

INTERAÇÃO INTERSETORIAL E A PRODUÇÃO DAS COMMODITIES AGRÍCOLAS NA REGIÃO CENTRO-OESTE: UMA ABORDAGEM ESPACIAL

Intersetorial interaction and the production of agricultural commodities in the central-west region: a space approach

La interacción intersectorial y la producción de productos agropecuarios en la región centro-occidental: una aproximación espacial

DOI: 10.48075/igepec.v27i1.2888

Erienne Farias do Nascimento
Wellington Ribeiro Justo

INTERAÇÃO INTERSETORIAL E A PRODUÇÃO DAS COMMODITIES AGRÍCOLAS NA REGIÃO CENTRO-OESTE: UMA ABORDAGEM ESPACIAL

Intersetorial interaction and the production of agricultural commodities in the central-west region: a space approach

La interacción intersectorial y la producción de productos agropecuarios en la región entro-occidental: una aproximación espacial

Erienne Farias do Nascimento
Wellington Ribeiro Justo

Resumo: Considerando a importância da agropecuária para a região Centro-Oeste, o objetivo deste trabalho é estimar o impacto da produção agropecuária, industrial e do setor de serviços na produção das culturas agrícolas da soja, do milho e do algodão herbáceo na região usando o instrumental da econometria espacial. Os resultados da Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) mostram que há uma concentração do cultivo das três culturas na área central e no nordeste da região que refletem a formação heterogênea da agropecuária no espaço. As estimações para cada cultura revelaram que de forma geral há um efeito transbordamento significativo e cooperação entre os municípios produtores da região e um efeito positivo da agropecuária na produção das três culturas.

Palavras-chave: Econometria Espacial: Centro-Oeste: Produção agrícola.

Abstract: *Considering the importance of agriculture for the Brazilian Central-West region, the aim of this article is to estimate the impact the sectors of the economy in production off soybean, maize and herbaceous cotton crop production in the region on using the instruments of spatial econometrics. The results of the Exploratory Analysis of Spatial Data (EASD) show that there is a concentration of the cultivation of the three crops in the central area and in the northeast of the region that reflect the heterogeneous formation of agriculture in space. Estimates for each crop showed that in general there is a significant spillover effect and cooperation among municipalities producers in the region. There are positive effects of agricultural in production of tree crops.*

Keywords: *Spatial Econometrics: Brazilian Central-West: Agricultural crops.*

Resumen: *Considerando la importancia de la agricultura para la región del Medio Oeste, el objetivo de este trabajo es estimar el impacto de la producción agrícola, industrial y del sector servicios en la producción de cultivos de soja, maíz y algodón herbáceo en la región utilizando el instrumento de la econometría espacial. Los resultados del Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE) muestran que existe una concentración del cultivo de los tres cultivos en la zona central y en el noreste de la región, lo que refleja la formación heterogénea de la agricultura en el espacio. Las estimaciones para cada cultivo revelaron que, en general, existe un importante efecto derrame y cooperación entre los municipios productores de la región y un efecto positivo de la agricultura en la producción de los tres cultivos.*

Palabras clave: *Econometría Espacia: Medio Oeste: Cultivos agrícolas.*

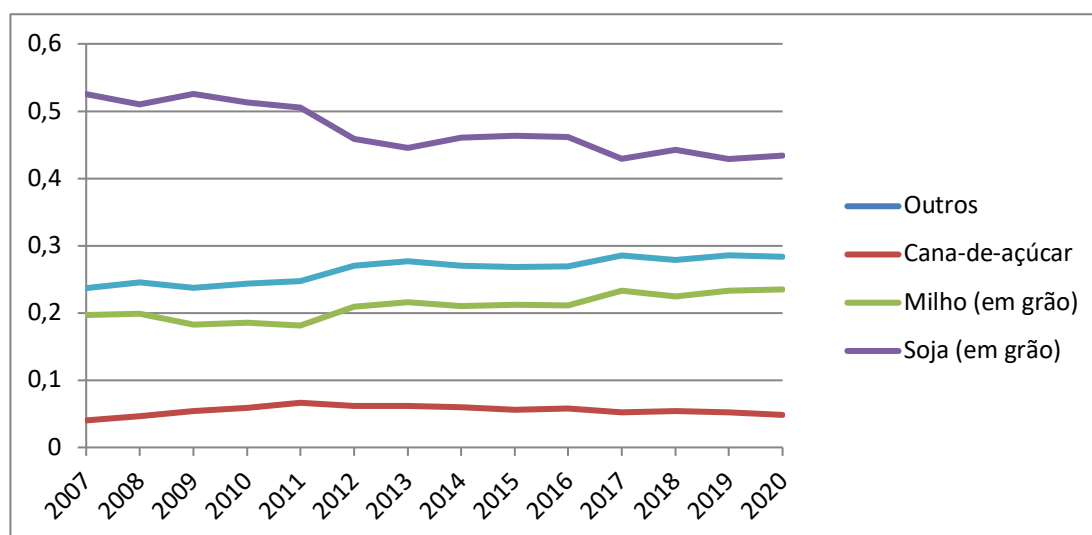
INTRODUÇÃO

A região Centro-Oeste passou a ter direcionamento agrícola a partir da década de 1970 com a Revolução Verde no Brasil que segundo Moreira (1999), foi uma política marcada tanto pelo crédito agrícola subsidiado para estimular a produção agropecuária em larga escala quanto pela agricultura e processamento de insumos agrícolas voltados à exportação. O Centro-Oeste entrou na política governamental para uma intensa expansão da fronteira agrícola com o aproveitamento das áreas de cerrados, até então inaproveitadas, e na abertura de novas terras para a exploração agrícola e pecuária (PEDROSO, 2005).

