

Uma análise espacial da influência da agricultura irrigada na produção agrícola do Brasil a partir do Censo Agropecuário de 2017

Julia Sergio Howard¹  | Lucas Siqueira de Castro²  | Carlos Otávio de Freitas³ 

¹ Economista. Mestre em Economia Regional e Desenvolvimento pela Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro. E-mail: howardsjulia@gmail.com

² Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares. E-mail: decastro.lucas@ufjf.br

³ Professor Adjunto do Departamento de Economia e da Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo. E-mail: Carlos.o.freitas@ufes.br

RESUMO

Considerando a relevância da irrigação na agricultura, o objetivo deste trabalho foi verificar o efeito desta técnica sobre a produção agrícola dos municípios brasileiros. Para tanto, utilizou-se a abordagem da função de produção, implementando técnicas espaciais, com base nos dados do Censo Agropecuário do IBGE de 2017. A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) apontou a existência de padrões espaciais nas variáveis selecionadas e, na análise local, identificaram-se *clusters* espaciais significativos para irrigação. Já nas estimações espaciais, o modelo SAR (modelo de defasagem espacial) foi considerado o mais adequado, cujos resultados mostraram que o coeficiente do número de estabelecimentos irrigantes nos municípios foi positivo e significativo, o que implica que maior adoção da irrigação está associada à elevação do valor da produção agrícola municipal.

PALAVRAS-CHAVE

Agricultura Irrigada, Teoria da Produção, Econometria Espacial

A spatial analysis of the influence of irrigated agriculture on agricultural production in Brazil based on the 2017 Agricultural Census

ABSTRACT

Considering the relevance of irrigation in agriculture, the objective of this study was to verify the effect of this technique on the agricultural production of Brazilian municipalities. 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 irrigation. In the spatial estimations, the SAR model (spatial lag model) was considered the most suitable, whose results showed that the coefficient of the number of irrigating establishments in the municipalities was positive and significant, which implies that greater adoption of irrigation is associated with the elevation in the value of municipal agricultural production.

KEYWORDS

Irrigated Agriculture, Production Theory, Spatial Econometrics

CLASSIFICAÇÃO JEL

Q15, C21, R15

1. Introdução

O agronegócio é um setor de grande importância para a economia mundial, estando diretamente associado à produção para a alimentação. A Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (*Food and Agriculture Organization - FAO*) aponta aumento anual de 1,10% no valor da produção agrícola global, ao longo da próxima década (FAO, 2024).

Os países de rendimento médio e baixo continuarão a ser os principais locais de expansão agrícola, contribuindo com quase 80% da produção até 2033. Em termos populacionais, prevê-se um aumento de aproximadamente dois bilhões de indivíduos até 2050. Isso significa que a produção de alimentos deverá aumentar cerca de 50% para atender às necessidades desses, o que destaca a relevância de mecanismos que possibilitem o aumento da oferta de alimentos (FAO, 2020, 2024).

De acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), da Esalq/USP, o faturamento do agronegócio brasileiro foi de R\$ 2,72 trilhões em 2024, representando uma alta de 1,81% em comparação com 2023. É relevante destacar que o setor de agronegócio no Brasil tem grande parte de sua produção voltada para o mercado externo (CEPEA, 2024; CNA, 2025).

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

Existem vantagens na adoção da prática de irrigação, ligadas a ganhos de produtividade. Em relação à agricultura de sequeiro, geralmente relacionadas à modernização, por exemplo, 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).

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

Rodrigues (2020) coloca a segurança alimentar como um dos principais desafios

mundiais 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 à agricultura irrigada se desenvolvendo com mais sustentabilidade, ou seja, aponta-se a necessidade de não dissociar a segurança alimentar da segurança hídrica.

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, aliada ao aumento da demanda de alimentos para a exportação e a busca por alimentos de melhor qualidade tornam-se elementos chave para a discussão de ações público-privadas.

Deste modo, pode-se afirmar a relevância comercial do setor do agronegócio mundial, bem como da agricultura como um dos destaques da economia brasileira. No que se refere 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, surge o problema da pesquisa: qual o impacto da irrigação sobre a produção agrícola municipal brasileira? A hipótese do estudo é a de que o aumento do número de estabelecimentos irrigantes exerce efeito positivo sobre o valor da produção agrícola municipal. Por sua vez, o objetivo geral do trabalho é verificar o efeito da irrigação sobre a produção agrícola dos municípios brasileiros e, a partir da abordagem espacial, identificar possíveis padrões espaciais associados à adoção dessa prática no país.

Para tanto, será empregada a abordagem de função de produção com aplicações espaciais, considerando insumos agrícolas tradicionais e irrigação, como os fatores de produção agrícola total. Adicionalmente também será realizada a análise exploratória de dados espaciais (AEDE).

Em termos de diferenciais, este trabalho busca utilizar informações recentes e completas a nível municipal, presentes no Censo Agropecuário de 2017, sobretudo quanto à irrigação, aliadas à abordagem de função de produção com aplicações espaciais.

A estrutura do artigo compreende cinco seções além desta introdução. Na Seção 2 há a apresentação de estudos relacionados à agricultura de irrigação no Brasil. Já na Seção 3 é exposta a estratégia empírica, que aborda o referencial teórico e a metodologia. Na quarta seção ocorrem a descrição e a discussão dos resultados e, por fim, na Seção 5, encontram-se as conclusões do estudo.

2. Aspectos da função de produção e a agricultura irrigada no Brasil

Esta seção foi construída explorando três perspectivas: na primeira são apresentados estudos que utilizam a abordagem da função de produção no âmbito agrícola. Por sua vez, a segunda resgata trabalhos relacionados ao tema da agricultura de irrigação. Desta maneira, pode-se observar a evolução do campo de estudo por diferentes perspectivas e recortes geográficos. Finalmente, a terceira recorre a estudos que mesclaram a abordagem da função de produção e a agricultura irrigada.

Bragagnolo e Barros (2015) investigaram os impactos dinâmicos dos fatores de produção (capital, trabalho e terras), bem como da produtividade total dos fatores (PTF) no produto agrícola brasileiro entre 1972 e 2009, tendo como base o modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) estrutural. Os resultados mostraram que o crescimento da PTF esteve associado à diminuição dos postos de trabalho, ou seja, a modernização da agricultura, ocorrida a partir dos anos 1970, trouxe inovações tecnológicas poupadoras de mão de obra. E, embora a produtividade aumentasse o potencial de crescimento do produto, fatores como baixo investimento e diminuição da expansão da fronteira agrícola limitaram o crescimento da produção no período, de acordo com os autores.

