

Estado da publicação: O preprint foi submetido para publicação em um periódico

# Dependência espacial na agropecuária brasileira e seus efeitos sobre a produção e a produtividade da terra e do trabalho

João Felema, Humberto Francisco Silva Spolador

<https://doi.org/10.1590/0103-6351/7145>

Submetido em: 2022-12-23

Postado em: 2022-12-30 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

## **Dependência espacial na agropecuária brasileira e seus efeitos sobre a produção e a produtividade da terra e do trabalho**

*Spatial dependence in Brazilian agriculture and its effects on production and land's and labor's productivities*

João Felema<sup>(1)</sup>

Humberto Francisco Silva Spolador<sup>(2)</sup>

<sup>(1)</sup> Universidade Federal de Goiás

<sup>(2)</sup> Universidade de São Paulo

### **Resumo**

O objetivo deste trabalho é analisar a evolução espacial e temporal da produção agropecuária e das produtividades líquidas do trabalho e da terra na agropecuária brasileira para os períodos censitários de 1995/1996, 2006 e 2017. Os resultados mostram que o valor da produção agropecuária cresceu 3,65% a.a. entre 1995/1996-2017, e esse aumento acompanhou o crescimento da produtividade da terra e do trabalho, que variaram entre 2,55% e 3,42% a.a. respectivamente, ainda que regionalmente de forma desigual. Quanto aos resultados dos impactos das variáveis explicativas sobre a produção, a magnitude dos efeitos totais observados dividiu-se em diretos e indiretos, com a presença de efeitos de realimentação (*feedback*). Portanto, além de os insumos explicarem o crescimento, os efeitos de dependência espacial entre as Regiões Geográficas Imediatas (RGIs) também apresentaram impactos significativos. Conclui-se, portanto, que o crescimento da produtividade na agropecuária brasileira nas RGIs guardou estreita relação com suas vizinhanças no curto e no longo prazo.

**Palavras-chave:** agropecuária brasileira, produtividade, dependência espacial.

**Códigos JEL:** Q1, R00, R11, R12, R15.

### **Abstract**

The objective of this research was to analyze the spatial and temporal evolution of agricultural production, and the net productivity of labor and land in Brazilian agriculture for the 1995/1996, 2006 and 2017 census periods. The results demonstrate that the value of agricultural production raised 3.65% a.a. throughout the censuses period, while land and labor productivities increased 2.55% and 3.42% a.a. respectively. The total effects observed was divided into direct and indirect, in other words, it was verified the presence of feedback effects. Therefore, in addition to the inputs that explain the growth on production and productivity, the effects of spatial dependence among the Immediate Geographic Regions are also relevant. The conclusion is the productivity growth in Brazilian agriculture in the RGI maintains a spatial dependence with its neighborhoods in the short and long term.

**Keywords:** Brazilian agriculture, Agricultural productivity, Spatial Dependence.

**Códigos JEL:** Q1, R00, R11, R12, R15.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

## 1 Introdução

As últimas três décadas foram marcadas pelas altas taxas de crescimento da produção agrícola no cenário mundial, em larga medida resultantes do crescimento da produtividade total dos fatores (PTF), produtividades do trabalho e da terra. Esse crescimento acelerado se consolidou em regiões de grande representatividade na produção de alimentos, como são os casos do Brasil e de outras regiões, entre elas o Sudeste da Ásia, Norte da África, América Central e da região Andina (Tabela 1). Entre as causas do rápido crescimento da produtividade dessas regiões, destacam-se as inovações tecnológicas associadas ao capital, pesquisa e extensão agrícola (Fuglie; Wang, 2012).

Tabela 1 **Taxa média de crescimento da PTF no mundo e por regiões selecionadas (em %)**

Regiões	Período	PTF
Mundo	Até década 60	0,60%
	1960-1990	1,70%
	2001-2009	1,84%
Países desenvolvidos	2001-2009	2,44%
Países em desenvolvimento		2,21%
Sul da Europa	2001-2009	3,04%
Noroeste da Europa		2,75%
Estados Unidos e Canadá		2,24%
Norte da Ásia		3,07%
Brasil		4,03%
Sudeste da Ásia		3,29%
China		3,05%
Norte da África		3,04%

Fonte: Fuglie (2012).

Ao verificarem as mudanças estruturais ocorridas na agropecuária brasileira, Gasques *et al.* (2010) elencaram uma série de alterações perceptíveis por meio dos dados dos censos agropecuários que culminaram em maiores níveis da produtividade total dos fatores. A redução do pessoal ocupado, que reflete no maior uso de tecnologia através de máquinas e equipamentos, a redução da área disponibilizada na criação de animais com aumento da produtividade pecuária, onde se verifica a capacidade de suporte das pastagens, a utilização de máquinas mais eficientes operacionalmente e o uso de novas

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

técnicas de cultivo (plantio direto, inoculação com bactérias, manejo de pragas, criação de espécies com capacidade de adaptação, entre outros) foram de fundamental importância. Também foi destacado pelos autores que algumas ações de política agrícola, tais como investimentos em pesquisa, qualificação da mão de obra, financiamentos, estão também entre as causas do crescimento da produtividade no setor agropecuário brasileiro.

Frente a esse cenário de crescimento, é preciso compreender os padrões regionais e temporais a partir dos quais a agropecuária brasileira vem se desenvolvendo. Nesse contexto, a concentração espacial de regiões de alta ou baixa produtividade na agropecuária é um fator relevante para entendimento da eficiência produtiva, o que pode subsidiar políticas públicas para o desenvolvimento do setor em nível regional. Uma alta densidade de indivíduos com alta produtividade em um território gera externalidades positivas de um agente econômico para outros agentes devido às sinergias entre eles. A interconexão entre regiões geograficamente próximas é uma vantagem potencial que fortalece a competitividade e a produtividade, dada a existência de efeitos *spillover* e de *feedback* relacionados ao aumento da probabilidade de difusão do conhecimento entre as regiões (Martínezvictoria *et al.*, 2019).

A dependência espacial da produção agropecuária e das produtividades do trabalho e da terra significa, portanto, que eventos passados na agropecuária brasileira geraram um efeito disseminador que impactou sobre o dinamismo das regiões analisadas. A investigação desse tema ainda é relativamente escassa na literatura econômica nacional, especialmente as informações sobre o comportamento dos agentes indutores do dinamismo do setor e sobre como esse processo vem se desenvolvendo. Identificar as relações causais, incorporando na análise a dependência espacial, permite diagnosticar a ocorrência e potenciais impactos da dependência espacial. A existência desse efeito requer técnicas adequadas de análise que possam tratar a dependência espacial entre regiões. Desse modo, torna-se importante determinar como a produção agropecuária, as produtividades da terra e do trabalho e os fatores de produção interagem dentro de uma região, como seus efeitos podem exercer influência para fora dessa mesma região, e como receber a influência de outras regiões ao longo do tempo. Esse efeito denominado *spillover* pode alterar a dinâmica regional ao longo do tempo, beneficiando regiões situadas próximas aos centros modernos e de elevada eficiência produtiva (Lesage; Pace, 2009).

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

Nesse sentido, este trabalho parte da premissa de que o crescimento da agropecuária brasileira dos anos de 1970 até o presente teve a influência de relações de dependência espacial entre as regiões. O efeito *spillover* espacial é visto aqui como o componente indutor de impacto de uma unidade espacial sobre o desempenho de outras em relação à distância no espaço, podendo ser determinado, entre outros fatores, pela mobilidade dos insumos de produção, pelo comércio transfronteiriço, bem como por fatores históricos ou institucionais (Kopczewska *et al.*, 2017).

Basicamente, o estado da arte na modelagem empírica é que, por um lado, os efeitos espaciais da análise das produtividades na agropecuária são avaliados dentro de estruturas de modelagem econométrica padrão e, por outro lado, a literatura econométrica tem demonstrado interesse crescente na análise de dados espaciais. No entanto, até o momento, ao nosso melhor conhecimento, foram poucos os trabalhos que examinaram o impacto de variáveis selecionadas sobre a produtividade na agropecuária brasileira com os *spillovers* espaciais.

Dessa forma, o objetivo principal deste trabalho é analisar a evolução espacial e temporal das produtividades líquidas do trabalho e da terra na agropecuária brasileira para os períodos censitários de 1995/1996, 2006 e 2017. Adicionalmente, os objetivos específicos são investigar a relação das características regionais da produtividade da terra e do trabalho e as interações entre as vizinhanças com o crescimento dinâmico das produtividades na agropecuária brasileira. Pretende-se avaliar as diferenças e o desempenho regional da produtividade da terra e do trabalho, estimar uma função de produção agropecuária no Brasil controlando a dependência espacial, verificando a influência das variáveis definidas no modelo empírico e seus efeitos, bem como comparar alguns indicadores da agropecuária brasileira para caracterizar o comportamento das produtividades em relação ao tipo de dependência espacial existente. A abordagem metodológica empregada permite testar se o compartilhamento das características comuns específicas, representado pela correlação espacial entre as RGIs, tem relação significativa com o crescimento das produtividades da terra e do trabalho na agropecuária brasileira no período censitário de 1995/1996, 2006 e 2017.

Assim, os estudos existentes sobre a produtividade na agropecuária brasileira não esgotaram completamente as contribuições espaciais para o crescimento da produtividade, restringindo-se apenas ao papel das variáveis regionais, de modo a não

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

considerar os possíveis efeitos de interação. Portanto, além dos objetivos propostos, este trabalho preenche uma lacuna ainda vaga na abordagem do tratamento das produtividades na agropecuária brasileira voltada para os efeitos da dependência espacial.

## 2 Revisão de literatura

A evolução ao longo das últimas quatro décadas reforçou o papel da produção agropecuária para o crescimento brasileiro, bem como sua contribuição para o desenvolvimento regional. Os trabalhos de Gasques *et al.* (2018), Gasques *et al.* (2021), Helfand e Levine (2004), Helfand, Magalhães e Rada (2015) apresentaram estimativas de crescimento da produtividade agropecuária brasileira e seus determinantes.

Fatores propulsores e disseminadores do crescimento da agropecuária estão associados às iniciativas empreendedoras de muitos agentes que decidiram assumir riscos e buscar novas alternativas de produção e às organizações verticais sob diferentes configurações observadas no Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Nesses aspectos, a interação espacial e temporal ao longo desse período proporcionou mecanismos para a ruptura de sistemas de cultivos regionais e tradicionais, abrindo oportunidade para o movimento de bens e pessoas, informações, tecnologias e processos. Essa dinâmica de acontecimentos na agropecuária foi sintetizada por Chaddad (2017), que analisou os eventos ocorridos inicialmente nas regiões Sul e Sudeste, e que transbordaram para outras regiões do Brasil, de modo a afetar as características locais, devido às propriedades espaciais dos atributos, o que reflete o comportamento da interação espacial.