Assim, as formas incipientes de agricultura de subsistência e pecuária da região foram sendo substituídas pela grande e média propriedade com cultivos direcionados a uma política comercial agroindustrial, com uso de insumos modernos e mecanização. As plantações de subsistência foram substituídas inicialmente pela cultura de soja, seguidas pelo milho e mais recentemente, pela cana-de-açúcar.

Segundo Santos (2020) a fronteira agrícola no Centro-Oeste nos moldes capitalistas voltada para a produção de *commodities* e não mais com a preocupação com a ocupação demográfica tem característica de adoção de mecanização e incorporação de equipamentos como máquinas, colheitadeiras, plantadeiras e aviões para pulverização da lavoura assim como uso intensivo de fertilizantes e agrotóxicos. Contudo, algumas questões sociais ainda se faziam presentes nessa etapa, como os conflitos entre fazendeiros, indígenas, entre outros com a presença da concentração fundiária. Com a Figura 1 é possível perceber que mesmo na década mais recente essa configuração se mantém.

Figura 1 Participação relativa das cultura agrícolas na Área Plantada total no Centro-Oeste, 2007-2020



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PAM (2022).

O crescimento agropecuário da região seguiu pelas décadas seguintes, nos anos 1980 foram implantadas as primeiras agroindústrias com acesso privilegiado à matéria prima: a soja e, segundo Pedroso (2005), nos anos 1990 houve uma maior participação do capital privado estimulado pela criação de uma infraestrutura de comercialização e armazenagem das *commodities* menos dependente do Estado. Com tudo isso, o crescimento da região Centro-Oeste se deu numa sequência de processos

comerciais internos e estímulos externos. Segundo Mesquita (2009) o crescimento da produção agropecuária na região Centro-Oeste posterior a 1990 se deu por vários fatores. Alguns históricos relacionados à própria ocupação da região. Outro fator importante foi a criação de Brasília e os projetos de ocupação do cerrado. Somem-se a esses fatores os investimentos em infraestrutura seja rodoviária e, sobretudo ferroviária. Por fim, o autor aponta a elevação no preço da terra no Sul do país impulsionando os agricultores sulistas para esta Região. Posteriormente o desenvolvimento de tecnologias que permitiram obtenção de níveis elevados de produtividade bem como a expansão da demanda por *commodities* agrícolas contribuíram para consolidar o potencial agropecuário da Região¹.

Segundo Santos (2020), há momentos distintos na ocupação do Centro-Oeste com características bem distintas e com repercussões na economia e nas relações sociais. Distingue-se temporalmente a fase pioneira de expansão e a posterior fase de fronteira capitalista². Assim, percebe-se que a ocupação e expansão da produção das *commodities* não ocorreram de forma homogênea e simultânea na região.

Em termos relativos a estratégia foi um sucesso, fazendo a produção agropecuária da região Centro-Oeste comparada a produção agropecuária total do Brasil saltar de 7% em 1970 para 27,7% em 2016 (PAM, 2022). Porém, como atesta Bezerra e Cleps Jr (2004) e ainda Mesquita (2009) e Santos (2020) a consolidação agropecuária da região não se deu de forma homogênea. O cerrado central do Mato Grosso, o sudoeste do estado de Goiás e o sul do Mato Grosso do Sul foram os mais beneficiados.

Para Santos (2020) os incentivos políticos, econômicos e tecnológicos somados à localização geográfica e às condições físicas e climáticas favoráveis fizeram do cerrado do Centro-Oeste uma área de interesse para o agronegócio. A partir de então foi perceptível as mudanças ocorridas no espaço, gerando uma situação conflituosa nas relações no campo com a migração dos pequenos camponeses para as cidades e concentração de grandes latifúndios.

Essas características de ocupação e expansão desiguais no espaço regional são denominadas por Almeida (2012) de fenômeno da heterogeneidade espacial, comum no setor agropecuário, uma vez que produtores rurais dependem dos mesmos recursos naturais e disponibilidade de tecnologias e insumos. Além disso, como é fácil para um produtor observar como seus vizinhos estão produzindo também é comum que a produção agropecuária aconteça em agrupamentos (*clusters*) em grandes e médios latifúndios como é o caso do Centro-Oeste. Também, há fatores relacionados à produção que são comuns dentro de determinados espaços, como solo, topografia, microclima, valor da terra entre outros podendo gerar externalidades entre os municípios, haja vista que esses fatores ultrapassam os limites territoriais.

Este estudo leva em conta os efeitos dessa propagação espacial nas variáveis econômicas com o objetivo de estimar um modelo que possibilite avaliar o impacto na produção das culturas agrícolas mais relevantes da região Centro-Oeste – soja, milho e algodão herbáceo do setor agropecuário, mas também dos outros setores da. Também se busca identificar como essas culturas se distribuem e geram externalidades entre os municípios da região.

Este estudo segue a aplicação de Almeida e Haddad (2004) para avaliação das culturas agrícolas na Amazônia Legal, e a metodologia de econometria espacial desenvolvida por Almeida (2012) para aplicações no setor agropecuário.

A utilização da econometria espacial em estudos da produção agrícola na

¹ Castro (2014) aponta várias limitações ao desenvolvimento do Centro-Oeste.

² Carvalho Pereira, Justo e Ferreira Lima (2016) discutem a dependência das rendas não agrícolas para pequenos produtores nessa fase do desenvolvimento.

região Centro-Oeste não é algo novo, porém os estudos desenvolvidos se concentraram em avaliar a função de produção dos estados da Região individualmente. Neste estudo, é possível perceber a distribuição e expansão das culturas de forma regional e a possibilidade de integração entre os setores da economia, preenchendo essa lacuna na literatura sobre a região.

Este artigo segue dividido em seções, além desta introdução, a seção 2 descreverá os modelos e os métodos da econometria espacial, e trará a Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) para a região Centro-Oeste. A seção 3 descreve as variáveis e as fontes dos dados. A seção 4 descreve o processo de escolha e a definição do modelo a ser usado em cada cultura escolhida. A seção 5 traz os resultados e, por fim, na seção 6 mais algumas considerações.

