**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Agropecuária brasileira: uma análise dos determinantes do
crescimento da produtividade controlando a dependência espacial**

João Felema

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2021**

João Felema
Bacharel em Ciências Econômicas

**Agropecuária brasileira: uma análise dos determinantes do
crescimento da produtividade controlando a dependência espacial**
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:

Prof. Dr. **HUMBERTO FRANCISCO SILVA**
SPOLADOR

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2021

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Felema , João

Agropecuária brasileira: uma análise dos determinantes do crescimento da produtividade controlando a dependência espacial / João Felema . –
– versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. –
Piracicaba, 2021 .
143 p.

Tese (Doutorado) – USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

1. Agropecuária brasileira 2. Produtividade agropecuária 3. Dependência espacial 4. Decomposição PTF 5. Efeito spillovers . I. Título.

DEDICATÓRIA

A minha Mãe "*In Memoriam*", que foi tão importante na minha vida e que se alegraria muito por este momento. A todos meus familiares (em especial ao meu pai e aos meus irmãos) e aqueles que estiveram do meu lado me apoiando e incentivando, dedico com carinho.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus, razão de minhas crenças e convicções, por ter me concedido a graça da inspiração, a sabedoria e a força espiritual.

Ao Professor e Orientador Humberto Francisco Silva Spolador pela atenção na condução dos trabalhos, pelos seus ensinamentos e direcionamentos, pela sua paciência e profissionalismo, pelo acompanhamento diário das atividades desenvolvidas. Agradeço também, pela amizade e pelo respeito.

Ao Professor Rodolfo Hoffmann e ao Professor Carlos José Caetano Bacha, por suas contribuições práticas em relação ao desenvolvimento do trabalho.

À Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"– ESALQ/USP pela oportunidade e suporte oferecido na concretização do Doutorado e desta pesquisa.

A todos os Professores do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada da ESALQ/USP, pelos valiosos ensinamentos concedidos, além da amizade e respeito por sempre dividirem conhecimentos durante minha formação.

À Coordenação de Apoio e Aperfeiçoamento – CAPES que viabilizou esse projeto de pesquisa e pelo suporte financeiro concedido, que permitiu minha dedicação exclusiva ao curso.

Ao Professor Marcelo Justus dos Santos, Carlos Roberto Ferreira e à Professora Augusta Pelinski Raiher, pelo apoio recebido em que foi fundamental para continuidade desta linha de pesquisa e, sobretudo, pelo meu apreço e respeito.

Aos meus amigos de república Adauto Junior, Felipe Miranda, Gustavo Dantas Lobo, Lucas Lima, Willian Arboléya e William Barbosa, pelo convívio diário, pelas discussões e contribuições, pelos momentos de descontração. Agradeço ainda de forma especial aos meus amigos Augusto Seabra, Giovani Gianetti e Josimar Gonçalves, ao qual tenho grande estima.

Aos meus colegas de Doutorado, Caliane Borges Ferreira, Elder Generozo Sant´Anna, Fernando Vinícius da Rocha, Franciele de Oliveira Pereira, Gustavo Ferrarezi Giachini, José Luis Escobar Codezzo, Oto Murer Küll Montagner, Pedro Henrique de Abreu Paiva e Pedro Soares pela convivência e os bons momentos compartilhados enquanto estivemos juntos. Também, não poderia esquecer de mencionar os colegas das turmas anterior e posterior, pela convivência, mesmo não de forma tão intensa, mas que rederam boas amizades.

Aos meus pais – dona Terezinha (*In Memoriam*) e seu Irineu, que no dia a dia do sol árduo da roça não mediram esforços para permitir a continuidade dos meus estudos. Aos meus irmãos (Fabio, Mauro e Alex) e familiares, pelo apoio incondicional durante meus estudos, pela compreensão, pois muitas vezes não pude estar compartilhando com eles os bons momentos em que se reuniram.

A todos que se fizeram presentes na minha vida neste período e em tempos passados, me incentivando ou que de alguma forma tenham contribuído para realização deste trabalho.

EPÍGRAFE

"A agricultura parece ser muito fácil quando seu arado é um lápis e você está a quilômetros de distância de um milharal."

Dwight D Eisenhower

SUMÁRIO

Resumo	10
Abstract	11
Lista de Figuras	12
Lista de Tabelas	13
1 INTRODUÇÃO	15
Referências	19
2 DEPENDÊNCIA ESPACIAL DA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA E OS EFEITOS SOBRE A PRODUÇÃO E A PRODUTIVIDADE DA TERRA E DO TRABALHO	21
RESUMO	21
ABSTRACT	22
2.1 INTRODUÇÃO	23
2.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	24
2.2.1 Crescimento da produtividade na agricultura e as perspectivas internacionais	24
2.2.2 Fatores que determinam a produtividade no mundo - P&D como condicionante da produtividade	29
2.3 PRODUTIVIDADE NO BRASIL	32
2.4 METODOLOGIA	37
2.4.1 Base de Dados	37
2.4.2 Procedimentos Metodológicos	37
2.4.3 Modelos de Painel	41
2.4.4 Modelos de Dependência Espacial	42
2.4.5 Matriz de Ponderação Espacial	44
2.4.6 Especificação da função de produção para um modelo espacial	46
2.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	47
2.5.1 Indicadores da produção e da produtividade da terra e do trabalho	47
2.5.2 Análise espacial dos condicionantes da produção e das produtividades	72
2.6 CONCLUSÃO	86
Referências	89
3 DECOMPOSIÇÃO ESPACIAL DO CRESCIMENTO DA PRODU- TIVIDADE TOTAL DOS FATORES (PTF) PARA O BRASIL USANDO UM MODELO DE FRONTEIRA AUTOREGRESSIVA	97
RESUMO	97
ABSTRACT	97
3.1 INTRODUÇÃO	98
3.2 METODOLOGIA	100

3.2.1	Modelagem espacial autorregressiva da PTF na agropecuária brasileira	100
3.2.2	Decomposição espacial do crescimento da PTF e interpretação dos efeitos marginais	101
3.2.3	Base de dados	104
3.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	105
3.3.1	Procedimentos para estimação da Produtividade Total dos Fatores na agropecuária brasileira	105
3.3.2	Determinantes da Produtividade Total dos Fatores (PTF) na agropecuária brasileira	120
3.4	CONCLUSÃO	130
	Referências	135
	Anexos	139

RESUMO

Agropecuária brasileira: uma análise dos determinantes do crescimento da produtividade controlando a dependência espacial

O Brasil passou por muitas transformações nos últimos 40 anos no setor agropecuário, em que se destacam os elevados ganhos de produtividade e participação do país no mercado internacional de *commodities*. No entanto, o crescimento da produtividade é um fenômeno complexo, que suscita questionamentos sobre as condições capacitadoras que o induziram. O presente trabalho parte da premissa de que dentre muitas condições que levaram o Brasil a apresentar altas taxas de crescimento da produtividade agropecuária, este processo também foi induzido pela dependência espacial entre regiões envolvidas com a produção agropecuária. Nesse sentido, este estudo contribui para literatura existente ao incluir interações espaciais na análise do crescimento das produtividades.

O objetivo principal deste trabalho foi analisar a evolução espacial e temporal da produção agropecuária e das produtividades líquidas do trabalho e da terra na agropecuária brasileira e realizar uma nova decomposição espacial do crescimento da Produtividade Total dos Fatores (PTF) no Brasil, com componentes diretos (próprios) e indiretos (spillover), no contexto de uma análise de fronteira de produção espacial autorregressiva (SAR) para dados em painel, levando em consideração os períodos censitários de 1995/96, 2006 e 2017 do Instituto de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados obtidos mostraram que o valor da produção agropecuária cresceu 3,65% a.a. em todo o período censitário, e esse aumento acompanhou o crescimento da produtividade da terra e do trabalho que variaram 2,55% e 3,42% a.a. respectivamente, ainda que regionalmente de forma desigual. Observou-se que o aumento das produtividades disseminaram-se no espaço ao longo dos períodos censitários, sendo acompanhados pela intensificação no uso de insumos poupadores de terra (químicos e biológicos) e de trabalho (força mecânica), e que as Regiões Geográficas Imediatas (RGI) onde prevaleceu estas características tiveram na média melhores resultados. Os resultados obtidos mostram que o crescimento da PTF foi de 3,87% a.a. considerando o período todo. Foi constatado um maior crescimento da PTF no período mais recente, e isso está relacionando à disseminação espacial para as regiões antes pouco produtivas. A decomposição espacial mostrou que o maior componente responsável pelo crescimento da PTF no período de análise se deve a mudanças nos retornos à escala (SC), sendo acompanhado pelo progresso técnico (TC) e a eficiência técnica (EC). Conclui-se, portanto, que o crescimento da produtividade na agropecuária brasileira nas RGI guardou estreita relação com suas vizinhanças no curto e longo prazo.

Palavras-chave: Agropecuária brasileira, Produtividade agropecuária, Dependência espacial

ABSTRACT

Brazilian agriculture: an analysis of the determinants of productivity growth considering the spatial dependence

Brazil has undergone many transformations in the last 40 years in the agricultural sector, remarkably by higher productivity gains and the country's share in the international commodities market. However, productivity growth is a complex phenomenon, which raises questions about the enabling conditions that induced it. The present study departs from the premise that among many conditions that led Brazil to present higher agricultural productivity growth rates, this process was also induced by the spatial dependence among the regions involved in agricultural production. In this sense, this study contributes to the existing Brazilian economic literature by including spatial interactions in the analysis of productivity growth.

The main 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 and to present a new spatial growth decomposition of Total Factor Productivity (TFP) in Brazil, with direct (own) and indirect (spillover) components, in the context of an autoregressive spatial production (SAR) frontier analysis for a panel data, considering the 1995/96, 2006 and 2017 censuses published by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The results demonstrate that the value of agricultural production grew 3.65% a.a. throughout the censuses periods, and this increase accompanied the growth of land and labor productivity, which were 2.55% and 3.42% a.a. respectively, albeit regionally unequal. It was observed that the increase in productivity spread in space over the censuses periods, being accompanied by the intensification in the use of land-saving (chemical and biological) and labor (mechanical force) inputs, and also that the Immediate Geographic Regions (RGI), where these characteristics prevailed, had, on average, presented better results. The TFP growth was 3.87 % per year considering the entire period. The spatial decomposition showed that the major determinants on the TFP growth in the analyzed period is changes in returns to scale (SC), followed by technical change (TC) and technical efficiency (EC). It is concluded, therefore, that the productivity growth in Brazilian agriculture in the RGI kept a close relationship with their neighbors in the short and long terms.

Keywords: Brazilian agriculture, Agricultural productivity, Spatial Dependence

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – As relações entre diferentes modelos de dependência espacial para dados de seção transversal	44
Figura 2 – Participação regional no VBP - Censo agropecuário de 1995/96, 2006, 2017	49
Figura 3 – Taxa de crescimento da AE e EH para o Brasil e regiões - Censo agropecuário de 1995/96, 2006, 2017	52
Figura 4 – Taxa de crescimento da PT e PL para o Brasil e regiões - Censo agropecuário de 1995/96, 2006, 2017	53
Figura 5 – Produtividade média da terra (R\$/ha) nas RGI do Brasil - Censo agropecuário de 1995/96 (a), 2006 (b) e 2017 (c)	55
Figura 6 – Produtividade média do trabalho (R\$/EHT) nas RGI do Brasil - Censo agropecuário de 1995/96 (a), 2006 (b) e 2017 (c)	58
Figura 7 – Relação entre PT (R\$) com uso de insumos (R\$) e intensificação no uso de insumos por área explorada (ha)- média dos CA	62
Figura 8 – Relação entre PL (R\$) com força mecânica (CV) por EHT - média dos CA	63
Figura 9 – Modificação no uso da mão de obra (em EHT) e tratores (em CV) na agropecuária brasileira entre os CA	67
Figura 10 – Mudança técnica (TC) e a decomposição dos efeitos entre os períodos censitários de 1995/96-2006 e 2006-2017	110
Figura 11 – Variação na própria eficiência técnica (EC) no período censitário de 1995/96-2017	111
Figura 12 – Decomposição espacial da PTF em relação a variação nos retornos a escala direto (SC-D) no período censitário de 1995/96-2006 (a) e 2006-2017 (b)	113
Figura 13 – Decomposição espacial da PTF em relação a variação nos retornos a escala indiretos (SC-I) no período censitário de 1995/96-2006 (a) e 2006-2017 (b)	114
Figura 14 – Distribuição espacial da taxa do crescimento da PTF no período de 1995/96-2006 (a) e 2006-2017 (b)	116
Figura A.1 – Anomalias de precipitação observada no período de novembro de 2005 a Abril 2006 - método dos quantis	139
Figura A.2 – Principais regiões agrícolas no Brasil	140
Figura A.3 – Expansão da fronteira agrícola no Brasil e no bioma do Cerrado em diferentes períodos	141
Figura A.4 – Distribuição espacial do índice de aptidão do meio físico para culturas agrícolas	142

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Taxa média da PTF no mundo e por regiões do mundo (em %) de crescimento	25
Tabela 2 – VBP médio e Desvio Padrão (em milhões R\$), Coeficiente de Variação, Proporção e Representação regional das RGI com VBP superior à média do Brasil - em (%).	50
Tabela 3 – Estatística descritiva para a PT (em R\$/ha a preços de 2017), Desvio Padrão (R\$), Coeficiente de Variação e Proporção das RGI superior à média do Brasil (em %)	57
Tabela 4 – Estatística descritiva para a PL (em R\$/EHT), Desvio Padrão (R\$), Coeficiente de Variação e Proporção das RGI superior à média do Brasil (em %)	60
Tabela 5 – Indicadores da agropecuária brasileira, por regiões e Brasil - período censitário 1995/96	64
Tabela 6 – Indicadores da agropecuária brasileira, por regiões e Brasil - período censitário 2006	65
Tabela 7 – Indicadores da agropecuária brasileira, por regiões e Brasil - período censitário 2017	66
Tabela 8 – Resultados de estimação do valor da produção agropecuária usando modelos de dados em painel sem efeitos de interação espacial	75
Tabela 9 – Diagnóstico das regressões espaciais estimadas com efeito combinado <i>two-way</i>	77
Tabela 10 – Resultado da estimação do valor da produção agropecuária usando modelos espaciais de dados em painel com efeito combinado <i>two-way</i>	78
Tabela 11 – Efeito direto e indireto baseado nos coeficientes estimados para o modelo SAR espacial	80
Tabela 12 – Resultados para seleção de modelos de fronteira de produção espacial	107
Tabela 13 – Resultados da estimação do modelo autorregressivo (SAR) para uma fronteira de produção espacial	108
Tabela 14 – Decomposição da taxa de crescimento e participação regional no crescimento da PTF nos períodos censitários e na média dos períodos	118
Tabela 15 – Média brasileira e regional de alguns indicadores da agropecuária por RGI - período censitário 2017	121
Tabela 16 – Resultados da estimação do modelo autorregressivo (SAR) na determinação da PTF	123
Tabela 16 – Resultados da estimação do modelo autorregressivo (SAR) na determinação da PTF (Continuação)	124

Tabela A.1 – Modelo de interação regional para variável irrigação e os efeito direto e indireto baseado nos coeficientes estimados para o modelo SAR espacial	143
---	-----

1 INTRODUÇÃO

A agropecuária ao longo das últimas quatro décadas tornou-se um setor dinâmico e inovador na economia brasileira, envolvendo uma cadeia de atividades que transcendem os limites do campo, chegando a outros setores da economia que gravitam em torno desta, os que compõem o setor definido como agronegócio, que é o protagonista das transformações que vêm ocorrendo de forma intensa (CHADDAD, 2017).

O setor agropecuário¹ tem incorporado novas tecnologias que viabilizaram a produção de grãos para diversas regiões e climas diversos no Brasil, e que mantiveram a competitividade do setor nos mercados internacionais. Segundo Gasques, Bacchi e Bastos (2018), o produto do setor agropecuário quadruplicou no período de 1975 a 2016, impulsionado pela produção de grãos, produção pecuária, suínos e aves. A principal fonte de crescimento do produto setorial foi a produtividade total dos fatores, que no período de 1975 a 2016 cresceu em média 3,08% a.a., sendo então responsável por 80,6% do crescimento do produto, de modo que o crescimento restante correspondeu ao aumento de outros fatores de produção, com destaque para o estoque de capital.

Apesar de no período de 1975 a 2016 ter aumentado o uso da terra e insumos modernos, a mão de obra diminuiu gradativamente. Fuglie e Wang (2012) destacaram que a partir dos anos 2000, a PTF no Brasil acelerou em relação aos demais países do mundo; enquanto a produtividade no Brasil cresceu 3,23% a.a. no período de 2001 a 2012, a média mundial foi de 1,68% a.a., ou seja, o Brasil cresceu aproximadamente 2 vezes mais em relação ao resto do mundo. Analisando-se um período mais longo, 1961-2009, a taxa de crescimento foi próxima de 1% a.a. no mundo. Ganhos de produtividade similares ao do Brasil para o mesmo período foram observados apenas na agricultura da China, conforme relataram Fuglie e Wang (2012).

Esta trajetória nas últimas quatro décadas também reforçou o papel da produção agropecuária para o crescimento brasileiro, e contribuiu com desenvolvimento regional. Fatores propulsores e disseminadores do sucesso na 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. Sob estes 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, sintetizada por Chaddad (2017), em que eventos ocorridos inicialmente nas regiões Sul e Sudeste transbordaram para outras regiões do Brasil, de modo a afetar as características locais,

¹ Conforme verificado em Bacha (2018), a agricultura e a agropecuária têm sido utilizadas como sinônimos na economia brasileira. A agropecuária reúne um conjunto de atividades no campo relacionadas à criação de animais e a produção vegetal, enquanto a agricultura refere-se somente à produção vegetal.

devido às propriedades espaciais dos atributos, denotam 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: a difusão; troca de bens e serviços e a transferência de renda; comportamento estratégico; e o 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, e tornou aquela região pujante no 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, em que envolve bens e serviços, processos, tecnologias e instituições. O efeito multiplicador das trocas transfere resultados econômicos locais para outras regiões. Por fim, o processo de espraiamento, com dispersão da população buscando novas fronteiras denota uma característica marcante de dependência espacial vivenciada desde os anos de 1970.

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, como por exemplo de uma rede de cadeia de suprimento de insumos para a agropecuária, é provável que as observações das unidades de produção se correlacionem, ou ainda 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 dependência espacial (TSUKAMOTO, 2019).