Os processos espaciais envolvendo agentes e interações que causam dependência ao longo do espaço e do tempo foram determinantes para o crescimento de novos polos agrícolas. Almeida (2012) caracterizou os atributos dos processos espaciais como: difusão; troca de bens e serviços e transferência de renda; comportamento estratégico; e espraiamento. O processo de difusão que está relacionado ao transbordamento tecnológico das inovações surgidas numa região em um período passado foi responsável pela disseminação das tecnologias da região Sul para o Centro-Oeste, tornando aquela região altamente produtiva no setor agronegócio. O processo de troca de bens e serviços e a transferência de renda criam todo o dinamismo do agronegócio, gerando efeitos locais e inter-regionais, que envolvem bens e serviços, processos, tecnologias e instituições. O

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

efeito multiplicador das trocas transfere resultados econômicos locais para outras regiões. Por fim, o processo de espraiamento, com dispersão da população, em busca de novas fronteiras, denota uma característica marcante de dependência espacial vivenciada desde os anos de 1970.

Os processos espaciais descritos por Almeida (2012) vão ao encontro da análise descrita por Chaddad (2017) sobre o crescimento da agricultura brasileira a partir da década de 1970. O crescimento da agropecuária para regiões anteriormente consideradas impróprias para o cultivo de grãos ou a criação de animais foi acompanhado pela disseminação dos processos espaciais que contribuiram para essa dinâmica. Esses processos caracterizaram-se por afetarem localmente a produção agropecuária, bem como se difundirem para todas as regiões do país. Portanto, é importante avaliar a existência de *spillovers* globais e locais, e a abordagem empírica deve levar em conta modelos que contemplem tal abordagem. No entanto, pesquisas empíricas focadas no estudo da produtividade agropecuária não têm levado em conta os *spillovers* espaciais. Econometricamente, a maioria dos estudos ignora a configuração espacial do processo de crescimento da agropecuária brasileira, de modo que as regiões são tratadas como unidades de observações não espaciais e a autocorrelação espacial raramente é reconhecida. Os modelos lineares clássicos são inadequados para capturar os efeitos diretos e indiretos (Almeida, 2012).

A produção agropecuária pode ter componentes que justifiquem a interdependência espacial com as atividades de produção vizinhas por meio de várias externalidades ou redes de entrada e saída, por exemplo, de uma rede de cadeia de suprimento de insumos para a agropecuária, sendo provável que as observações das unidades de produção se correlacionem, ou que a disseminação do conhecimento seja também um exemplo de externalidade espacial que promove a imitação e inovação da tecnologia de produção. A proximidade espacial entre entidades leva à promoção de transbordamentos de conhecimento; portanto, se houver uma disseminação de conhecimento, as atividades de produção são espacialmente dependentes. Como as atividades de produção afetam o mercado de trabalho e o mercado de bens intermediários em uma determinada área e arredores, e vice-versa, as atividades de produção são consideradas espacialmente dependentes. Além disso, as redes de entrada e saída induzem a dependência espacial (Tsukamoto, 2019).

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

A abordagem teórica que justificaria o crescimento da produtividade decorre das interações espaciais que surgem em razão da interdependência das regiões quanto ao emprego das tecnologias usadas nos sistemas de produção agropecuários. Essa questão se faz relevante sob a ótica do desenvolvimento econômico e das suas relações com o aumento da produtividade, uma vez que o crescimento da produtividade reflete a capacidade dos agentes de absorverem tecnologias ou a exportarem, e esse processo pode afetar tanto a capacidade produtiva quanto a eficiência técnica da produção agropecuária. O fluxo transfronteiriço de insumos de produção, disseminação de conhecimento que promove a imitação e inovação das tecnologias de produção, de técnicas e pessoas, além de agentes imitadores de boas práticas de gestão, reforça o argumento de correlação espacial. Além disso, organizações atuando em redes induzem dependência espacial, por exemplo, os centros de pesquisas, que disseminam tecnologias, os complexos agroindustriais e as cooperativas, sediadas em diferentes regiões. Dentro desses grupos, recursos humanos e tecnológicos são compartilhados ativamente. Assim, essas regiões são mutuamente dependentes (Rios; Gianmoena, 2018; Tsukamoto, 2019; Kopczevska *et al.*, 2017; Glass *et al.*, 2014).

Dessa forma, a metodologia empregada e as análises apresentadas neste artigo podem ser úteis para gestores de políticas públicas, uma vez que contribuem para o entendimento da realidade econômica da agropecuária brasileira sob os seguintes aspectos: i) realização de estimativas utilizando modelagem econométrica para o Brasil e suas regiões geográficas, de modo a contemplar as relações de dependência e diferenças regionais a partir de dados atuais como os do Censo Agropecuário de 2017; ii) descrição da evolução das produtividades nas regiões geográficas, contemplando as diferenças existentes entre elas e as variações ocorridas no período em análise, que podem subsidiar a formulação de políticas públicas destinadas a minimizar essas diferenças por meio de oferta de crédito, acesso a serviços de extensão rural, entre outros instrumentos de política agrícola; iii) os resultados reforçam a importância de considerar dois tipos de fatores espaciais nos modelos de crescimento da produção, como as características regionais e a produtividade das RGIs vizinhas.

## **3 Material e método**

### **3.1 Procedimentos metodológicos**



Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

O método de cálculo da produtividade média do trabalho e da terra foi análogo ao utilizado por Silva (1996). Essas medidas de produtividade são definidas por expressões (1) e (2):

$$PL = \frac{VA}{EH} \quad (1)$$

$$PT = \frac{VA}{AE} \quad (2)$$

onde: PL é a produtividade média do trabalho; VA é o valor agregado; EH refere-se ao número de equivalentes-homens ocupado; PT é a produtividade média da terra; e AE é área total explorada, definida como a área em estabelecimentos agrícolas, desconsiderando-se as terras definidas como inaproveitáveis, além das áreas de florestas permanentes.

O Censo Agropecuário (CA) classifica a utilização das terras (AE) nos seguintes grupos: Lavoura Permanente; Lavoura Temporária; Pastagens Naturais; Pastagens Plantadas; Matas e Florestas; Terras Inaproveitáveis para Lavoura e Pecuária; e Irrigação. No CA 2006 e 2017 o nível de desagregação<sup>1</sup> da utilização da terra é maior e, portanto, é necessário atentar-se às categorizações existentes em cada CA e a forma de estabelecer comparações adequadas.

Bacha (2018) definiu o valor agregado (VA) como o quanto uma atividade adiciona de valores a certos bens, de modo a gerar outro bem ou serviço, conforme representado pela expressão (3):

$$VA = VBP - CI \quad (3)$$

onde: VBP é o valor bruto de produção,<sup>2</sup> e CI é o consumo intermediário. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) considera para o cálculo do valor bruto de produção os seguintes tipos de produção agropecuária: Produção Animal, de grande porte, médio porte, aves e pequenos animais; Produção Vegetal, lavouras permanentes, lavouras temporárias, horticultura, floricultura, silvicultura, extração

---

<sup>1</sup> O CA de 1995/1996 não faz a desagregação das florestas de reserva permanente com as matas naturais em que existe exploração econômica. Para haver equidade na comparação com o CA de 2006 e 2017, realizou-se a estimação das matas de reserva permanente com base na proporção existente no CA de 2006 e 2017.

<sup>2</sup> O VBP é o valor monetário de todos os bens e serviços (intermediários e finais) elaborados, em um período específico, com os serviços de fatores de produção situados dentro dos limites geográficos de um país (Bacha, 2018).

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

vegetal e agroindústria. A determinação do consumo intermediário (CI) foi elaborada a partir dos dados de despesas dos estabelecimentos agrícolas.

O CA traz informações sobre o número de pessoas ocupadas na agropecuária brasileira. Para o cálculo da variável equivalentes-homem utilizaram-se cinco categorias distintas, conforme Kageyama e Silva (1983): responsável e membros não remunerados da família (RF); empregados permanentes (EP); empregados temporários (ET); parceiros (P); e outra condição (OC). O CA também informa os gastos dos estabelecimentos agrícolas com serviços de empreitada<sup>3</sup> (SE).

Dessa forma, a determinação de equivalentes-homem<sup>4</sup> total (EHT) foi feita de acordo com a expressão (4):

$$EHT = RFEH + EPEH + ETEH + PEH + OCEH + SEEH \quad (4)$$

onde: RFEH são os responsáveis e membros não remunerados da família em equivalentes-homem; EPEH são os empregados permanentes em equivalentes-homem; ETEH são os empregados temporários em equivalentes-homem; PEH são os parceiros em equivalentes-homem; OCEH refere-se à outra condição em equivalentes-homem; e SEEH refere-se aos serviços de empreitada em equivalentes-homem.

O passo seguinte foi determinar os fatores relevantes dessas produtividades. Recentes avanços na modelagem de dados em painel estabeleceram procedimentos de estimação para distúrbios espacialmente autocorrelacionados, tratando-se de especificações de efeitos fixos ou aleatórios. De acordo com Elhorst (2014), as unidades espaciais em sua essência são diferentes pela própria natureza e com características invariantes no tempo, de forma que essas particularidades podem afetar a variável dependente de um objeto de estudo.

Considerando um modelo que é comumente estimado por Mínimos Quadrados

---

<sup>3</sup> Para o cálculo do número de equivalentes-homem com serviços de empreitada procedeu-se conforme Guerreiro (1995). Ou seja, determinou-se pela razão do total de diárias pagas/300 dias que o CA informa em reais. Esse total pago é estimado pela relação entre o que foi gasto com serviço de empreitada e o valor médio da diária nos anos de 1995/1996, 2006 e 2017. O valor médio da diária foi obtido no banco de dados da FGV – Preços Agropecuários (Remuneração do Trabalho Agrícola) para todos os estados da Federação no CA de 1995/1996 e 2006. Diante da indisponibilidade das informações no CA 2017, recorreu-se ao IEA, que fornece o preço médio da diária para o estado de São Paulo. Calcularam-se as diferenças médias das diárias pagas entre outros estados e São Paulo no CA de 1995/1996 e 2006 e aplicaram-se as proporções no CA de 2017.

<sup>4</sup> No cálculo da variável EHT não foi atribuído peso à classificação do pessoal ocupado na agropecuária e desconsideraram-se os menores de 14 anos, como verificado em Kageyama e Silva (1983).

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

Ordinários (OLS), a pressuposição da existência de efeitos de interação espacial entre uma unidade espacial que está associada a outras unidades faz com que o modelo seja estendido de abordagem específica para geral. Elhorst (2014) apresentou três diferentes efeitos de associação espacial:

a) Variável dependente  $y$  na unidade A  $\Leftrightarrow$  Variável dependente  $y$  na unidade B – a interação endógena entre variáveis dependentes de diferentes lugares;

b) Variável independente  $x$  na unidade B  $\Leftrightarrow$  Variável dependente  $y$  na unidade A – a interação exógena, onde a variável dependente de uma unidade depende da variável independente de outra unidade;

c) Termo de erro  $u$  na unidade A  $\Leftrightarrow$  Termo de erro  $u$  na unidade B – os determinantes da variável dependente são omitidos do modelo.

O aspecto preponderante na econometria espacial é sobre o papel da defasagem espacial, que tem por finalidade o controle da dependência espacial com a inclusão de variáveis defasadas. A aplicação do operador de defasagem espacial sobre a variável dependente ( $y$ ), nas variáveis explicativas ( $X$ ) ou no termo de erro ( $\varepsilon$ ), dá origem a uma ampla gama de modelos com efeitos espaciais locais ou globais. Diferentemente da defasagem de séries de tempo, em que a correlação de uma variável está relacionada com o período anterior (unidirecionalidade na dependência do tempo), a defasagem espacial pode assumir a multidirecionalidade no espaço no processo de interação espacial, ou seja, uma variável  $y_{ij}$  pode ser deslocada no espaço de diversas formas. A defasagem espacial transforma variáveis em outras variáveis defasadas, obtendo a média dessa variável nas regiões vizinhas (Anselin *et al.*, 2008).