2 – METODOLOGIA

O que diferencia a econometria tradicional da econometria espacial é que esta última leva em conta o padrão de interação dos agentes no espaço. Segundo Almeida e Haddad (2004), a natureza multidirecional do espaço econômico produz efeitos espaciais que violam os pressupostos vitais da regressão clássica linear de que os erros são homocedásticos e não autocorrelacionados.³

A presença de heterocedasticidade provoca a perda de eficiência das estimativas e está ligada a instabilidade estrutural do espaço, muito comum quando se trata de culturas agropecuárias, visto que este tipo de produção é bastante heterogêneo e não se distribui uniformemente no espaço.

A heterogeneidade espacial é representada genericamente na forma conforme a equação (1):

$$y_i = f_i(X\beta_i + u_i)u_i(0, \Omega) \quad (1)$$

em que y_i é o logaritmo da variável dependente - neste estudo o valor da produção das culturas de milho, soja e algodão; X é a matriz de variáveis explicativas e β_i seus coeficientes; u_i são os termos de erro e Ω é a matriz de variância-covariância diagonal.

A heterogeneidade pode ser tratada tanto nos coeficientes quanto nos erros, por inclusão de *dummies* que especifiquem regimes espaciais ou pelo método das variáveis de expansão, comumente utilizadas as coordenadas de latitude e longitude.

A autocorrelação espacial se manifesta pela dependência espacial, quando o valor de uma variável em unidade territorial depende do valor dessa variável nas unidades vizinhas. Fenômeno também comum na produção agropecuária em que processo de difusão de tecnologia, imitação de formas de produção e dependência dos mesmos recursos naturais. A representação quantitativa mais simples dessa relação é através de uma matriz binária de pesos espaciais (W), em caso de duas regiões serem vizinhas atribui-se o valor um; do contrário, atribui-se o valor zero.

A dificuldade se apresenta em determinar a convenção de vizinhança (contiguidade) mais adequada. A convenção rainha considera como vizinhas regiões com extensão de fronteiras diferente de zero e os vértices. A convenção *torre* leva somente em conta as fronteiras de extensão diferentes de zero. Essas duas convenções são sempre usadas quando possíveis, pois as matrizes apresentam a vantagem de serem simétricas.

As matrizes de convenção rainha e torre não garantem uma conectividade

³ Para ver aplicações recentes em áreas urbanas ver Yamagata; Seya (2020) e aplicações na área agrícola ver Postiglione; Benedetti; Piersimoni (2022).

balanceada. Para superar o problema em regiões em que apresentem unidades espaciais com muitos vizinhos simultaneamente a unidades com pouco vizinhos, constrói-se uma matriz para k vizinhos que leva em conta a distância geográfica entre as unidades. A vantagem é que as unidades espaciais terão o mesmo número de vizinhos.

Os modelos que estimam a autocorrelação são bem conhecidos na literatura da econometria espacial e se adequam a maioria dos casos de autocorrelação espacial. Descritos em Anselin (1988) e aprimorados por econométristas espaciais e economistas regionais ao longo dos anos, os modelos incorporam um termo de defasagem espacial na forma da matriz de pesos espaciais (W) onde se quer capturar o efeito espacial. Kopczevska (2021) traz uma discussão mais atualizada sobre matriz de vizinhanças.

A partir do modelo dos mínimos quadrados ordinários (MQO), a econometria espacial desenvolveu três abordagens que medem os efeitos de interação de unidades espaciais: o efeito exógeno nas variáveis explicativas (WX), uma interação endógena na variável de interesse (Wy), ou nos termos de erro (Wu e We). Segundo Veja; Elhorst (2013) o operador de defasagem de uma variável no espaço é a média do valor dessa variável nas regiões vizinhas.

2.1 – MODELO SAR

O modelo de correlação espacial é conhecido como SAR (*spatial autoregressive model*) e é representado na equação (2):

$$y_i = \rho Wy + X\beta_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

A defasagem espacial na variável de interesse na forma Wy pode significar um efeito de difusão espacial, um espalhamento de sementes ou sistemas de irrigação, por exemplo.

Em que ρ é o parâmetro autoregressivo que pode ser interpretado como o efeito médio da variável dependente nas regiões vizinhas e ε_i é o vetor coluna de erro distribuído normalmente e de variância constante (YWATA, et. al, 2011).

2.2 – MODELO SEM

A defasagem na forma de erro (Wu e We) pode ser um instrumento para detectar erros de especificação do modelo e heterocedasticidade. Esses modelos são denominados de SEM (*spatial error models*) e são especificados conforme as equações (3) e (4):

$$y_i = X\beta_i + u_i \quad (3)$$

$$u_i = \lambda Wu + \varepsilon_i \quad (4)$$

Em que y é a variável dependente, X a matriz de variáveis explicativas, β é o vetor de parâmetros e u é o termo de erro aleatório. Já λ indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos ou ainda, mensura o efeito médio dos erros dos vizinhos. Wu é a defasagem espacial e ε é o componente de erro aleatório.

Também pode ser na forma de média móvel para alcance localizado (5):

$$u_i = \gamma W\varepsilon + \varepsilon_i \quad (5)$$

Em que γ é parâmetro de erro de média móvel.