A dependência espacial da produção agropecuária e das produtividades significa, portanto, que eventos passados na agropecuária brasileira geraram um efeito disseminador que impactou sobre o dinamismo das regiões brasileiras. A investigação desse tema ainda carece na literatura econômica nacional de informações sobre o comportamento dos agentes indutores do dinamismo da agropecuária, e como esse processo vem se desenvolvendo. Identificar as relações causais, incorporando na análise a dependência espacial, permite diagnosticar os efeitos da dependência espacial. A existência desse efeito requer técnicas adequadas de análise, que possam tratar a dependência espacial entre regiões.

Deste modo, torna-se importante determinar como a produção agropecuária, as produtividades e os fatores interagem dentro de uma região, e como seus efeitos podem exercer influência para fora dessa mesma região, bem 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. A dependência espacial da produção agropecuária e das produtividades significa, portanto, que o dinâmismo de uma certa região depende de sua vizinhança mais próxima, ou seja, regiões de alta produção agropecuária geram um efeito disseminador que impacta sobre sua vizinhança e o inverso se faz verdadeiro.

Nesse sentido, este trabalho parte da premissa de que o crescimento da agropecuária brasileira vivenciado dos anos 1970 até o presente teve como componente indutor as relações de dependência espacial entre as regiões. Este processo ocorre via transbordamento espacial que é um elemento significativo na transmissão de efeitos das variáveis responsáveis pelo crescimento observado. O efeito *spillover* espacial é visto aqui como o agente indutor de impacto de uma unidade espacial sobre o desempenho de outras em relação à distância no espaço e podem ser determinados, entre outros fatores, pela mobilidade dos insumos de produção, pelo comércio transfronteiriço, bem como por fatores históricos ou institucionais.

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 um 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 com os *spillovers* espaciais. As contribuições potenciais dessa abordagem, portanto, são: primeiro, é dar uma visão dinâmica das possibilidades e razões de selecionar componentes de modelos espaciais, e definir e interpretar efeitos de transbordamento. Em segundo lugar, preenche a lacuna entre econometria espacial e repercussões no uso de fatores de produção ao construir um modelo de relações espaciais entre crescimento das produtividades na agropecuária e fatores de produção em Regiões Geográficas Imediatas (RGI) nos períodos censitários de 1995/96, 2006 e 2017. O objetivo do estudo é controlar relações de dependência espacial que auxiliem no entendimento do crescimento da produtividade agropecuária brasileira ao nível regional.

A metodologia e análises apresentadas poderão 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) realizar estimativas utilizando modelagem econométrica para o Brasil e suas regiões, de modo a contemplar as relações de dependência e diferenças regionais a partir de dados atuais como o Censo Agropecuário de 2017; ii) descrição da evolução das produtividades nas regiões, contemplando as diferenças existentes entre elas, as variações ocorridas, que darão suporte para a formulação de políticas públicas que visem minimizar essas diferenças; iii) os resultados reforçam a importância de contabilizar dois tipos de fatores espaciais nos modelos de crescimento da produtividade: características regionais, e a produtividade das RGI vizinhas.

Além desta seção de introdução, este estudo será estruturado na forma de dois artigos. O primeiro artigo, que na estrutura deste trabalho é denominado de capítulo dois, apresenta uma revisão de literatura empírica, nacional e internacional, sobre o tema em

análise, a fonte dos dados e metodologia mais usuais, uma análise das produtividades da terra, do trabalho, e dos indicadores da agropecuária e, por fim, os resultados econométricos e a conclusão do capítulo. No segundo artigo, ou capítulo três na estrutura desse trabalho é feita a decomposição espacial da Produtividade Total do Fatores (PTF), onde é apresentado uma introdução, metodologia, seguida da análise dos resultados e finalmente uma conclusão.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. Econometria espacial. **Campinas–SP. Alínea**, 2012.

BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil**. Edição: Alínea. Campinas, SP: [s.n.], 2018. ISBN 978-85-7516-843-1.

CHADDAD, F. **Economia e organização da Agricultura Brasileira**. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017. ISBN 8535285873.

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](https://www.jstor.org/stable/choices.27.4.09)>.

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/crescimento-e-produtividade-da-agricultura-brasileira-de-1975-a-2016/>>.

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.

2 DEPENDÊNCIA ESPACIAL DA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA E OS EFEITOS SOBRE A PRODUÇÃO E A PRODUTIVIDADE DA TERRA E DO TRABALHO

RESUMO

O objetivo principal deste trabalho foi 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 1995/96, 2006 e 2017. Os resultados obtidos mostraram que o valor da produção agropecuária cresceu 3,65% a.a. em todo o período censitário, e esse aumento acompanhou o crescimento da produtividade da terra e do trabalho que variaram 2,55% e 3,42% a.a. respectivamente, ainda que regionalmente de forma desigual. Observou-se que o aumento das produtividades disseminaram-se no espaço ao longo dos períodos censitários, sendo acompanhados pela intensificação no uso de insumos poupadores de terra (químicos e biológicos) e de trabalho (força mecânica), e que as Regiões Geográficas Imediatas (RGI) onde prevaleceu estas características tiveram na média melhores resultados. O modelo empírico utilizou o Valor da Produção Agropecuária (VBP) ajustando a uma função de produção, que foi estimada com base em um painel espacial tendo como fonte dos dados os três últimos Censos Agropecuários do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com a construção do índice I de Moran foi testado as correlações nos resíduos do modelo clássico de regressão linear, e deste modo procedeu-se a escolha de uma matriz de contiguidade do tipo *queen* para captar o conjunto de interações que melhor explicassem o modelo. Dentre um conjunto de modelos espaciais existentes com diferentes estruturas de interação, os testes de diagnósticos das regressões espaciais levaram à escolha do modelo autorregressivo (SAR). O componente δ do modelo SAR foi significativo e positivo, o que mostra existir um agrupamento de regiões semelhantes, com transbordamento espacial global (efeito *spillover*) das relações comuns e persistentes de longo prazo. Os coeficientes estimados das variáveis da função de produção espacial mostraram-se adequados às pressuposições admitidas em torno do sinal esperado e de sua significância estatística. Quanto aos resultados dos impactos das variáveis explicativas sobre o VBP, a magnitude dos efeitos totais observados dividiu-se em diretos e indiretos, com a presença de efeitos de realimentação (*feedback*). Portanto, além dos insumos explicarem o crescimento do VBP e conseqüentemente das produtividades na agropecuária brasileira, os efeitos de dependência espacial entre as RGI também impactaram os resultados. Conclui-se, portanto, que o crescimento da produtividade na agropecuária brasileira nas RGI guardou estreita relação com suas vizinhanças no curto e longo prazo.

Palavras-chave: Agropecuária brasileira, Produtividade agropecuária, Dependência espacial

ABSTRACT

Spatial dependence in Brazilian agriculture and the effects on land and labor productions and productivities

The main 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 1995/96, 2006 and 2017 censuses periods. The results demonstrate that the value of agricultural production grew 3.65% a.a. throughout the censuses periods, and this increase accompanied the growth of land and labor productivity, which were 2.55% and 3.42% a.a. respectively, albeit regionally inequality. It was observed that the increase in productivity spread in space over the censuses periods, being accompanied by the intensification in the use of land-saving (chemical and biological) and labor (mechanical force) inputs, and also that the Immediate Geographic Regions (RGI), where these characteristics prevailed, had, on average, presented better results. The empirical model used the Agricultural Production Value (VBP) adjusted to a production function, which was estimated based on a spatial panel having as data source the last three Agricultural Censuses of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). Based on the construction of Moran's index I, the correlations in the residuals of the classical linear regression model were tested, and in this way, a queen type contiguity matrix was chosen to capture the set of interactions that best fitted the model. Among a set of existing spatial models with different interaction structures, the diagnostic tests of spatial regressions led to the choice of the autoregressive model (SAR). The δ component of the SAR model was significant and positive, which shows that there is a grouping of similar regions, characterizing spillover effect of common and persistent long-term relationships. The estimated coefficients of the spatial production function are adequate to the hypothesis referent to expected sign and statistical significance. Referent to the results about the explanatory variables impacts on the VBP, the magnitude of the total effects observed was divided into direct and indirect, with the presence of feedback effects. Therefore, in addition to the inputs explain the growth of the VBP and, consequently, of the productivity in Brazilian agriculture, the effects of spatial dependence among the RGI also impacted the results. It is concluded, therefore, that the productivity growth in Brazilian agriculture in the RGI kept a close relationship with their neighbors in the short and long terms.

Keywords: Brazilian agriculture, Agricultural productivity, Spatial Dependence

2.1 INTRODUÇÃO

As últimas três décadas foram marcadas pelas altas taxas de crescimento da produção agrícola no cenário mundial. Os indicadores como produtividade total dos fatores, e produtividade do trabalho e da terra, alcançaram taxas percentuais recordes observadas nos últimos 50 anos. Esse crescimento acelerado se consolidou em regiões de grande representatividade na produção de alimentos, como são os casos do Brasil e China, e de outras regiões como o Sudeste da Ásia, Norte da África, América Central e da região Andina. Dentre as causas do rápido crescimento da produtividade destas regiões, destacam-se as inovações tecnológicas associadas ao capital, pesquisa e extensão agrícola (FUGLIE; WANG, 2012).

Ao verificar as mudanças estruturais ocorridas na agropecuária brasileira, Gasques *et al.* (2010) elencaram uma série de alterações perceptíveis através dos dados dos censos agropecuários que culminaram em maiores produtividades totais dos fatores. A redução do pessoal ocupado, que reflete no maior uso de tecnologia através de máquinas e equipamentos, 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, o uso de novas técnicas de cultivo (plantio direto, inoculação com bactérias, manejo de pragas, criação de espécies com capacidade de adaptação, dentre outros), foram de fundamental importância. Também é destacado que as políticas agrícolas de investimentos em pesquisa, qualificação da mão de obra, financiamentos, gestão dos estabelecimentos, estão também entre as causas do crescimento das produtividades.

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 eficácia produtiva. 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 produtividade, dado a existência de efeitos *spillover* e de *feedback*, que estão relacionados ao aumento da probabilidade de difusão do conhecimento entre as regiões (MARTÍNEZ-VICTORIA; MATÉ-SÁNCHEZ-VAL; LANSINK, 2019).

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 1995/96, 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 RGI têm uma relação significativa com o crescimento das produtividades da terra e do trabalho na agropecuária brasileira no período censitário de 1995/96, 2006 e 2017.

Assim, os estudos existentes sobre a produtividade na agropecuária brasileira, ao nosso melhor conhecimento, não investigaram completamente as contribuições espaciais para o crescimento da produtividade, restringindo-se apenas ao papel das variáveis regionais, de modo a não 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 que trata dos efeitos da dependência espacial.

2.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.2.1 Crescimento da produtividade na agricultura e as perspectivas internacionais

Os últimos cinquenta anos foram marcados pelas altas taxas de crescimento da produção agrícola no cenário mundial. [Fuglie \(2012\)](#) destacou que o produto agrícola mundial permaneceu numa trajetória de crescimento anual a partir da década de 1960, sendo que o crescimento do uso de insumos diminuiu nos anos 2000, e mesmo assim a produtividade total dos fatores (PTF) seguiu uma trajetória de crescimento. Na decomposição do produto da agricultura, a PTF no período (2001-2009) foi o principal fator para o crescimento do PIB agropecuário. Esse panorama do comportamento da PTF no mundo em algumas regiões pode ser visualizado na tabela [1](#):

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

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 \(2012\)](#)

Conforme observado por [Fuglie \(2012\)](#), a produtividade total dos fatores no mundo cresceu no período de 2001-2009, sendo o maior período de crescimento nos últimos 50 anos. Os países desenvolvidos apresentaram taxas médias de crescimento maiores que dos países em desenvolvimento para o mesmo período, e cabe destacar que, no grupo de países em desenvolvimento, observa-se a maior taxa de crescimento da PTF do Brasil.

[Ball *et al.* \(2016\)](#) decompuseram o crescimento da produção agrícola nos Estados Unidos, e verificaram o predomínio da produtividade em relação aos fatores capital, trabalho e insumos materiais na contribuição para o crescimento do produto. No período de 1948-2013, o fator trabalho teve um decréscimo médio de 2,2% a.a., tendo assim uma contribuição negativa no crescimento da produção. A contribuição do capital foi alternada ao longo do período 1943-2013, pois houve subperíodos em que contribuiu positivamente, e em outros negativamente. Os insumos materiais usados na agricultura tiveram contribuição positiva em grande parte dos subperíodos, para a produção agrícola dos Estados Unidos.

Esse período de ganhos de produtividade ocorridos na agricultura dos Estados Unidos poderia ter sido maior se a trajetória de crescimento não fosse interrompida em meados da década de 1970. [Ball, Schimmelpfennig e Wang \(2013\)](#) observaram que mudanças estruturais e choques exógenos foram responsáveis pela desaceleração da taxa de crescimento. A retomada do crescimento da produtividade foi observada a partir de 1985, quando os preços da energia se estabilizaram, e a economia retomou o caminho de crescimento.

No bloco dos países desenvolvidos (Austrália e Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido, África do Sul e Estados Unidos) há evidências de uma desaceleração no crescimento da PTF, o que tem provocado mudanças na localização e composição da produção

agrícola global. Países em desenvolvimento têm se tornado relevantes na oferta global de produtos agrícolas, sobretudo Brasil e China, que foram responsáveis pelas altas taxas de produtividade verificadas nas duas últimas décadas, além de outras regiões como, Sudeste Asiático, o Norte da África e a América Latina ([ALSTON; PARDEY, 2009](#); [ALSTON; BABCOCK; PARDEY, 2010](#)).

A terra e o trabalho também parecem seguir a trajetória de desaceleração no cenário mundial. A desaceleração foi observada principalmente nos países de renda alta. Entre os 20 maiores produtores mundiais no período de 1990-2005, a taxa média de crescimento da produtividade da terra e do trabalho foi de 2,16% a.a. e 1,77% a.a. respectivamente, sendo superior ao verificado no período 1961-1990 em que o crescimento médio era de 2,11% a.a. e 1,17% a.a.. Entretanto, ao desconsiderar a China, as taxas médias anuais no período mais recente são inferiores, evidenciando uma possível desaceleração das produtividades nos países desenvolvidos ([ALSTON; BEDDOW; PARDEY, 2010](#)).

Na Austrália e Nova Zelândia [Mullen \(2010\)](#) estimou a PTF usando dados do *Australian Bureau of Statistics* (ABS) para o período de 1986-2006, e encontrou uma taxa de crescimento de 3,0% ao ano. Entretanto, estimativas realizadas com dados do *Bureau of Agricultural and Resource Economics* (ABARE) mostram que a produtividade para o período de 1978-2007 foi na média de 1,5% a.a., e de 2,0% a.a. no período de 1978-1998. Anomalias climáticas ocorridas na Austrália tornam desafiadora a interpretação da desaceleração da produtividade pois, se as causas foram estas, a trajetória do crescimento da produtividade se restabelece com a normalidade do clima; entretanto, se está ocorrendo um padrão de mudanças duradouras, pode ser reflexo de uma desaceleração das produtividades.

[Veeman e Gray \(2010\)](#) estudaram as mudanças ocorridas na agricultura canadense, que obteve elevados ganhos de produtividade até a década de 1990. As mudanças tecnológicas e os ganhos de escala decorrentes da especialização dos estabelecimentos, que se caracterizam por ocuparem grandes áreas, foram responsáveis pelo crescimento observado. O estudo aponta evidências de uma desaceleração na produtividade agrícola canadense, sobretudo nas lavouras. As causas são atribuídas ao baixo nível de P&D ocorrido a partir da década de 90, o que pode ter afetado os ganhos de produtividade.

No Reino Unido [Piesse e Thirtle \(2010b\)](#) encontraram evidências de uma desaceleração depois de um longo período (1953-1984) em que a PTF e os investimentos em P&D cresceram. A partir de 1984 a PTF rompe uma trajetória constante de crescimento elevado para um lento crescimento, e as causas da desaceleração da PTF estão relacionadas à redução dos investimentos em P&D e reorientação de políticas públicas. O setor público destinou verbas e recursos para a produção de bens públicos que diminuíssem a poluição, saúde e o bem-estar dos animais, segurança alimentar e uma boa administração no campo. Em consonância com setor público, o setor privado também redefiniu suas estratégias, e reduziu incentivos em P&D. Além destes fatores, a redução do tamanho dos estabelecimentos inviabilizou ganhos de eficiência e de escala.

Wang, Schimmelpfennig e Fuglie (2012) investigaram o comportamento da produtividade na Europa Ocidental entre os períodos de 1973-2002. Os resultados da análise de uma possível desaceleração para Europa Ocidental se mostrou muito heterogênea nos 11 países. Enquanto em muitos países a produtividade foi crescente, em outros verificou-se uma redução, implicando que fatores locais devem explicar o comportamento da produtividade em cada país. Testes de tendências realizados não capturaram evidências significativas para que se possa fazer qualquer inferência, devido à alta variação ao longo dos anos induzida pelo clima.

Na África do Sul a agricultura passou por mudanças fundamentais no século XX, que foram responsáveis pelo salto de produção e produtividade. Liebenberg e Pardey (2010) analisaram as mudanças ocorridas que levaram a África do Sul a ter um crescimento da produção de 2,56% a.a. no período de 1911-2008, e destacaram o crescimento no tamanho das unidades produtivas, com redução na quantidade de estabelecimentos, mudanças na composição dos insumos de produção, investimento em capital, redução da mão de obra, maior quantidade de insumos materiais e produtos de maior valor agregado, colaboraram com o crescimento observado. Foi verificada uma desaceleração 0,01% a.a. a partir da década de 1990 na PTF, sendo também acompanhada pela queda das produtividades da terra e do trabalho. A desaceleração da produtividade como constatada no estudo traz preocupações, uma vez que a segurança alimentar e a fome que afetam as populações da África, e não podem ser amenizadas sem uma trajetória crescente das produtividades, dado o crescimento populacional daqueles países.

Jin, Huang e Rozelle (2010) observaram que a produtividade agrícola na China despontou do que se verificou em grande parte do mundo em períodos mais recentes, resultantes das reformas implementadas nos anos 1980, com ênfase em investimentos em pesquisa e extensão. Mudanças na estrutura populacional chinesa como o deslocamento da população rural para os grandes centros, aumento da renda *per capita*, novo padrão de consumo de alimentos, que proporcionou o crescimento de outros setores de maior valor agregado na agricultura (horticultura, criação de animais e de peixe), contribuiu para maiores ganhos de produtividade. A PTF teve crescimento notável no período de 1978-2004, com taxas superiores a 3% a.a., sendo que mudanças técnicas e importação de materiais genéticos para o setor pecuário foram as fontes dominantes de crescimento da PTF. Esse crescimento ainda poderia ter sido mais expressivo se não tivesse ocorrido o desmantelamento dos programas de extensão agrícola, que tornou alguns produtores menos eficientes.