Neves et al. (2019) visaram avaliar o impacto das cooperativas na produção agropecuária brasileira, com base em dados do Censo Agropecuário de 2006. Esses construíram uma função de produção, com fatores como terra, capital e trabalho, e tinham como variável de interesse a associação às cooperativas. Nesse trabalho foi feita uma análise econométrica espacial e, a partir de seus resultados, verificou-se que a expansão do cooperativismo pelas regiões brasileiras não foi um processo homogêneo, ao analisar-se 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.

Objetivamente, a partir desses três trabalhos¹, foi possível explorar diferentes apli-

¹Devido à limitação de espaço foram apresentados apenas três estudos, mas a função de produção é amplamente disseminada como base teórica, sobretudo na literatura agropecuária, empregando diferentes métodos de análise.

cações de métodos com base na função de produção. Desta forma, entende-se a importância deste arcabouço teórico nos estudos agrícolas.

Considerando os aspectos da agricultura de irrigação, tem-se Paz et al. (2000) que 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 e 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, vê-se 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.

Cristofodis (2013) abordou 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. Em seu estudo de 2002, foi colocado que o potencial nacional estimado era de 29.564.000 hectares (ha) (Cristofodis, 2002). Além disso, o autor afirmou que a maioria das propostas para o desenvolvimento sustentável da irrigação estão relacionadas à eficiência do método, ao retorno, ao uso racional de energia e à otimização do uso de água (Cristofodis, 2013).

Ao dissertarem sobre os cenários da agricultura irrigada no Brasil, Cristofodis e Gorretti (2019) veem a adoção de tecnologias de irrigação como um dos fatores mais importantes na expansão da produção agrícola brasileira. 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 e Vieira Filho (2019), buscou-se discutir o planejamento dos perímetros públicos de irrigação, especialmente no Semiárido brasileiro. Notou-se que, em sua maioria, os perímetros públicos de irrigação se localizaram no Semiárido e destacou-se a diminuição dos investimentos públicos do governo federal, a partir de 1997.

Considerando os Censos Agropecuários de 1960 a 2017, Carvalho et al. (2020), investigaram a evolução da área irrigada no Brasil. Destaca-se que o crescimento da área irrigada na região Sudeste, 73% entre os Censos de 1996 e de 2006, ultrapassando a região Sul, tradicional na agricultura irrigada.

Silva et al. (2021) construíram um panorama da agricultura irrigada, considerando os Censos Agropecuários do IBGE de 2006 e 2017. 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 16,6% e 16,%, respectivamente, da área irrigada total do Brasil. Os autores afirmaram também que houve um predomínio da irrigação pressurizada no país, ao analisarem a participação de cada método de irrigação.

De maneira geral, os estudos apontados acima fornecem um panorama da agri-

cultura de irrigação no Brasil, sua evolução e as vantagens como tecnologia, mas não fornecem análises empíricas. Finalmente, tem-se a terceira abordagem que combina aspectos da função de produção com a agricultura irrigada.

Internacionalmente, Suárez et al. (2018) buscaram estimar o valor da água de irrigação de um aquífero de altas planícies norte-americano utilizando da abordagem da função de produção, a partir de dados do Serviço Nacional de Estatísticas Agrícolas do Departamento da Agricultura dos Estados Unidos. Com observações do período de 1960 a 2007, estimou-se que a irrigação aumentou, em média, 51% o rendimento de biomassa na região e calculou-se que o valor anual bruto médio de irrigação em 2007 foi de US\$ 196 por acre.

Nacionalmente, Moraes (2019) abordou o efeito da adoção da irrigação sobre diferentes aspectos da agricultura brasileira. Tendo como base o Censo Agropecuário de 2006, explorou-se, em um primeiro momento, 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 a demanda por trabalho. Em um segundo momento, calculou-se 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 Suárez et al. (2018). Os resultados 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.

Em Moraes et al. (2021), buscou-se identificar o efeito da irrigação sobre o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, em termos de eficiência técnica. Com o suporte dos microdados do Censo Agropecuário de 2006 e da combinação das técnicas de fronteira de produção estocástica, viés de seleção na adoção da irrigação (abordagem de Heckman) e a técnica de balanceamento por entropia, observou-se que os irrigantes foram, em média, mais eficientes que os produtores de sequeiro. A maior diferença observada foi para os grandes produtores, indicando que a tecnologia de irrigação obteve efeito significativo no ganho de eficiência para este grupo.

Portanto, observaram-se trabalhos acerca da agricultura irrigada no país que consideraram diferentes desagregações geográficas (nacional e regional), além de metodologias variadas. Foram citados estudos que utilizam a função de produção com aplicações espaciais com dados do Censo Agropecuário de 2006 (Moraes, 2019; Neves et al., 2019; Moraes et al., 2021) e estudos que utilizam a função de produção com dados do Censo Agropecuário de 2017 (Souza et al., 2020).

Diferencialmente do que foi apresentado, este estudo tratará a agricultura irrigada no Brasil pela abordagem da função de produção, considerando aspectos espaciais,

vinculados aos dados do Censo Agropecuário de 2017.

3. Estratégia Empírica

A estratégia empírica desenvolvida para identificar o efeito da irrigação sobre a produção agrícola dos municípios brasileiros compreende a associação entre a função de produção e os aspectos espaciais. Seja pela análise exploratória de dados espaciais, seja pelos modelos de defasagens espaciais. Nesta seção também é apresentada a base de dados.

3.1 Referencial Teórico: Abordagem de Função de Produção

A função de produção foi colocada por Humphrey (1997) como fundamental para a economia, podendo ser aplicada ao nível que desejar. Aliada ao conceito da função de utilidade, a função de produção relaciona o produto total aos fatores tradicionais, respectivamente apresentados na equação a seguir:

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

em que L remete ao fator trabalho; K ao fator capital e T ao fator terra.

Esta função pode ser definida como uma representação algébrica da alocação de fatores de uma economia ou um setor, em que o resultado é o produto ou serviço agregado (Fonseca, 2007).

Vale destacar que existem diferentes formas funcionais, como a CES, Leontief, Translog e a Cobb-Douglas. A forma funcional escolhida foi a função do tipo Cobb Douglas, proposta por Charles W. Cobb e Paul H. Douglas, em 1928. Sendo 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 e a elasticidade de substituição apresenta o valor unitário (Coelli et al., 2005).