Dessa forma, Elhorst (2014) apresentou a extensão de um modelo completo espaço-tempo, também conhecido como Modelo de Dependência Espacial Geral ou modelo GSM, que contempla todas as defasagens, para uma seção transversal com  $N$  observações e  $T$  períodos, em que um índice  $t$ , que vai de 1 a  $T$ , representada na equação 5.

$$y_t = \delta WY + \alpha_{tN} + X_t\beta + WX_t\theta + u \quad (5)$$

$$u_t = \lambda Wu_t + \varepsilon_t$$

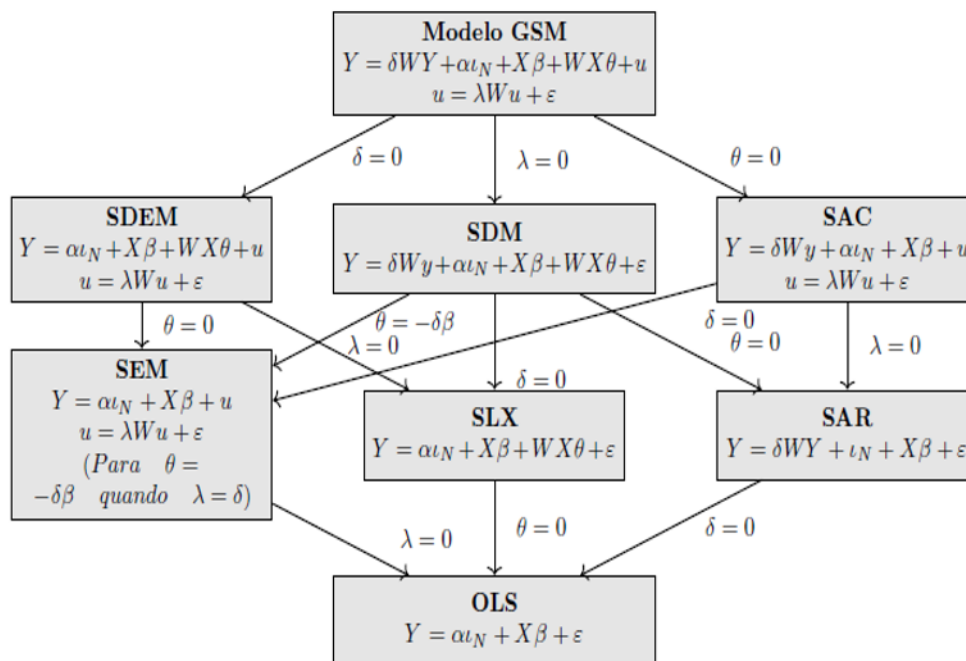
onde  $WY$  é a interação endógena,  $WX$  são os efeitos da interação exógena entre as variáveis independentes;  $Wu$  é o efeito da interação do termo de perturbação de diferentes unidades;  $\delta$  é o coeficiente autorregressivo espacial;  $\lambda$  o coeficiente de autocorrelação espacial; e  $\theta$ , bem

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO Preprints em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

como  $\beta$ , representa um vetor de  $K \times 1$  parâmetros a serem estimados.  $W$  é a matriz de pesos  $N \times N$  positiva com número de linhas e colunas correspondente às observações transversais.

A imposição de restrição, que dependerá das características teóricas ou empíricas sobre o fenômeno de estudo, faz surgir diferentes tipos de modelos, com efeitos de transbordamento de alcance global ou local. As defasagens espaciais sobre  $WY$ ,  $WX$  e  $Wu$  tratam de capturar e controlar a dependência espacial. A representação da taxonomia dos grupos de modelos econométricos lineares espaciais aninhados dentro do modelo espacial geral é ilustrada na Figura 1.

**Figura 1 As relações entre diferentes modelos de dependência espacial para dados de seção transversal**



Fonte: Elhorst (2014).

O grau de interação entre as regiões, expresso pela matriz de pesos espaciais, é classificado pelos critérios geográficos e socioeconômicos. A matriz de ponderação espacial ( $W$ ), que busca retratar a interação espacial de fenômenos de qualquer natureza que possam evidenciar a correlação entre uma unidade  $i$  e outra unidade  $j$ , tem suscitado muitas discussões quanto às formas e arbitrariedades na escolha, dada a sensibilidade dos parâmetros a cada critério. Muitas especificações de ordem prática seguem critérios

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

baseados em um modelo teórico formal. Na prática, as escolhas são feitas por critérios geográficos (Anselin *et al.*, 2008).

As matrizes geográficas podem assumir as seguintes formas: *matriz de contiguidade* (*queen*, *rook* e *bishop*) binária de ordem  $p$ , quando  $p = 1$  somente vizinhos de primeira ordem, se  $p = 2$  vizinhos de primeira e segunda ordens. Matriz de distância inversa, para a qual poderá ser atribuído pontos de corte ou não e representa um bom arranjo de interação espacial, dado que os vizinhos mais próximos dependem mais do que está longe. Por sua vez, a *matriz de k vizinhos*  $W_{ij}(k)$  é baseada na distância geográfica, medida em quilômetros ou milhas. Matrizes do tipo *Cliff e Ord*, que considera a extensão de fronteira e, dessa forma, pressupõem-se que vizinhos que compartilham maiores áreas fronteiriças tenham uma maior interdependência espacial. As matrizes de *proximidades socioeconômicas* atribuem maiores pesos a forças socioeconômicas do que por forças geográficas, a exemplo de renda *per capita*, IDH, desemprego, entre outros (Almeida, 2012).

A função de produção pode ser representada conforme observado em Zouabi e Peridy (2015) a fim de levar em conta a interação espacial da produção e a dimensão temporal, dado o impacto das variáveis explicativas sobre o VBP em cada região para cada ano. O modelo para uma função do tipo Cobb-Douglas levando em consideração o efeito espacial e temporal pode ser descrito conforme a expressão:

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}) = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (6)$$

onde  $Y_{it}$  é o VBP na região  $i$  no ano  $t$ ,  $K_{it}$  e  $L_{it}$  denotam o capital e o trabalho utilizados na agropecuária, e  $A_{it}$  refere-se às variáveis não observadas (tecnologia) que possam impactar sobre o VBP. Os efeitos não observados podem ser representados na equação:

$$A_{it} = A e^{u_i + v_t + \eta_{it}} \quad (7)$$

onde  $u_i$  é o efeito específico de cada região,  $v_t$  é o efeito específico de tempo (taxa de progresso técnico), e  $\eta_{it}$  é o erro aleatório.

Substituindo a expressão (7) em (6) obtém-se:

$$Y_{it} = A e^{u_i + v_t + \eta_{it}} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (8)$$

Aplicando uma transformação logarítmica na expressão (8), obtém-se:

$$\text{Log} Y_{it} = \text{Log} A + \alpha \text{Log} K_{it} + \beta \text{Log} L_{it} + u_{it} + v_t + \eta_{it} \quad (9)$$

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

O modelo de dados em painel representado pela expressão (8) foi estimado para determinar o impacto direto e indireto sobre o VBP na forma de capital e trabalho. Com o objetivo de identificar quais variáveis afetam o VBP e, possivelmente, as produtividades de trabalho e da terra, foram utilizadas as seguintes variáveis explicativas: valor dos insumos agrícolas e pecuários (INS), que é definido como todos os componentes diretamente aplicados no processo de produção animal e vegetal, tais como: corretivos do solo, fertilizantes químicos ou orgânicos, pesticidas, sementes, medicamento para animais, sal, rações industriais, e outros; gastos da agricultura com uso de energia (ENE), que pode ser elétrica ou combustíveis; tratores<sup>5</sup> em equivalência total de CV (MAQ); área destinada à exploração agropecuária, excluindo as áreas impróprias (AE); quantidade de trabalho usado na agricultura em equivalente-homem (EH); área irrigada em hectares (IRR). Assim, o modelo aplicado ao VBP com efeitos diretos e indiretos pode ser escrito como:

$$\text{LogVBP}_{it} = \text{Log}A + \beta_1 \text{LogINS} + \beta_2 \text{LogENE} + \beta_3 \text{LogMAQ} + \text{LogAE} + \beta_5 \text{LogEH} + \beta_6 \text{LogIRR} + u_i + v_t + \eta_{it} \quad (10)$$

A interação espacial é obtida por meio dos modelos econométricos-espaciais estimados. A classe de modelos foi a de dependência espacial de alcance global, local ou de alcance global e local; ou seja, os multiplicadores espaciais dessas classes de modelos fazem com que os efeitos sobre a variável dependente, explicativas ou do termo de erro impactem localmente ou sejam disseminados para outras regiões (Almeida, 2012). O procedimento de estimação foi o de Máxima Verossimilhança, como em Elhorst (2003). Também foram realizados testes de diagnósticos dos modelos, e para a escolha da classe

---

<sup>5</sup> Para estimação de CV existente, foi multiplicada a quantidade média de tratores do CA, pelas respectivas cavalagens por RGI. Desse modo, adotou-se o seguinte critério: o CA de 1995/1996 estratifica tratores existentes em cinco grupos: menos de 10 CV; de 10 a menos de 20 CV; de 20 a menos de 50 CV; de 50 a menos de 100 CV; e 100 CV e mais. Foi assumido que os tratores existentes se situam na média do intervalo (no grupo de 100 CV ou mais, foi adotado o valor exato de 100 CV). Os CAs de 2006 e 2017 classificam somente em dois intervalos: menos de 100 CV ou de 100 CV e mais. Com os limites de intervalos maiores, adotou-se o seguinte critério: para o CA de 2006: obteve-se a quantidade total de tratores vendidos por região do Brasil dentro de cada grupo, disponibilizados pela Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (Anfavea, 2019), que tem estratos de até 50 CV; de 51 a 100 CV; de 101 a 200 CV; e maiores de 200 CV. Assumiu-se que as vendas de tratores por CV estavam dentro do intervalo médio, e multiplicou-se pela quantidade de tratores vendidos regionalmente, obtendo a quantidade total em CV. Posteriormente, dividiu-se pelo número de tratores vendidos regionalmente, conforme os estratos do CA de 2006 para obter a média de CV em trator por região, e multiplicou-se pela quantidade de tratores disponibilizada pelo CA em cada grupo. No CA de 2017, o procedimento foi similar ao CA anterior, entretanto, o nível de detalhamento dos grupos tratores em CV disponibilizados pela Anfavea é maior, o que permite uma apuração mais precisa.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

de modelos mais apropriada, e posterior análise dos resultados, conforme o procedimento ilustrado pela Figura 1.

### 3.2 Base de dados

Este estudo teve como base de dados os Censos Agropecuários (CA) de 1995/1996, 2006 e 2017, publicados pelo IBGE. O CA de 1995/1996 teve como período de referência 01/08/1995 a 31/07/1996, o CA de 2006 corresponde ao ano civil, ou seja, 31/01/2006 a 31/12/2006, e o CA de 2017 a data de referência foi 01/10/2016 a 30/09/2017. Portanto, os resultados não são perfeitamente comparáveis, exigindo cuidados quanto ao acompanhamento da série histórica para estabelecer comparações coerentes (IBGE, 1998; 2012; 2019).