Na América Latina e no Caribe (ALC) Nin-Pratt *et al.* (2015) analisaram o crescimento a partir da década 1980 até o impacto do boom dos preços internacionais das commodities na produção agrícola dos países nos anos 2000. No período entre 1980-2012 a produção na ALC cresceu 2,1% a.a., tendo seu melhor desempenho principalmente no período de 2001-2012. A mudança tecnológica permitiu a redução dos insumos e aumento da PTF, ou seja, em 2012 a região produziu 35% a mais com a mesma quantidade de

insumo em relação a 1980. Outro fator preponderante para o crescimento da PTF foi o aumento da eficiência técnica verificado a partir dos anos 2000. A desaceleração da expansão da fronteira tecnológica mundial e o crescimento da produtividade na região reduziram as diferenças em relação ao cenário internacional. Os resultados apresentados mostram que não existe evidências para uma desaceleração nas produtividades como verificado para outras regiões do mundo.

Gasques *et al.* (2016) investigaram se mudanças de tendência na produtividade foram observadas na agricultura brasileira. A hipótese de desaceleração do crescimento da PTF na agricultura brasileira não foi confirmada. Os resultados evidenciam que, a partir de 1997 a taxa de crescimento da PTF passou 3,02% a.a. para 4,28% a.a., sendo estimulada principalmente por um quadro global que favoreceu o Brasil, um cenário macroeconômico estável a partir do Plano Real e posteriormente depreciação da taxa de câmbio, aumento das exportações e da demanda interna, estabilização dos preços dos insumos, redução da participação do Estado em algumas políticas agrícolas (como abastecimento, política de preços, política de crédito rural, pesquisa e defesa animal e vegetal) com maior envolvimento da iniciativa privada, incentivos à agricultura familiar, resultados positivos dos gastos em pesquisa e descobertas de novas tecnologias (aqui destaca-se a Embrapa) como, viabilização da segunda safra de verão, resistência genética às pragas, manejo adequado do solo como o plantio direto, entre outros.

Ruttan (2002) fez menção aos desafios no crescimento sustentado da produção agrícola por meio do uso da ciência e da tecnologia. Em meados do século XX previa-se possíveis fontes de crescimento como, expansão da área irrigada, uso intensivo de insumos melhorados, defensivos agrícolas, novas variedades melhoradas de plantas e sementes, melhorias genéticas e nutrição, maior rendimento nas colheitas e na criação de animais, dado os avanços genéticos que permitiriam maior povoamento de plantas e animais por hectare. O apoio do setor público às pesquisas voltadas para a agricultura, e que foram responsáveis pelo grande crescimento das produtividades diminuíram consideravelmente a partir da década de 1990. Nas regiões que as produtividades da terra e do trabalho já estão próximas à fronteira tecnológica, será difícil alcançar maiores taxas de crescimento. Países que podem contribuir com o aumento das produtividades, a exemplo da África Subsaariana, Índia, Brasil e outros países em desenvolvimento, deverão continuar investindo em novas tecnologias, pesquisa, transferência de tecnologias, e no desenvolvimento de um mercado de trabalho intersetorial para absorção da população rural.

Evidências de desaceleração da produtividade podem estar relacionadas ao desincentivo com gasto em Pesquisa e Desenvolvimento. Alston, Babcock e Pardey (2010) fizeram uma síntese das evidências encontradas por alguns estudos como de Mullen (2010), Veeman e Gray (2010), Piesse e Thirtle (2010b), Piesse e Thirtle (2010a) e Alston *et al.* (2010). Todos esses trabalhos chegaram à mesma conclusão, ou seja, de que a redução em P&D público e privado ocorrido nas últimas décadas foi o fator preponderante para redução nas taxas de crescimento de produtividade. Fuglie (2015), em contraste com estes

estudos, rejeitou a hipótese da desaceleração no crescimento da produtividade global, e atribuiu as diferenças de resultados aos diferentes métodos, medidas, dados utilizados, ou período da análise.

2.2.2 Fatores que determinam a produtividade no mundo - P&D como condicionante da produtividade

No século XX houve transformações substanciais na agricultura, o que desencadeou um processo de mudanças no crescimento do restante da economia. Esse processo exigiu investimentos elevados em instituições de pesquisas agrícolas, que geraram novos conhecimentos; adicionalmente, a indústria foi capaz de fornecer novas tecnologias para a produção, desenvolvimento e comercialização de novos insumos técnicos e, pôr fim a educação e extensão dos agentes envolvidos na agricultura que permitiram o uso e disseminação de novas tecnologias (RUTTAN, 2002).

A tecnologia é o principal determinante da elevação da produção mundial; o progresso tecnológico refere-se ao avanço da tecnologia existente, envolvendo, por conseguinte, a ampliação do estoque de técnicas ou processos de produção conhecidos (SILVA, 1982). Entretanto, o que permite a ampliação do conjunto de técnicas e o desenvolvimento tecnológico são os incentivos em P&D. Os benefícios dos investimentos em P&D podem ser observados localmente, ou disseminados ao longo de regiões e países através dos *spillovers*, que trazem novos desafios em termos de avaliação de políticas e seus impactos, de modo que a desconsideração dos seus efeitos produz estimativas viesadas e conclusões errôneas (ALSTON, 2002).

Fuglie (2017) tratou o conhecimento produzido dentro dos países como um capital físico de vida longa capaz de difundir-se localmente ou transpor fronteiras (efeito *spillovers*), gerando efeitos positivos e diferenciados sobre a agricultura de cada região, sendo necessário constante investimento para compensar a obsolescência das tecnologias, e não permitir que as taxas de produtividades se reduzam. O efeito sobre a produtividade, e consequentemente sobre a oferta de alimentos é um processo longo até que seja efetivado e, portanto, as políticas voltadas para P&D se manifestam nas futuras gerações, de modo que decisões equivocadas no presente, comprometerão a segurança alimentar das gerações vindouras.

Os benefícios do crescimento da produtividade atribuídos a P&D excedem os custos, e o efeitos *spillovers* transcendem uma região, ou seja, uma parcela dos ganhos em termos de produtividade tem como origem investimentos em outras regiões em P&D. Alston (2010) mostrou que a distribuição das vantagens dos investimentos estaduais e federais em pesquisa e extensão agrícola nos Estados Unidos, expressos em termos de benefício e taxas internas de retorno por dólar aplicado, geraram benefícios médios ao nível nacional de 32,1 dólares e 21,0 dólares, com uma taxa de retorno média de 22,7% a.a. e 18,9% a.a. respectivamente. Esse resultado confirma que os ganhos da produtividade

agrícola valem muito mais que os custos anuais, e o crescimento da produtividade atribuído a maiores investimentos em P&D superam os custos.

Wang *et al.* (2012) investigaram os impactos dos gastos públicos com P&D sobre a produtividade agrícola, partindo da premissa de que fatores como infraestrutura regional, extensão agrícola e o efeito *spillover* geram diferenças regionais na apropriação de tecnologias e absorção de conhecimento, podendo contribuir de forma diferenciada para o desenvolvimento local, causando heterogeneidade dos efeitos com investimentos em P&D. Os resultados mostraram que a infraestrutura regional e o trabalho de extensão explicam melhor as diferenças nas taxas de produtividade regionais. Retornos dos investimentos sobre pesquisa não estão condicionados somente à dotação de recursos naturais, mas à infraestrutura pública, atividades de extensão e investimentos de pesquisas das regiões vizinhas. Regiões que dispuseram de mais recursos com infraestrutura e extensão obtiveram maiores efeitos de transbordamento de P&D do que outras.

Piesse e Thirtle (2010a) relataram que o setor público foi o grande responsável pelos incentivos em P&D nos materiais químicos-biológicos e o setor privado concentrou esforços no desenvolvimento e aperfeiçoamento mecânico. A difusão das inovações mecânicas e biológica leva um tempo considerável, portanto há uma defasagem entre gastos em P&D e os ganhos em termos de produtividade nos estabelecimentos que pode chegar de 25 a 40 anos, isso a depender do nível de instrução dos agricultores, ou seja, a educação também assume papel preponderante na assimilação de novos conhecimentos. Destaca-se ainda a importância dos trabalhos de extensão no campo, onde em muitos países é algo negligenciado, principalmente os que estão em processo de desenvolvimento ou países pobres. Quando o trabalho de extensão existe, as dificuldades como a falta de recursos na execução dos trabalhos também aflige os países pobres, pois grande parte do orçamento é destinado ao pagamento de salários. Portanto, faz-se necessário um arcabouço de ações e investimentos que viabilizam o sistema de extensão para que este seja mais efetivo.

Pardey *et al.* (2016) analisaram que os países de renda alta estão investindo menos em P&D do que os países de renda média, e o setor privado está se equiparando ao nível investido pelo setor público. Em 1980, 69% dos gastos com P&D no mundo eram de responsabilidade dos países desenvolvidos, sendo que em 2011 estes representaram 55% dos gastos, ou seja, países em desenvolvimentos e com setor agrícola forte estão se consolidando como fomentadores de P&D. A composição dos gastos públicos com P&D em nível global vem decrescendo nas últimas décadas. Em 1980 os recursos públicos investidos em P&D somavam 14,24 bilhões de dólares, aumentando para 20,30 bilhões de dólares em 2000, o que representou 42,5% de aumento em duas décadas, mas a taxa média de crescimento reduziu de 2,02% na década de 1980 para 1,72% na década de 1990. Grande parte do volume investido em P&D público está nos Estados Unidos e Japão, que em 1980 representavam 18% e 13% respectivamente no investimento global em P&D pública, aumentando para 19% no ano de 2000 nos Estados Unidos, e tendo uma redução para 8% do Japão. Os países em desenvolvimento aumentaram sua participação global de 41% nos

anos 1980 para 50% em 2000, sendo a China (com 9% do total gasto) a grande responsável por este aumento, mantendo uma taxa de crescimento na década de 1990 de 6,67% a.a., a segunda maior taxa, ficando atrás da Índia com uma taxa de 6,95% a.a. para década de 1990, e ultrapassando até mesmo o Japão na participação global. Se forem considerados os cinco principais países² que mais gastaram com pesquisas no mundo no ano 2000, estes respondem por aproximadamente 46,20% dos gastos públicos (ALSTON *et al.*, 2009).

As mudanças nos hábitos alimentares com alimentos processados ou mesmo implementação de tecnologias no campo (sementes melhoradas, máquinas, fertilizantes e herbicidas) atraiu investimentos do setor privado, o que aumentou o total de gastos com P&D, com a perspectiva de altas taxas de retornos no desenvolvimento de novas tecnologias por meio de patentes. No ano 2000, a participação de P&D pela iniciativa privada foi de aproximadamente 40% do total gasto no mundo, e esse percentual é mais significativo em países desenvolvidos, em que mais de 50% dos gastos em P&D tem como origem fontes não públicas. Nos Estados Unidos as fontes privadas respondiam por 51,47%, e para os países membros da OCDE era de 54,26%. Quando se comparam esses valores com o de países em desenvolvimento, as diferenças são significativas, dado que o setor privado nestes países responde por apenas 6,40% do total gasto (ALSTON *et al.*, 2009).

A convergência de gastos com P&D entre países de renda alta e de renda média não foi observada entre países de baixa renda. Em 1980, a média dos gastos públicos *per capita* dos países de renda alta era de 13,25 dólares, e para países de renda baixa 1,73 dólares. Em 2011 as diferenças se acentuaram, os países ricos investiram 17,73 dólares contra 1,51 dólares dos países pobres³. O desafio de promover maior desenvolvimento de P&D em países pobres é grande dada a dimensão das desigualdades. Em 2011, um grupo seleto dos 10 países com gastos em P&D representavam 70% dos investimentos total do mundo, enquanto outros 100 países correspondiam a 9%, entretanto, nestes países de baixa capacidade de investimentos, estavam cerca de 22% da população mundial (PARDEY *et al.*, 2016).

Os gastos dos países que mais investiram em P&D e a relação com os ganhos de produtividade agrícola no mundo são mais significativos nos países desenvolvidos. De acordo com Fuglie (2017), a cada 1% em investimento de capital em P&D nos países desenvolvidos, a elasticidade é de 0,18 sobre a PTF. Ao regionalizar os efeitos das respostas frente aos investimentos em P&D, existem variações sistemáticas entre as regiões do mundo. Esse efeito foi mais contundente nos países desenvolvidos pela sinergia criada entre o apoio público e privado nos incentivos, diferentemente dos países em desenvolvimento em que a participação era menos expressiva e praticamente insignificante nos países pobres. Países pobres carecem de instituições públicas fortes e responsáveis pela promoção de

² Estados Unidos (US\$ 3,882 milhões), China (US\$ 1,762 milhões), Japão (US\$ 1,646 milhões), Índia (US\$ 1,762 milhões) e Brasil (US\$ 928 milhões)

³ Como observado em Pardey *et al.* (2016) essas diferenças são maiores quando se compara os gastos em P&D privado entre países ricos e pobres.

P&D, bem como a falta de vínculo com P&D privado e internacional, como verificado de forma expressiva na África.

Diferentemente da África, na América Latina o efeito dos incentivos em P&D foram mais intensivos sobre a produção agrícola, e isso foi possível graças ao apoio em P&D nacional e dos efeitos dos transbordamentos internacionais e privados. Deste modo, na América Latina o capital em P&D desde a década de 1990 explica quase todo crescimento na PTF. Regiões em que existe uma grande lacuna entre a determinação P&D e a PTF como, China, Sudeste Asiático, África Ocidental e Ásia, sugerem existir outros fatores, podendo ser institucionais ou políticos (FUGLIE, 2017).

2.3 PRODUTIVIDADE NO BRASIL

O progresso ocorrido nas últimas décadas na agropecuária brasileira, fruto das mudanças na estrutura produtiva, levaram o Brasil a ter grande representatividade no mercado internacional como grande produtor de *commodities* agrícolas. O sucesso do agronegócio deve-se em grande parte aos avanços tecnológicos que proporcionaram ganhos de produtividade no campo. A redução do pessoal ocupado, que reflete no maior uso de tecnologia por meio de máquinas e equipamentos, redução da área disponibilizada na criação de animais com aumento da produtividade pecuária, em que se verifica a capacidade de suporte das pastagens, a utilização de máquinas mais eficientes operacionalmente, o uso de novas técnicas de cultivo (plantio direto, inoculação com bactérias, manejo de pragas, criação de espécies com capacidade de adaptação, dentre outros), foram de fundamental importância. Também é destacado que as políticas agrícolas de investimentos em pesquisas, qualificação da mão de obra, financiamentos e gestão dos estabelecimentos estão entre as causas do crescimento das produtividades (GASQUES *et al.*, 2010, 2013).

Os avanços podem ser resumidos em alguns indicadores que retratam como a agropecuária brasileira vem se transformando e dentre estes, o índice do produto, produtividade e insumos. Recentes estimativas de Gasques *et al.* (2016) mostram que o produto da agropecuária brasileira cresceu mais de 4 vezes, passando o índice de 100 para 441 no período de 1975-2014, o que representa uma média 3,83% a.a.. Se for considerado o período 2000-2009, o crescimento chegou a 4,51% a.a.. Entre 2000-2014 o consumo de fertilizantes cresceu a uma taxa de 4,8% a.a., acumulando um crescimento total de 113%, as lavouras temporárias aumentaram em 25 milhões de hectares, o crescimento da quantidade de máquinas agrícolas foi de 47%, a redução da mão de obra foi em torno de 2 milhões de pessoas, e o aumento na PTF foi de 4% a.a..

Comparando a PTF da economia brasileira com a do setor agropecuário, a produtividade no Brasil é baixa, o desempenho da PTF do Brasil só foi consideravelmente superior à da agricultura no período de 1950 a 1980, fase em que o PIB cresceu na média de 7,4% a.a. No período de 1980-2016, o PIB da economia cresceu na média de 2,2% a.a., a PTF 0,2% a.a., desta forma o produto da economia dependeu mais do crescimento de

capital e trabalho do que da PTF, conforme evidenciado por [Bonelli \(2017\)](#). Na agricultura, a PTF cresceu a uma taxa superior a 3% a.a. nas últimas quatro décadas, mostrando que o setor agropecuário é protagonista e responsável elevados ganhos de produtividade no Brasil se comparado a outros setores ([GASQUES; BACCHI; BASTOS, 2018](#)).

Considerando somente o setor agropecuário, computando as atividades realizadas para dentro da porteira na composição do PIB, a participação em 2017 chegou próxima a 5,3% do total. Entretanto, a agropecuária é um setor dinâmico e entrelaçada com vários segmentos de atividades que extrapolam as "porteiras das fazendas", fomentando complexos agroindústrias. Nesse contexto, o agronegócio em 2017 representou 21,6% do PIB brasileiro⁴. Além de manter o consumo interno, o setor agropecuário tem contribuído para a manutenção do saldo positivo do balanço comercial. Os resultados mostram que no acumulado do período de 1980-2012, o Brasil teve um superávit de 664 bilhões de dólares, enquanto outros setores da economia para o mesmo período apresentaram um déficit de 313 bilhões de dólares ([CHADDAD, 2017](#)). O PIB do agronegócio representa mais de 20% no PIB da economia, e as exportações do agronegócio chegaram 101,7 bilhões em 2018, representando mais de 40% das exportações totais, registrando um saldo líquido de 87,7 bilhões ([CEPEA, 2019](#); [BRASIL; MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, 2009](#); [IPEADATA, 2019](#)).

O dinamismo da agropecuária brasileira, com os avanços tecnológicos, permitiu a expansão das atividades para regiões distantes dos grandes centros produtores. O Centro-Oeste ⁵ é a região onde se observou o crescimento mais acelerado da atividade agrícola nas últimas três décadas, com a incorporação das áreas de pastagens e do cerrado como área produtora. No Nordeste, os avanços ocorridos nos estados da Bahia, Maranhão e Piauí contribuíram para os maiores ganhos de produtividade desta região. Na região Sudeste, os estados de Minas Gerais e Espírito Santo, apresentaram taxas de crescimento de produtividades elevadas nos últimos 30 anos. Na região Norte a produtividade agrícola é baixa, entretanto, os resultados obtidos para a pecuária confirmam altas taxas de produtividade, principalmente nos estados do Pará, Rondônia e Amazonas. No Sul, as crescentes taxas na produção de aves e suínos nas últimas décadas contribuíram para o incremento na produtividade da pecuária ([AVILA; GARAGORRY; CARDOSO, 2013](#)).