As propriedades apresentadas dessa função a tornam atraente para os estudos², pois esse tipo de função pode ser facilmente interpretada, devido aos coeficientes estimados serem as próprias elasticidades do modelo. Alternativamente, a forma funcional pode ser alterada para o logaritmo natural, tornando-a 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 agrícola torna-se

²Conforme visto na seção de revisão de literatura 2, esta função é empregada em muitos trabalhos como em Suarez et al.(2018), Morais (2019), Neves et al.(2019) e Souza et al.(2020).

$$Y = f(L, K, T, I_s, I_r) \quad (2)$$

em que L corresponde ao fator trabalho; K ao capital; T à terra; I_s às despesas com insumos e I_r à irrigação. Todas as variáveis se referem à produção agrícola de um município i .

3.2 AEDE

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) tem por objetivo verificar aspectos de dependência espacial, seja através da autocorrelação (padrões de associação), seja através da heterogeneidade espacial (instabilidade estrutural, ocorrência de diferentes regimes).

O início da aplicação reside na escolha de uma matriz de ponderação espacial (W), 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).

Normalmente, os critérios de proximidade podem ser do tipo geográfico ou socioeconômico. As matrizes de critério geográfico dividem-se em dois tipos: as de contiguidade (Torre, Rainha e Bispo) e as de distância geográfica (baseiam-se na ideia de que regiões geográficas mais próximas possuem maior interação espacial, como nas matrizes K-vizinhos mais próximos). Já as matrizes socioeconômicas respeitam critérios de similaridade, dissimilaridade ou algum tipo de fluxo estabelecido (Almeida, 2012).

3.2.1 I de Moran Global

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

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

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{Z'Wz}{Z'Z} \quad (3)$$

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 ; $\sum$ 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 autoco-

variância espacial, composta pelos seus produtos cruzados (Almeida, 2012).

Como resultado, podem ser obtidos valores entre 1 e -1. A interpretação desses pode ser feita da seguinte forma: $I=0$ representa aleatoriedade espacial; I variando entre 0 e 1 reflete concentração; I variando entre 0 e -1 indica dispersão espacial (Almeida, 2012).

3.2.2 I de Moran Local

Abordado na literatura pela primeira vez por Anselin (1995) como Local Indicator of Spatial Association (LISA), essa estatística funciona como um indicador de autocorrelação espacial local, em que há um I_i para cada observação, ou seja, para todos os dados de sua amostra. O autor afirma que a estatística deve atender a 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 em um município i , Z_i , e os valores da matriz de peso espacial padronizada são representados por w_{ij} .

3.3 Modelos Espaciais

Feita a AEDE, o próximo passo consiste em estimar o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Após essa estimação, realiza-se um teste da hipótese de ausência de autocorrelação espacial, aplicando-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 devem-se estimar modelos espaciais, ou seja, 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 em que os fenômenos ocorrem. Desta forma, 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).

As especificações dos modelos espaciais, segundo Elhorst et al. (2014), podem ser observadas a partir das Equações (5) e (6):

$$y = \rho W y + X\beta + W X\tau + \xi \quad (5)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon \quad (6)$$

em que y seria a variável dependente; W a matriz de ponderação espacial; τ , ρ e λ são coeficientes a serem estimados; X representa as variáveis independentes e ε é o termo de erro.

Aplicando restrições a (5) e (6) podem-se obter diferentes modelos espaciais. Observando os parâmetros, caso $\tau = \lambda = 0$ e $\rho \neq 0$, tem-se o modelo SAR, cuja variável dependente é defasada espacialmente. Por sua vez, impondo $\rho \neq 0$, $\tau \neq 0$ e $\lambda = 0$, chega-se ao modelo SDM (Durbin espacial), em que há a defasagem espacial da variável dependente e das variáveis explicativas.

Havendo $\tau = \rho = 0$ e $\lambda \neq 0$, esse tipo de termo atinge-se o modelo SEM cuja defasagem espacial está associada ao termo de erro. Na hipótese de $\rho = 0$, $\tau \neq 0$ e $\lambda \neq 0$, alcança-se o modelo SDEM (Durbin com erro espacial), em que há a defasagem espacial do termo de erro e das variáveis de controle. Finalmente, tendo $\rho = \lambda = 0$ e $\tau \neq 0$, obtém-se o modelo SLX (Regressivo Cruzado Espacial), de alcance local, representado pela defasagem espacial das variáveis explicativas (LeSage e Pace, 2009).

Ainda, de acordo com LeSage e Pace (2009), os modelos espaciais fornecem coeficientes de correlações parciais entre variáveis. Por meio destes coeficientes, mostra-se possível extrair efeitos direto, indireto e total, ampliando a capacidade de análise dos resultados. Contudo, para tal ação, é preciso que a dependência espacial seja do tipo observável, como em modelos dos tipos SAR, SDM e SLX.³

3.4 Fonte e tratamento de dados

Para este trabalho, a base de dados foi criada através de dados do IBGE, em nível municipal, com informações retiradas do Censo Agropecuário de 2017 do SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática). Maiores informações sobre as variáveis estão disponíveis no Quadro 1.

³Para maiores informações consultar Lesage e Pace (2009).

Quadro 1. Descrição das variáveis

Variável	Tipo	Descrição	Unidade	Fonte	Referências
Produção	Dependente	Valor Bruto da Produção Agrícola	Mil reais (R\$)	Censo Agropecuário 2017 (IBGE - Sidra 6897)	Alves, Souza e Rocha (2012); Neves et al. (2019); Souza et al. (2020); Ferreira e Vieira Filho (2020)
Trabalho	Controle	Soma da mão de obra na agricultura	Nº de trabalhadores	Censo Agropecuário 2017 (IBGE - Sidra 6888)	Alves, Souza e Rocha (2012); Neves et al. (2019); Souza et al. (2020)
Capital	Controle	Tratores e máquinas de colheita	Nº de máquinas	Censo Agropecuário 2017 (IBGE - Sidra 6873)	Ferreira e Vieira Filho (2020)
Terra	Controle	Área utilizada nas culturas	Hectares (ha)	Censo Agropecuário 2017 (IBGE - Sidra 6879)	Alves, Souza e Rocha (2012); Neves et al. (2019); Souza et al. (2020)
Insumos	Controle	Despesas com fertilizantes e corretivos	Mil reais (R\$)	Censo Agropecuário 2017 (IBGE - Sidra 6899)	Helfand et al. (2015); Neves et al. (2019); Ferreira e Vieira Filho (2020)
Nº de Irrigantes	Controle	Estabelecimentos com irrigação no município	Nº de estabelecimentos	Censo Agropecuário 2017 (IBGE - Sidra 6858)	Morais et al. (2021)
Dummies	Controle	Dummies regionais baseadas nos irrigantes	-	Elaboração própria (IBGE)	Neves et al. (2019)

Fonte: Elaboração própria

4. Resultados

4.1 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 e regional.

