nas informações dos estabelecimentos agrícolas dos municípios de 2017. A principal contribuição do trabalho é utilizar-se de dados censitários mais recentes e aliar a aplicação da econometria espacial no contexto da agricultura irrigada junto à abordagem da função de produção.

Por meio das análises realizadas, pode-se observar a heterogeneidade presente no país quanto à produção agrícola e que uma pequena parcela dos estabelecimentos agrícolas fez uso de algum tipo de método de irrigação. A região Sudeste foi confirmada como a maior irrigante do país, em proporção de estabelecimentos irrigantes e em área irrigada.

Verificou-se a existência de padrões espaciais para as variáveis analisadas nos municípios do país, autocorrelação espacial positiva, sugerindo padrões de concentração espacial e exibiu-se a análise local para as variáveis dependente e de interesse. Através da abordagem de função de produção, observou-se o efeito dos insumos sobre a produção, primeiramente pelo método do MQO, em que a estimativa foi considerada enviesada e que não

deveria ser interpretada. Assim, devido a autocorrelação espacial nos resíduos foi feita a estimação dos modelos espaciais.

Na estimação da função de produção do modelo SAR, as variáveis explicativas foram em sua maioria estatisticamente significativas e positivas. Em relação aos fatores de produção trabalho, capital e despesas obtiveram coeficiente positivo, com a maior magnitude do fator trabalho, assim esses insumos impactam positivamente a produção agrícola. Entretanto, o fator terra, proveniente da soma da terra utilizada nas culturas em hectares, configurou-se com coeficiente negativo e não significativo.

Para a variável de interesse número de estabelecimentos irrigantes, apresentou-se coeficiente positivo, um aumento da variável associada a um aumento da produção. Enquanto as *dummies* apresentaram-se como significativas, com exceção da região Sul. Já o coeficiente de defasagem espacial do modelo SAR foi positivo, apontando para a autocorrelação espacial positiva, existe interação entre os vizinhos, um efeito transbordamento do valor bruto da produção agrícola.

Como a função de produção estimada é do tipo Cobb-Douglas, os coeficientes das variáveis correspondem às elasticidades dos fatores de produção. A soma dessas elasticidades foi superior a 1, caracterizando retornos crescentes à escala. Esses rendimentos indicam que o aumento nos insumos elevaria a produção mais que proporcionalmente.

Essa análise permitiu concluir que a irrigação tem impacto positivo sobre a produção agrícola dos municípios brasileiros. Portanto, a irrigação exerceu influência positiva sobre o valor da produção do setor agrícola brasileiro. Esse resultado sugere que políticas públicas que incentivem a irrigação têm potencial para elevar a produção agrícola. Torna-se possível, assim, inferir a importância da implementação de políticas que promovam a adoção da irrigação como tecnologia de produção, como a ampliação de políticas de crédito voltadas à utilização de métodos de irrigação. Além disso, o reconhecimento de polos de irrigação, que sejam vistos como prioritários para investimentos federais, de modo que possam receber apoio no planejamento e gestão dos sistemas de irrigação.

As limitações deste trabalho estão relacionadas, principalmente, à natureza dos dados utilizados. Não foi possível utilizar microdados, sendo adotados dados agregados em nível municipal, conforme disponibilidade do SIDRA/IBGE. Além disso, algumas variáveis, como capital, foram representadas por *proxies*.

Como proposta de trabalhos futuros, sugere-se a inclusão de outras variáveis como, por exemplo, variáveis climáticas, pluviométricas, fração de terra irrigada e nível de intensidade de irrigação. Desta maneira seria possível verificar se há diferença sobre o valor de produção

agrícola entre municípios com alta intensidade de irrigação e aqueles com baixa taxa de adoção da prática.

Referências Bibliográficas

AGÊNCIA IBGE NOTÍCIAS. Estabelecimentos com uso de agricultura irrigada crescem em mais de 50% em 11 anos. 17. jan. 2020. Disponível em:

<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/26684-estabelecimentos-com-uso-de-agricultura-irrigada-crescem-em-mais-de-50-em-11-anos>. Acesso em: jun.2024.

AGÊNCIA IBGE NOTÍCIAS. Censo Agro 2017: população ocupada nos estabelecimentos agropecuários cai 8,8%. 25. out. 2019. Disponível em:

<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/25789-censo-agro-2017-populacao-ocupada-nos-estabelecimentos-agropecuarios-cai-8-8>. Acesso em: dez. 2024.

AGÊNCIA IBGE NOTÍCIAS. Com alta recorde da Agropecuária, PIB fecha 2023 em 2,9%. 1.mar.2024. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/39306-com-alta-recorde-da-agropecuaria-pib-fecha-2023-em-2-9>. Acesso em: jun.2024.