2.3 – MODELO SLX

Chamado de SLX (*spatial lag of X*) o modelo tem a seguinte forma:

$$y_i = X\beta_i + WX\tau + \varepsilon_i \quad (6)$$

A defasagem espacial ainda se manifesta nas variáveis explicativas e WX na equação (6) captura o efeito de transbordamento ou de externalidades. Já τ é um vetor de parâmetros das variáveis de X a ser estimado. A vantagem desse modelo é que ele pode ser estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

A indicação de Almeida e Haddad (2004), é que a especificação de um modelo econométrico espacial para culturas agropecuárias em nível municipal siga duas etapas: primeiro se modela a autocorrelação espacial e depois se tenta tratar a heterogeneidade espacial. A especificação final do modelo depende de muitos testes de significância dos coeficientes do teste de autocorrelação espacial para as variáveis e erros, definição da matriz de peso adequada e outra série de procedimentos que começam a ser desenhados pela Análise Exploratória dos Dados.

2.4 – ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS E A DEFINIÇÃO DAS MATRIZES DE VIZINHANÇA

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é um método para descrever a distribuição e a associação espacial de certa variável entre as unidades avaliadas e ainda perceber padrões e formas de instabilidade espacial e identificar *outliers*. Segundo Almeida (2012), a AEDE é pré-requisito no estudo da econometria espacial, pois é o primeiro momento que se percebe as complicações dos efeitos espaciais na forma da autocorrelação e da heterogeneidade. Ainda cabe ressaltar que a análise exploratória é mais indicada para variáveis intensivas, ou seja, variáveis divididas por algum indicador de intensidade como variáveis per capita ou por área. No presente estudo a AEDE foi feita com a variável do Valor Bruto da Produção (VBP) de cada cultura medido em reais e intensificadas pela área territorial do município medida em km².

A AEDE é avaliada a partir de medidas de autocorrelação espacial global e local, para este trabalho foram computadas a estatística *I* de Moran global e local. A estatística global *I de Moran* verifica a aleatoriedade dos dados espaciais, ou seja, os valores da variável em questão não dependem do valor dessa variável nas regiões vizinhas. O valor esperado da estatística é $E(I) = -1/(n-1)$, que é o valor obtido caso não houvesse correlação espacial da variável. Para a amostra dos 467 municípios da região Centro-Oeste, $E(I) = -0.0021$.

A estatística *I* de Moran global é formalmente dada por:

$$I_t = \frac{n}{S_0} \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \quad (7)$$

Em que: n na equação (7) é o número de municípios, z denota os valores da variável de interesse padronizada nos vizinhos, W_{zt} é a matriz de pesos espaciais e, finalmente S_0 indica que todos os elementos da matriz de pesos espaciais devem ser somados. A significância da estatística pode ser testada pelos métodos da normalidade, da aleatorização e da permutação descritos em Almeida (2012). A significância para a estatística *I* de Moran foi testada para os três métodos com as matrizes de pesos espaciais nas convenções Rainha, Torre, e para 5 e 6 vizinhos em cada uma das culturas. A Tabela 1 mostra os resultados das estatísticas que se

mantiveram consistentes nos três métodos⁴.

Tabela 1 - Estatística I de Moran para o Rendimento Médio de Milho, Algodão e Soja para a Região Centro-Oeste

	Convenção	Normalidade		Aleatorização		Permutação	
		Probabilidade	Probabilidade	Probabilidade	Probabilidade	Probabilidade	Probabilidade
Milho	Rainha	0,41	0,000	0,41	0,000	0,41	0,001
	Torre	0,41	0,000	0,41	0,000	0,41	0,001
	5 Vizinhos	0,41	0,000	0,41	0,000	0,41	0,001
	6 Vizinhos	0,39	0,000	0,39	0,000	0,39	0,001
Algodão	Rainha	0,31	0,000	0,31	0,000	0,31	0,001
	Torre	0,31	0,000	0,31	0,000	0,31	0,001
	5 Vizinhos	0,32	0,000	0,32	0,000	0,32	0,001
	6 Vizinhos	0,32	0,000	0,32	0,000	0,32	0,001
Soja	Rainha	0,47	0,000	0,47	0,000	0,47	0,001
	Torre	0,47	0,000	0,47	0,000	0,47	0,001
	5 Vizinhos	0,46	0,000	0,46	0,000	0,46	0,001
	6 Vizinhos	0,45	0,000	0,45	0,000	0,45	0,001

Fonte: Cálculos dos autores.

Na inferência da estatística global I de Moran considera da seguinte forma: se o valor da estatística for maior (menor) que o valor esperado $E(I)$ há uma autocorrelação positiva (negativa) da variável nas unidades espaciais, ou seja, os municípios que possuem alto (baixo) valor da produção por área são vizinhos de municípios com também altos (baixos) valores para a variável.

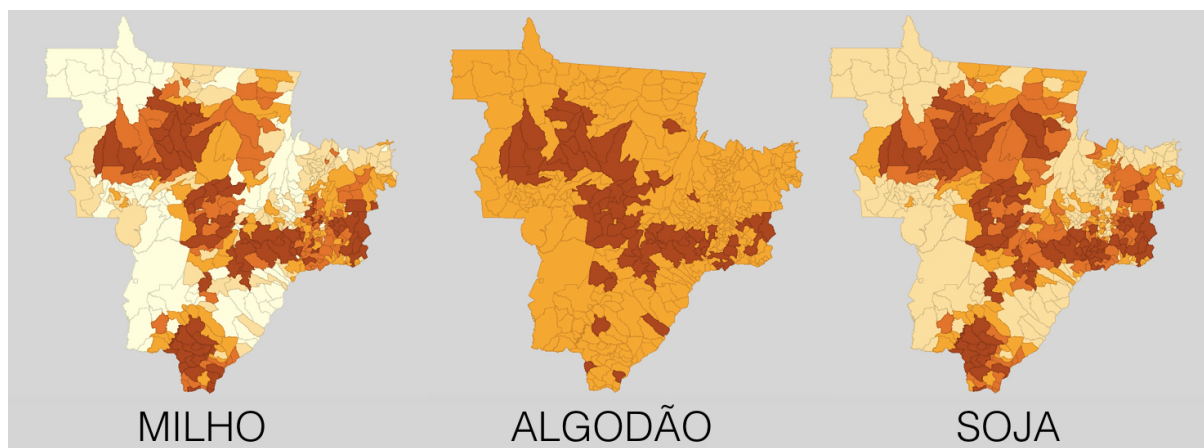
Nas três culturas foi identificado que há autocorrelação positiva no valor de produção. A regra de decisão da melhor convenção de matriz de pesos é dada pela matriz que gerou o maior coeficiente de I de Moran. Assim sendo, foi possível definir que as três culturas usariam a matriz de pesos de 5 vizinhos. Os mapas gerados para cada cultura, assim como as estimações espaciais mais adiante utilizam a matriz de convenção de 5 vizinhos.