Na Tabela 1, são postas 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, em que a agricultura é compreendida como um conjunto de atividades relacionadas a lavouras temporárias e permanentes, à horticultura, à floricultura e à produção de sementes e mudas certificadas.

Observando a Tabela 1, tem-se que o valor médio da produção agrícola (VBP) dos municípios brasileiros foi de R\$ 43.420.120,00. Percebe-se que a variável possui alto

valor de desvio padrão, o que ilustra a heterogeneidade presente no país. Em relação aos insumos, que representam as despesas na produção, o valor médio foi de R\$29.025.681,51.

Observa-se que o número médio de tratores utilizados nos estabelecimentos agrícolas correspondeu a 223 por município. A variável terra apresentou o valor médio de 19.051 hectares utilizados em produções agrícolas. Em média, os municípios empregaram 1.583 unidades de trabalho.

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis

Variável	Brasil		Norte		Nordeste	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
VBP (em mil reais)	43.420,12	129.595,69	22.878	43.518	15.175	92.751
Despesa/Insumos	29.025,68	83.238,87	10.932	50.065	9.804	63.892
Terra	19.051,16	46.717,26	26.428	35.761	12.041	38.885
Capital	223,59	453,72	56,45	105	34,17	142
Trabalho	1.583,22	2.262,53	2.367	3.330	2.127	2.627
Número de Irrigantes	61	181	56	109	76	213
Variável	Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
VBP (em mil reais)	154.441	330.233	38.479	80.710	57.113	81.667
Despesa/Insumos	96.156	210.381	31.242	74.595	35.002	50.503
Terra	62.906	115.670	12.619	20.188	18.634	27.110
Capital	353	633	209	370	541	637
Trabalho	854	1.324	1.243	1.954	1.228	1.469
Número de Irrigantes	25	106	71	224	39	70

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

Nota: 5.568 observações.

Quanto à variável relacionada à irrigação, em média, 61 estabelecimentos agrícolas utilizaram algum de seus métodos nos municípios brasileiros. Esta apresentou um elevado desvio padrão, o que reflete uma distribuição assimétrica da irrigação no país.

Além de conhecer as características nacionais, é possível analisar os padrões macrorregionais. Por meio dessa tabela, podemos observar que a região Centro-Oeste se confirma como grande destaque na produção da agricultura, com média de valor de produção superior em relação às demais 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. Dessa forma, pode-se inferir que essa apresenta maior mecanização, em comparação com as demais macrorregiões do país. Quanto à irrigação, a região apresentou a menor média de número de estabelecimentos irrigantes (25).

As regiões Norte e Nordeste, respectivamente, apresentam-se como as mais intensas no fator trabalho. 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 um 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 1, 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 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.

4.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

4.2.1 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.

Pela Tabela 2, é possível observar que a matriz do tipo Torre foi considerada a mais adequada para todas as variáveis. Vale destacar que esse tipo de matriz 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, consideram-se apenas fronteiras físicas diferentes de zero entre os locais (Almeida, 2012).

Considerando os p-valores, todas as variáveis apresentaram significância estatística a 1%, indicando a existência de padrões espaciais nos dados. Neste caso, há autocorrelação espacial positiva, sugerindo padrões de concentração espacial, que se referem à tendência de locais próximos apresentarem valores semelhantes para determinada variável.

Tabela 2. Estatísticas do I de Moran Global

Variável	Matriz	I de Moran	Média	Desvio Padrão	Z	P-valor
VBP	Torre	0,4452	-0,0002	0,0079	562,845	0,001***
Trabalho	Torre	0,4272	0	0,0079	538,055	0,001***
Capital	Torre	0,5522	-0,0001	0,008	68,889	0,001***
Terra	Torre	0,5291	0	0,008	658,865	0,001***
Insumos	Torre	0,4122	0	0,0081	509,521	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%.

A presença de autocorrelação espacial, neste caso, sugere que estimações de modelos de regressão tradicionais podem resultar em estimativas viesadas e ineficientes, reforçando a relevância da estimação de outros modelos que incorporam os efeitos espaciais.