A expansão da agricultura para fora de um eixo tradicional (Sul e Sudeste) teve como fator propulsor a substituição de um sistema agrícola baseado no uso intensivo de mão de obra para incorporação de capital⁶. O fator capital tem seu processo de expansão

⁴ A representatividade do agronegócio já foi maior em períodos anteriores e exibe uma tendência de decréscimo no período recente. Este comportamento é típico de economias que apresentam aumento de renda *per capita* ([BACHA, 2018](#)).

⁵ Conforme [Gasques et al. \(2016\)](#), 60% do crescimento das lavouras temporárias no Brasil ocorreu no Centro-Oeste.

⁶ Entre 1975 e 2014 o índice de terra manteve-se praticamente inalterado (100 em 1975 e 102,7 em 2014) e o índice de mão de obra reduziu (100 em 1975 e 84,5 em 2014) e o índice de capital subiu de 100 em 1975 para 131,0 em 2014. Os reflexos se deram sobre a produtividade da terra que cresceu 3,85% a.a., produtividade do trabalho (4,2% a.a.) e do capital (3,15% a.a.).

na agropecuária a partir da década de 1970, sendo condicionado pelo aumento de área, que vinha ocorrendo com a incorporação de novas fronteiras agrícolas até o final da década de 1980. Nos anos 1990, com a abertura comercial e o aumento dos investimentos privados, verificou-se queda expressiva do fator trabalho na agropecuária, com maior presença do capital. Entretanto, a intensificação do capital foi condicionada, sobretudo, na segunda metade dos anos de 1990, com a criação do Programa Nacional de Agricultura Familiar (PRONAF) e, principalmente com o Programa de Modernização das Frotas de Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras (Moderfrota) (FORNAZIER; VIEIRA FILHO, 2013).

Para (CHADDAD, 2017) a organização dos povos que compartilhavam características e laços culturais comuns, também contribuiu para o progresso da agropecuária no Brasil. Na região Sul, o sucesso alcançado dependeu de características individuais, acesso a fatores básicos de produção e aos mercados. Isso tudo foi implementado em grande parcela por diferentes cadeias de valor que supriram os agricultores com crédito e tecnologias, e também se destaca o papel das cooperativas. Muitas das ações de responsabilidades dos governos foram desempenhadas pelas cooperativas e acordos de contrato na forma de fornecimento de crédito, tecnologias, acesso aos mercados, assistência técnica, insumos e sementes. No estado do Paraná, um terço de todos os produtores são associados, e as cooperativas são responsáveis por cerca de 56% da comercialização da produção. A agropecuária catarinense também adota o modelo de contratos, e o cooperativismo exerce forte influência na dinâmica de assistencialismo e comercialização entre produtores.

Na região Sudeste o agronegócio avançou para sistemas de organização verticalmente integrados. Grandes processadores estão envolvidos em quase todos os estágios da cadeia de valor, desde o plantio até a disposição do produto ao consumidor e os principais produtos são orientados para o mercado internacional. Além da organização vertical, é estabelecido a formalização de contrato de complexos colaborativos entre produtores. A cana-de-açúcar e a laranja em São Paulo são dois exemplos de produtos que o Brasil tem liderança e tem uma estrutura organizacional nestes moldes, garantindo aos processadores ganhos e competitividade (CHADDAD, 2017).

O Centro-Oeste é um exemplo do deslocamento espacial de um conjunto de fatores como pessoas, tecnologias e culturas, que foi conquistado por famílias de imigrantes que tiveram a coragem e a visão empreendedora. Com um sistema de produção orientado para uma gestão especializada dos recursos, as unidades agrícolas familiares se tornaram tipicamente empresariais. As tecnologias implementadas para adaptação de sementes na região, resistência a doenças como a “ferrugem asiática” e a técnica do cultivo mínimo, e plantio direto, integração lavoura-pecuária, exigiu o desenvolvimento de um pacote tecnológico sofisticado e de investimentos em P&D. Esses fatores foram responsáveis pelo sucesso do agronegócio do Centro-Oeste, traduzindo-se em crescimento da produtividade.

Região central do Brasil também conhecida como Matopiba ⁷ o modelo de produção caracteriza-se ainda por fazendas corporativas que compreendem *players* com foco na gestão profissional, acesso a capital de investidores externos e economia de escala. A organização desses *players* foi responsável pela expansão recente das fronteiras agrícolas (CHADDAD, 2017).

Um dos pressupostos básicos que vigorava em relação à agropecuária brasileira era que seu desenvolvimento e crescimento estavam condicionados à disponibilidade de área para o cultivo e a capacidade de expansão. Essa premissa é válida e, no entanto, não é única, pois a incorporação de novas áreas por si só não representa o aumento de produtividade no campo. O progresso tecnológico viabilizou o desenvolvimento econômico, bem como impactou positivamente a produtividade do setor agrícola. Novas formas de conhecimento foram incorporadas, ressaltando assim a importância das pesquisas voltadas para esta área (GASQUES *et al.*, 2010).

A expansão da oferta de alimentos no Brasil muito se deve à abundância de recursos naturais existentes, inclusão de novas áreas e à incorporação de novas tecnologias que culminaram em maiores produtividades. Chaddad (2017) chamou a atenção para fatores como capital humano, crédito rural e disponibilidade de tecnologias adaptadas ao clima e às condições de solo locais. Sem o domínio de tecnologias adaptáveis para regiões tropicais, a ocupação do Centro-Oeste e do cerrado brasileiro não seria viabilizada. Dentre os principais desenvolvimentos tecnológicos destaca-se as práticas de manutenção e conservação de solo, melhoramento de plantas e genética, fixação biológica do nitrogênio, rotação de culturas e manejo integrado de pragas, interação lavoura-floresta-pecuária e política agrícola. Todas essas tecnologias capacitaram regiões do Brasil a desenvolverem cultivos de até três safras no ano, que foram fundamentais para os ganhos de produção e produtividade.

Os avanços obtidos com desenvolvimento tecnológico voltados para a agricultura no Brasil estão intrinsecamente relacionados com os investimentos em pesquisas para o setor. No grupo de países considerados em desenvolvimento, o Brasil respondeu por 9,25% do montante total de gasto em P&D no ano 2000, sendo o terceiro país que mais aplica recursos entre os países em desenvolvimento, ficando atrás da China e Índia, e o quinto país em termos de investimentos em P&D no mundo (ALSTON *et al.*, 2009). Dados publicados por Pardey *et al.* (2016) mostram que nos últimos 50 anos o Brasil aumentou em 5 vezes mais o volume de investimentos em pesquisas agrícolas. Ao comparar os valores obtidos por Alston *et al.* (2009) para ano 2000 e Pardey *et al.* (2016) para 2011, observa-se neste período uma forte expansão dos investimentos, chegando a representar 90,5% de crescimento dentro do período. Esse aumento está em consonância com o verificado na maioria dos países em desenvolvimento que tiveram expansão de seus gastos com P&D, e

⁷ O termo Matopiba denomina a região formada pelo estado do Tocantins e partes dos estados do Maranhão, Piauí e Bahia, onde ocorreu forte expansão agrícola a partir dos anos 1980. O nome é um acrônimo formado pelas siglas dos quatro estados (MA + TO + PI + BA)(EMBRAPA, 2021).

aqui cabe destacar o papel da Agência Nacional de Pesquisa Agropecuária – Embrapa, com um modelo descentralizado, dividido entre *commodities*, recursos regionais e centros temáticos e é considerada principal instituição de pesquisa pública da América Latina (RADA; BUCCOLA, 2012).

Evidências sobre a relação entre pesquisa agropecuária da Embrapa, com monitoramento na adoção de novas tecnologias na determinação de produtividade no Brasil, podem ser verificadas em Avila, Garagorry e Cardoso (2013) e Avila, Romano e Garagorry (2010). Com dados dos 15 anos sobre investimentos em pesquisas da Embrapa, os autores chegaram a uma taxa de retorno de 45% sobre os investimentos, taxa esta considerada alta em relação ao total investido, caso comparado a outros segmentos do mercado. Gasques *et al.* (2013) ao mensurarem os impactos das pesquisas sobre a produtividade total dos fatores, obtiveram uma estimativa de 0,35, ou seja, um aumento de 1% nos gastos com pesquisas promove um crescimento que pode chegar a 0,35% em 10 anos, sendo que o mesmo montante de gastos com crédito rural produz um efeito de 0,25% sobre a produtividade.

Conforme Gasques *et al.* (2016), os reflexos do aumento da produtividade no Brasil podem ser observados nas taxas negativas do uso de insumos totais na última década. As áreas de pastagens tiveram reduções significativas ⁸, enquanto o efetivo de animais aumentou. Como observaram Rada e Buccola (2012), o setor pecuário do Brasil tem demonstrado um aperfeiçoamento técnico elevado e como a pecuária tem uma participação expressiva sobre o valor bruto da produção agropecuária, o aumento da eficiência técnica da produção de carnes, contribui para o aumento da produtividade.

Ludena (2010), ao analisar o crescimento da produtividade, ganhos de eficiência e das mudanças técnicas na América Latina, enfatizou a importância da introdução de novas tecnologias de países de renda alta, e o efeito *spillover* como disseminador, principalmente no Brasil e Argentina. A partir da década de 1990 os países da região, liderados por Brasil e Argentina, passaram a ter ganhos de eficiência, convergindo com indicadores dos países de economias desenvolvidas. Conforme destacaram Avila, Garagorry e Cardoso (2013), a agricultura brasileira é tão competitiva que ostenta taxas de crescimento iguais ou superiores às de países desenvolvidos. Quando se compara com países vizinhos, no caso América Latina, os resultados são superiores. Dentre os fatores condicionantes do desempenho brasileiro, é destacado o papel das pesquisas e da extensão rural, a adoção de novas tecnologias, que proporcionaram o incremento de inovações a vários grupos de produtores no campo.

Os ganhos de produtividade nas últimas décadas aumentaram a segurança alimentar do Brasil. Até o final da década de 1970, o Brasil era um importador de alimentos e os aumentos de preços corroíam um terço da renda. No período que compreende as últimas quatro décadas o preço da cesta básica ficou 79% menor em termos reais. Isso implica que as famílias brasileiras que gastavam 34% de sua renda com alimentos em 1975, passaram a

⁸ Entre o período de 1975-2014 a área de pastagem passou de 166 para 148 milhões de hectares o que representa uma redução de 12% no período.

gastar 16% em 2009. Além do grande volume produzido pela agricultura contribuir para o bem-estar do Brasil, os ganhos sociais extrapolaram fronteiras, visto que os excedentes de produtos alimentares, decorrentes do crescimento da produção e das produtividades, aliviaram o problema da segurança alimentar em outros países (SOUZA *et al.*, 2013).

2.4 METODOLOGIA

2.4.1 Base de Dados

Este estudo teve como base de dados os Censos Agropecuários (CA) de 1995/96, 2006 e 2017, do IBGE—Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. O CA de 1995/96, 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 destas 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 Imediatas⁹ (RGI) existentes a partir CA de 2017 no Brasil. Para fins de comparação os valores monetários foram atualizados pelo Deflator do PIB¹⁰ para preços constantes de 2017.

2.4.2 Procedimentos Metodológicos

O método de cálculo da produtividade média do trabalho e da terra foi análogo ao utilizado por Silva (1996). Estas produtividades são definidas por expressões 1 e 2, sequencialmente.

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

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

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

⁹ 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 a adequação das microrregiões do CA 1995/96 e 2006 em Regiões Geográficas Imediatas.

¹⁰ Paulani e Braga (2017) fornecem uma abordagem detalhada dos procedimentos para cálculo do Deflator do PIB.

total explorada, definida como a área em estabelecimentos agrícolas, desconsiderando-se as terras inaproveitáveis e as áreas de florestas permanentes.

O 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 desagregação¹¹ da utilização da terra é maior, portanto, é necessário atentar-se às categorizações existentes em cada CA, e a forma de estabelecer comparações adequadas.

Para obter a rentabilidade econômica foi calculada a receita líquida como segue a expressão 3:

$$RL = RT - DT \quad (3)$$

Sendo, RL a Receita Líquida, RT é a receita total e DT a despesa total.

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, e conforme foi determinado pela expressão 4:

$$VA = VBP - CI \quad (4)$$

onde: VBP é o valor bruto de produção¹², e CI é o consumo intermediário. O 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 vegetal e agroindústria.

O Sistema de Contas Nacionais do IBGE, de onde derivam as contas regionais do Brasil, utiliza metodologia de estimativa do PIB em consonância com o manual de Contas Nacionais das Nações Unidas (System of National Accounts). A metodologia de estimativa do VBP da agropecuária de todas as unidades da federação leva em consideração as quantidades produzidas e os preços recebidos pelos produtores, de todos os produtos “produzidos” pelos Estados, agregados em atividades econômicas. Em função das especificidades regionais, existem diferenças entre os preços recebidos pelos produtores por produto, até mesmo para o mesmo produto (qualidade ou quantidade produzida). Logo, se existem diferenças de preços, o valor de um mesmo produto pode ser diferente até mesmo em um cenário onde duas unidades da federação produzam os mesmos produtos. Lembrando que para *commodities*, estas diferenças estão mais relacionadas à especificidade

¹¹ O CA de 1995/96 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.

¹² 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).

do produto e sua característica para exportação. Desta forma, ao utilizar o VBP¹³, leva-se em consideração os efeitos dos preços.

A determinação do consumo intermediário (CI) foi elaborada a partir dos dados de despesas dos estabelecimentos agrícolas com adubos e corretivos, sementes e mudas, agrotóxicos, medicamentos para animais; alimentação dos animais (sal, rações industriais e outros alimentos); ovos fertilizados de um dia e pintos; aluguel de máquinas e equipamentos; transporte da produção; sacaria e outras embalagens; combustíveis e lubrificantes; energia elétrica e outras despesas. A essas despesas, acrescenta-se as despesas com compra de animais, dado que no Censo Agropecuário o valor bruto de produção animal se refere ao valor das vendas e abates, sem descontar o valor das compras efetuadas dentro do próprio setor. Essas compras e vendas intersetoriais são transferências, portanto não representam acréscimo de valor. Na determinação do consumo intermediário não foram incluídos os seguintes gastos que aparecem no censo agropecuário: salários pagos em dinheiro e produtos; quota-parte da produção entregue a parceiros; arrendamento e parcerias de terras. Justifica-se que esses gastos não fazem parte do consumo intermediário.

O CA traz informações sobre o número de pessoas ocupadas na agropecuária brasileira. Para o cálculo da variável equivalentes-homem utilizou-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 empreitada¹⁴ (SE).

Desta forma, a determinação de equivalentes-homem¹⁵ total (EHT) foi feita de acordo com a expressão 5.

$$EHT = RFEH + EPEH + ETEH + PEH + OCEH + SEEH \quad (5)$$

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.

¹³ A análise das produtividades com uso do VBP permite comparações expressas em valores monetários sob diferentes unidades de medida. No entanto, como o VBP é avaliado a preços correntes regionais, podem ocorrer distorções em termos de valores em função dos diferentes preços praticados.

¹⁴ Para o cálculo do número de equivalentes-homem com serviços de empreitada, procedeu-se conforme Guerreiro (1995). Determinou-se pela razão do total de diárias pagas/300 dias, que o CA informa em reais. Este total pago é estimado pela relação entre o que foi gasto com serviço de empreitada e o valor médio da diária nos anos de 1995/96, 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 1995/96 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. Calculou-se as diferenças médias das diárias pagas entre outros Estados e São Paulo no CA de 1995/96 e 2006 e aplicou-se as proporções no CA de 2017.

¹⁵ No cálculo da variável EHT não foi atribuído peso à classificação do pessoal ocupado na agropecuária e desconsiderou-se os menores de 14 anos como verificado em Kageyama e Silva (1983).

O passo seguinte foi determinar os fatores relevantes dessas produtividades. É possível verificar a eficiência de cada fator de produção através de seu produto médio (produtividade média) ou de seu produto marginal (produtividade marginal). Esses decorrem da existência de uma função de produção, que descreve a produção máxima que pode ser obtida para cada combinação específica dos fatores de produção, dada a tecnologia existente e considerando-se certo período.

A produtividade média (PM_e) de um fator X_i de produção é igual ao resultado entre a produção total de (Y_i) e a quantidade deste fator usado na produção, de acordo com a expressão 6:

$$PM_e X_i = \frac{Y_i}{X_i} \quad (6)$$

A produtividade marginal PM_g de um fator X_i de produção é dada pelos resultados entre a variação na quantidade produzida e a variação no emprego do fator X_i na produção, isto é, o volume de produção adicional causada pelo aumento de uma unidade do fator de produção, mantendo os outros fatores constantes, conforme a expressão 7:

$$PM_g X_i = \frac{\Delta Y_i}{\Delta X_i} \quad (7)$$

Uma função da produção, onde mais de um fator variável existe pode ser descrita como em 8:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_k) \quad (8)$$

Supõe-se que a expressão 9 seja uma função de produção contínua, unívoca e derivável, sendo que Y representa o produto físico total e os X_i as quantidades dos k fatores empregados na produção.

Desta forma, uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com constantes retornos de escala, isto é, $\sum \beta_i = 1$ (função homogênea de grau 1), é definido pela expressão 9:

$$Y = \alpha \prod_{i=1}^k X_i^{\beta_i} \quad (9)$$

onde α e β_i são constantes.

A partir disso tem-se que a produtividade média de um fator de produção ($\frac{Y}{X_h}$) é dada por 10:

$$\frac{Y}{X_h} = \alpha \prod_{i \neq h} \left(\frac{X_i}{X_h} \right)^{\beta_i} \quad (10)$$

Após essa identificação serão analisados, então, os fatores determinantes da produtividade da agropecuária brasileira por meio de modelos de regressão linear múltipla, com $k - 1$ variáveis independentes e k parâmetros.

Dado que a função de produção do tipo Cobb-Douglas é matematicamente uma função linear no logaritmo das variáveis, o modelo econométrico transformado para a análise das produtividades médias apresenta-se como o modelo descrito pela expressão

11. Destaca-se que na função da produção, o uso da forma logarítmica permite o cálculo direto da elasticidade constante, que é o próprio coeficiente de cada variável.

$$\ln \left(\frac{Y}{X_h} \right) = \ln \alpha + \sum_{i \neq h} \beta_i \ln \left(\frac{X_i}{X_h} \right) + \varepsilon \quad (11)$$

em que: $\ln \left(\frac{Y}{X_h} \right)$ é o logaritmo dos índices de produtividade média do fator X_h ; O $\ln \left(\frac{X_i}{X_h} \right)$ representam as variáveis independentes; α é o termo constante e β_i é o coeficiente de regressão do i -ésimo fator; E ε é o erro aleatório com as pressuposições usuais.