A estatística de Moran local é decomposta de forma a representar no mapa a formação de *clusters* ou padrões de associação espacial local e apresentar a significância desses padrões. As três culturas apresentaram grande número de *clusters* Baixo-Baixo⁵ com os mapas de *clusters* e significância para a cultura do algodão. O que é esperado visto que a produção agrícola na região Centro-Oeste tem uma faixa de concentração ilustrada pela Figura 2 que mostra a concentração do valor bruto da produção para cada cultura e percebe-se que há uma área de intersecção entre as culturas que vai desde a área central do Mato Grosso até o sudeste do Estado de Goiás e no sul do Mato Grosso do Sul.

⁴ Estatísticas já corrigidas pela presença de *outliers*. As três culturas apresentaram *outliers* que influenciavam a estatística I de Moran nas convenções de 5 e 6 vizinhos, mas que não mudaram a decisão da escolha da melhor convenção para cada cultura.

⁵ Os *clusters* são classificados como Baixo-Baixo, Alto-Alto, Alto-Baixo e Baixo-Alto. A explicação para um *cluster* baixo-baixo é que as unidades que pertencem ao grupamento apresentam baixo valor da produção da cultura e são cercados por municípios que também possuem baixo valor para esta variável.

Figura 2 - Áreas de concentração do VBP das culturas de Milho, Algodão e Soja na região Centro Oeste, 2013



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2013).

2.5 – DADOS E VARIÁVEIS

Para implementar um modelo de integração espacial entre as culturas agropecuárias e os setores de atividades é usada como variável dependente o logaritmo do Valor Bruto da Produção (VBP) municipal para as culturas selecionadas de milho, algodão e soja no ano de 2013, fornecido pela Pesquisa Agrícola Municipal (PAM, 2022). Como variáveis explicativas toma-se os logaritmos dos Valores Adicionados (VA) do setor da Agricultura (VAAGRO), da Indústria (VAIND) e dos Serviços (VASER) a nível municipal como *proxy* para os PIB setoriais, dados fornecidos pelo IBGE (2022). Adicionalmente na matriz de variáveis explicativas está incluída uma expansão longitudinal (AGROL1) e de latitude (AGROL2) do logaritmo da variável do VA da Agricultura. WAGRO é o Valor Adicionado da Agricultura defasada espacialmente. Todas as variáveis monetárias estão medidas em Reais. As estimações dos modelos foram realizadas utilizando o software R.

2.6 – DEFINIÇÃO DOS MODELOS ADEQUADOS A CADA CULTURA

O processo de estimação espacial inicia-se com estimação do modelo a partir do método de MQO e na sequência é realizado um conjunto de testes nos coeficientes e erros estimados que definirá o modelo espacial adequado aos dados, se SEM, SAR ou SLX e também indicará o melhor procedimento para a estimativa, se por Máxima Verossimilhança (MV), Variáveis Instrumentais (VI) ou Método dos Momentos Generalizados (MMG) (PIRAS, 2010).

Inicialmente, foi estimado o modelo clássico de regressão e o modelo SLX para todas as culturas pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A Tabela 2 apresenta os diagnósticos para os resultados do modelo clássico MQO como indica a literatura e descreve ALMEIDA (2012). O teste Jarque-Bera atesta que os resíduos não são normais em todas as regressões. Diante disso, foi computado além do popular teste Breusch-Pagan (BP), o teste de Koenker-Bassett e o teste de White⁶ para testar a hipótese da presença de heterocedasticidade nos erros. Os três testes

⁶ O teste Breusch-Pagan é computado sob a hipótese de normalidade dos erros, enquanto o teste Koenker-Bassett segundo Gujarati (2011), não assume a normalidade dos erros e o teste de White sem a presença de produtos cruzados das variáveis é um teste de pura heterocedasticidade.

reforçam a ausência de heterocedasticidade na regressão para a cultura do milho e presença da mesma nas culturas de soja e algodão.

Tabela 2 - Diagnóstico das regressões MQO para as culturas agropecuárias, 2013

Testes	Milho	Soja	Algodão
<i>Condition number</i>	54,25	54,25	54,25
Jarque-Bera	823,86 [0,000]	135,06 [0,000]	57,55 [0,000]
Breusch-Pagan	14,07 [0,015]	19 [0,001]	199,02 [0,000]
Koenker-Bassett	4,01 [0,547]	12,35 [0,030]	185,74 [0,000]
White	15,69 [0,735]	63,35 [0,000]	245,27 [0,000]
Moran I	0,40 [0,000]	0,35 [0,000]	0,28 [0,000]
ML(defasagem)	174,75 [0,000]	176,83 [0,000]	96,99 [0,000]
ML(erro)	215,55 [0,000]	146,75 [0,000]	106,4 [0,000]
MLR (defasagem)	3,50 [0,061]	34,87 [0,000]	4,66 [0,030]
MLR (erro)	44,31 [0,000]	4,795 [0,028]	14,14 [0,000]

Fonte: Elaboração dos autores com base nos resultados da pesquisa.

Nota: P-value entre colchetes.