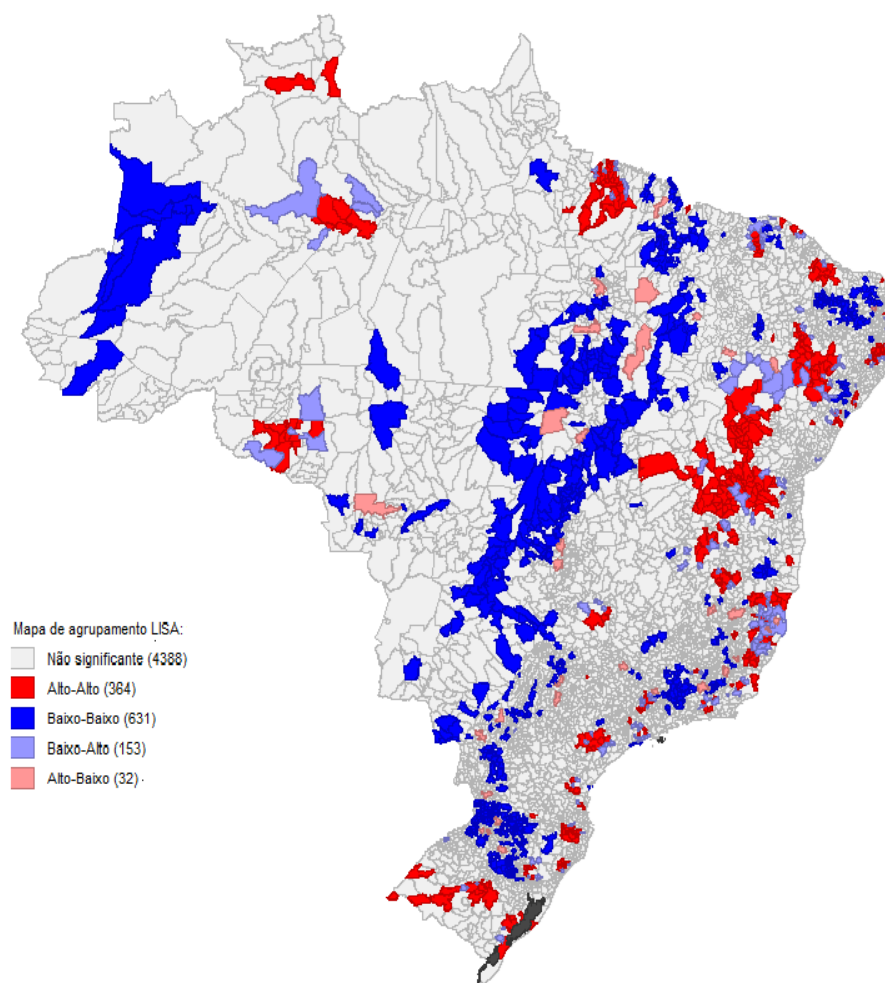
4.2.2 Análise Local

No segundo momento da subseção de AEDE, foi feita uma análise local, por meio do procedimento LISA (*Local Indicator of Spatial Association*). Este construiu um mapa, baseado na matriz do tipo Torre, para a variável de número de estabelecimentos irrigantes.

Pela análise da Figura 1, constatou-se a dominância de *clusters* do tipo Baixo-Baixo para a variável de interesse. Isso significa que municípios que têm baixo número de estabelecimentos irrigantes estão circundados por vizinhos que exibem valores similares. De acordo com o mapa, esta ocorrência é dada principalmente no Centro-Oeste, nos estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, no Norte, em Tocantins, além do Sul do país, com cidades ao norte do Rio Grande do Sul e no oeste do estado de Santa Catarina.

Os municípios que formaram *clusters* do tipo Alto-Alto, por sua vez, estão localizados no sul do Rio Grande do Sul, bem como no Sudeste, norte de Minas Gerais, triângulo mineiro, em municípios próximos a Vitória (Espírito Santo) e em Sorocaba (São Paulo). No Rio Grande do Sul, a irrigação é empregada majoritariamente na produção de arroz. No que diz respeito à 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-se soja, café e cana de açúcar, destaca-se o uso do sistema de irrigação por pivô central (Alves e Barbosa, 2017).

Já no Nordeste, há *clusters* Alto-Alto em Pernambuco, na Bahia (polo de irrigação Oeste) e no Ceará, em municípios próximos a Fortaleza e Juazeiro do Norte. Na região Norte, esses encontram-se em Rondônia, em Roraima, no Amazonas (Manaus) e no Pará (Castanhal). Vale destacar que a irrigação está presente entre 60 e 70% dos

Figura 1. Mapa de *clusters* LISA para o número de estabelecimentos irrigantes

Fonte: Elaboração própria, utilizando GeoDa.

cafezais de Rondônia e que, nesse mesmo estado, há uma concentração de municípios com estabelecimentos irrigantes que ainda não foram reconhecidos como um polo com potencial de expansão (ANA, 2021; Ministério da Integração e do Desenvolvimento Regional (MIDR), 2024).

Verifica-se também a existência de *clusters* do tipo Baixo-Alto, especialmente na região de Colatina (Espírito Santo) e em municípios da Bahia e de Pernambuco. Já no Norte, esses encontram-se em Rondônia e Amazonas.

Desta maneira, a concentração espacial também é comprovada pelo mapa LISA, reforçando a análise global. Logo, a presença de autocorrelação espacial pode indicar potenciais problemas em modelos que desconsideram os aspectos espaciais, com risco de estimativas inconsistentes.

4.3 Estimações e discussões

Nesta subseção, são discutidos os resultados dos modelos estimados. A segunda coluna da Tabela 3 apresenta as estimativas do MQO, com base na forma funcional log-log. Desta forma, as variáveis foram transformadas em logaritmo natural ⁴, com exceção das dummies, de modo que os coeficientes devem ser interpretados como elasticidades, em termos percentuais.

Tabela 3. Modelos econométricos MQO e SAR

Variável	MQO	SAR	Efeitos SAR		
			Direto	Indireto	Total
Constante	-1,0354*** (0,1463)	-1,2821*** (0,1480)	-	-	-
log Número de Irrigantes	0,2605*** (0,0293)	0,2710*** (0,0290)	0,2716*** (0,0291)	0,0194*** (0,0033)	0,2910*** (0,0313)
log Terra	-0,0227 (0,0308)	-0,0237 (0,0306)	-0,0233 (0,0311)	-0,0017 (0,0022)	-0,0249 (0,0333)
log Capital	0,2315*** (0,0259)	0,2145*** (0,0258)	0,2163*** (0,0260)	0,0154*** (0,0027)	0,2317*** (0,0278)
log Trabalho	0,6214*** (0,0361)	0,5967*** (0,0359)	0,5994*** (0,0366)	0,0427*** (0,0061)	0,6421*** (0,0395)
log Despesa/Insumos	0,4476*** (0,0309)	0,4372*** (0,0308)	0,4368*** (0,0305)	0,0311*** (0,0043)	0,4679*** (0,0325)
DNE	-0,0006* (0,0003)	-0,0006** (0,0002)	-0,0006* (0,0003)	-0,0000* (0,0000)	-0,0007* (0,0003)
DCO	0,0107*** (0,0030)	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)	-0,0006* (0,0003)	-0,0005* (0,0000)	-0,0007* (0,0003)
DS	0,0011 (0,0010)	0,0007 (0,0001)	0,0007 (0,0001)	0,0005 (0,0001)	0,0007 (0,0010)
W VBP	-	0,0694*** (0,0084)	-	-	-
Testes estatísticos dos modelos					
Jarque-Bera	10.374,3900	-			
p-valor	0,0000	-			
Koenker-Bassett	575,7805	-			
p-valor	0,0000	-			
I de Moran	0,1193	0,0132			
p-valor	0,0000	0,2123			
ML ρ	54,94***	-			
ML λ	50,272***	-			
MLR ρ	8,4986***	-			
MLR λ	3,8307*	-			
Matriz	k1	k1			
SC	25.761,72	25.701,37			

Fonte: Elaboração própria.

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

Obs¹: Desvio padrão entre parênteses.