2.4.3 Modelos de Painei

O modelo empírico representado pela expressão 11 descreve uma relação log-linear em que os erros aleatórios não são correlacionados. A suposição de erros correlacionados requer uma modelagem que leve essa característica em consideração. Dessa forma, os modelos de dados em painel podem contornar esse problema. Segundo Croissant e Millo (2007), o modelo geral pode ser escrito de acordo com a equação 12.

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

onde: $i = 1, \dots, n$ é o índice individual (grupos, países, regiões, ...), $t = 1, \dots, T$ é o índice de tempo e ε é o erro aleatório com média 0. A suposição para este modelo é a homogeneidade dos parâmetros, isto é, $\alpha_{it} = \alpha$ para todo i, t e $\beta_{it} = \beta$ para todo i, t . Então o modelo pode ser representado como em 13.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Esse é um modelo linear padrão, também conhecido como pooling, que agrupa todos os dados em i e t .

Quando há heterogeneidade individual, o erro tem dois componentes, um que é característico de cada indivíduo e não muda com o tempo, o que é conhecido como um componente não observado e outro conhecido como erro idiossincrático, de acordo com a expressão 14.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_i + u_{it} \quad (14)$$

O método de estimativa deste modelo depende da propriedade dos dois erros. Admite-se que o erro idiossincrático ε é não relacionado com os regressores X e com o componente de erro individual u_i . O componente individual pode por sua vez ser independente dos regressores ou correlacionado. Se estiver correlacionado, os estimadores de mínimos quadrados ordinários (OLS) para β seriam inconsistentes, portanto, é necessário tratar u_i com um conjunto adicional de parâmetros a serem estimados, como no modelo geral $\alpha_{it} = \alpha_i$ para todo t . Isso é conhecido como o modelo de efeitos fixos (FE) que

gera estimativas consistentes de β . Se o componente específico do indivíduo u_i não estiver correlacionado com os regressores, o modelo se tornará conhecido como efeitos aleatórios (RE).

2.4.4 Modelos de Dependência Espacial

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. Abordagens que “ignoram” a heterogeneidade espacial e temporal podem estar suscetíveis a estimativas tendenciosas. 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 estas particularidades podem afetar a variável dependente de um objeto de estudo.

Considerando o modelo da expressão 12, que é comumente estimado por Mínimos Quadrados 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 uma 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.

[Elhorst \(2014\)](#) apresentou a extensão de um modelo completo espaço-tempo, também conhecido como Modelo de Dependência Espacial Geral ou modelo GSM, para uma seção transversal com N observações e T períodos, em que um índice t , que vai de 1 a T , representada na equação 15.

$$y_t = \delta WY + \alpha \iota_N + X_t \beta + W X_t \theta + u_t \quad (15)$$

$$u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t$$

onde WY é a interação endógena, WX são os efeitos da interação exógena entre as variáveis independentes e Wu é o efeito da interação do termo de perturbação de diferentes unidades, δ é o coeficiente autorregressivo espacial, λ o coeficiente de autocorrelação espacial e θ , bem como β 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 as observações transversais.

Os modelos que despertam maior interesse são o SAR, SEM e SAC, por envolverem efeitos da interação da variável endógena e efeitos entre os termos de erro. [Almeida \(2012\)](#) ressaltou outro aspecto relacionado a natureza do alcance da interação dos modelos com defasagem $Wy(SAR = \lambda = 0, \theta = 0)$, $Wu(SEM = \delta = 0, \theta = 0)$ e em $Wu(SAC = \theta = 0)$, também conhecidos como de alcance global, por denotarem que a interação impacta todas as unidades do sistema por intermédio do multiplicador espacial e o efeito é amenizado a medida que as unidades espaciais se distanciam. Nos modelos de efeito local, os impactos são mais localizados, sendo restrito a uma parte das unidades espaciais, e tem-se como exemplo $WX(SLX = \delta = 0, \lambda = 0)$. Modelos de alcance local e global com defasagem em Wy e $WX(SDM = \lambda = 0)$ e WX e $Wu(SDEM = \delta = 0)$ geram efeitos locais e globais simultaneamente.

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

Fonte: [Elhorst \(2014\)](#)

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 ilustrado na figura 1.

2.4.5 Matriz de Ponderação Espacial

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 baseados em um modelo teórico formal. O grau de interação entre as regiões, expresso pela matriz de pesos espaciais, é classificado pelos critérios geográficos e socioeconômicos. Na prática as escolhas são feitas por critérios geográficos ([ANSELIN; LE GALLO; JAYET, 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 ordem. Matriz de distância inversa, que

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 desta 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 matriz de pesos espaciais W caracteriza-se por ser positiva $N \times N$, podendo a matriz ser ou não ser simétrica, em que as observações são dispostas em linhas e colunas, desta forma, os elementos W_{ij} indica a intensidade da relação entre as unidades seccionais transversais i e j , assim, quando os elementos não são zeros os dois locais tem vizinhança: $W_{ij} = 1$ quando i e j são vizinhos, e $W_{ij} = 0$ quando eles não são. Desta forma, os elementos diagonais W_{ii} , são todos zeros para exclusão de auto-vizinhos (ELHORST, 2014).

A matriz de pesos é geralmente padronizada por linhas ¹⁶, ou seja, para uma matriz binária a soma dos elementos de cada linha é equivalente a 1, $W_{ij}^s / \sum_j W_{ij}$, e por consequência a matriz deixa de ser simétrica. Esse procedimento estabelece que os valores estejam no intervalo entre 0 e 1 e pode ser interpretado como uma média dos valores vizinhos. Como observa Almeida (2012), a média dos valores vizinhos é imprescindível para a definição de defasagem espacial da variável dependente (y_i), das variáveis explicativas (X) e os termos de erros (ε). Elhorst (2014) e Kelejian e Prucha (2010), fazem menção ao procedimento de normalização, que muitas vezes pode não estar isento críticas. Como exemplo citam a matriz de distância inversa, que quando normalizada na linha a redução da distância perde a validade, ou seja, a matriz fica assimétrica, impactos de i em j são diferentes de j em i . Outra constatação é de que o procedimento trata como igual regiões que são relativamente diferentes em termos de distância.

Outro 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 (ε), dá origem a uma ampla gama de modelos com efeitos espaciais locais ou globais. Diferentemente da defasagem de série 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; LE GALLO; JAYET, 2008).

¹⁶ Procedimento de normalização na coluna também tem sido empregado (LEENDERS, 2002).

2.4.6 Especificação da função de produção para um modelo espacial

A função de produção 11 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 como pela expressão 16.

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}) = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (16)$$

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 as variáveis não observadas (tecnologia) que possam impactar sobre o VBP. Os efeitos não observados podem ser representados na equação 17.

$$A_{it} = Ae^{ui+vt+\eta it} \quad (17)$$

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

Substituindo 17 em 16 obtém-se 18.

$$Y_{it} = Ae^{ui+vt+\eta it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (18)$$

Aplicando uma transformação logarítmica na equação 16, chega-se em 19.

$$\text{Log}Y_{it} = \text{Log}A + \alpha\text{Log}K_{it} + \beta\text{Log}L_{it} + ui + vt + \eta it \quad (19)$$

O modelo de dados em painel representados pela expressão 19 estimado para determinar o impacto direto e indireto sobre o VBP na forma de capital e trabalho pode ser detalhado pela definição das variáveis explicativas. Com o objetivo de identificar quais variáveis afetam o VBP e, possivelmente, a produtividade de trabalho e da terra, foram utilizadas as seguintes variáveis explicativas: valor dos insumos agrícolas e pecuários, 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 (INS); gastos da agricultura com uso de energia que pode ser elétrica ou combustíveis (ENE); tratores¹⁷ em equivalência total de CV (MAQ); área destinada à exploração agropecuária, excluindo as

¹⁷ Para estimação de CV existentes, foi multiplicada a quantidade média de tratores do CA, pelas respectivas cavalagens por RGI. Deste modo, adotou-se o seguinte critério: o CA de 1995/96 estratifica tratores existentes em 5 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 situam-se na média do intervalo (no grupo de 100 CV ou mais, foi adotado o valor exato de 100 CV). Os CA de 2006 e 2017 classificam somente em 2 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 que 200 CV. Assumiu-se que as vendas de tratores

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 pela expressão 20.

$$\begin{aligned} \text{Log}VBP_{it} = & \text{Log}A + \beta_1\text{Log}INS + \beta_2\text{Log}ENE + \beta_3\text{Log}MAQ + \\ & \beta_4\text{Log}AE + \beta_5\text{Log}EH + \beta_6\text{Log}IRR + ui + vt + \eta_{it} \end{aligned} \quad (20)$$

A interação espacial é obtida através 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 de modelos mais apropriada, e posterior análise dos resultados.

2.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na presente seção, apresentam-se os resultados preliminares obtidos. A seção está dividida duas partes. Os primeiros resultados referem-se às estimativas para o VBP, CI, VA, PT, PL e RL, para os anos censitários de 1995/96, 2006 e 2017 no Brasil e regiões, analisando o comportamento espacial e temporal destas variáveis. Neste item, além das estimativas, procedeu-se uma análise estatística e gráfica, procurando estabelecer um paralelo comparativo com outros estudos. Por fim, serão discutidos os resultados para os tipos de interações espaciais na produção agropecuária brasileira e os efeitos espaciais decorrentes dessas interações entre regiões.

2.5.1 Indicadores da produção e da produtividade da terra e do trabalho

A produtividade é entendida como uma relação entre o que foi produzido, dado um sistema 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 o trabalho são essenciais para o entendimento do comportamento das taxas de crescimento da produtividade agropecuária e, conseqüentemente, do desenvolvimento econômico (MOREIRA, 1991).

por CV estavam dentro do intervalo médio, e multiplicou-se pôr a 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 disponibilizadas 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.

Neste sentido, o VBP da agropecuária brasileira pode ser considerado como uma medida de crescimento econômico e serve para mensurar o aumento da riqueza na agropecuária (BACHA, 2018). Os dados do CA mostram que a riqueza na agropecuária, expresso pelo VBP dos estabelecimentos agropecuários, mais do que dobrou ao longo de 20 anos, correspondendo a um valor aproximado de R\$ 226,7 bilhões em 1995/96, 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 1995/96-2006, 2,58% a.a., entre 2006-2017 e de 3,65% a.a., levando em consideração o período de 1995/96-2017.

Apesar do crescimento ter mantido uma trajetória positiva ao longo dos períodos censitários, a participação regional na composição do VBP ainda se mostra desigual. No CA de 1995/96, a região Sudeste e Sul eram responsáveis por mais de 65% da produção agropecuária no Brasil, passando para menos que 55% no CA de 2017. Neste sentido, a região Nordeste também perdeu representatividade na composição do VBP ao longo dos períodos censitários, sendo oposto ao verificado em relação às regiões Centro-Oeste e Norte, que passaram a ter maior impacto representativo. Essa ascensão representativa das regiões Centro-Oeste e Norte, conforme observado em Chaddad (2017), foram desencadeadas com a ocupação de biomas considerados limitados para a produção agrícola até a década de 1970, pela baixa fertilidade do solo e grande incidência biológica de pragas, doenças e plantas daninhas, mas que foram superadas com sistemas de produção adaptados e disseminados entre produtores. O efeito dessas mudanças ¹⁸ ocorridas de forma gradativa vem gerando reflexos na estrutura produtiva da agropecuária brasileira e que são percebidas com alcance das notórias participações na produção. A figura 2 ilustra o comportamento regional na participação do VBP.

¹⁸ Chaddad (2017) ressaltou que o Brasil foi o primeiro país a investir em tecnologias agrícolas adaptadas às condições tropicais. Dentre uma variedade de tecnologias, cabe destacar, novos híbridos e variedades de plantas, melhorias na fertilidade do solo, estratégias de controle de doenças, pragas e plantas daninhas, uso de sistema de plantio direto e sistemas integrados de produção agropecuária e florestal.

Figura 2 – Participação regional no VBP - Censo agropecuário de 1995/96, 2006, 2017

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

A taxa de crescimento regional do VBP evoluiu de forma diferente ao longo dos três últimos CAs. No período censitário de 1995/96-2006, o maior crescimento observado do VBP foi na região Centro-Oeste, com uma taxa de 6,84% a.a., seguido pela região Nordeste (6,74% a.a.), Norte (6,18% a.a.), Sudeste (4,00% a.a.) e Sul (3,08% a.a.). Entre o período censitário 2006-2017 é possível verificar uma heterogeneidade nas taxas de crescimento regionais. As regiões Centro-Oeste e Norte continuaram a ostentar as maiores taxas de crescimento com 7,04% a.a. e 4,45% a.a., respectivamente. Nas regiões Sul e Sudeste, houve uma redução em relação ao período censitário anterior, dado que as taxas foram de 2,48% a.a. e 1,28% a.a., respectivamente e por fim, observou-se uma taxa de crescimento negativa para região Nordeste (-1,79% a.a.). Ao longo destes três períodos censitários, a região Centro-Oeste detém maiores taxas, com 6,94% a.a., seguida pela região Norte (5,31% a.a.), Sul (2,78% a.a.), Sudeste (2,63% a.a.) e Nordeste (2,38% a.a.).

Considerando que o VBP na média das RGI brasileiras no CA 1995/96 foi de aproximadamente 444,6 milhões, 706,4 milhões no CA 2006 e 911,9 milhões no CA 2017, é observado na tabela 2 que mais de 60% das RGI para os três CA encontravam-se abaixo do VBP médio, sendo que destas, grande parte localizadas nas regiões Norte e Nordeste. Entre as regiões que tiveram as maiores proporções de RGI com melhores valores do VBP, encontram-se o Sul, Centro-Oeste e Sudeste. Mudanças mais significativas em relação à proporção de RGI com valores superiores à média do Brasil é visto na região Sudeste, em que existiu uma redução ao longo dos períodos censitários e no Centro-Oeste, com aumento da proporção de RGI acima da média brasileira. Outro dado interessante que a tabela 2 reporta é quanto a representatividade das RGI com valores acima da

média brasileira. Nota-se que, mesmo havendo uma redução da proporção de RGI com valores acima da média brasileira, a representatividade no VBP aumenta. Nas regiões Nordeste, Norte e Sudeste, fica notório que poucas RGI respondem por grande parte da produção agropecuária. Isso pode ser visto como um indicativo de concentração da riqueza existente na agropecuária em poucas RGI, ou aumento da desigualdade. O Coeficiente de Variação¹⁹ ilustra o comportamento da desigualdade na agropecuária brasileira, e os resultados apresentados mostram que ela continua crescendo, principalmente, na região Nordeste.

Tabela 2 – VBP médio e Desvio Padrão (em milhões R\$), Coeficiente de Variação, Proporção e Representação regional das RGI com VBP superior à média do Brasil - em (%).

Regiões e Brasil	CA	Média	Desv.Pad	Coef.Var	Prop.	Repr.
Centro-Oeste	1995/96	616,4	452,0	0.73	56,60	81,79
Norte	1995/96	177,7	131,0	0.74	8,06	22,03
Nordeste	1995/96	217,0	183,9	0.85	10,38	30,35
Sul	1995/96	741,6	516,8	0.70	66,66	88,34
Sudeste	1995/96	541,1	479,4	0.89	47,58	78,68
Brasil	1995/96	444,6	441,2	0.99	36,06	72,29
Centro-Oeste	2006	1.194,8	1.074,5	0.90	56,60	83,66
Norte	2006	323,3	305,2	0.94	12,90	38,30
Nordeste	2006	416,8	459,4	1.10	16,88	46,28
Sul	2006	1.005,3	647,4	0.64	61,45	83,04
Sudeste	2006	801,2	814,4	1.02	38,62	74,27
Brasil	2006	706,4	738,8	1.05	35,09	71,28
Centro-Oeste	2017	2.361,1	2.183,1	0.92	75,47	92,51
Norte	2017	500,9	480,92	0.96	17,74	49,01
Nordeste	2017	347,7	674,9	1.94	6,49	38,26
Sul	2017	1.284,5	881,0	0.69	64,58	71,65
Sudeste	2017	910,5	936,8	1.03	35,17	87,25
Brasil	2017	911,9	1.185,9	1.30	34,11	76,04

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017

A evolução regional ao longo dos três períodos censitários corrobora o argumento de [Vieira Filho \(2013\)](#) e [Vieira Filho \(2020\)](#) sobre a heterogeneidade existente na agropecuária brasileira. Dois elos podem ser apresentados para classificar a estrutura agropecuária: onde se tem a homogeneização da riqueza, caracterizada por uma agricultura comercial e de alta tecnologia, que concentra os estratos de renda mais elevada e a socialização da pobreza, caracterizada por um grupo relativamente igual, porém em estratos de renda baixa. O que se observa diante dos resultados apresentados na tabela 2 é que o crescimento da agropecuária ocorre de forma desigual e concentrada. A região Nordeste apresentou juntamente com o Norte uma das menores médias do VBP em todos os períodos, juntamente com menor

¹⁹ Definição do Coeficiente de Variação vista em [Hoffmann, Botassio e Jesus \(2019\)](#) pode ser demonstrada como a relação entre o desvio padrão (σ) e a média (μ) e usualmente é expresso em porcentagem.

proporção de RGI com valores superiores à média brasileira, entretanto, nota-se através do Coeficiente de Variação que a desigualdade vem crescendo, indicando a existência de regiões com VBP elevado ao lado de uma maioria com valores muito ínfimos.

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. Regiões que ainda mantêm o crescimento da AE, como é o caso do Centro-Oeste e Norte, tiveram ocupação tardia do território, de modo que ainda podem estar vivenciando um processo de expansão de área. Nessas regiões, a abertura de novas áreas acentuou-se com a implementação de tecnologias desenvolvidas pela Embrapa para produção em zonas tropicais, como é o caso do cerrado²⁰ brasileiro, uma das últimas fronteiras agrícolas de sucesso. Quanto às taxas de crescimento de EHT nestas regiões, é importante ressaltar que a estrutura agrícola caracteriza-se fundamentalmente por mão de obra especializada contratada, gestão profissional, e fazendas familiares grandes e comercialmente orientadas. Essas características estão permitindo a manutenção e a sucessão familiar das fazendas, e a recente dinâmica agrícola pujante pode estar atraindo trabalhadores para o campo.