O teste global *I* de Moran indicou autocorrelação espacial nos resíduos, porém este teste não demonstra a forma da autocorrelação, se na forma de defasagem da variável dependente ou do erro. Para tal, computaram-se os testes específicos do tipo multiplicador de Lagrange (ML) e suas formas robustas que indicaram o modelo com defasagem nos erros como o mais apropriado para a cultura do milho e algodão, e o modelo de defasagem da variável dependente como o mais adequado para a cultura da soja⁷.

3 – RESULTADOS

Levando em consideração a não normalidade dos erros das regressões indicada pela Tabela 2, estimou-se os modelos autorregressivos para a variável dependente (modelo SAR) indicado para a cultura da soja usando o método dos Mínimos Quadrados em 2 Estágios Espacial (MQ2EE) desenvolvidos por KELEJIAN e PRUCHA (2010). Este método não assume que o termo de erro seja distribuído normalmente e também permite correção para a heterocedasticidade presente na regressão da cultura de soja, apresentando estimativas semelhantes às obtidas com o estimador de White.

⁷ O critério de seleção do modelo espacial mais adequado está descrito em ALMEIDA (2012).

Da mesma forma, foi usado para o modelo de erro autoregressivo (modelo SEM) das culturas do milho e do algodão o método dos Mínimos Quadrados Generalizados desenvolvido por Kelejian e Prucha (2010) que não assume a normalidade dos erros, mas exige variância constante.

As estimativas dos modelos SLX com MQO e dos modelos espaciais estão exibidos na Tabela 3. Para cada cultura foram estimados os modelos de MQO, o SLX e o modelo espacial SEM para o Milho e o Algodão e o modelo SAR para a Soja⁸. Vê-se que para todas as culturas o coeficiente da variável do valor adicionado da agricultura foi superestimado com o método dos mínimos quadrados, mas a estimação espacial manteve o sinal da variável e o coeficiente da variável significativa. Nenhuma regressão gerou estimações para o VA Industrial e o VA de serviços com significância abaixo de 10%, indicando que não há integração relevante e significativa entre os setores na cadeia produtiva e as três *commodities*, considerando toda a região. Ou seja, os resultados apontam para um potencial de ação de políticas de incentivos para permitir que indústrias e prestadores de serviços integrados ao agronegócio possam ser instalados na região elevando o nível de integração intersetorial. Almeida; Haddad (2004) encontraram coeficiente positivo e significativo da indústria apenas para a soja na região amazônica com dados do Censo Agropecuário de 1996.

Como observado na Tabela 3, vê-se que as estimativas geraram resultados robustos do efeito do Valor adicionado da agropecuária nas três culturas analisadas. O coeficiente do VA Agropecuário é significativo em todos os modelos.

Tabela 3 - Resultados das Estimativas para as Culturas Agropecuárias do Centro-Oeste, 2013

	MILHO			SOJA			ALGODÃO		
	OLS	SLX	SEM	OLS	SLX	SAR	OLS	SLX	SEM
Intercepto	-17,67 [0,000]	-11,73 [0,000]	-11,86 [0,000]	20,36 [0,000]	31,82 [0,000]	17,01 [0,000]	17,67 [0,000]	24,09 [0,000]	-22,4 [0,000]
VAAGRO	2,83 [0,000]	1,58 [0,000]	1,37 [0,000]	0,03 [0,000]	0,8 [0,000]	0,36 [0,000]	0,83 [0,000]	0,58 [0,000]	1,19 [0,000]
VAIND	-0,32 [0,090]	0,015 [0,906]	0,047 [0,640]	0,11 [0,551]	0,097 [0,606]	0,05 [0,768]	0,32 [0,090]	0,057 [0,736]	-0,053 [0,725]
VASER	0,197 [0,405]	-0,016 [0,916]	-0,063 [0,614]	0,057 [0,809]	,049 [0,830]	0,111 [0,577]	0,197 [0,405]	,049 [0,812]	0,038 [0,839]
AGROL1	-0,001 [0,799]	0,005 [0,08]	0,005 [0,379]	0,002 [0,652]	0,002 [0,503]	0,002 [0,487]	0,001 [0,799]	0,016 [0,000]	0,014 [0,026]
AGROL2	0,0076 [0,027]	0,002 [0,2427]	-0,0003 [0,905]	0,007 [0,030]	0,011 [0,001]	0,007 [0,085]	0,0076 [0,027]	0,004 [0,199]	-0,103 [0,007]
WAGRO		0,36 [0,036]	0,436 [0,023]		0,38 [0,000]			0,764 [0,000]	0,6694 [0,008]
ρ						0,523			
λ			0,6644						0,5027

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁸ Após a seleção de modelos seguindo Almeida (2012), foram apresentadas as estimações dos dois modelos mais adequados para cada cultura.

Como foi especificada uma função log-log, os coeficientes das regressões espaciais podem ser interpretados como elasticidades. Levando-se em conta a regressão espacial das culturas, para a cultura do milho, o coeficiente do valor adicionado da agricultura obtido é altamente significativo e revela que uma variação de 1% no VA agropecuário está associada a uma variação de 1,37% da produção do milho na região Centro-Oeste. Considerando que o modelo que melhor se ajusta a cultura do milho foi o SEM.

O parâmetro λ foi significativo a 1% e apresentou sinal positivo tanto para o modelo do milho como do algodão indicando a presença de autocorrelação espacial.

Para a soja os testes de escolha dos modelos apontaram que o modelo que melhor se ajusta aos dados é o SAR. Tem-se da mesma forma que coeficiente do VA da agricultura é altamente significativo e uma variação de 1% no VA agropecuário está ligada a uma variação de 3,25% da produção da soja⁹. Para o algodão o modelo mais apropriado foi o SEM. Tem-se que o valor do coeficiente do VA agropecuário também é estatisticamente significativo indicando que um aumento de 1% no VA da agricultura da região eleva em 1,19% a produção do algodão¹⁰.