Considerando os testes de diagnóstico, Jarque Bera apontou a não normalidade dos erros e Koenker Bassett indicou a existência de heterocedasticidade. Seguindo,

⁴Devido a algumas variáveis não apresentarem valores para determinados municípios, adotou-se o procedimento sugerido por Wooldridge (2012, p. 193), que consiste em somar 1 às observações e aplicar o logaritmo na forma $\log(y + 1)$. Assim, a interpretação segue àquela dada ao $\log(y)$. Essa técnica foi utilizada pois há observações iguais a zero nas variáveis do modelo.

foi calculado o I de Moran considerando diferentes matrizes espaciais. Os valores calculados foram significativos estatisticamente, apontando a existência de autocorrelação espacial nos resíduos da regressão. Isso 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. 4.2

Em seguida, foram realizados testes do Multiplicador de Lagrange para a defasagem (ML ρ) e para o erro autorregressivo (ML λ), 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. Como pode ser observado na segunda coluna da Tabela 3, o Multiplicador de Lagrange apontou para a significância de ambos, erro e defasagem, tanto na versão padrão como na versão robusta.

Desta maneira, 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. Portanto, foram estimados os modelos SAR, SEM, SLX, SDM e SDEM. 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 3)⁵.

A estimação desse modelo foi realizada por máxima verossimilhança, método que pressupõe normalidade dos erros. Apesar disso, ainda pôde ser aplicado devido ao tamanho da amostra, e utilizaram-se de erros robustos na estimação para lidar com a heterocedasticidade. A escolha da matriz de defasagem espacial foi embasada no procedimento de Baumont (2004), assim utilizou-se a matriz de k1 vizinhos.

Inicia-se a análise dos resultados do modelo SAR com a variável de interesse. Para o número de irrigantes, encontrou-se um coeficiente positivo e estatisticamente significativo. Isso significa que 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.

É apontado por Moraes 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 de estabelecimentos agrícolas que fazem uso da irrigação nos municípios do Brasil ser relativamente baixo perante o potencial existente, a adoção

⁵Foi 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 do critério de informação Schwartz (SC) foi inferior aos das demais estimações realizadas, como pode ser visto na Tabela 1A no Apêndice 5.

dessa prática pode ser vista como alternativa para a da elevação da produção e eficiência no setor agrícola. Moraes (2019) afirmou que a irrigação causou efeito positivo sobre a variação da produtividade. A conversão de um hectare de uma área de agricultura de sequeiro para um hectare irrigado, por exemplo, teve resposta positiva com o aumento de produtividade agrícola.

Abordando os fatores de produção tradicionais, a variável terra foi a única a não apresentar coeficiente positivo e estatisticamente significativo. Em Neves et al. (2019), obteve-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 et al. (2012) e 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.

Os demais fatores de produção capital, trabalho e despesas obtiveram coeficientes positivos e estatisticamente significativos. 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 impactou positivamente no aumento do valor da produção agrícola. Nos últimos anos, houve um aumento do número de tratores no Brasil, assim como a melhoria da qualidade das máquinas e equipamentos, que realizaram operações mais eficientes (Silva et al., 2021; Gasques et al., 2023).

O coeficiente estimado da variável de trabalho foi 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 elevado sua eficiência, exibindo o aumento da produtividade do fator, além do aumento do impacto que um trabalhador exerce sobre a produção agrícola (Barros et al., 2020), o que pode ser um dos aspectos que contribuíram para a magnitude do coeficiente encontrado.

O fator de despesa com insumos, com coeficiente de 0,4372, implica que um aumento 1% na variável estaria 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.

A estimação também incluiu como variáveis dummies regionais, construídas como dummies de interação para a variável de interesse. A Região Norte, destacada nas estatísticas descritivas como a de menor participação no valor bruto da produção agrícola brasileira e a de menor área irrigada ⁶, foi utilizada como base/controle.

Considerando a região Sul, tem-se que o coeficiente não foi significativo estatisticamente. Isto indica que o efeito do número de irrigantes na região não difere do efeito geral do país. A região Sul é apontada como a pioneira na irrigação brasileira, apresentando uma distribuição mais homogênea da irrigação entre seus municípios, conforme observado nas estatísticas descritivas, destacando-se na produção do arroz irrigado.

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 na 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, o de irrigação sustentável do Vale do Araguaia e o de irrigação do planalto central de Goiás (MIDR, 2024). Nestes polos utilizam-se, em maioria, o método de pivô central na produção de soja, milho e café (Silva et al., 2021).

Nos casos do Sudeste e Nordeste, obtiveram-se coeficientes de sinal negativo, implicando que o efeito do número de irrigantes foi menor sobre essas regiões que no restante do país, possivelmente devido a difusão mais avançada da irrigação nessas áreas. 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, e é onde se localiza a maioria dos perímetros públicos de irrigação (Alves e Vieira Filho, 2019).

Na região Sudeste existe a produção de café irrigado, cana de açúcar, entre outras culturas. Ademais, esta região apresenta maior diversificação de métodos e tipos de irrigação dentre as regiões brasileiras, enquanto sua área irrigada se destina principalmente para produção de lavouras temporárias (Silva et al., 2021; ANA, 2021). Dessa forma, torna-se importante observar a distribuição da irrigação no país, que pode revelar padrões importantes para políticas regionais.

⁶É apontada pela literatura como a região com menor desenvolvimento da irrigação (ANA, 2021; Carvalho et al., 2020).

No que se refere ao valor do coeficiente de defasagem espacial WVBP, este foi positivo (0,0694) e estatisticamente significativo ao nível de 1%, refletindo a autocorrelação espacial positiva. Como consequência, 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.

Com base em LeSage e Pace (2009), calculou-se os efeitos diretos, indiretos e totais, dispostos nas colunas 4, 5 e 6, respectivamente. Apenas as variáveis de trabalho, capital, despesas e número de irrigantes obtiveram efeitos total, direto e indireto significativos a 1%, conforme seus p-valores. Quanto às variáveis dummy regionais, observou-se significância estatística para as regiões Sudeste e Nordeste ao nível de 10%, e para a região Centro-Oeste ao nível de 5%.

Na variável de interesse número de irrigantes, o efeito total (0,2910%) 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.

Para a variável explicativa de despesas, um aumento de 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.

Apresentados os coeficientes das variáveis explicativas, torna-se possível somá-los para identificar o tipo de retorno a escala (Cobb Douglas). Com base nestes 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.