Nas regiões Nordeste, Sudeste e Sul, a AE vêm decrescendo. Historicamente, essas regiões foram densamente povoadas, contribuindo para intensificação do uso da terra na agricultura. Dados do CA 2017 mostram que a proporção das áreas de matas ou florestas²¹ em relação ao total é de 26,94% na região Nordeste, 18,72% na região Sudeste e 16,31% na região Sul, sendo que nas regiões Norte e Centro-Oeste a proporção é de 36,72% e 28,01%, respectivamente IBGE (2019). Isso é constatado em relação ao número de EHT em que nessas regiões as taxas de crescimento foram negativas ou próximas a zero, como é o caso do Sudeste.

²⁰ O melhor entendimento das mudanças recentes da dinâmica ocupacional da agropecuária brasileira pode ser consultado em *Brazilian agriculture: the miracle of the cerrado* (THE ECONOMIST, 2010)

²¹ As matas ou florestas referem-se ao grupo de matas ou florestas naturais destinadas à preservação permanente ou reserva legal e matas e/ou florestas naturais divulgados no CA 2017.

Figura 3 – Taxa de crescimento da AE e EH para o Brasil e regiões - Censo agropecuário de 1995/96, 2006, 2017

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

A conclusão é de que o crescimento da produção na agropecuária nos últimos três períodos censitários pode ser basicamente explicado pelo aumento da produtividade (CHADDAD, 2017). O crescimento da PT no Brasil foi de 2,55% a.a., no período de 1995/96-2017 e 3,42% a.a. na PL. Isso é constatado em Gasques, Bacchi e Bastos (2018) que estimaram taxas de crescimento de 4,29% a.a. e 4,49% a.a. para a PT e PL no período de 2000-2016. Essas taxas são ligeiramente superiores as encontradas neste estudo, e podem estar relacionadas aos procedimentos metodológicos, base de dados e ao período observado. Diferenças de estimativas podem ser vistas também em outros trabalhos, como por exemplo, Gasques, Bacchi e Bastos (2018) e Fuglie e Wang (2012), que obtiveram índices diferentes para a PTF. No período de 1995/96-2006 a taxa média de crescimento da PT foi de 2,22% a.a. e a PL 3,81% a.a., sendo que Gasques *et al.* (2010) calcularam taxas de 3,15% a.a. e 3,40% a.a., respectivamente. Por fim, no subperíodo de 2006-2017 é observado um aumento na taxa média da PT ²² e uma redução na PL, sendo que os

²² Uma possível explicação para o aumento da PT no Brasil pode estar relacionada ao crescimento na região Centro-Oeste, onde têm sido implementadas técnicas desenvolvidas pela Embrapa no melhoramento dos solos daquela região, com a utilização de calcário ou giz e a criação de bactérias responsáveis pela fixação do nitrogênio.

resultados são muito próximos ao encontrado por [Gasques *et al.* \(2020\)](#) para o mesmo período.

Figura 4 – Taxa de crescimento da PT e PL para o Brasil e regiões - Censo agropecuário de 1995/96, 2006, 2017

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

Regionalmente, nota-se um comportamento diferente das taxas de PT e PL quando o recorte de análise envolve subperíodos. No período de 1995/96-2006 a região Centro-Oeste apresentou a menor taxa de crescimento da PT e PL, mesmo sendo considerada uma das fronteiras agrícolas mais dinâmicas do mundo ([THE ECONOMIST, 2010](#)). O crescimento do VBP nesta região ficou muito a quem do CI, que foi de 13,36%, gerando um baixo VA e por consequência, baixas produtividades. Em compensação, no período de 2006-2017 foram observadas maiores taxas regionais de PT e PL no Brasil, muito em função do baixo crescimento no período anterior, o que provoca uma distorção quando se analisa as taxas médias do período 1995/96-2017. Estas distorções em subperíodos podem estar relacionadas às intempéries regionais, dado que a agricultura é uma atividade extremamente condicionada aos aspectos climáticos ²³, de tal forma que mudanças no clima afetam diretamente a produção e as produtividades ([GASQUES *et al.*, 2020](#)).

²³ Neste tópico abaixo será abordado com mais detalhes a hipótese de que uma estiagem tenha afetado a produção e as produtividades no ano base do CA de 2006 para Brasil, em especial a região Centro-Oeste.

Gasques, Bacchi e Bastos (2018) observaram que, no período recente, entre 2000 e 2016, o consumo de nitrogênio, fósforo e potássio passou de 6,5 milhões de toneladas para 15 milhões de toneladas, sendo que entre 1975 e 2000, esses insumos aumentaram apenas 4,5 milhões de toneladas. O maior uso de insumos químicos e biológicos potencializa a produção em solos de baixa fertilidade, gerando impactos diretos sobre a PT e PL. As tecnologias agrícolas podem ser desenvolvidas de modo a facilitar a substituição de fatores relativamente escassos (e, por isso, caros) por fatores relativamente abundantes (e, por isso, baratos) na economia, relaxando-se, por esse modo, a restrição ao crescimento da produção imposta pela dotação do fator cuja oferta seja mais inelástica. Conforme mostraram Bragagnolo e Spolador (2018), no Brasil vem se reduzindo a oferta disponível de terra, decorrente da expansão da fronteira agrícola, o crescimento do produto na agropecuária dependerá de investimentos em tecnologias que sejam poupadoras de terra. Assim, uma oferta inelástica de terra poderia ser compensada por avanços tecnológicos de natureza biológica, ao passo que uma oferta inelástica de trabalho poderia ser contrabalançada por avanços tecnológicos de natureza mecânica (HAYAMI; RUTTAN, 1971).

A figura 5 mostra a distribuição espacial da PT em quatro estratos para os três períodos censitários. É possível observar padrões distintos para PT no Brasil. No CA de 1995/96 a concentração de alta PT estava localizada no Sul, Sudeste, e algumas RGI do Norte e litoral do Nordeste. No CA de 2006, figura 5 (b) há um contraste regional maior, entretanto o padrão espacial é mantido, ou seja, as regiões Sul e Sudeste apresentam grandes aglomerados de alta produtividade, sendo também observada pequenas mudanças nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. No CA de 2017, figura 5 (c), é nítida a expansão da PT para a região central do Brasil, principalmente na região Centro-Oeste.

Figura 5 – Produtividade média da terra (R\$/ha) nas RGI do Brasil - Censo agropecuário de 1995/96 (a), 2006 (b) e 2017 (c)

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

Considerando que o valor da PT no Brasil foi de R\$ 543/ha para o CA de 1995/96, a tabela 3 mostra as maiores PT estão localizadas no Sul e Sudeste, juntamente uma das maiores proporções de RGI acima da PT do Brasil. Além destas regiões obterem as melhores médias, acompanhadas de maiores quantidades de RGI acima da média brasileira, apresentam ainda menores valores do coeficiente de variação se comparadas as regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste, que apresentaram baixa PT, elevadas quantidades de RGI abaixo da média brasileira e coeficiente de variação mais elevado (com exceção do Centro-Oeste).

No período subsequente, com dados do CA de 2006, o aumento da PT é acompanhado do aumento do coeficiente de variação, com exceção da região Norte. Regionalmente, somente no Centro-Oeste é observado uma redução na PT. Com exceção do Sul e Sudeste, todas as regiões apresentaram um crescimento no número de RGI com PT superior à PT brasileira. Observa-se na figura 5 (b), que o aumento da produtividade da terra não foi acompanhado de forma sistemática por todas as RGI, havendo deste modo concentrações de áreas com produtividade elevada em poucas regiões.

Por fim, o CA de 2017 mostra que a PT teve um crescimento mais uniforme no Brasil e em grande parte de suas regiões. O crescimento da PT foi seguido de um aumento na proporção de RGI com médias maiores que a PT brasileira e uma redução no coeficiente de variação. Esses resultados sugerem uma convergência espacial da PT, antes localizada nas regiões Sul, Sudeste, e em poucas partes do Norte e Nordeste.

Tabela 3 – Estatística descritiva para a PT (em R\$/ha a preços de 2017), Desvio Padrão (R\$), Coeficiente de Variação e Proporção das RGI superior à média do Brasil (em %)

Regiões e Brasil	CA	PT	Desv.Pad	Cof. Var	Prop
Centro-Oeste	1995/96	250	221	0,88	13,20
Norte	1995/96	215	774	3,60	17,74
Nordeste	1995/96	378	611	1,61	33,11
Sul	1995/96	1.201	774	0,64	91,66
Sudeste	1995/96	1.067	1.080	1,01	77,93
Brasil	1995/96	543	900	1,65	52,94
Centro-Oeste	2006	235	461	1,96	15,09
Norte	2006	317	590	1,86	20,96
Nordeste	2006	577	1.717	2,97	40,35
Sul	2006	1.436	1.371	0,95	89,58
Sudeste	2006	1.314	2.046	1,55	71,03
Brasil	2006	677	1.689	2,49	53,33
Centro-Oeste	2017	799	715	0,89	49,05
Norte	2017	381	598	1,57	22,58
Nordeste	2017	459	797	1,73	31,16
Sul	2017	1.829	1.341	0,73	98,95
Sudeste	2017	1.375	1.612	1,17	73,10
Brasil	2017	899	1.369	1,52	56,66

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

Os padrões espaciais encontrados para a PT são observados de modo similar na PL no Brasil e regiões, como é possível visualizar na figura 6. O nível da PL para diferentes regiões, de modo que, nos CAs de 1995/96 e 2006 (figura 6 (a) e (b)) nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, pode ser caracterizado em sua grande maioria como de alto valor, ao passo que nas regiões Nordeste e Norte padrões de baixo valor são mais observáveis. No CA de 2017 é possível verificar (figura 6 (c)) uma nova dinâmica espacial para PL, com a expansão de áreas de elevada produtividade para as regiões Norte e Nordeste. Essa dinâmica, que envolve regiões recentes, como o caso do Centro-Oeste e parte do Nordeste e Norte, também conhecida como Matopiba, tem características peculiares²⁴ de cultivo, e de organização e coordenação que foram sendo disseminadas e ajudam a compreender os ganhos recentes de produtividade.

²⁴ Ver anexo A.2 sobre definição e caracterização das principais regiões agrícolas do Brasil.

Figura 6 – Produtividade média do trabalho (R\$/EHT) nas RGI do Brasil - Censo agropecuário de 1995/96 (a), 2006 (b) e 2017 (c)

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

A tabela 4 retrata o comportamento regional em que é possível caracterizar a produtividade do trabalho em cada região e ao longo do período 1995/96. O crescimento da PL não deixou de ser acompanhado pelo aumento das desigualdades intrínsecas a cada região. Regionalmente, o Centro-Oeste, Sudeste e Sul têm os melhores resultados, com alta PL, baixo coeficiente de variação e maiores proporções de RGI com PL acima da média brasileira. No caso do Sudeste, apesar de apresentar a segunda maior média da PL, têm elevado coeficiente de variação, o que mostra haver uma maior desigualdade desse indicador se comparado às Centro-Oeste e Sul. As regiões Norte e Nordeste apresentaram as menores PL nesse período, com baixas proporções de RGI superando a produtividade média brasileira, e no caso do Nordeste com elevada desigualdade.

No CA de 2006 é possível observar (na figura 6 (b)) um maior contraste intrarregional. Regionalmente o Sul detinha maiores quantidades de RGI com valores acima da média do Brasil, seguido pelo Centro-Oeste, Sudeste, Norte e Nordeste. O resultado da tabela 4 também mostra que as mudanças mais significativas ocorreram no Norte, que teve um ganho expressivo de RGI nos melhores estratos em relação ao período anterior, Nordeste que em menor intensidade obteve crescimento de suas microrregiões para estratos superiores da distribuição e Sudeste e Centro-Oeste, onde observou-se uma redução no número de RGI acima da média brasileira. É possível constatar que houve um aumento da desigualdade, como é notado pelo maior coeficiente de variação se comparado ao período anterior. A PL média neste período cresceu em todas as regiões com uma menor

participação de RGI com valores acima da média brasileira, isso denota que houve uma maior concentração dos maiores valores em poucas RGI.

O CA de 2017 mostra que a PL cresceu no Brasil em função dos ganhos expressivos obtidos pelas regiões Centro-Oeste e Sul. Os ganhos de produtividade foram acompanhados por uma baixa desigualdade intrarregional e elevada proporção de RGI com valores acima da média brasileira. No caso da região Sudeste, apesar de ter havido um aumento da PL, se comparado ao período anterior, nota-se uma redução do coeficiente de variação e menor participação de RGI com PL acima da média brasileira. Isso mostra que o crescimento da PL pode ter sido mais uniforme entre as RGI, entretanto, a maioria ficou abaixo da média brasileira. Nas regiões Norte e Nordeste, nota-se uma redução da PL e da participação das RGI acima da média brasileira se comparado ao período anterior. No caso específico da região Nordeste, além da maioria da RGI terem baixa PL, existe uma elevada desigualdade, como observado em todos os períodos censitários.

Tabela 4 – Estatística descritiva para a PL (em R\$/EHT), Desvio Padrão (R\$), Coeficiente de Variação e Proporção das RGI superior à média do Brasil (em %)

Regiões e Brasil	CA	Média	Desv.Pad	Coef.Var	Prop
Centro-Oeste	1995/96	17.935	10.367	0,57	84,90
Norte	1995/96	5.281	4.237	0,80	11,29
Nordeste	1995/96	2.955	3.342	1,13	10,38
Sul	1995/96	12.396	5.710	0,46	90,62
Sudeste	1995/96	13.228	12.112	0,91	73,79
Brasil	1995/96	7.957	9.817	1,23	51,37
Centro-Oeste	2006	19.399	30.129	1,55	77,35
Norte	2006	9.116	9.894	1,08	20,96
Nordeste	2006	5.186	12.788	2,46	16,23
Sul	2006	18.561	19.090	1,02	90,62
Sudeste	2006	18.502	26.781	1,44	62,06
Brasil	2006	11.565	21.611	1,86	50,19
Centro-Oeste	2017	51.251	35.744	0,69	96,22
Norte	2017	8.680	8.590	0,98	17,74
Nordeste	2017	4.148	8.794	2,12	4,54
Sul	2017	27.113	20.403	0,75	87,50
Sudeste	2017	19.697	25.221	1,28	49,65
Brasil	2017	15.597	25.173	1,61	44,11

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017

Portanto, considerando que as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, que obtiveram as maiores médias e ao mesmo tempo uma heterogeneidade relativamente baixa, as demais regiões, no geral, obtiveram produtividades baixas para a grande maioria de suas RGI, com apenas algumas obtendo valores significativamente elevados. Ou seja, além dessas regiões terem uma produtividade na média baixa, os maiores valores estavam concentrados em apenas algumas RGI. Notou-se que as produtividades se assemelham bastante no

que diz respeito à distribuição espacial, reforçando o argumento de que os melhores resultados tenderam a se concentrar em poucos espaços do país. Também foi observado que a PL foi maior que a PT. [Fornazier e Vieira Filho \(2013\)](#) analisaram que estes resultados normalmente acontecem devido ao uso de tecnologias poupadoras de terra, como fertilizantes, acarretando em maiores rendimentos, e que o maior uso nos insumos deve ser acompanhado de uma maior operação mecânica o que, consequentemente, poupa trabalho e aumenta a produtividade desse fator de produção.

Em relação à grande variabilidade da produção e, consequentemente, das produtividades observada no CA de 2006, com intuito de entender tais resultados foram analisados alguns prognósticos e constatado anomalias climáticas que podem ter afetado as regiões Sul, Sudeste e principalmente o Centro-Oeste. [Vieira Filho \(2013\)](#) ressaltou a importância de considerar os aspectos temporais, pois oscilações anuais do clima podem levar à quebra de safra. A situação de anormalidade das chuvas verificada no final do ano de 2005, e acentuada em 2006 ²⁵, gerou perdas na agricultura em várias regiões do Brasil. Os prognósticos agrícolas de 2005/2006 divulgados pelo Instituto de Economia Agrícola - IEA (2005), IBGE (2006) e Fischer (2006) apontaram que a região Sul e, principalmente, a região Centro-Oeste tiveram o desempenho agrícolas comprometido em razão de estiagem prolongada, resultando em uma quebra acentuada na produção de grãos. No Centro-Oeste o impacto pode ter sido mais significativo em razão da predominância de monoculturas como soja, milho e cana-de-açúcar. Portanto, a redução brusca da renda proveniente da terra no Centro-Oeste, ou mesmo em outras regiões, pode ter sido afetado por anomalias climáticas que afetaram a produtividade de algumas culturas.

No CA de 2017, situação similar foi observada para região Nordeste. Como já visto na figura 2 e tabela 2, o VBP perdeu representatividade, e a taxa de crescimento foi negativa. As taxas de crescimento da PT e PL observadas no período de 1995/96-2006 se mostraram negativas no período subsequente (2006-2017), o que mostra uma situação atípica e diferente do observado na maioria das outras regiões para o mesmo período. Relatório do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - MAPA, mostra que a região Nordeste vem atravessando uma crise de estiagem a partir de 2011/2012. Os dados apresentados mostram que em 2016 foi o ano que acumulou as piores perdas da produção agrícola na região (BRASIL; MAPA, 2017). Como observa [Guanzioli, Sabbato e Buainain \(2020\)](#), a estiagem neste período deve ter afetado mais os agricultores familiares, dado que os agricultores não familiares estão organizados em torno de perímetros irrigados e no litoral. De acordo com [Vieira Filho \(2020\)](#), a estiagem no Nordeste neste período não somente afetou o VBP e consequentemente as produtividades, mas também a receita líquida dos estabelecimentos, o que agrava ainda mais o quadro de dificuldades, haja vista que nessa região é onde se encontra o maior número de estabelecimentos com baixos níveis de renda.

²⁵ No Anexo estão dispostas informações do [Instituto Nacional de Meteorologia - INMET \(2008\)](#) sobre a distribuição espacial das chuvas com o desvio padrão para períodos de 2005 e 2006.

Mesmo ocorrendo perturbações climáticas que possam ter afetado a PT e PL de forma localizada em alguns períodos, fato é que as produtividades continuaram crescendo. Dentre muitos fatores que se relacionam com aumento de produtividade estão a mecanização e o uso de fatores químicos e biológicos. Mazoyer e Roudart (1933) observaram que as transformações graduais e o ritmo sucessivo dos avanços da indústria mecânica e química, bem como a apropriação das tecnologias pelos estabelecimentos agrícolas puderam elevar em grandes proporções suas produtividades. A motomecanização em um curto espaço de tempo passou por várias etapas de desenvolvimento e permitiu maiores rendimentos de cereal por trabalhador a cada novo estágio. Da mesma forma, os avanços da química agrícola contribuíram para maiores produtividades por hectare. A figura 7 mostra a relação²⁶ entre a PT, uso de insumos químicos e a intensificação na aplicação de insumos químicos ($IINS = INS/AE$).