Os dados foram coletados na página eletrônica do IBGE e no banco de dados do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA, 2019). Além dessas bases, recorreu-se a fontes alternativas como a Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS, 2019), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2019) e o Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2019). As observações correspondem a 510 Regiões Geográficas Imediatas<sup>6</sup> (RGI) existentes a partir do CA de 2017 no Brasil. Para fins de comparação os valores monetários foram atualizados pelo Deflator do Produto Interno Bruto (PIB)<sup>7</sup> para preços constantes de 2017.

## 4 Resultados e discussão

Na presente seção são apresentados os resultados obtidos. A seção está dividida em duas partes. Os primeiros resultados referem-se às estimativas para a PT e PL para os anos censitários de 1995/1996, 2006 e 2017 no Brasil e regiões, analisando o comportamento espacial e temporal dessas variáveis. Adicionalmente, além das estimativas, realizou-se uma análise estatística e gráfica, procurando estabelecer uma

---

<sup>6</sup> Antes da nova Divisão Regional do Brasil em Regiões Geográficas Imediatas e Regiões Geográficas Intermediárias 2017 do IBGE (2017), o recorte geográfico era de 558 microrregiões. Em conformidade com as mudanças promovidas pelo IBGE, procedeu-se à adequação das microrregiões do CA 1995/1996 e 2006 em Regiões Geográficas Imediatas.

<sup>7</sup> Paulani e Braga (2017) fornecem uma abordagem detalhada dos procedimentos para cálculo do Deflator Implícito do PIB.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

comparação com outros estudos. Por fim, são discutidos os resultados para os tipos de interações espaciais na produção agropecuária brasileira e os efeitos espaciais decorrentes dessas interações entre regiões.

#### **4.1 Indicadores da produção e da produtividade da terra e do trabalho**

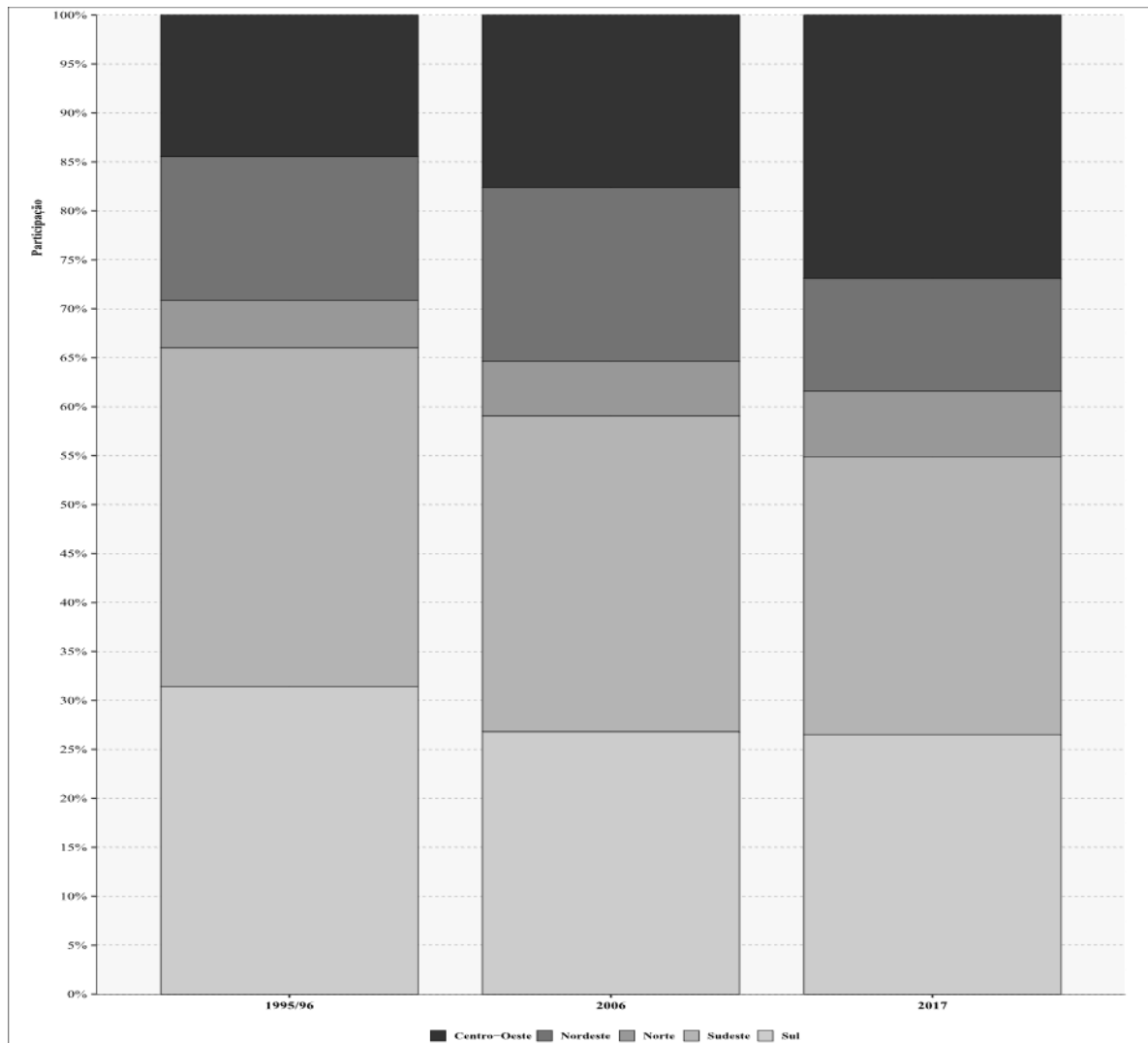
A produtividade é entendida como uma relação entre o que foi produzido, dada uma tecnologia de produção e os insumos utilizados num certo período. Considerando que um dos pressupostos básicos para o desenvolvimento e para o crescimento da atividade agrícola é a disponibilidade de área, aliada à tecnologia empregada no processo de produção, então os fatores terra e trabalho são essenciais para o entendimento do comportamento das taxas de crescimento da produtividade agropecuária e, consequentemente, do desenvolvimento econômico (Moreira, 1991).

Nesse sentido, o VBP da agropecuária tem sido utilizado como uma medida de crescimento econômico do setor e de sua capacidade de gerar riqueza (Bacha, 2018). Os dados do CA mostram que o VBP dos estabelecimentos agropecuários mais do que dobrou ao longo de 20 anos, correspondendo a um valor aproximado de R\$ 226,7 bilhões em 1995/1996, R\$ 360,3 bilhões em 2006 e de R\$ 465,1 bilhões em 2017, representando uma taxa de crescimento de 4,73% a.a., entre o CA de 1995/1996-2006, 2,58% a.a., entre 2006-2017, e de 3,65% a.a., levando em consideração o período de 1995/1996-2017. A Figura 2 ilustra a participação regional na composição do VBP agropecuário nos anos censitários.

**Figura 2 Participação regional no VBP – Censo agropecuário de 1995/1996, 2006, 2017**



Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.



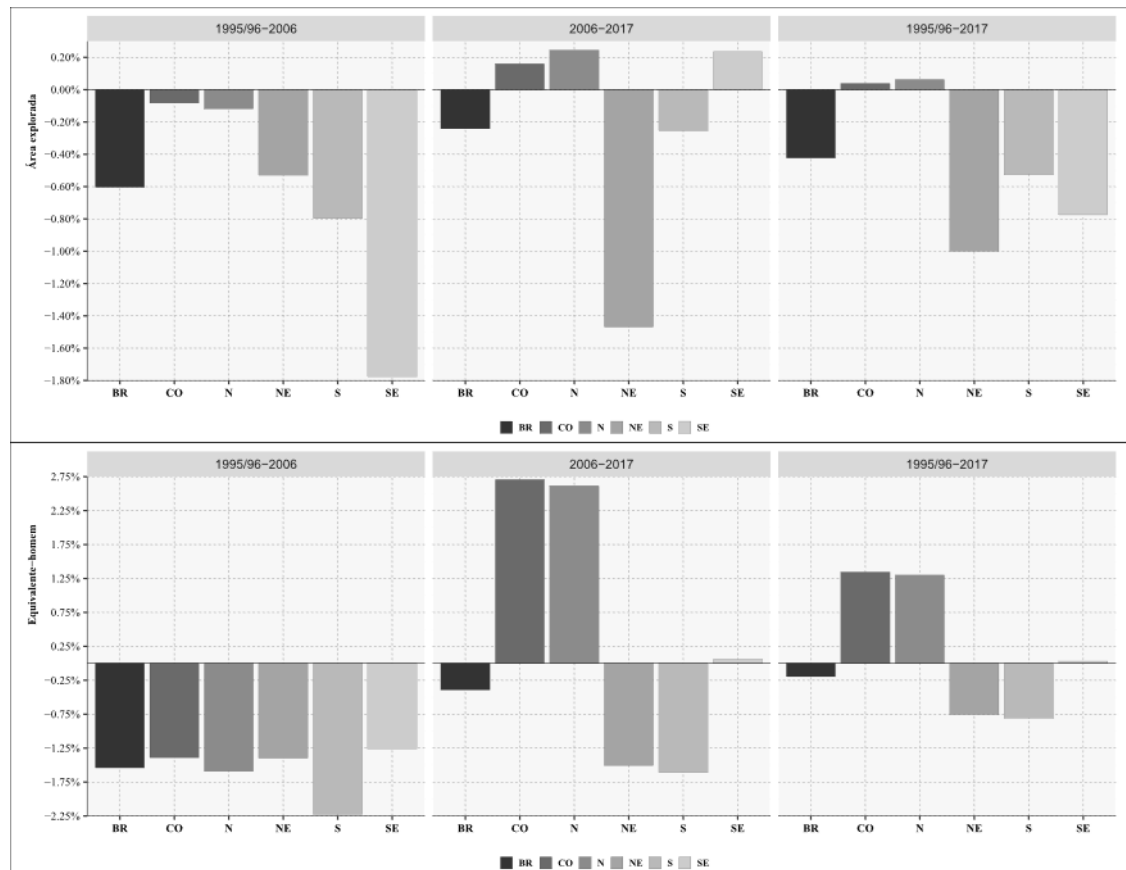
Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Elaboração própria.

O crescimento do VBP no Brasil e regiões ao longo dos três períodos censitários poderia ser explicado por dois insumos básicos de produção: terra e trabalho. Mas a Figura 3 mostra que existe uma taxa decrescente no Brasil para AE e EHT.

**Figura 3 Taxa de crescimento da AE e EH para o Brasil e regiões – Censo agropecuário de 1995/1996, 2006, 2017**

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.