Esses resultados corroboram as discussões anteriores que há muito espaço para ações políticas públicas que estimulem a instalação de indústrias e prestadores de serviços na região. Por outro lado, a recente mudança na legislação ambiental com a aprovação do novo código florestal brasileiro, pode ter fortes impactos na expansão de novas áreas para cultivo das culturas. A depender das condições de mercado interno e externo é possível que atenção ainda maior seja direcionada para a elevação da produtividade e rentabilidade. Assim, o setor de serviços voltados para a agricultura de precisão deverá ser bastante impactado.

A expansão do centroide dos municípios revela evidências importantes. Não há um padrão definido do efeito da expansão do VA da agricultura no modelo para a cultura do milho. Contudo, há um efeito positivo no deslocamento do VA da agricultura no sentido Norte-Sul no modelo para a soja. Ou seja, o VA da agricultura se expande linearmente nessa direção. Já para o modelo do algodão há um efeito negativo no sentido Leste-Oeste, ou seja, o VA da agricultura tende a diminuir nesse sentido. Porém, há um efeito positivo no deslocamento Norte-Sul, isto é, o VA da agricultura se expande linearmente nesse sentido para a cultura do algodão.

Esses resultados sugerem que ao passar dos anos os agricultores vão identificando os solos mais propícios para a produção e que combinado, possivelmente com os valores da terra e a infraestrutura de transporte e armazenamento da produção vão afetando a forma de expansão das culturas na região.¹¹

Outro resultado importante é o efeito transbordamento positivo do VA da agricultura dos municípios vizinhos na produção de milho e algodão. No caso do milho, uma expansão de 1% da produção dos municípios vizinhos eleva a produção no município em 0,43% e de 0,66% no caso do algodão, conforme o coeficiente da

⁹ No Modelo SAR a interpretação do coeficiente parcial não é direta. Embora muitos autores cometam esse erro GOLGHER (2015). Pois nesse caso, tem-se o efeito total que é a soma do efeito direto e indireto. Dito de outra forma, tem-se o efeito da expansão da produção soja próprio município mais o efeito retroalimentação do aumento da produção nos municípios vizinhos que também afetam a produção no município considerado.

¹⁰ Para ver detalhes de estimação de modelos espaciais no R, ver BIVANT (2019).

¹¹ Um caso a ser explorado em trabalhos futuros é identificar se não foram criadas reservas indígenas e ambientais que possam estar influenciando a direção da expansão das culturas na região. Outro aspecto também merece ser explorado em trabalhos futuros é ver se a infraestrutura especialmente de estradas também não é um fator relevante na direção dessa expansão. Bem como possíveis efeitos das mudanças climáticas como apontado por BENTO, et. al (2020).

variável WAGRO. Esse resultado é relevante e enaltece a importância do uso da econometria espacial. Muito provavelmente padrões de tipos de solo, clima e topografia extrapolam as fronteiras municipais que é a unidade de observação. Para os produtores, seguir esses padrões técnicos é mais importante que as limitações das fronteiras municipais. Outro aspecto relevante que pode estar associado a esses resultados são possíveis ganhos de escala na logística de transporte e armazenamento da produção.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A região Centro-Oeste tem se despontado nas últimas décadas como grande produtor e exportador de *commodities* agrícolas em especial milho, soja e algodão. Contudo, ainda persiste na região uma heterogeneidade nessa produção bem como uma maior ou menor integração intersetorial a depender dos municípios analisados.

Nessa perspectiva, buscou-se identificar padrões espaciais na produção dessas culturas e possíveis relações intersetoriais que pudessem apontar uma integração. Lançou-se mão de uma metodologia que captasse efeitos espaciais nas estimações por meio de modelos de econometria espacial.

Houve confirmação da presença de autocorrelação positiva entre os municípios vizinhos da região Centro-Oeste tanto para a variável intensiva do rendimento médio das culturas analisadas visto na AEDE quanto pelo valor bruto da produção de cada cultura como visto nos testes do *I de Moran* das estimações realizadas. A formação dos *clusters* é bem localizada na área Centro-Sul, algo já esperado devido ao histórico de formação da região haja vista que no início da produção dessas culturas em grande escala vários projetos de incentivos foram implantados atraindo muitos agricultores de outras regiões diretamente para as áreas dos projetos e áreas circunvizinhas.

Concluem-se com base nas estimativas, no geral há uma baixa integração intersetorial na região, ou seja, os coeficientes das variáveis do PIB industrial e de serviços não foram significantes. Contudo, os coeficientes do PIB agropecuário foram significantes e robustos. Dito de outra forma tem-se que a expansão da agropecuária afeta de forma positiva a produção das três culturas, mas da indústria e dos serviços não. Isso sugere que ainda há muito espaço para ação de políticas públicas para atrair investimentos nesses setores elevando a integração intersetorial e agregando valor à produção regional.

Também foram observados deslocamentos espaciais significantes na produção agropecuária da região indicando tendências espaciais do crescimento do PIB agropecuário da região.

Quanto às estimações espaciais, as três culturas testadas milho, soja e algodão herbáceo se encaixaram nos modelos que abordam a defasagem espacial na variável dependente ou nos termos de erros, que são as duas abordagens sugeridas na maioria das aplicações de econometria espacial, ciências sociais e geografia analítica.

Para as três culturas revelou-se que a presença do efeito de transbordamento dessas culturas acontece de forma positiva. Ou seja, municípios que têm maior produção influenciam a produção dessas culturas de seus vizinhos. A maior elasticidade PIB agropecuário foi verificada para a soja.

A econometria espacial se mostrou adequada ao estudo da atividade agropecuária pela própria natureza física da atividade. Observou-se que estimativas, na ausência do efeito espacial superestimam o efeito da expansão do PIB agropecuário na produção das três culturas. Sendo assim, cabe ressaltar que a pesquisa se mostra ainda mais importante ao melhorar a eficiência e a consistência

das estimativas.