Figura 7 – Relação entre PT (R\$) com uso de insumos (R\$) e intensificação no uso de insumos por área explorada (ha)- média dos CA

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

A figura acima, mostra que a PT média ao longo dos períodos censitários cresceu muito em função do uso de insumos químicos e biológicos. As RGI com maior intensidade no uso de insumos, tiveram maiores produtividades. Essa dinâmica está de acordo com Gonçalves, Neves e Gonçalves (2007) destacam que 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

²⁶ As relações foram obtidas com base na média das variáveis do CA de 1995/96, 2006 e 2017.

(produtividade operacional). Deste modo, a figura 8 mostra a relação da PL com força mecânica em e a intensificação no uso de máquinas²⁷ ($IMAQ = CV/EHT$)

Figura 8 – Relação entre PL (R\$) com força mecânica (CV) por EHT - média dos CA

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

Nota-se que na média dos CAs, nas regiões com maior intensificação no uso de máquinas (IMAQ), a PL também tem valores regionais mais expressivos. Esse processo de operacionalização com intensificação do uso de máquinas na agropecuária permitiu a elevação da produção, e consequentemente o aumento das produtividades. A figura 9 mostra como esse processo de mecanização vem se acentuando na agropecuária brasileira e suas regiões. Nota-se um crescimento da força mecânica em CV quando comparado à mão de obra, expresso em EHT. Enquanto a força mecânica em CV mais que dobrou durante os CAs a força braçal²⁸ em EHT caiu mais de 20%. É importante observar que esse crescimento da mecanização foi mais expressivo entre o CA de 2006 e 2017, e pode estar relacionado aos programas de incentivo para a aquisição e renovação do estoque de máquinas para o campo, como é o caso de Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras (Moderfrota), e o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf).

Os dados das tabelas 5, 6 e 7 ajudam a compreender como a mecanização vem ocorrendo. Quando se analisa a disponibilidade de máquinas em tratores por área disponível na agropecuária, o que reflete a intensificação da mecanização, é possível verificar que entre os períodos censitários de 1995/96-2006 houve um crescimento de 6,66% no número

²⁷ A força mecânica está expressa na quantidade de “cavalo força” - CV disponível por RGI.

²⁸ Dados da PEA também mostram que, no período de 2004-2014, a população economicamente ativa na agricultura brasileira caiu mais de 20%, e que esse decréscimo foi maior nas regiões Sul e Nordeste (EMBRAPA, 2018).

de tratores por hectare explorado (TRA/AE) e, de 36,33% em CV por área explorada (TRACV/AE). No período subsequente o número de tratores por área explorada aumentou em 34,78%, e CV por área explorada em 41,92%, ou seja, além do crescimento no número de tratores a potência operacional também vem aumentando, proporcionando ganhos de escala²⁹ em regiões agrícolas de grande extensão cultivável. Da mesma forma, observa-se que a disponibilidade de área por trator em CV (AE/TRATCV) caiu substancialmente no período todo, e de forma mais acentuada nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Isso deixa claro que o fator trabalho está sendo combinado com o grande uso de tecnologia poupadora de mão de obra.

Tabela 5 – Indicadores da agropecuária brasileira, por regiões e Brasil - período censitário 1995/96

Indicadores	Unid	BR	N	NE	SE	S	CO
VBP/AE	R\$/ha	791	258	484	1.408	1.829	406
VBP/EST	R\$/EST	47.203	28.222	14.367	93.221	70.967	134.760
RL/EST	R\$/EST	16.463	12.154	5.873	27.957	24.088	53.562
CI/AE	R\$/ha	279	45	126	516	720	157
INS/AE	R\$/ha	175	21	70	308	498	100
ENER/EST	R\$/EST	2.231	1.038	559	4.683	3.104	8.069
TRA/AE	TRA/ha	0,0028	0,0003	0,0008	0,0050	0,0090	0,0014
TRACV/AE	CV/ha	0,1836	0,0258	0,0424	0,3162	0,5762	0,1065
EHT/AE	EHT/ha	0,0643	0,0403	0,1214	0,0674	0,0894	0,0138
EHT/EST	EHT/EST	3,83	4,39	3,59	4,46	3,47	4,59
AE/EHT	ha/EHT	15,54	24,80	8,23	14,83	11,17	72,26
AE/TRACV	ha/CV	5,44	38,69	23,57	3,16	1,73	9,38
AE/EST	ha/EST	59,65	109,04	29,63	66,19	38,79	331,82
IRR/AE	%	1,08	0,19	1,09	1,66	2,81	0,30
EASS/EST	%	19,62	5,97	4,08	30,57	48,59	32,91
EIRR/EST	%	5,94	0,04	2,37	2,17	1,12	0,22
EENER/EST	%	39,43	8,24	19,86	61,85	73,67	51,90
EADU/EST	%	37,46	10,75	18,05	64,41	76,36	12,28

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96

Nota – VBP = Valor Bruto de Produção; AE = Área Explorada; EST = Estabelecimentos; RL = Receita Líquida; CI = Consumo Intermediário; INS = Insumos Agropecuários; ENER = Consumo de Energia; TRA = Número de Tratores; TRACV = Tratores em Cavalos; EHT = Equivalente Homem Total; IRR = Área Irrigada; EASS = Estabelecimento com Assistência Técnica; EIRR = Estabelecimento com Irrigação; EENER = Estabelecimento com Energia; EADU = Estabelecimento com Adubação.

²⁹ De acordo com [Vieira Filho \(2020\)](#), os resultados confirmam o avanço tecnológico do indicador de potência dos tratores e o aprendizado por escala no setor agropecuário. Quanto maior a escala produtiva, mais complexa e a combinação de tecnologia e conhecimento.

Tabela 6 – Indicadores da agropecuária brasileira, por regiões e Brasil - período censitário 2006

Indicadores	Unid	BR	N	NE	SE	S	CO
VBP/AE	R\$/ha	1.335	477	981	2.494	2.686	793
VBP/EST	R\$/EST	69.167	42.218	26.160	126.004	95.920	199.449
RL/EST	R\$/EST	14.406	16.134	6.728	22.226	25.736	12.548
CI/AE	R\$/ha	658	160	405	1.180	1.250	558
INS/AE	R\$/ha	401	74	231	667	798	380
ENER/EST	R\$/EST	5.383	2.673	2.088	10.593	6.727	15.518
TRA/AE	TRA/ha	0,0030	0,0006	0,0009	0,0055	0,0096	0,0015
TRACV/AE	CV/ha	0,2884	0,0705	0,1001	0,5076	0,8513	0,1762
EHT/AE	EHT/ha	0,0585	0,0347	0,1112	0,0710	0,0773	0,0121
EHT/EST	EHT/EST	3,05	3,07	2,96	3,58	2,76	3,04
AE/EHT	ha/EHT	17,08	28,77	8,99	14,08	12,92	82,44
AE/TRACV	ha/CV	3,46	14,16	9,98	1,96	1,17	5,67
AE/EST	ha/EST	52,11	88,41	26,64	50,51	35,70	251,28
IRR/AE	%	1,68	0,26	1,54	3,45	3,44	0,72
EASS/EST	%	21,11	15,45	8,38	30,69	48,44	13,57
EIRR/EST	%	6,41	2,46	5,74	12,36	5,05	4,56
EENER/EST	%	69,47	43,96	62,73	82,67	84,07	75,12
EADU/EST	%	32,75	9,20	17,63	48,64	69,40	22,65

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 2006

Nota – VBP = Valor Bruto de Produção; AE = Área Explorada; EST = Estabelecimentos; RL = Receita Líquida; CI = Consumo Intermediário; INS = Insumos Agropecuários; ENER = Consumo de Energia; TRA = Número de Tratores; TRACV = Tratores em Cavalos; EHT = Equivalente Homem Total; IRR = Área Irrigada; EASS = Estabelecimento com Assistência Técnica; EIRR = Estabelecimento com Irrigação; EENER = Estabelecimento com Energia; EADU = Estabelecimento com Adubação.

Tabela 7 – Indicadores da agropecuária brasileira, por regiões e Brasil - período censitário 2017

Indicadores	Unid	BR	N	NE	SE	S	CO
VBP/AE	R\$/ha	1.766	720	949	2.768	3.521	1.543
VBP/EST	R\$/EST	91.676	53.494	23.056	136.196	144.517	360.369
RL/EST	R\$/EST	17.035	15.823	3.697	6.260	32.662	99.961
CI/AE	R\$/ha	849	334	478	1.361	1.664	735
INS/AE	R\$/ha	509	133	283	760	1.087	469
ENER/EST	R\$/EST	6.638	3.857	2.090	12.040	9.274	20.416
TRA/AE	TRA/ha	0,0046	0,0013	0,0014	0,0078	0,0147	0,0024
TRACV/AE	CV/ha	0,4966	0,1587	0,1644	0,7955	1,5117	0,2931
EHT/AE	EHT/ha	0,0576	0,0439	0,1107	0,0697	0,0674	0,0155
EHT/EST	EHT/EST	2,99	3,26	2,68	3,43	2,76	3,64
AE/EHT	ha/EHT	17,34	22,77	9,02	14,32	14,82	64,12
AE/TRACV	ha/CV	2,01	6,29	6,07	1,25	0,66	3,41
AE/EST	ha/EST	51,89	74,25	24,27	49,19	41,04	233,45
IRR/AE	%	2,54	0,86	2,22	5,58	4,78	0,89
EASS/EST	%	20,21	10,39	8,21	28,63	48,59	23,62
EIRR/EST	%	9,90	6,10	9,81	16,66	6,93	5,25
EENER/EST	%	83,12	71,79	78,91	89,83	91,40	91,17
EADU/EST	%	42,27	18,00	30,34	59,33	76,62	30,63

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 2017

Nota – VBP = Valor Bruto de Produção; AE = Área Explorada; EST = Estabelecimentos; RL = Receita Líquida; CI = Consumo Intermediário; INS = Insumos Agropecuários; ENER = Consumo de Energia; TRA = Número de Tratores; TRACV = Tratores em Cavalos; EHT = Equivalente Homem Total; IRR = Área Irrigada; EASS = Estabelecimento com Assistência Técnica; EIRR = Estabelecimento com Irrigação; EENER = Estabelecimento com Energia; EADU = Estabelecimento com Adubação.

Mecanização vem ocorrendo regionalmente, ainda que ritmos e perfis diferentes, pois as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste detêm as maiores relações quanto ao uso da mecanização por área explorada. Entretanto, no que se refere ao crescimento no uso de tratores em CV por área explorada (TRACV/AE), as regiões Norte e Nordeste apresentaram as maiores taxas de crescimento no período de 1995/96-2017. Enquanto nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste as taxas de crescimento da relação TRACV/AE foram de 61,88%, 60,25% e 63,66%, no Norte e Nordeste foram de 83,74% e 74,20% respectivamente. O maior crescimento da mecanização das regiões Norte e Nordeste pode estar correlacionado aos programas de incentivo a aquisição de máquinas (Pronaf e Moderfrota), e à recente expansão agrícola para essas regiões, como é o caso do Matopiba.

Figura 9 – Modificação no uso da mão de obra (em EHT) e tratores (em CV) na agropecuária brasileira entre os CA

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

No que se refere ao uso intensivo de mão de obra, como a disponibilidade de EHT por área explorada (EHT/AE), é possível notar que houve uma redução de 10% no período censitário de 1995/96-2006, e 1,56% no período 2006-2017, o que representa uma redução de 11,63% no período todo. Do mesmo modo, a disponibilidade de área explorada por EHT (AE/EHT) cresceu significativamente no período 1995/96-2006, e no período subsequente manteve-se relativamente estável. Regionalmente ³⁰, nota-se que no período de 1995/96-2006 a razão AE/EHT aumentou consideravelmente, ou seja, a disponibilidade de área em hectare explorado é maior para cada EHT na agropecuária. No período de 2006-2017, a relação AE/EHT relação diminuiu para as regiões Centro-Oeste e Norte ao passo que aumenta mais no Nordeste e Sul. Esses resultados estão em consonância

³⁰ Com exceção o Sudeste em que essa relação manteve quase inalterada.

com a figura 9, onde verifica-se um aumento na taxa de crescimento³¹ de EHT para as regiões Centro-Oeste e Norte, e decréscimo para as regiões Nordeste e Sul, afetando assim a relação AE/EHT.

Outro aspecto interessante está na relação mão de obra por estabelecimento (EHT/EST). No período de 1995/96-2017 a disponibilidade de mão de obra por estabelecimento reduziu 28,26% no Brasil. É observado que neste período houve também uma variação negativa em todas as regiões do Brasil. No caso de subperíodos censitários, como em 1995/96-2006, houve variação negativa para o Brasil e todas as regiões, diferente do ocorrido no período de 2006-2017, onde se observou uma variação positiva para as regiões Norte, Sul e Centro-Oeste. Quanto ao uso da mão de obra por estabelecimento, é observado que as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Norte são as mais intensivas no uso de mão de obra por estabelecimento. No caso do Centro-Oeste, mesmo tendo o maior indicador em EHT/EST, a região dispõe da menor relação mão de obra por área explorada (EHT/AE). Essas características mostram uma região que tem seus estabelecimentos com organização tipicamente comercial, com necessidade de mão de obra mais qualificada para operacionalizar máquinas e equipamentos, e dessa forma explorar grandes extensões agricultáveis (CHADDAD, 2017).

É importante ressaltar que, no período censitário de 1995/96-2006, todas as regiões do Brasil tiveram redução na mão de obra em EHT na agropecuária, não se verificando o mesmo comportamento no período de 2006-2017. O que pode explicar esse comportamento recente são algumas mudanças estruturais como, aumento dos ganhos para os trabalhadores, regulamentação dos trabalhadores, aumento da produtividade e qualificação dos trabalhadores. A fuga do campo nas décadas de 1970, 1980 e 1990, trouxe alguns desafios em relação à falta mão de obra, o que provocou a necessidade de adequações, que vem ocorrendo recentemente (EMBRAPA, 2018).

A caracterização dos estabelecimentos fornece informações importantes para o entendimento na evolução brasileira e regional da estrutura econômica e produtiva na agropecuária. A produção agropecuária por estabelecimento (VBP/EST) no Brasil cresceu 48,51% no período de 1995/96-2017. Os valores mais expressivos da produção por estabelecimento estão localizados no Centro-Oeste, Sul e Sudeste, ao passo que as regiões Norte e Nordeste detêm os menores valores. Quanto ao crescimento regional da produção por estabelecimento, nota-se que no período de 1995/96-2017 as regiões Centro-Oeste e Sul obtiveram as maiores variações, com 62,60% e 50,89% respectivamente, ao passo que a região Nordeste, além de apresentar os menores valores, teve a menor variação, com apenas 37,68% na produção por estabelecimento. No caso desta última região, chama a atenção o fato de que no período de 1995/96-2006 apresentou a maior taxa de variação

³¹ Como explica Maia (2020), a população ocupada sem laços familiares cresceu mais intensivamente nos municípios das regiões Centro-Oeste e Norte, concentrando-se na fronteira de desenvolvimento da agricultura intensiva em capital.

dentre as regiões brasileiras, com 45,08%, sendo que no período subsequente (2006-2017) teve um decréscimo de 13,46%.

A viabilidade econômica da agropecuária, dada pela receita líquida por estabelecimentos do Brasil cresceu 3,35% em todo período censitário (1995/96-2017). Entretanto, observa-se que no período de 1995/96-2006 houve um decréscimo de 12,43% na receita por estabelecimento no Brasil. Regiões onde se observou variações negativas como Centro-Oeste e Sudeste, bem como o modesto crescimento na região Sul, devem ter sofrido impacto de intempéries do tempo ³². No período censitário de 2006-2017, as regiões Centro-Oeste e Sul tiveram variações positivas, ao contrário das regiões Nordeste, Norte e Sudeste. Na média dos três CAs é possível constatar que a região Centro-Oeste teve receita 3,46 vezes superior ao a receita líquida do Brasil como um todo, 3,76 em relação a região Norte, 10,18 em relação ao Nordeste, 2,94 comparado ao Sudeste e 2,01 ao Sul.

Os ganhos de produtividade verificados nas últimas décadas estão correlacionados com a intensificação do uso de insumos no campo. A relação insumos por área explorada mostra que ao longo dos períodos censitários a taxa de crescimento de insumos por área explorada (INS/AE) foi de 5,46% a.a. no Brasil. Entre as regiões do Brasil, destacaram-se as regiões Norte com crescimento de 9,68% a.a., Centro-Oeste (8,03% a.a.) e Nordeste (7,21% a.a.). A menor taxa de crescimento foi verificada no Sudeste (4,62% a.a.) e no Sul (3,97% a.a.), entretanto nestas duas regiões o índice de insumo por hectare explorado é mais intensivo para todos os CAs. No caso da região Sul, que tem o maior indicador INS/AE para todos os períodos censitários, a média dos CAs mostra que o uso de insumos por hectare é 2,19 vezes superior à média brasileira, 10,40 vezes em relação ao Norte, 4,06 ao Nordeste, 1,37 ao Sudeste e 2,51 em relação ao Centro-Oeste. A menor taxa de crescimento no uso de insumos na região Sul e Sudeste se justifica, dado que estas já se mostram mais intensivas.

Os indicadores relacionados ao número de estabelecimentos agropecuários com uso de energia mostram avanços ocorridos entre os períodos censitários. No CA de 1995/96 menos da metade dos estabelecimentos agropecuários brasileiros eram atendidos com energia, chegando a mais de 83% no CA de 2017. Os avanços mais significativos ocorreram nas regiões Norte e Nordeste, que passaram a ter a grande maioria dos estabelecimentos com acesso a energia. Em relação ao consumo de energia por estabelecimentos, sua introdução viabiliza a incorporação de uma série de tecnologias que permitem o aumento da produção, e possivelmente da produtividade. Deste modo, é verificado que o consumo por estabelecimento (ENER/EST) é maior nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Isso demonstra que, regiões com maior demandam por energia nos estabelecimentos são mais intensivas em capital, e consequentemente tendem a consumir mais energia, o que pode resultar em maiores produtividades.

³² Como já ressaltado, condições adversas do tempo, como estiagem afetaram a produção, as produtividades e consequentemente a rentabilidade em algumas regiões.