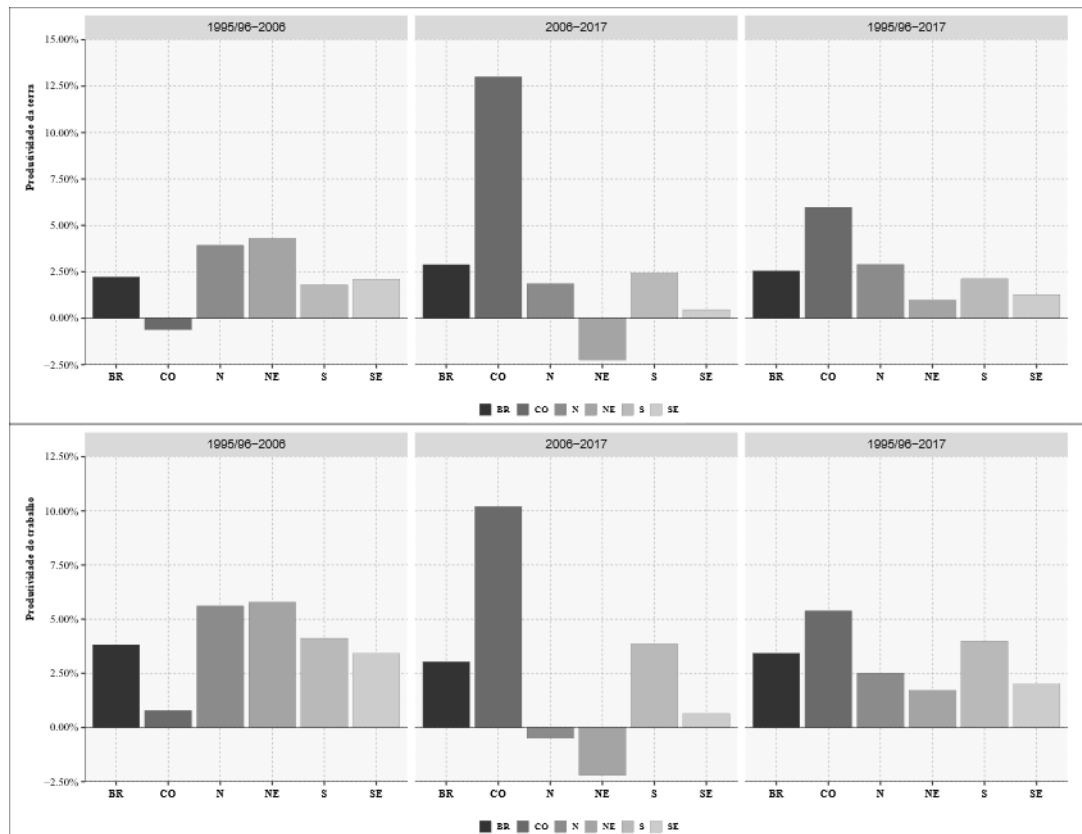
Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Elaboração própria.

Os resultados apresentados pela literatura econômica mostram que o crescimento da produção na agropecuária nos últimos três períodos censitários pode ser essencialmente explicado pelo aumento da produtividade (Chaddad, 2017). A Figura 4 ilustra a evolução das produtividades do trabalho e da terra nos níveis nacional e regionais, e as Figuras 5 e 6 mostram a distribuição espacial da PT em quatro estratos para os três períodos censitários.

**Figura 4 Taxa de crescimento da PT e PL para o Brasil e regiões – Censo agropecuário de 1995/1996, 2006, 2017**

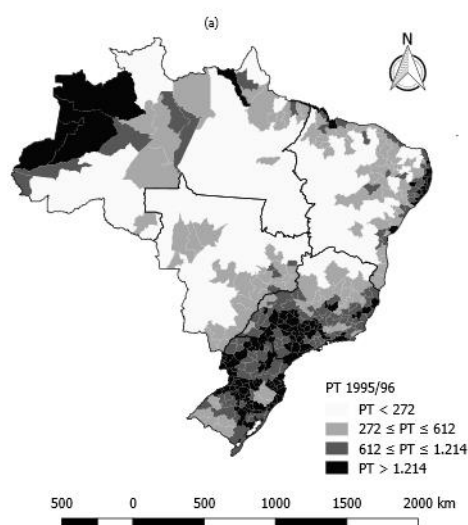
Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.



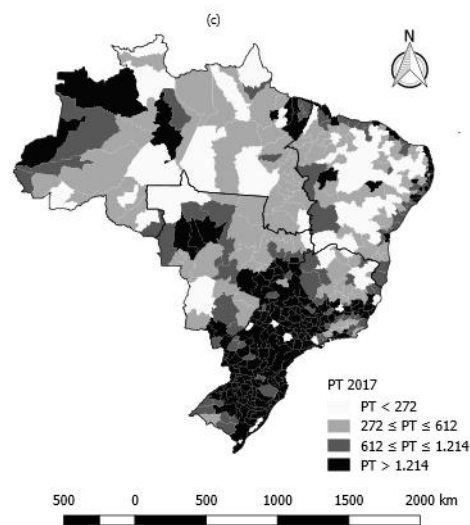
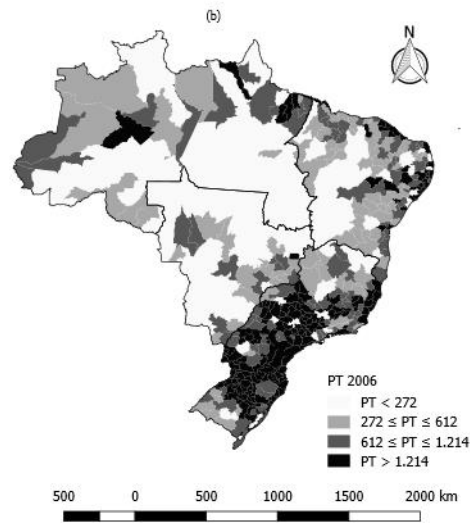
Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Elaboração própria.

**Figura 5 Produtividade média da terra (R\$/ha) nas RGI do Brasil – Censo agropecuário de 1995/1996 (a), 2006 (b) e 2017 (c)**



Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

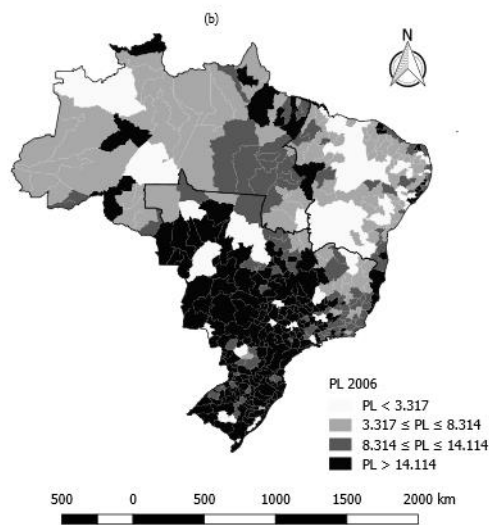
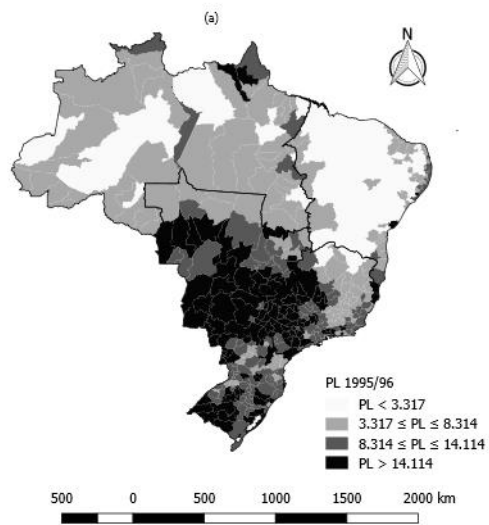


Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

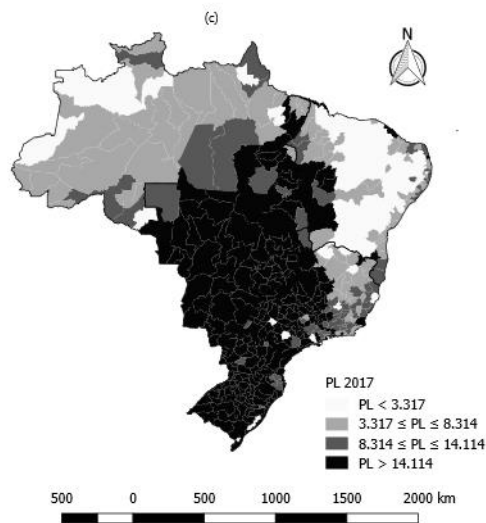
Elaboração própria.

**Figura 6 Produtividade média do trabalho (R\$/EHT) nas RGIs do Brasil – Censo Agropecuário de 1995/1996 (a), 2006 (b) e 2017 (c)**

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.



Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.



Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Elaboração própria.

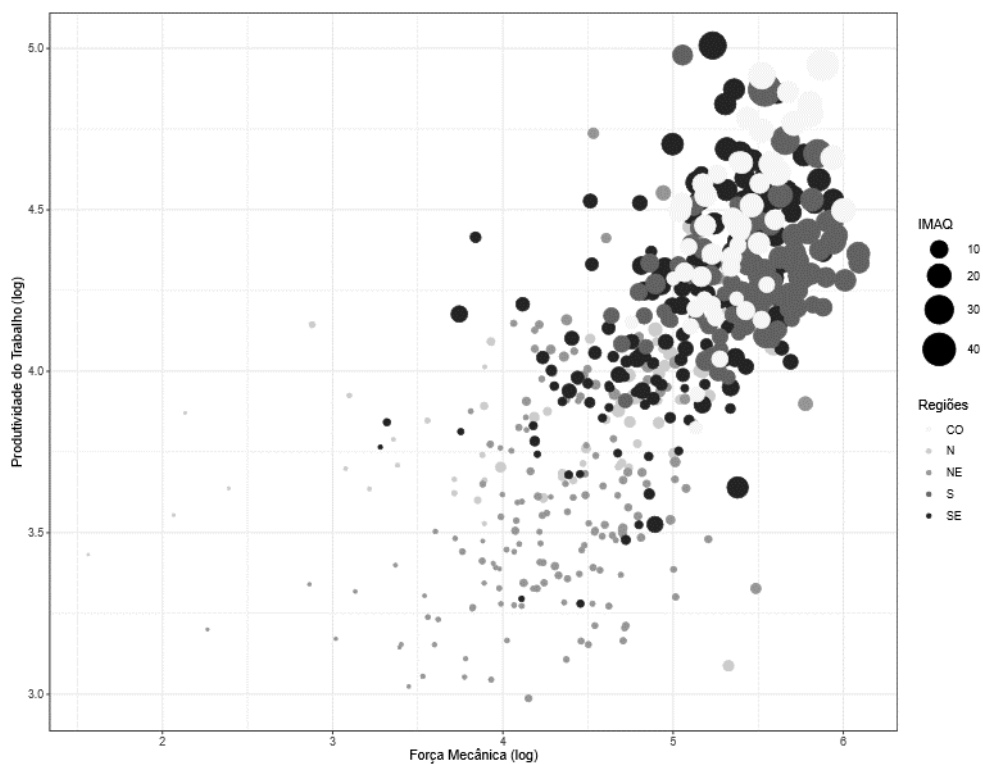
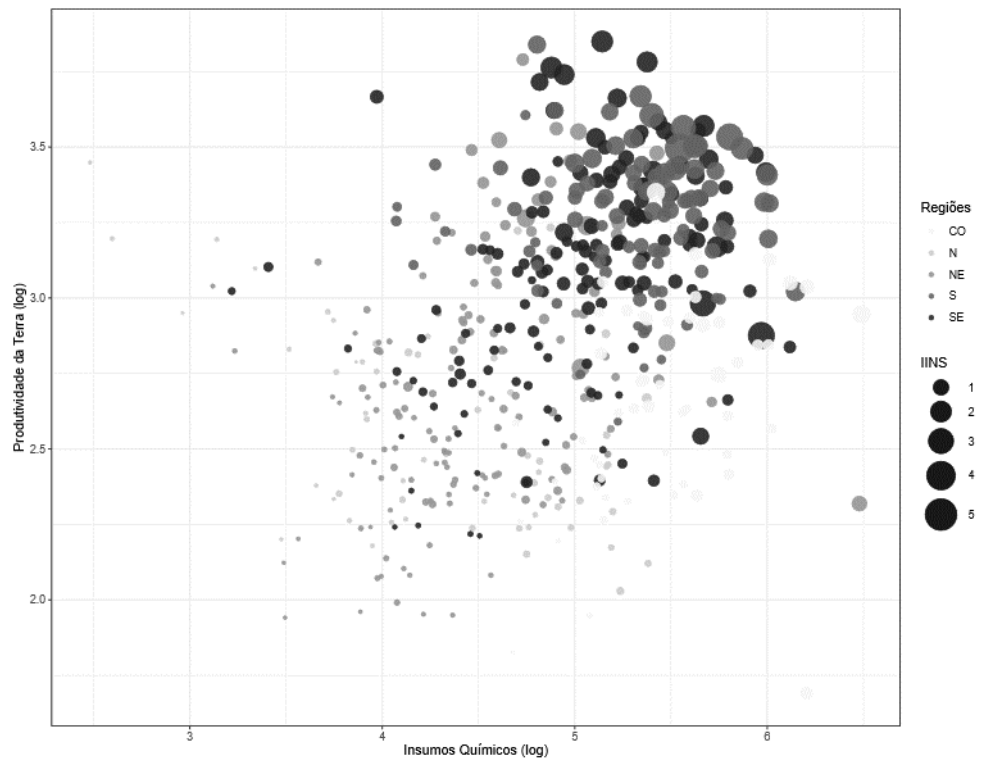
A PT média ao longo dos períodos censitários cresceu em grande parte devido ao uso de insumos químicos e biológicos. As RGI's com maior intensidade no uso de insumos foram aquelas que tiveram maiores produtividades. Essa dinâmica está em acordo com Gonçalves *et al.* (2007), para os quais o uso intensivo de fertilizantes e outros agroquímicos impulsionaram a produtividade da terra na mesma medida em que a maior presença das máquinas agrícolas no processo produtivo incrementou a relação área/homem (produtividade operacional). A Figura 7 mostra a relação<sup>8</sup> entre a PT e o uso de insumos químicos e a intensificação na aplicação de insumos químicos (IINS = INS/AE) no nível regional e a relação da PL com força mecânica em e a intensificação no uso de máquinas<sup>9</sup> (IMAQ = CV/EHT) no nível regional.