Uma limitação do trabalho é a falta de mais variáveis de controle nos modelos estimados e a disponibilidade de dados mais atualizados.

Sugere-se a trabalhos futuros a obtenção de dados referente a produção pecuária com potencial para apresentar maior integração intersetorial, bem como das próprias variáveis de interesse evitando o uso de proxies. Bem como identificar o que explica o padrão de expansão das culturas. Também merece maior investigação sobre possíveis efeitos da mudança na legislação ambiental e demarcação de áreas de reservas indígenas.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S. de. **Econometria Espacial Aplicada**. Ed. Alínea. Campinas, São Paulo, 2012.

ALMEIDA, E. S. de. HADDAD, E. A. MEECA: um Modelo Econométrico Espacial para Projeção Consistente de Culturas Agropecuárias, *RESR – Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol.42 no.3 Brasília Jul/Set., 2004.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Kluwer Academic Publisher, Dordrecht, 1988.

BENTO, J.A. N; TABOSA, F.J. S.; ARAUJO, J. de A; JUSTO, W.R.. Impacto do *El Niño* oscilação sul (ENOS) e da *El Niña* no mercado da soja brasileira. **DRd - Desenvolvimento Regional em debate**, v. 10, p. 1326-1350, 11 dez. 2020. DOI: <https://doi.org/10.24302/drd.v10i0.3151>

BEZERRA, L. M. C.; CLEPS JUNIOR, J. O Desenvolvimento Agrícola da Região Centro-Oeste e as Transformações no Espaço Agrário do Estado de Goiás. **Caminhos da Geografia**: revista online. 2006.

BIVAND, R. **Spatial Dependence: Weighting Schemes, Statistics and Models**. R Documentation: spdep package. Vo.6-9, 2019.

CASTRO, C. N. A Agropecuária Na Região Centro-Oeste: Limitações ao Desenvolvimento e Desafios Futuros. **Repositório IPEA**. 2014.

CARVALHO, PEREIRA, A. F.; JUSTO, W. R.; FERREIRA DE LIMA, J. R. Impactos das rendas não-agrícolas sobre os indicadores de pobreza Foster-Greer-Thorbecke (FGT) para as famílias rurais do Estado do Ceará. **Informe GEPEC, [S. l.]**, v. 19, n. 2, p. 165–183, 2016. DOI: 10.48075/igepec.v19i2.13759. Disponível em: <https://e-revista.unioeste.br/index.php/gepec/article/view/13759>. Acesso em: 29 abr. 2022.

GOLGHER, A. B. *Introdução à econometria espacial*. Paco editorial. Jundiaí- São Paulo, 2015.

DAMODAR, G.; PORTER, D.C. **Econometria básica**. McGraw Hill, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **PAM – Pesquisa Agrícola Municipal**.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Portal de Mapas.

KELEIJAN, H. H.; PRUCHA, I.R. . Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of Econometrics**, 2010.

KOPCZEWSKA, K. **Applied Spatial Statistics and Econometrics: data analysis in R**. Routledge, New York, 2021.

MESQUITA, F. C. **O Deslocamento Da Fronteira Agropecuária ao Centro-Oeste Pós-1990 A Dinâmica Microrregional da Produção no Sul Goiano e Leste ao Mato Grosso do Sul**. UFF, 2009.

MOREIRA, R. J. **Agricultura Familiar: processos sociais e competitividade**. Rio de Janeiro: Manaud, UFRRJ/CPDA. 1999.

PEDROSO, I. L. P. B. Meio ambiente, agroindústria e ocupação dos cerrados: o caso do município de Rio Verde no sudoeste de Goiás. **Revista Urutágua: revista acadêmica multidisciplinar**, nº 6, 2005.

PAM. **Pesquisa Agrícola Municipal**. IBGE, 2022.

PIRAS, G. sphet: Spatial Models with Heteroskedastic Innovations in R. *Journal of Statistical Software*. 2010.

POSTIGLIONE, P.; BENEDETTI, R.; PIERSIMONI, F.. **Spatial Econometric Methods in Agricultural Economics Using R**. CRC Press, 2022.

SANTOS, R. S. (Des)envolvimento regional, fronteira e o espaço do agronegócio no tocantins: crescimento econômico sem distribuição de renda. **DDR-Desenvolvimento Regional em debate**, v. 10, p. 3-35, 2020.

VEGA, S. H.; ELHORST, J. P. On spatial econometric models, spillover effects, and W. **Semantic Scholar**, Fevereiro 2013.

YAMAGATA, Y.; SEYA, H. **Spatial analysis using big data: Methods and Urban Applications**. Elsevier Academic Press. London, 2020.

YWATA, A. X. de C.; LAURETO, C. R.; PENA, M.G; ALBUQUERQUE, P.H.M; RODRIGUES, W. Um estudo das metodologias e funcionalidades dos índices de segregação espacial. IPEA, **Texto para Discussão** No. 1655, 2011.

AUTORES

Erienne Farias do Nascimento. Mestre em Economia Regional e Urbana pelo Programa de Pós graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (PGECON). Centro Acadêmico do Agreste – CAA. Rodovia BR-104, km 59, Nova Caruaru, Caruaru-PE, CEP: 55.002-970 Bloco K – 03 andar. E-mail: erianne.farias@gmail.com

Wellington Ribeiro Justo. Professor Associado da Universidade Regional do Cariri. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional e Urbana (PPGERU). Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco campus do Agreste (PPGECON). Rua Cel. Antonio Luiz, 1130 Pimenta- Crato-Ceará, Brasil, CEP: 63100-000. E-mail: justowr@yahoo.com.br

Recebido em 23/02/2022.
Aceito em 20/12/2022.