Através das investigações realizadas, pode-se observar como os fatores afetaram a produção. Além disso, através da análise espacial, o estudo apresentou diferentes padrões relevantes que podem fornecer informações para formulação de políticas públicas e investimentos. Os resultados indicaram que a irrigação teve um impacto positivo sobre a produção agrícola, o que pode ser uma ferramenta para aumentar a produção e torná-la mais eficiente. A irrigação, neste caso, apresentou-se como tecnologia produtiva significativa para o desenvolvimento agrícola e regional do país.

5. Considerações Finais

Neste trabalho, buscou-se analisar o impacto da irrigação sobre a produção agrícola dos municípios do Brasil, considerando 5.568 municípios, com base nas informações dos estabelecimentos agrícolas dos municípios de 2017. O estudo contribui para a literatura da agricultura irrigada ao discutir os resultados obtidos pela integração da econometria espacial à abordagem da função de produção, utilizando-se de dados censitários mais recentes.

Verificou-se a existência de padrões espaciais para as variáveis analisadas nos municípios brasileiros, autocorrelação espacial positiva, sugerindo aspectos de concentração. Realizou-se a análise local para a variável de interesse que demonstrou uma maior presença de clusters do tipo Baixo-Baixo, especialmente no Centro-Oeste e no Norte do país, e também a existência de clusters do tipo Alto-Alto no Sul, Sudeste e Nordeste em sua maior parte.

Na estimação da função de produção espacial (SAR), as variáveis explicativas foram em sua maioria estatisticamente significativas e positivas. Em relação aos fatores de produção trabalho, capital e despesas, estes obtiveram coeficientes estatisticamente significativos, com a maior magnitude do fator trabalho, impactando positivamente a produção agrícola. Entretanto, o fator terra configurou-se com coeficiente negativo e não significativo.

A variável de interesse número de estabelecimentos irrigantes apresentou coeficiente positivo e significativo estatisticamente. Enquanto as dummies regionais apresentaram-se como significativas, com exceção da região Sul. O destaque coube à a região Centro-Oeste, cujo coeficiente positivo sugere que a ampliação da irrigação na região seria benéfica. Já o coeficiente de defasagem espacial do modelo SAR (WVBP) foi positivo, apontando a interação/influência entre os municípios vizinhos acerca do VBP.

Essa análise permitiu concluir que a irrigação teve 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

- Almeida, E. S. (2012). *Econometria Espacial Aplicada*. Editora Alínea.
- Alves, E., da Silva, G., e de Paula Rocha, D. (2012). Lucratividade da agricultura. *Revista de Política Agrícola*, 21(2):45–63.
- Alves, E. d. A. e Vieira Filho, J. (2019). O que se espera da irrigação no nordeste. In: *J. E. R. Vieira Filho, and A. C. P. Vieira (Orgs.). Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira.*, Página 259–293. Rio de Janeiro: Ipea.
- Alves, F. O. e Barbosa, D. D. G. (2017). A força do triângulo mineiro. <http://www.indi.mg.gov.br/a-forca-do-triangulo-mineiro/>.
- ANA (2017). *Atlas Irrigação: uso da água na agricultura irrigada*. ANA, 1 edition. Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico.
- ANA (2021). *Atlas Irrigação: uso da água na agricultura irrigada*. ANA, 2 edition. Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—lisa. *Geographical analysis*, 27(2):93–115.
- Barros, G. S. C., Castro, N. R., e Almeida, F. M. S. (2020). Direções do crescimento na agricultura. In: *Vieira Filho, J. E. R. and Gasques, J. G. (Orgs.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário*, Página 51–66. IPEA;IBGE.
- Baumont, C. (2004). *Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Tese de Doutorado, Laboratoire d'économie et de gestion (LEG).
- Bragagnolo, C. e Barros, G. S. d. C. (2015). Impactos dinâmicos dos fatores de produção e da produtividade sobre a função de produção agrícola. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 53:31–50.
- Carvalho, D. F. d., Martins, R. d. C., dos Santos, J. J., Teles, G. C., Gentile, M. A., e Oliveira, M. S. d. (2020). Evolution and current scenario of irrigated area in brazil: Systematic data analysis. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, 24(8):505–511.
- CEPEA (2024). Desempenho das exportações do agronegócio. <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indices-de-exportacao-do-agronegocio.aspx>. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada.

- CNA (2025). PIB do agronegócio fecha 2024 com crescimento de 1,81%. <https://www.cnabrasil.org.br/noticias/pib-do-agronegocio-fecha-2024-com-crescimento-de-1-81>. Confederação Nacional da Agricultura e Pecuária.
- Coelli, T. J., Prasada Rao, D. S., O'donnell, C. J., e Battese, G. E. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Springer, 2 edition.
- Cristofodis, D. (2002). Irrigação, a fronteira hídrica na produção de alimentos. *Revista Item*, 54(2):46–55.
- Cristofodis, D. (2013). Água, irrigação e agropecuária sustentável. *Revista de Política Agrícola*, 22(1):115–127.
- Cristofodis, D. e Gorretti, G. S. (2019). Cenários da agricultura irrigada no brasil. *Revista ITEM*, 118/119:42–50.
- Elhorst, J. P. et al. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*, volume 479. Springer.
- FAO (2020). *Organisation for Economic Co-operation and Development and Food and Agriculture Organization. The State of Food Security and Nutrition in the World 2020: Transforming food systems for affordable healthy diets*. FAO.
- FAO (2024). *Organisation for Economic Co-operation and Development and Food and Agriculture Organization (OECD-FAO). Agricultural Outlook 2024–2033*. OECD Publishing.
- Ferreira, M. D. P. e Vieira Filho, J. E. R. (2020). Eficiência técnica na agropecuária: capacidade de armazenagem e densidade de rodovias. In: *J. E. R. Vieira Filho, J. G. Gasques. (Orgs.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário.*, Página 161–172. IPEA; IBGE.
- Fonseca, R. M. d. (2007). Função de produção para a agricultura e produtividade total dos fatores – brasil, 1995-96. Dissertação de Mestrado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada).
- Gasques, J. G., Vieira Filho, J. E. R., Bastos, E. T., e Bacchi, M. R. P. (jul./set, 2023). Produtividade da agricultura brasileira. *Revista de Política Agrícola*, 32(3):133–139.
- Helfand, S. M., Magalhães, M. M., e Rada, N. E. (2015). Brazil's agricultural total factor productivity growth by farm size. Texto para discussão, IDB Working paper series.
- Humphrey, T. M. (1997). Algebraic production functions and their uses before cobb-douglas. *Economic Quarterly Federal Reserve Bank of Richmond*, 83(1):51–83.