**Figura 7 Relação entre PT (R\$) com uso de insumos (R\$) e intensificação no uso de insumos por área explorada (ha) e relação entre PL (R\$) com força mecânica (CV) por EHT – média dos CA**

<sup>8</sup> As relações foram obtidas com base na média das variáveis do CA de 1995/1996, 2006 e 2017.

<sup>9</sup> A força mecânica está expressa na quantidade de “cavalo-força” – CV disponível por RGI.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.



Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Elaboração própria.

Nota: IINS =  $INS/AE$  reflete o nível de intensificação no uso de insumos agropecuários por RGI, e IMAQ =  $CV/EHT$  a intensificação da mecanização por RGI nas regiões brasileiras. Quanto mais intensiva é uma RGI maior sua escala em IINS e IMAQ, conforme se observa na legenda, no lado direito da figura.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

## 4.2 Análise espacial dos condicionantes da produção e das produtividades

Nesta seção é apresentado o modelo<sup>10</sup> empírico que melhor se ajustou aos resultados das interações espaciais. LeSage e Pace (2009) ressaltaram que, entre as motivações para o uso de modelos espaciais, duas merecem destaque: (1) quando o crescimento do produto da economia é determinado por um processo de interação com as vizinhanças; ou (2) alguns determinantes do PIB estão espacialmente correlacionados, mas não foram incluídos no modelo, e são representados pelo termo de erro.

Halleck Vega e Elhorst (2015) observaram que as estratégias de seleção de modelos na determinação da estrutura dos processos espaciais precisam de maior cautela e não devem ser desassociados da teoria. Os processos espaciais descritos por Almeida (2012), como difusão, troca de bens e serviços, transferência de renda, comportamento estratégico e espraiamento vão ao encontro da análise descrita por Chaddad (2017) sobre o crescimento da agricultura brasileira a partir da década de 1970. O crescimento da agropecuária para regiões consideradas impróprias para o cultivo de grãos ou para a criação de animais foi acompanhado pela disseminação dos processos espaciais, que contribuíram para essa dinâmica. Esses processos caracterizaram-se por afetarem localmente a produção agropecuária, bem como se difundirem para todas as regiões do país. Portanto, é importante avaliar a existência de efeitos *spillovers* globais e locais, e a estimação deve levar em conta modelos que contemplem tal abordagem. Os *spillovers* espaciais são determinados, entre outros, pela mobilidade dos fatores de produção, pelo comércio transfronteiriço, pela disseminação de tecnologias, pessoas e processos, bem como por fatores históricos ou institucionais. Essa proposição é fundamentada teoricamente na obra de Chaddad (2017), de modo que este trabalho pretende contribuir com a literatura nacional sobre o estudo da produtividade agropecuária incluindo, na análise empírica, os efeitos *spillovers* espaciais.

A primeira etapa da determinação do modelo econométrico com efeitos espaciais consiste na escolha da matriz de ponderação espacial  $W$ , do tipo de efeitos (Fixo ou Aleatório) e dos componentes espaciais. Na escolha da matriz, o critério de decisão é

---

<sup>10</sup> Os procedimentos para especificação do modelo espacial tiveram como base os critérios definidos por Almeida (2012) e Elhorst (2014).



Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

respaldado pelo maior  $I$  de Moran com significância estatística ao testar os resíduos de um modelo clássico de regressão linear. As matrizes de contiguidade do tipo *queen* e de distância inversa com  $K$  vizinhos forneceram os maiores valores do  $I$  de Moran. Optou-se pela matriz de contiguidade do tipo *queen*, dado que esta considera todas as vizinhanças de uma RGI.

O teste de Hausman para dados em painel espacial foi empregado para testar a hipótese nula de que os efeitos fixos são inconsistentes. O teste levou à rejeição da hipótese nula e, assim, a considerar que os efeitos fixos são mais apropriados.

Nas Tabelas 2 e 3 são apresentados os testes e os resultados para os modelos espaciais estimados. A hipótese de que o modelo Durbin pode ser simplificado para um modelo de erro ( $H_0 = \theta + \delta\beta = 0$ ) deve ser rejeitada, uma vez que os testes de Wald (366,16, 2 df,  $p = 0.000$ ) e LR (321,23, 2 df,  $p = 0.000$ ) levaram a rejeitar a hipótese nula. De forma similar, rejeitou-se a hipótese nula ( $H_0: \theta = 0$ ) de que o modelo Durbin pode ser simplificado em um modelo de defasagem espacial da variável dependente, dado que os testes Wald (358,72, 2df,  $p = 0.000$ ) e LR (325,08, 2df,  $p = 0.000$ ) confirmaram esse resultado. Portanto, a simplificação para os modelos com defasagem espacial na variável dependente ou no erro deve ser rejeitada em favor do modelo Durbin ou Durbin erro.

Seguindo procedimento estabelecido por Almeida (2012), a seleção do melhor modelo deve seguir dois critérios ordenados pelo seu grau de importância. Pelo primeiro critério, os resíduos do modelo não devem apresentar autocorrelação espacial; pelo segundo critério, deve ser o modelo que apresentar o menor critério de informação, entre os modelos que não têm autocorrelação espacial nos resíduos. A Tabela 1 mostra o valor do  $I$  de Moran para os modelos estimados. O teste mostra que não é possível rejeitar a hipótese nula para os modelos SDM, SDEM e SEM, ou seja, seguindo os critérios de escolha, esses modelos não seriam apropriados, pois gerariam estimadores viesados. Como também enfatizaram Kopczewska *et al.* (2017), quando o termo de erro não é mais violado pela autocorrelação espacial, o modelo pode ser considerado como o final; logo, a escolha do modelo SAR foi a mais adequada.

Tabela 2 **Diagnóstico das regressões espaciais estimadas com efeito combinado *two-way***

---

**Classe de modelos espaciais**

---

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

	<b>SAR</b>	<b>SEM</b>	<b>SDM</b>	<b>SDEM</b>
<b>LogL</b>	169,37	165,52	190,93	189
<b>AIC</b>	701,25	708,95	670,14	674
<b>Wald teste</b>	398,57 ( <i>p</i> = 0,000)	440,99 ( <i>p</i> = 0,000)	358,72 ( <i>p</i> = 0,000)	366,16 ( <i>p</i> = 0,000)
<b>LR teste</b>	357,85 ( <i>p</i> = 0,000)	350,15 ( <i>p</i> = 0,000)	325,08 ( <i>p</i> = 0,000)	321,23 ( <i>p</i> = 0,000)
<b>I de Moran teste</b>	-0,0004 ( <i>p</i> = 0,9884)	-0,0462 ( <i>p</i> = 0,038)	-0,0391 ( <i>p</i> = 0,0147)	-0,0004 ( <i>p</i> = 0,0175)

Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Nota: *p*-valor entre parênteses.