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS E SANEAMENTO BÁSICO (Brasil). Atlas Irrigação: uso da água na agricultura irrigada. 1 Ed. Brasília: ANA, 86p., 2017.

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS E SANEAMENTO BÁSICO (Brasil). Atlas irrigação: uso da água na agricultura irrigada. 2 Ed. Brasília: ANA, 130p., 2021.

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS E SANEAMENTO BÁSICO (Brasil). Conjuntura dos recursos hídricos no Brasil: relatório 2021. Brasília: ANA, 132.p, 2021.

ALCANTARA, I. R. Fatores de produção, agricultura e desenvolvimento econômico regional no Brasil. 2020. 138 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo, 2020.

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 1, p. 31-52, 2008.

ALMEIDA, E. S. In: *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.

ALVES, F. O.; BARBOSA, D. D. G. A força do Triângulo Mineiro. Agência de Promoção de Investimento e Comércio Exterior de Minas Gerais, 2017. Disponível em: <http://www.indi.mg.gov.br/a-forca-do-triangulo-mineiro/>. Acesso em: 20 maio 2025.

ALVES, E.; SOUZA, G. D. S.; ROCHA, D. D. P. Lucratividade da agricultura. *Revista de Política Agrícola*, v. 21, n.2, p. 45-63, 2012.

ALVES, E. R. A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. O que se espera da irrigação no Nordeste? In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; VIEIRA, A. C. P. (org.). *Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 2019. p. 259-293.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ANSELIN, L. Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics. *International Regional Science Review*, v. 26, p.153-166, 2003.

ARROW, K. L., CHENERY, H. B., MINHAS, B. S., SOLOW, R. M. Capital-Labor substitution and economic efficiency. *Review of Economics and Statistics*, v. 43, n. 3, p. 225-250, 1961.

BARBOSA, L. de F. Determinantes da função produção agropecuária para o desenvolvimento econômico regional no Brasil. 51 f. Tese (Doutorado em Economia de Empresas) - Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2023.

BARROS, G. S. A. C. Agronegócio. In: Di Giovanni, G. & M.A. Nogueira. (Org.). *Dicionário de Políticas Públicas*. 2 Ed. São Paulo: UNESP, v. 1, p.66-69, 2015.

BARROS, E. S.; COSTA, E. F.; SAMPAIO, Y. Análise de Eficiência Estimando Fronteiras Paramétricas Cobb-Douglas e Translog: O Caso das Empresas Agrícolas do Pólo PetrolinaJuazeiro. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 35, n.1, p.7-19, 2004.

BARROS, G. S. C.; CASTRO, N. R.; ALMEIDA, F. M. S. Direções do crescimento na agricultura. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (org.). *Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário*. Brasília: IPEA; IBGE, 2020. p. 51-66.

BAUMONT, C. Spatial Effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? Mimeo., Université de Bourgogne, 2004.

BRASIL. Lei 12.787 de 11 de Janeiro de 2013. Dispõe sobre a Política Nacional de Irrigação; altera o art. 25 da Lei 10.438, de 26 de abril de 2002; revoga as Leis 6.662, de 25 de junho de 1979, 8.657, de 21 de maio de 1993, e os Decretos-Lei 2.032, de 9 de junho de 1983, e 2.369, de 11 de novembro de 1987; e dá outras providências. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil*, p.4, 14 jan. 2013.

CARVALHO, D. F. de; MARTINS, R. da C. F.; SANTOS, J. J. S. dos; TELES, G. C.; GENTILE, M. A. D.; OLIVEIRA, M. S. de. Evolution and current scenario of irrigated area in Brazil: Systematic data analysis. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 24, n. 8, p. 505-511, 2020.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). Desempenho das exportações do agronegócio, 2023. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indices-de-exportacao-do-agronegocio.aspx>. Acesso em: jun. 2024.

CHASCO, C, I. *Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales*. Madrid: Consejería de Economía e Innovación Tecnológica de la Comunidad de Madrid, p. 325, 2003.

CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D.W. e LAU, L. J. Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function. *Econometrica*, v.39, n.4, p.255-256, 1971.

CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D. W.; LAU, L. J. Transcendental logarithmic production frontiers. *The review of economics and statistics*, p.28-45, 1973.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA E PECUÁRIA (CNA). *Panorama do Agro*, 2024. Disponível em: <https://cnabrasil.org.br/cna/panorama-do-agro>. Acesso em: jul.2024.

COELLI, T. J., Rao, D. S. P., & Battese, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. 2 Ed. New York: Springer, 2005.

CRISTOFIDIS, D. Irrigação: a fronteira hídrica na produção de alimentos. ITEM: *Irrigação & Tecnologia Moderna*, Brasília, n. 54, p. 46- 55, 2002.