- IBGE (2020). Estabelecimentos com uso de agricultura irrigada crescem em mais de 50% em 11 anos. <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-denoticias/noticias/26684-estabelecimentos-com-uso-de-agricultura-irrigada-crescem-em-mais-de-50-em-11-anos>. Agência de Notícias do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- LeSage, J. e Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC.
- Lima, J., Ferreira, R. S. A., e Christofodis, D. (1999). O uso da irrigação no Brasil: O estado das águas no Brasil. *Brasília: Agência Nacional de Energia Elétrica*, 1.
- MIDR (2024). Polos de agricultura irrigada. <https://www.gov.br/mdr/pt-br/assuntos/irrigacao/polos-de-irrigacao>. Ministério da Integração e do Desenvolvimento Regional.
- Ministério da Integração e do Desenvolvimento Regional (MIDR) (2024). Irrigação abrange 1,7 milhão de hectares e reforça segurança alimentar. {<https://www.gov.br/mdr/pt-br/noticias/irrigacao-abrange-1-7-milhao-de-hectares-e-reforca-seguranca-alimentar>}.
- Morais, G., Silva, F., Freitas, C., e Braga, M. (2021). Irrigation, technical efficiency, and farm size: The case of Brazil. *sustainability* 2021, 13, 1132.
- Morais, G. A. d. S. (2019). *Three essays on irrigated agriculture in Brazil*. Tese de Doutorado, Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa. Tese de Doutorado em Economia Aplicada.
- Neves, M. d. C. R., Castro, L. S. d., e Freitas, C. O. d. (2019). O impacto das cooperativas na produção agropecuária brasileira: uma análise econométrica espacial. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 57(4):559–576.
- Paz, V. P. d. S., Teodoro, R. E. F., e Mendonça, F. C. (2000). Recursos hídricos, agricultura irrigada e meio ambiente. *Revista brasileira de engenharia agrícola e ambiental*, 4(3):465–473.
- Rodrigues, L. N. (2020). Mitos e fatos na agricultura irrigada (parte i). <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/52800136/artigo---mitos-e-fatos-na-agricultura-irrigada-parte-i>.
- Silva, C. d. O. F., Putti, F. F., e Manzione, R. L. (2021). Panorama da evolução da agricultura irrigada no sudeste do Brasil entre 2006 e 2017. *Irriga*, 1(3):446–457.
- Souza, G. d. S., Gomes, E. G., e Alves, E. R. d. A. (2020). Função de produção com base nos microdados do censo agropecuário de 2017. *Revista de Política Agrícola*, 29(4):45–60.

Suárez, G., Federico, Fulginiti, L. E., e Perrin, R. K. (2018). What is the use value of irrigation water from the high plains aquifer? *American Journal of Agricultural Economics*, 101(2):455–466.

Telles, T. S. e Righetto, A. J. (2019). Crescimento da agropecuária e sustentabilidade ambiental. *Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira*, Página 89–113.

Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory econometrics a modern approach*. Cengage learning.

 Este artigo está licenciado com uma CC BY 4.0 license.

Apêndice:

A.1. Modelos econométricos espaciais estimados

Variável	SAR	SDM	SEM	SDEM	SLX
Constante	-1,2821*** (0,1480)	-1,1156*** (0,1676)	-1,0291*** (0,1505)	-1,2157*** (0,1807)	-1,2100*** (0,1687)
log Número de Irrigantes	0,2605*** (0,0293)	0,3318*** (0,0328)	0,3118*** (0,0319)	0,3258*** (0,0322)	0,3218*** (0,0331)
log Terra	-0,2367 (0,3059)	-0,0317 (0,0324)	-0,0407 (0,0313)	-0,0303 (0,0321)	-0,0239 (0,0327)
log Capital	0,2145*** (0,0258)	0,1813*** (0,0291)	0,2233*** (0,0262)	0,1874*** (0,0286)	0,1879*** (0,0293)
log Trabalho	0,6214*** (0,0361)	0,0586*** (0,0413)	0,6042*** (0,0369)	0,5902*** (0,1498)	0,5930*** (0,0417)
log Despesa/Insumos	0,4476*** (0,0309)	0,4580*** (0,0319)	0,4677*** (0,0311)	0,4535*** (0,0317)	0,4471*** (0,0321)
DNE	-0,0006* (0,0003)	-0,0005** (0,0003)	-0,0011*** (0,0002)	-0,0006** (0,0003)	-0,0005** (0,0002)
DCO	0,0107*** (0,0030)	0,0108*** (0,0032)	0,0097*** (0,0030)	0,0108*** (0,0031)	0,0107*** (0,0031)
DSE	-0,0006* (0,0030)	-0,0006* (0,0003)	-0,0008** (0,0003)	-0,0006** (0,0003)	-0,0005* (0,0003)
DS	0,0011 (0,0010)	-0,0003 (0,0011)	0,0003 (0,0010)	-0,0002 (0,0011)	-0,00009 (0,0010)
WVBP	0,0694*** (0,0084)	0,0779*** (0,0000)	—	—	—
W Erro	—	—	0,0783*** (0,0106)	0,0799*** (0,0106)	—
W log Número de Irrigantes	—	-0,1229*** (0,0331)	—	-0,0971*** (0,0323)	-0,0966*** (0,0331)
W log Terra	—	0,0471 (0,0326)	—	0,0421 (0,0323)	0,0428 (0,0328)
W log Capital	—	0,0827** (0,0287)	—	0,0982*** (0,0282)	0,0982*** (0,0288)
W log Trabalho	—	0,0444 (0,0417)	—	0,0957** (0,0404)	0,0936** (0,0416)
W log Despesa/Insumos	—	-0,1174*** (0,0311)	—	-0,0802*** (0,0305)	-0,0823*** (0,0310)
Testes estatísticos dos modelos					
I de Moran	0,0132	-0,0035	-0,2111	-0,0035	0,1325
p-valor	0,2123	0,5777	0,5836	0,5786	0,0000
SC	25.701,37	25.740,19	25.705,67	25.740,3	25.791,02

Fonte: Elaboração própria.

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

Obs: Desvio padrão entre parênteses.