No modelo SAR as variáveis explicativas são entendidas como as elasticidades que afetam a variável dependente. O efeito sobre as vizinhanças ocorre quando as variáveis explicativas afetam localmente a variável dependente, e esta, por sua vez, gera efeitos sobre as vizinhanças. As variáveis explicativas causam um efeito persistente indireto sobre outras regiões via variável dependente. A defasagem espacial da variável dependente  $\delta W y$  é entendida como um transbordamento espacial global e pode expressar as relações persistentes no longo prazo em uma dimensão temporal. Quando  $\delta$  se mostra positivo, isso reflete o agrupamento de regiões semelhantes, com reações comuns. Na Tabela 3 é possível verificar que o coeficiente espacial autorregressivo  $\delta = 0,481$  foi estatisticamente significativo e positivo, indicando existir uma autocorrelação espacial global direta entre regiões conectadas, estendendo-se para outras não conectadas. O sinal positivo reflete o agrupamento de RGI com características semelhantes, bem como reações comuns.<sup>11</sup>

**Tabela 3 Resultado da estimação do valor da produção agropecuária usando modelos espaciais de dados em painel com efeito combinado *two-way***

	<b>Classe de modelos espaciais</b>			
	<b>SAR</b>	<b>SEM</b>	<b>SDM</b>	<b>SDEM</b>

<sup>11</sup> O crescimento da produção agropecuária no Brasil é explicado parcialmente por uso de fatores tradicionais, como terra e trabalho. Grande parte do componente que explica o crescimento está relacionado às tecnologias implementadas e difundidas no espaço e no tempo. A influência da produção, captada pelo coeficiente espacial  $\delta$  do modelo sobre as vizinhanças ocorre via difusão dos componentes técnicos existentes entre as regiões.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

	Coef (X)	Coef (X)	Coef (X)	Coef (WX)	Coef (X)	Coef (WX)
<b>Área explorada</b>	0,381*** (0,035)	0,327*** (0,037)	0,329*** (0,037)	0,069 (0,066)	0,371*** (0,038)	0,253** (0,079)
<b>Equivalente-homem</b>	0,326*** (0,035)	0,398*** (0,040)	0,381** (0,040)	-0,187** (0,063)	0,390*** (0,039)	0,052 (0,083)
<b>Energia</b>	0,055** (0,018)	0,047* (0,019)	0,040* (0,020)	0,022 (0,034)	0,049* (0,020)	0,089 (0,047)
<b>Insumos</b>	0,202*** (0,015)	0,249*** (0,017)	0,256*** (0,017)	-0,153** (0,027)	0,253*** (0,016)	-0,051 (0,035)
<b>Tratores</b>	0,037*** (0,011)	0,034** (0,012)	0,025* (0,012)	0,041 (0,022)	0,036** (0,012)	0,092** (0,029)
<b>Irrigação</b>	-0,120 (0,007)	-0,003 (0,007)	-0,007 (0,007)	0,001 (0,012)	-0,005 (0,007)	0,01 (0,017)
<b><math>\delta</math></b>	0,481*** (0,024)	—	0,537*** (0,028)		—	
<b><math>\lambda</math></b>	—	0,574*** (0,027)	—		0,544*** (0,028)	
<b><math>R^2</math></b>	0,964	0,951	0,965		0,954	
<b><math>\sigma^2</math></b>	0,044	0,043	0,042	—	0,042	—

Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Nota: Erros padrão robusto – valor entre parênteses.

\* Significância estatística até o nível de 5%.

\*\* Significância estatística até o nível de 1%.

\*\*\*Significância estatística até o nível 0,1%.

A interpretação dos coeficientes dos modelos espaciais requer alguns cuidados a serem levados em conta. Algumas explicações verificadas em Elhorst (2014) são apresentadas em relação a três propriedades fundamentais sobre a esperança de variável dependente e quanto ao efeito das variáveis explicativas. Primeiro, a mudança de uma variável explicativa numa determinada região, não somente afetará a variável dependente dela mesma, como também de suas vizinhanças, ou seja, o primeiro efeito é conhecido como direto e o segundo é o indireto. Segundo, os efeitos diretos e indiretos são diferentes para diferentes unidades da amostra. Efeitos diretos de ordem superior (quando se consideram vizinhanças aquelas regiões que não estão fisicamente conectadas, mas são próximas dos vizinhos a depender da ordem) têm origem como resultado de efeitos realimentação, impactos passando através de unidades vizinhas e retornando à própria

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

região, também conhecidos como *feedback*, que são responsáveis pelo fato de que o efeito direto global é eventualmente maior do que a unidade.

Os efeitos das variáveis do modelo SAR são reportados na Tabela 4, e estes se diferenciam<sup>12</sup> dos resultados dos coeficientes reportados na Tabela 3 para o mesmo modelo. A razão para essa diferença se deve aos efeitos de *feedback* que surgem como resultado de impactos das RGI's vizinhas, que retornam à própria RGI. Esses efeitos de realimentação são parcialmente captados pelo coeficiente da variável dependente defasada espacialmente ( $\delta$ ), que se revela positivo e significativo, e em parte devido aos coeficientes das variáveis explicativas, que afetam a variável dependente e esta se dissemina no espaço.

**Tabela 4 Efeitos diretos e indiretos baseados nos coeficientes estimados para o modelo SAR espacial**

	Direto	Indireto	Total
<b>Área explorada</b>	0,402*** (0,036)	0,332*** (0,047)	0,734*** (0,078)
<b>Equivalente-homem</b>	0,344*** (0,036)	0,284*** (0,043)	0,629*** (0,075)
<b>Energia</b>	0,058** (0,021)	0,048** (0,019)	0,107** (0,040)
<b>Insumos</b>	0,213*** (0,016)	0,176*** (0,022)	0,390*** (0,036)
<b>Tratores</b>	0,039*** (0,011)	0,033*** (0,010)	0,073*** (0,020)
<b>Irrigação</b>	-0,012 (0,007)	-0,010 (0,006)	-0,023 (0,013)

Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Nota: Erros padrão robusto – valor entre parênteses.

\* Significância estatística até o nível de 5%.

\*\* Significância estatística até o nível de 1%.

\*\*\*Significância estatística até o nível 0,1%.

Para a interpretação dos resultados, toma-se como exemplo a área explorada, cuja

<sup>12</sup> O crescimento da produção agropecuária no Brasil é explicado parcialmente por uso de fatores tradicionais, como terra e trabalho. Grande parte do componente que explica o crescimento está relacionado às tecnologias implementadas e difundidas no espaço e no tempo. A influência da produção, captada pelo coeficiente espacial  $\delta$  do modelo sobre as vizinhanças, ocorre via difusão dos componentes técnicos existentes entre as regiões.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

interpretação é analogamente aplicada às demais variáveis. No modelo SAR de efeitos fixos *two-way*, Tabela 4, o efeito direto da variável área explorada é de 0,402, sendo que no modelo não espacial<sup>13</sup> é de 0,472. Considerando ainda o efeito direto da área explorada (0,402) e seu coeficiente pontual estimado de 0,381 na Tabela 3, seu efeito *feedback* chega a 0,021 ( $0,402 - 0,381$ ), ou seja, os impactos que afetam a área explorada em certas RGIs afetam as RGIs vizinhas por intermédio da variável dependente e retornam à RGI de origem, provocando mais mudanças. Nota-se que o coeficiente estimado da elasticidade da área explorada na Tabela 4 é maior, o que demonstra maior suscetibilidade da produção agropecuária ao aumento de área, ou seja, se uma RGI aumenta sua área explorada, tem um efeito positivo sobre a produção agropecuária. Além disso, um aumento da própria área explorada afeta positivamente as RGIs vizinhas, e é representada pelo coeficiente de impacto indireto, que é de 0,332. A interpretação desse coeficiente mostra que o aumento da área explorada em uma determinada RGI na agropecuária brasileira, ao longo dos anos, aumenta a produção agropecuária das RGI vizinhas pela magnitude do coeficiente. O efeito total é de 0,734, ou seja, a soma dos efeitos diretos e indiretos.

A partir dos resultados obtidos nas estimativas com a distribuição espacial da produtividade do trabalho e da terra apresentados nesta seção, verificou-se que, ao longo dos CAs, os fatores de produção, em sua maioria, contribuíram no desempenho da produção agropecuária. Tal resultado confirma o argumento de autores como Souza *et al.* (2013), ao afirmarem que os maiores rendimentos são decorrentes de uma agricultura moderna, assim como a maior infraestrutura dentro e fora dos estabelecimentos. Como já mencionado, os fatores terra e trabalho por si só não explicam os ganhos de produção e produtividade. A combinação dos fatores de produção foi também importante para explicar os ganhos de produção e produtividade.

## 5 Considerações finais

O objetivo deste trabalho consistiu em estimar e analisar a evolução das produtividades da terra e do trabalho, e de alguns indicadores e determinantes da agropecuária brasileira, a partir da construção de um painel com os dados dos Censos Agropecuários de 1995/1996, 2006 e 2017. Mais precisamente, foram mensurados

---

<sup>13</sup> No Anexo, são apresentadas as estimativas para o modelo econométrico sem efeitos espaciais.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

índices de produtividade para as regiões do país, a fim de analisar a distribuição espacial, estabelecendo comparativos de produtividade e indicadores relacionados à agropecuária para os respectivos anos censitários. Verificou-se, também, a existência de dependência espacial na produção e, conseqüentemente, nas produtividades para, *ex post*, definir o melhor modelo de estimação para uma função de produção da agropecuária brasileira. Para isso, foi utilizado um modelo autorregressivo (SAR), e os estimadores permitiram analisar a produção agropecuária brasileira durante os três últimos períodos censitários.

Os insumos básicos de produção, terra e trabalho pouco explicaram o aumento do VBP na agropecuária ao longo dos períodos censitários, dado que as taxas de crescimento para a área explorada (AE) e equivalente-homem ocupado (EHT) foram decrescentes para o Brasil, e em grande parte das grandes regiões. A produção agropecuária tem sido explicada pelo aumento da produtividade da terra e do trabalho, que cresceram em todo período 2,55% a.a. e 3,42% a.a., respectivamente. Em síntese, os resultados obtidos sugerem estar ocorrendo transformações graduais no uso de insumos por meio da adoção de tecnologias poupadoras de terra e trabalho. Nesse contexto, o crescimento da produtividade da terra e do trabalho no Brasil, ao longo dos períodos censitários, esteve muito condicionado ao uso intensivo de insumos químicos e força mecânica.

A pressuposição da dependência espacial da produção agropecuária foi confirmada com base em testes de correlação espacial. Isso deu subsídio para a estimação de modelos espaciais que contemplem a relação de dependência espacial através de uma matriz de contiguidade do tipo *Queen*. Diante da possibilidade da escolha de alguns modelos que contemplem a melhor relação de dependência espacial, o desafio foi estabelecer qual estrutura de defasagem era a mais adequada e, entre alguns modelos, optou-se pela utilização do modelo SAR. O coeficiente autorregressivo  $\delta$  foi positivo e significativo, o que denota existir uma autocorrelação espacial entre regiões conectadas com características semelhantes. Isso mostra que os choques ocorridos em uma determinada RGI afetaram diretamente a produção local e, indiretamente, as regiões vizinhas, retornando ao local de origem via efeito de *feedback* ou realimentação.

## Referências

ALMEIDA, E. *Econometria espacial*. Campinas: Alínea, 2012.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

ANFAVEA. *Anfavea Estatísticas*. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/estatisticas.html>. Acesso em: 25 nov. 2019.

ANSELIN, L.; LE GALLO, J.; JAYET, H. Spatial Panel Econometrics. In: *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, [S.l.]: Springer, 2008. p. 625-660. DOI: [https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1\\_19](https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_19)

BACHA, C. J. C. *Economia e política agrícola no Brasil*. Campinas: Alínea, 2018

CHADDAD, F. *Economia e organização da agricultura brasileira*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017.

ELHORST, J. P. Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data. In: *Spatial Econometrics*. Springer Briefs in Regional Science. [S.l.]: Springer, 2014. p. 5-36. ISBN 978-3-642-40340-8. DOI: [https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8\\_2](https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8_2).

ELHORST, J. P. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*, Sage Publications, v. 26, n. 3, p. 244-268, 2003. ISSN 0160-0176.

FGVDADOS. *Fundação Getúlio Vargas*. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: [http://www14.fgv.br/novo%7B%5C\\_%7Dfgvdados/default.aspx](http://www14.fgv.br/novo%7B%5C_%7Dfgvdados/default.aspx).