CRISTOFIDIS, D. Estatísticas agricultura irrigada: fórum agricultura irrigada. Brasília: Ministério da Integração Nacional, 2010.

CRISTOFIDIS, D. Água, irrigação e agropecuária sustentável. *Revista de Política Agrícola*, n. 1, p. 115-127, 2013.

CRISTOFIDIS, D, GORETTI, G.S. Cenários da agricultura irrigada no Brasil. *Revista ITEM, ABID*, v.118/119, p. 42-50, 2019.

DA SILVA, L. N. S.; BORGES, M. J.; & PARRÉ, J. L. Distribuição espacial da pobreza no Paraná. *Revista de Economia*, v. 39, n. 3, p.35-58, 2013.

DIEWERT, W. E. An application of the shepard duality theorem: a generalized Leontief production function. *Journal of Political Economy*, p.481-507, 1971.

EVANS, R.G., SADLER, E.J. Methods and technologies to improve efficiency of water use. *Water Resources Research*, v. 44, p.1-15, 2008.

FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. The State of Food Security and Nutrition in the World 2020: Transforming food systems for affordable healthy diets. Rome: FAO, 2020.

FELEMA, J.; RAIHER, A. P.; FERREIRA, C. R. Agropecuária brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 51, n. 3, p. 555–574, jul./set. 2013.

FERREIRA, M. D. P.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Eficiência técnica na agropecuária: capacidade de armazenagem e densidade de rodovias. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário. Brasília: IPEA; IBGE, 2020. p. 161-172.

FERREIRA, Z. R.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Projetos Públicos de Irrigação: Presença Institucional, Fruticultura e Impactos Produtivos. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário. Brasília: IPEA; IBGE, 2020. p. 229-242.

FISCHER, M.; NIJKAMP, P. *Handbook of Regional Science*. 1 Ed. Berlim: Springer, 2013.

FONSECA, R. M da. Função de produção para a agricultura e produtividade total dos fatores – Brasil, 1995-96. 51 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.

FUSS, M.; McFADDEN, D.; MUNDLAK, Y. A survey of functional forms in the economic analysis of production. In: FUSS, M.; McFADDEN, D. (org.). *Production economics: a dual approach to theory and applications*. v. 1. Amsterdam: North-Holland, 1978. p. 220-268.

GASQUES, J. G.; FILHO, J. E. R. V.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P. Produtividade da agricultura brasileira. *Revista de Política Agrícola*, v. 32, n. 3, p. 133–139, jul./set. 2023.

GUJARATI, D. *Basic Econometrics*. 4 Ed. Nova York: McGraw-Hill Companies, 2004.

HELPFAND, S. M.; MAGALHÃES, M. M.; RADA, N. E. Brazil's agricultural total factor productivity growth by farm size. In: Annals of the 2011 AAEA Annual Meeting. San Francisco: Agricultural & Applied Economics Association, 2015.

HUMPHREY, T.M. Algebraic production functions and their uses before Cobb-Douglas. Economic Quarterly Federal Reserve Bank of Richmond, v. 83, n.1, p. 51-83, 1997.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). PAM - Pesquisa Agrícola Municipal. 2023. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Censo Agropecuário 2017. Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA). Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>.

JANK, M. S.; GILIO, L.; CAMPOS, M. A.; CARDOSO, V. M.; COSTA, C. C. da. O futuro do comércio global do agronegócio e a inserção do Brasil. INSPER Agro Global, Comércio Internacional, 25p., 2023.

JANK, M. S.; GILIO, L.; COSTA, C. C.; GUIMARÃES, M. O agronegócio nas relações comerciais Brasil-Estados Unidos. Revista de Política Agrícola, n. 3, p. 37-54, 2020.

LESAGE J.; PACE R. Introduction to spatial econometrics. 1 Ed. Nova York: Taylor-Francis, 2009.

LIMA, J. E. F. W.; FERREIRA, R. S. A.; CHRISTOFIDIS, D. O uso da irrigação no Brasil. O estado das águas no Brasil. Agência Nacional de Energia Elétrica, 1999.

MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO E DO DESENVOLVIMENTO REGIONAL (MIDR). Irrigação abrange 1,7 milhão de hectares e reforça segurança alimentar. Brasília, 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/mdr/pt-br/noticias/irrigacao-abrange-1-7-milhao-de-hectares-e-reforca-seguranca-alimentar>. Acesso em: 17 fev. 2025.

MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO E DO DESENVOLVIMENTO REGIONAL (MIDR). Polo de Irrigação de Ibiapaba (CE) é reconhecido pelo MIDR para receber apoio na produção local.

Brasília, 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/mdr/pt-br/noticias/polo-de-irrigacao-de-ibiapaba-ce-e-reconhecido-pelo-midr-para-receber-apoio-na-producao-local>. Acesso em: 17 fev. 2025.

MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO E DO DESENVOLVIMENTO REGIONAL (MIDR).
Polos de Agricultura Irrigada. Brasília, 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/mdr/pt-br/assuntos/irrigacao/polos-de-irrigacao>. Acesso em: 17 fev. 2025.

MORAIS, G. A. de S. Ensaios sobre eficiência técnica e produtividade total dos fatores da agricultura dos países do Mercosul e da América do Sul. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Departamento de Economia Agrícola, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.

MORAIS, G. A. de S. Three essays on irrigated agriculture in Brazil. 2019. 115 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2019.

MORAIS, G. A. S.; SILVA, F. F.; FREITAS, C. O. D.; BRAGA, M. J. Irrigation, technical efficiency, and farm size: the case of Brazil. *Sustainability*, v. 13, n. 3, p. 1132, 2021.

NEVES, M. D. C. R.; CASTRO, L. S. D.; FREITAS, C. O. D. O impacto das cooperativas na produção agropecuária brasileira: uma análise econométrica espacial. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 57, n. 4, p. 559-576, 2019.

OECD-FAO, Organisation for Economic Co-operation and Development; Food and agricultural organization. *Agricultural Outlook 2024-2033*. Paris: OECD Publishing, 2024.

PAULINO, J.; FOLEGATTI, M. V.; ZOLIN, C. A.; ROMÁN, R. M. S.; JOSÉ, J. V. Situação da Agricultura Irrigada no Brasil de acordo com o Censo Agropecuário 2006. *Irriga*, v. 16, n. 2, p. 163-176, 2011.

PAZ, V.P.; TEODORO, R.E.F.; MENDONÇA, F.C. Recursos hídricos, agricultura irrigada e meio ambiente. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.4, n.3, p. 465-473, 2000.

RODRIGUES, L.N. *Mitos e Fatos na agricultura irrigada (Parte I)*. Embrapa, 2020. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/52800136/artigo---mitos-e-fatos-na-agricultura-irrigada-parte-i?p_auth=jcUayllC. Acesso em: jun. 2024.

ROSSI, F. R.; de SOUZA, H. M.; MIRANDA, B. V.; CARRER, M. J. The role of contracts in the adoption of irrigation by Brazilian orange growers. *Agricultural Water Management*, v. 233, p. 106078, 2020.

SANTOS, M. C.; GORETTI, G. S.; BELÉM, F. C.; PEIXOTO, L. A. N.; RODRIGUES, L. N. *Agricultura irrigada: estratégias para o desenvolvimento sustentável do Brasil*. In: Diferentes abordagens sobre agricultura irrigada no Brasil. 1 Ed. Piracicaba: ESALQ - USP, p. 263-277, 2021.

SATURNINO, H. M.; CHRISTOFIDIS, D.; COSTA, E. L. D.; REIS, J. B. R. D. S. *Agricultura irrigada: oportunidades e desafios*. Informe Agropecuário - EPAMIG, v. 31, n. 259, p. 17-24, 2010.

SILVA, R. P.; BARICELO, L. G.; VIAN, C. E. F. Evolução, composição e distribuição regional do estoque de tratores e máquinas agrícolas no Brasil. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (org.). *Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário*. Brasília: IPEA; IBGE, 2020. p. 149-160.

SILVA, C. de O. F.; PUTTI, F. F.; MANZIONE, R. L. Panorama da evolução da agricultura irrigada no Sudeste do Brasil entre 2006 e 2017. *Irriga, Edição Especial – Sudeste*, v. 1, n. 3, p. 446-457, 2021.

SOARES, T. C. Existe substituibilidade entre os insumos naturais e não naturais? Evidências a partir da função CES. *Dissertação (Mestrado em Economia)* - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012.

SOUZA, G. da S.; GOMES, E. G.; ALVES, E. R. de A. Função de produção com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2017. *Revista de Política Agrícola*, n. 4, p. 45-60, 2020.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *Introduction to econometrics*. 2. ed. Boston: Addison-Wesley, 2006.

SUÁREZ, F. G; FULGINITI, L. E.; PERRIN, R. K. What is the use value of irrigation water from the High Plains Aquifer? *American Journal of Agricultural Economics*, v. 101, n. 2, p. 455-466, 2018.

TELLES, T.S; RIGHETTO, A.J. Crescimento da agropecuária e sustentabilidade ambiental. In: *Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 89-113, 2019.

UNESCO - Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura. *The United Nations World Water Development Report 2020: Water and Climate Change*. Paris: UNESCO, 2020.

VIEIRA FILHO, J. E. R. et al. (Orgs.). *Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 259-293, 2019.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: a modern approach*. 5. ed. Mason: South-Western, Cengage Learning, 2012.