FUGLIE, K. O. *Productivity Growth and Technology Capital in the Global Agricultural Economy*. [S.l.]: CABI, 2012. p. 335. ISBN 9781845939212. DOI: <https://doi.org/10.1079/9781845939212.0000>

FUGLIE, K.; WANG, S. L. Productivity Growth in Global Agriculture Shifting to Developing Countries. *Choices*, JSTOR, v. 27, n. 4, p. 1-7, 2012. Disponível em: [JSTOR,%20www.jstor.org/stable/choices.27.4.09](http://www.jstor.org/stable/choices.27.4.09)>. Acesso em: 10 ago.2019.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P.; VALDES, C. Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos censos agropecuários. In: \_\_\_\_\_. *A agricultura brasileira: desempenho recente, desafios e perspectivas*. Brasília: IPEA, 2010. p. 298. ISBN 8578110501. Disponível em: [https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com%7B%5C\\_%7Dcontent%7B%5C&%7Dview=article%7B%5C&%7Ddid=6480](https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com%7B%5C_%7Dcontent%7B%5C&%7Dview=article%7B%5C&%7Ddid=6480)>. Acesso em: 03 out. 2019.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T. *Crescimento e produtividade da agricultura brasileira de 1975 a 2016*. [S.l.]: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2018. p. 9. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2018/03/crescimentoe-produtividade-da-agricultura-brasileira-de-1975-a-2016/>>. Acesso em: 15 out. 2019.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T.; VALDES, C. Crescimento e produtividade na agricultura brasileira: uma análise do censo agropecuário. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G (Org.). *Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário*. Brasília: Ipea., 2020. 410 p. ISBN 978-65-5635-011-0. DOI: [Ihttp://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0](http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0).

GASQUES, J.G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T.; VALDES, C. PTF e impactos de políticas públicas. *Revista de Política Agrícola*, v. 30, p. 72-77, 2021.

GLASS, A. J.; KENJEGALIEVA, K.; SICKLES, R. C. A Spatial Autoregressive Stochastic Frontier Model for Panel Data with Asymmetric Efficiency Spillovers. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 190, n. 2, p. 289-300, 2016. ISSN 0304-4076.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

- GLASS, A.; KENJEGALIEVA, K.; SICKLES, R. C. Estimating Efficiency Spillovers With State Level Evidence for Manufacturing in the US. *Economics Letters*, Elsevier, v. 123, n. 2, p. 154-159, 2014. ISSN 0165-1765.
- GLASS, A.; KENJEGALIEVA, K.; PAEZ-FARRELL, J. Productivity Growth Decomposition Using a Spatial Autoregressive Frontier Model. *Economics Letters*, Elsevier, v. 119, n. 3, p. 291-295, 2013. ISSN 0165-1765.
- GONÇALVES, S. P.; NEVES, E. M.; GONÇALVES, J. S. Inovação tecnológica, produtividade e preços ao consumidor de feijão no Estado de São Paulo, 1970-2005. *Anais*, 2007.
- GUERREIRO, E. *Produtividade do trabalho e da terra na agropecuária Paranaense*. 1995. f. 136. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995. DOI: 10.11606/D.11.2018.tde-20181127-155036. Disponível em: <<http://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-20181127-155036/>>. Acesso em: 02 fev.2019.
- HALLECK VEGA, S.; ELHORST, J. P. The SLX Model. *Journal of Regional Science*, Wiley Online Library, v. 55, n. 3, p. 339-363, 2015. ISSN 0022-4146.
- HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. W. *Agricultural Development: An International Perspective*. [S.l.]: Baltimore, Md/London: The Johns Hopkins Press, 1971. ISBN 0801812593.
- HELFAND, S.M.; LEVINE, E. S. 2004. “Farm Size and the Determinants of Productive Efficiency in the Brazilian Center-West.” *Agricultural Economics*, 31: 241-49.
- HELFAND, S.M., MAGALHÃES, M.M.; RADA, N.E. 2015. “Brazil’s Agricultural Total Factor Productivity Growth by Farm Size.” IDB Working Paper Series, n. 609.
- KAGEYAMA, A.; SILVA, J. F. G. Os resultados da modernização agrícola dos anos 70. *Estudos econômicos*, v. 13, n. 3, p. 537-559, 1983.
- KOPCZEWSKA, K.; KUDŁA, J.; WALCZYK, K. Strategy of Spatial Panel Estimation: Spatial Spillovers between Taxation and Economic Growth. *Applied Spatial Analysis and Policy*, Springer, v. 10, n. 1, p. 77-102, 2017. ISSN 1874-463X.
- IBGE. *Censo agropecuário 1995-1996*. Rio de Janeiro: IBGE, 1998. p. 358.
- IBGE. *Censo Agropecuário 2006: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação-Segunda Apuração*. [S.l.: s.n.], 2012. p. 774.
- IBGE. *Censo Agropecuário 2017*. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. p. 104.
- IBGE. *Divisão regional do Brasil em regiões geográficas imediatas e regiões geográficas intermediárias*: 2017. Rio de Janeiro: IBGE, 2017. p. 82. ISBN 978-85-240-4418-2.
- IEA. Banco de dados. [S.l.]: IEA São Paulo, 2019.
- IPEADATA, I. *Dados macroeconômicos e regionais*. [S.l.: s.n.], 2019.
- KAGEYAMA, A.; SILVA, J. F. G. Os resultados da modernização agrícola dos anos 70. *Estudos econômicos*, v. 13, n. 3, p. 537-559, 1983.
- KOPCZEWSKA, K.; KUDŁA, J.; WALCZYK, K. Strategy of Spatial Panel Estimation: Spatial Spillovers between Taxation and Economic Growth. *Applied Spatial Analysis and Policy*, Springer, v. 10, n. 1, p. 77-102, 2017. ISSN 1874-463X.



Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*. [S.l.]: Chapman e Hall/CRC, 2009. ISBN 1420064258.

MARTÍNEZ-VICTORIA, M.; MATÉ-SÁNCHEZ-VAL, M.; LANSINK, A. O. Spatial Dynamic Analysis of Productivity Growth of Agri-Food Companies. *Agricultural Economics*, v. 50, n. 3, p. 315-327, 2019. ISSN 0169-5150.

MAZOYER, M.; ROUDART, L. *História das agriculturas no mundo*. São Paulo: Editora UNESP, 1933. p.568.

MOREIRA, D. A. *Medida da produtividade na empresa moderna*. São Paulo: Pioneira, 1991.

PAULANI, L. M.; BRAGA, M. B. *A nova contabilidade social*. [S.l.]: Editora Saraiva, 2017. ISBN 8502193856.

RIOS, V.; GIANMOENA, L. Convergence in CO<sub>2</sub> Emissions: A Spatial Economic Analysis With Cross-Country Interactions. *Energy Economics*, Elsevier, v. 75, p. 222-238, 2018. ISSN 0140-9883.

SIDRA. Sistema IBGE de Recuperação Automática: SIDRA. [S.l.: s.n.], 2019.

SILVA, L. A. C. *A função de produção da agropecuária brasileira: diferenças regionais e evolução no período 1975-1985*. Piracicaba: ESALQ, 1996.

THE ECONOMIST. Brazilian Agriculture: The Miracle of the Cerrado. *The Economist*, 2010.

TSUKAMOTO, T. A Spatial Autoregressive Stochastic Frontier Model for Panel Data Incorporating a Model of Technical Inefficiency. *Japan and the World Economy*, Elsevier, v. 50, p. 66-77, 2019. ISSN 0922-1425.

SOUZA, G. d. S.; ALVES, E. R. d. A.; GOMES, E. G.; MARRA, R. Pesquisa agropecuária e preços da alimentação básica: avaliação dos efeitos do investimento em pesquisa agropecuária sobre a pobreza no Brasil. Área de Informação da Sede-Capítulo em livro científico (ALICE). In: ALVES, E. R de A.; SOUZA, G. da S.; GOMES, E. G. (Ed.). *Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil*. Brasília, DF: Embrapa, 2013. 291.

ZOUABI, O.; PERIDY, N. Direct and Indirect Effects of Climate on Agriculture: An Application of a Spatial Panel Data Analysis to Tunisia. *Climatic Change*, Springer, v. 133, n. 2, p. 301-320, 2015. ISSN 1573-1480.

### **Sobre os autores**

*João Felema – [joao\\_felema@ufg.br](mailto:joao_felema@ufg.br)*

Escola de Agronomia, Universidade Federal de Goiás, Goiânia, GO, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1810-2721>

*Humberto Francisco Silva Spolador – [hspolador@usp.br](mailto:hspolador@usp.br)*

Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1192-5311>

### **Agradecimentos**

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

Os autores agradecem aos pareceristas da revista *Nova Economia* os apontamentos e sugestões que contribuíram para o aprimoramento do texto. Eventuais erros e/ou omissões são de responsabilidade dos autores.

### **Sobre o artigo**

Recebido em 20 de agosto de 2021. Aprovado em 25 de fevereiro de 2022.

### **Contribuição dos autores**

João Felema: Revisão de literatura, coleta de dados, definição e operacionalização modelo econométrico e análise estatística.

Humberto Spolador: Escrita e revisão do texto, formulação do modelo e interpretação dos resultados.

### **Declaração de conflitos de interesse**

Os autores declaram que não há quaisquer conflitos de interesse de ordem pessoal, comercial, acadêmica ou financeira entre os autores e a elaboração e publicação do artigo presente artigo.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7145>.

## Anexo

**Tabela A1 Resultados de estimação do valor da produção agropecuária usando modelos de dados em painel sem efeitos de interação espacial**

	Classe de modelos			
	Pooled OLS	Efeito fixo (individual)	Efeito fixo (time-period)	Efeito fixo (two-way)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Área explorada</b>	0,051*** (0,012)	0,444*** (0,049)	0,026* (0,012)	0,472*** (0,050)
<b>Equivalente-homem</b>	0,180*** (0,0154)	0,235*** (0,046)	0,160*** (0,015)	0,432*** (0,049)
<b>Energia</b>	0,343*** (0,0194)	0,233*** (0,020)	0,417*** (0,022)	0,069** (0,026)
<b>Insumos</b>	0,341*** (0,0161)	0,222*** (0,020)	0,323*** (0,016)	0,242*** (0,021)
<b>Tratores</b>	0,024* (0,011)	0,081*** (0,016)	0,016 (0,011)	0,069*** (0,015)
<b>Irrigação</b>	-0,017** (0,006)	0,012 (0,010)	-0,015* (0,006)	0,000 (0,009)
<b>Constante</b>	3,014*** (0,153)			
<b>R<sup>2</sup></b>	0,869	0,947	0,877	0,952
<b>σ<sup>2</sup></b>	0,163	0,065	0,153	0,059
<b>LogL</b>	-786,99	-85,29	-735,60	-9,550
<b>LM def espacial</b>	171,91	537,57	170,3	451,54
<b>LM def erro</b>	865,67	524,58	691,85	458,55
<b>LM robusto def espacial</b>	0,000	78,02	3,94	49,67
<b>LM robusto def erro</b>	693,75	65,03	525,49	56,69

Fonte: IBGE. Censo Agropecuário 1995/1996, 2006 e 2017.

Nota: Erros padrão robusto – valor entre parênteses.

\* Significância estatística até o nível de 5%.

\*\* Significância estatística até o nível de 1%.

\*\*\*Significância estatística até o nível 0,1%.

## Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores declaram que uma vez que um manuscrito é postado no servidor SciELO Preprints, o mesmo só poderá ser retirado mediante pedido à Secretaria Editorial do SciELO Preprints, que afixará um aviso de retratação no seu lugar.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença [Creative Commons CC-BY](#).
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.