O uso de irrigação como técnica para o aumento da produtividade e produção agrícola no Brasil se mostra pouco representativa. No CA de 1995/96 aproximadamente 6% dos estabelecimentos dispunham de uso de alguma técnica de irrigação, e estes respondiam por pouco mais de 1% da área explorada com uso de irrigação. No período censitário de 2017, aproximadamente 10% dos estabelecimentos faziam uso de alguma técnica de irrigação, fazendo com que a área explorada variasse positivamente em mais de 57%. Dentre as regiões com maior quantidade de estabelecimentos e área explorada com uso de irrigação, destaca-se a região Sudeste, com mais de 16% dos estabelecimentos com uso de irrigação, respondendo estes por mais de 5,5% da área explorada na região com irrigação no CA de 2017. Os dados apresentados estão em acordo com a Agência Nacional de Águas - ANA (2017), que mostram que para o ano de 2015 as regiões Centro-Oeste e Sul respondiam pela maior participação no volume irrigado em hectare no Brasil.

Alves *et al.* (2013) ao reportarem ao problema da transferência de tecnologia no Brasil atribuíram à falta de assistência técnica e extensão rural nos estabelecimentos, principalmente na agricultura familiar, como responsáveis pela baixa produtividade de alguns produtores e, conseqüentemente, baixa renda. Os dados do CA mostram que a proporção de estabelecimentos (EASS/EST) com assistência técnica no Brasil está praticamente estagnada ao longo dos últimos três períodos censitários. Os dados dos CAs esclarecem aquilo que os autores enfatizaram, pois se verifica que apenas 20% do total de estabelecimentos agropecuários no período 1995/96 dispunham de assistência técnica no Brasil (havendo pouca evolução nos períodos subsequentes), sendo que a grande maioria era observada na região Sul. Em todos os períodos censitários foi observado que as regiões Norte e Nordeste são as que menos tiveram acesso à assistência técnica rural.

Os resultados nesta seção podem ser também explorados no contexto de uma análise de dependência espacial e temporal entre as microrregiões. A disposição exploratória visual das variáveis nos mapas, bem como a análise preliminar com algumas estatísticas descritivas para o Brasil e regiões, sugerem um comportamento similar das microrregiões dentro de algumas regiões. Por outro lado, nota-se que a produção agropecuária com os respectivos indicadores de produtividade não têm ocorrido de forma uniforme entre regiões. Esse processo histórico e contínuo já foi enfatizado por Silva (1996) ao constatar uma grande discrepância regional de produção, produtividades e rendimentos. Estas desigualdades podem estar relacionadas a uma grande diversidade regional no uso de insumos de produção ou, condicionantes particulares a cada região como de ordem natural - edafoclimáticos, dotação de recursos naturais, absorção e disseminação de tecnologias, acumulação de capital, modernização das atividades e processos, imperfeições de mercado, entre outros.

Buainain e Dedecca (2010) apontaram algumas evidências que explicam diferenças regionais e que podem estar diretamente ligadas à produtividade do trabalho. Dentre as transformações verificadas no mercado de trabalho agrícola, está a redução da população ocupada na agricultura. No entanto em regiões como a Norte e a Nordeste, preservou-se

um elevado número de pessoas ocupadas em atividades de baixa produtividade, com características produtivas arcaicas, orientadas predominantemente para sobrevivência, de tal forma que a capacidade de acumulação de capital e de tecnologia é restrita. Segundo os autores, outra característica importante que define as diferenças de produtividade entre as regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste com as demais está no fato de que a formação estrutural produtiva do trabalho é diferenciada, ou seja, mais consolidada no Centro-Oeste, Sul e Sudeste ao longo das décadas.

Vieira Filho (2013) verificou dois elos existentes na estrutura agropecuária brasileira, onde se tem a homogeneização da riqueza, caracterizada por uma agricultura comercial e de alta tecnologia, que concentra os estratos de renda mais elevados e a socialização da pobreza, caracterizada por um grupo relativamente igual, porém em estratos de renda baixo.

Outro fator preponderante na análise das disparidades regionais, conforme observaram Hoffmann e Ney (2004), está por conta do baixo nível de escolaridade das pessoas ligadas à atividade agrícola, o que se agrava no caso da região Nordeste, onde se observa o pior desempenho educacional, se comparado com a região Sudeste e Sul. O coeficiente estimado pelos autores demonstra que a taxa de retorno para cada ano adicional de estudo é de 5,2% até o 9º ano e acima de 10% para escolaridades mais elevadas. Como a educação é uma variável importante na determinação do crescimento da produtividade e renda, ela também pode ser considerada um fator estrutural na determinação das desigualdades entre as regiões do Brasil.

Souza, Gomes e Alves (2020) atribuíram as imperfeições do mercado na produção como um condicionante que afeta a produção e as produtividades. Produtores são excluídos do acesso à tecnologias e, portanto a inclusão produtiva. As assimetrias de acesso a crédito para produção, infraestrutura, disponibilidade de informações, extensão rural, assistência técnica, não está disponível para grande maioria dos produtores. Grandes produtores negociam melhores preços de insumos e produtos, ao passo que os pequenos produtores vendem a sua produção a valores mais baixos e compram insumos a preços relativos mais altos. Esse descompasso existente entre os dois grupos de produtores é um fator limitante para os pequenos produtores no acesso as novas tecnologias.

Portanto, a concentração de elevada produtividade em algumas regiões do país, concomitante com a concentração tecnológica, são alguns dos principais elementos citados na literatura como os responsáveis por essa desigualdade no setor agropecuário.

Com base nestes apontamentos, o próximo passo deste trabalho é mostrar os resultados, a partir de testes e modelagens espaciais para que se possa fazer uma avaliação mais detalhada das pressuposições admitidas em torno da dependência espacial e temporal na atividade agrícola brasileira.

2.5.2 Análise espacial dos condicionantes da produção e das produtividades

Nesta seção estima-se o modelo³³ que melhor se ajusta aos resultados das interações espaciais. LeSage e Pace (2009) ressaltaram que dentre 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. Diante de uma grande quantidade de modelos, e possíveis combinações, conforme figura 1, o desafio maior é adequar a escolha do modelo empírico ao tipo de dependência espacial.

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 e a transferência de renda, comportamento estratégico e espraiamento vão de encontro com a 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 a criação de animais foi acompanhada pela disseminação dos processos espaciais que muito contribuíram para esta dinâmica. Estes 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 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. Esta proposição é fundamentada teoricamente na obra Chaddad (2017), no entanto, muitas pesquisas empíricas focadas no estudo da produtividade agropecuária negligenciaram 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 espacial, e a autocorrelação espacial raramente é reconhecida. Os modelos lineares clássicos, que são tradicionalmente usados para estimar os efeitos das variáveis definidas em modelos, são inadequados para capturar os efeitos diretos e indiretos.

Além desta abordagem teórica que fundamentaria o uso de modelos espaciais de efeito local e global, foram realizados testes que auxiliam na escolha da melhor abordagem para capturar estes efeitos. Para isso é necessário obter a matriz de peso espacial W ³⁴, que retrata um conjunto de interações provenientes do objeto de estudo. A escolha é de vital

³³ Os procedimentos para especificação do modelo espacial tiveram como base os critérios definidos por Almeida (2012) e Elhorst (2014).

³⁴ A partir deste momento entende-se que ao usar o símbolo W para os pesos espaciais, admite-se a padronização das linhas.

importância, dado que a partir da matriz W é obtida qual defasagem é a mais apropriada para obter as correlações, os parâmetros das regressões e os testes que fornecem subsídio ao modelo (LEENDERS, 2002).

Os procedimentos iniciais para a escolha do tipo de matriz levaram em consideração um conjunto de matrizes do tipo *contiguidade* e *distância geográfica*. Inicialmente, adotou-se o procedimento descrito por Almeida (2012) para escolha, em que o critério de decisão é 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.

Almeida (2012) ressaltou que na escolha da matriz deve levar em consideração a particularidade e as características do estudo, bem como atender as propriedades na construção da matriz. Anselin, Le Gallo e Jayet (2008) consideraram que a escolha da matriz de peso é um problema na econometria espacial, e que as escolhas podem estar associadas a um modelo teórico, mas que na prática prevalecem os critérios geográficos, tais como de contiguidade (borda comum) ou de distância. Portanto, na escolha da matriz em questão foram adotados procedimentos que minimizassem eventuais arbitrariedades e procedimentos que levassem em consideração algumas das características do objeto de estudo. A respeito deste último, ao tratar a produção e as produtividades agropecuárias como objeto em questão, pressupõem-se que a interação e a disseminação de efeitos observados ocorre com maior intensidade nas vizinhanças de borda comum, por isso também se optou pela matriz de contiguidade do tipo *queen*.

A abordagem de painel requer definir qual tipo de efeito é o mais apropriado. Kopczewska, Kudła e Walczyk (2017) argumentaram que a modelagem espacial não tem, por suposição, testes claros e que a escolha é uma arte. Em painéis espaciais a atenção se volta para a escolha da matriz de ponderação espacial W , tipo de efeitos (Fixo ou Aleatório), os componentes espaciais: erro espacial λWu , defasagem espacial da variável dependente δWy , e defasagens espaciais das variáveis explicativas θWx (também chamado de componente Durbin), a estrutura do termo de erro e as defasagens espaço-temporais.

A definição preliminar da abrangência deste estudo logo poderia levar ao descarte de efeitos aleatórios³⁵, uma vez que a escolha não foi definida aleatoriamente. Entretanto, utilizando o teste de Hausman para dados em painel espacial, testou-se a hipótese nula de que os efeitos fixos são inconsistentes. O teste levou a rejeitar a hipótese nula, e assim confirmar que os efeitos fixos são mais apropriados.

³⁵ Conforme Kopczewska, Kudła e Walczyk (2017), a escolha entre os modelos FE e RE pode ser determinada com o teste de Hausman espacial ou com auxílio da teoria. Quando as unidades de painel não são uma amostra aleatória, os FE são mais adequados, pois representam as características da unidade e permanecem correlacionadas com uma variável observada. Os RE não mudam com o tempo, e não são correlacionadas com a variável observada, portanto, podem ser preferidas para painéis tratados como uma amostra extraída da população.

A tabela 8 reporta as estimações ³⁶ do modelo de dados em painel não espacial (inicialmente definido pela expressão 12) para que se pudesse verificar se o modelo com defasagem espacial da variável dependente ou o modelo com defasagem espacial do erro é o mais apropriado. Também apresentado um modelo sem interação, somente com dados agrupados (Pooled OLS), modelo de efeito fixo *individual*, modelo de efeito fixo *time* e modelo de efeitos fixo *two-ways*. O teste do Multiplicador de Lagrange (LM), proposto por Anselin *et al.* (1996) para identificação da fonte de dependência espacial (defasagem da variável dependente ou do erro), é o ponto de partida para a definição do modelo apropriado. Considerando os modelos com efeito fixo, o teste clássico LM reportado na tabela mostra que é possível rejeitar a hipótese nula aos níveis de 5% e 1% de significância, independentemente de os efeitos serem *individual*, *time-period* ou *two-ways* a serem incluídos ³⁷. Quando se aplica o teste robusto, rejeita-se a hipótese nula na defasagem espacial da variável dependente e no erro dos modelos de efeito fixo *individual*, *Time* e *two-ways* aos níveis de 5% e 1% de significância. Aparentemente, não é possível definir qual tipo de efeito é o mais adequado.

Investigou-se então, a hipótese nula de que os efeitos fixos *individual* não são conjuntamente significativos, executando-se o teste de razão de verossimilhança (LR). O resultado (LR = 1403,39) foi significativo a 1%, igualmente quando se considera somente o efeito fixo *time-period* (LR = 102,76), que foi significativo a 1%, levando a rejeitar a hipótese nula de que o efeito no tempo é não significativo para ser incluso no modelo. Entretanto, ao combinar os dois efeitos simultâneos, de indivíduo e tempo (*two-way*), os resultados foram significativos (LR = 1554,87) a 1%, o que leva a rejeitar a hipótese nula. Da mesma forma, aplicou-se o teste Breusch-Pagan para verificar se os efeitos não observados, e quais efeitos não observados, devem ser relevantes para serem incorporados ao modelo (a rejeição da hipótese nula indica a presença de efeitos não observados). Os resultados foram consistentes com o teste LR, em que para os efeitos fixos *individuais* (84,08, df=1, $p < 0,000$) e efeitos fixos *time-period* (1025,9, df=1, $p > 0,000$), rejeitou-se a hipótese nula. No que diz respeito ao efeito combinado *two-way* (1110, df = 2, $p < 0,000$), este foi significativo e justifica ser apropriado o uso na modelagem.

Para a definição da estrutura de erro a ser empregada na modelagem, seguiu-se com a abordagem de Baltagi, Song e Koh (2003) e Kapoor, Kelejian e Prucha (2007). Conforme Baltagi, Song e Koh (2003) os erros podem ser separados em efeitos individuais e efeitos de grupo (independente do tempo e espaço), e erro idiossincrático, ou seja, choques espacialmente correlacionados. Na abordagem de Kapoor, Kelejian e Prucha (2007) em

³⁶ Os resultados foram obtidos com auxílio dos pacotes *splm* (Millo e Piras (2012)) e *plm* (Croissant e Millo (2007)) no software R (Team (2017)).

³⁷ De acordo com Kopczewska, Kudła e Walczyk (2017) os efeitos específicos (*individual* ou *time-period*) introduzidos no modelo permitem controlar as características das dimensões examinadas. Os efeitos *individuais* para cada região representam a permanência das características espaciais ao longo do tempo que afetam a variável dependente. *Time-period* representa os efeitos do tempo e são constantes para cada região, como exemplo, ciclos de negócios ou mudanças no ambiente institucional e legal.

Tabela 8 – Resultados de estimação do valor da produção agropecuária usando modelos de dados em painel sem efeitos de interação espacial

	<i>Classe de modelos</i>			
	<i>Pooled OLS</i>	<i>Efeito fixo (individual)</i>	<i>Efeito fixo (time-period)</i>	<i>Efeito fixo (two-way)</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Área Explorada	0.051*** (0.012)	0.444*** (0.049)	0.026* (0.012)	0.472*** (0.050)
Equivalente-Homem	0.180*** (0.0154)	0.235*** (0.046)	0.160 *** (0.015)	0.432 *** (0.049)
Energia	0.343*** (0.0194)	0.233*** (0.020)	0.417 *** (0.022)	0.069 ** (0.026)
Insumos	0.341*** (0.0161)	0.222*** (0.020)	0.323*** (0.016)	0.242*** (0.021)
Tratores	0.024* (0.011)	0.081*** (0.016)	0.016 (0.011)	0.069*** (0.015)
Irrigação	−0.017** (0.006)	0.012 (0.010)	−0.015* (0.006)	0.000 (0.009)
Constant	3.014*** (0.153)			
R ²	0.869	0.947	0.877	0.952
σ ²	0.163	0.065	0.153	0.059
LogL	−786.99	−85.29	−735.60	−9.550
LM def espacial	171.91	537.57	170.3	451.54
LM def erro	865.67	524.58	691.85	458.55
LM robusto def espacial	0.000	78.02	3.94	49.67
LM robusto def erro	693.75	65.03	525.49	56.69

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

Nota: Erros-padrão robusto—valor em parênteses.

* *Significância estatística até o nível de 5%.*

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

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

relação ao componente residual, tanto o efeito individual quanto o restante do erro estão espacialmente correlacionados. Entretanto, como não existe uma suposição *a priori* sobre a estrutura do erro, ambas especificações serão testadas e o modelo melhor ajustado será selecionado.

Os resultados apresentados na tabela 8 indicam a existência de efeitos não observados e um modelo de efeitos fixos *two-way*. O modelo não espacial com base no teste LM (robusto) foi rejeitado em favor de um modelo espacial de defasagem na variável dependente ou do modelo de erro espacial. Elhorst (2014) chamou a atenção para a adoção de um desses modelos, uma vez que uma terceira via deve ser considerada, que é o modelo Durbin espacial³⁸. O emprego deste modelo na estimação dos parâmetros deve levar em consideração as seguintes hipóteses $H_0: \theta = 0$ e $H_0: \theta + \delta\beta = 0$. A primeira hipótese, se aceita, significa que o modelo Durbin pode ser simplificado para um modelo de defasagem espacial da variável dependente. A segunda hipótese, se aceita, simplifica o modelo para o de erro espacial, desde que os testes LM (robusto) também indiquem. Se ambas as hipóteses forem rejeitadas, então o modelo Durbin espacial pode ser estimado³⁹. Entretanto, considera-se a possibilidade de uma terceira hipótese, $H_0: \theta = 0$ e $\lambda = 0$ que se em conjunto forem rejeitadas dá origem ao modelo conhecido como SDEM.

Nas tabelas 9 e 10 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 teste de Wald (366,16, 2 df, $p = 0.000$) e LR (321,23, 2 df, $p = 0.000$) levam a rejeitar a hipótese nula. De forma similar, rejeita-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 o teste Wald (358,72, 2df, $p = 0.000$) e LR (325,08, 2df, $p = 0.000$) confirmam esse resultado. Portanto, a simplificação para modelos com defasagem espacial na variável dependente ou no erro deve ser rejeitada em favor do modelo Durbin ou Durbin erro.

Seguindo procedimento de 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, dentre os modelos que não têm autocorrelação espacial nos resíduos. A tabela 9 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

³⁸ LeSage e Pace (2009) cap.6 trazem uma abordagem sobre as implicações da omissão da defasagem das variáveis explicativas (WX) quando estas são ignoradas e deveriam fazer parte da modelagem.

³⁹ As abordagens de especificação descritas neste estudo, como observado em Elhorst (2014), segue o mix das duas abordagens observadas na econometria espacial: específica a geral ou a abordagem geral-específica. Ao estimar um modelo não espacial para testá-lo contra os modelos de defasagens espacial da variável dependente ou de erro, parte-se da abordagem específica para a geral. Se o modelo não espacial for rejeitado, estima-se o modelo Durbin espacial para testar se pode ser simplificado para o modelo de defasagem espacial da variável dependente ou do erro, ou seja, da abordagem geral para específica.

não seriam apropriados pois gerariam estimadores viesados. Como também enfatizaram [Kopczewska, Kudła e Walczyk \(2017\)](#), 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 parece ser a mais adequada.

Tabela 9 – Diagnóstico das regressões espaciais estimadas com efeito combinado *two-way*

	<i>Classe de modelos espaciais</i>			
	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SDM</i>	<i>SDM</i>
LogL	169,37	165,52	190,93	189,00
AIC	701,25	708,95	670,14	674,00
Wald teste	398,57 ($p = 0,000$)	440,99 ($p = 0,000$)	358,72 ($p = 0,000$)	366,16 ($p = 0,000$)
LR teste	357,85 ($p = 0,000$)	350,15 ($p = 0,000$)	325,08 ($p = 0,000$)	321,23 ($p = 0,000$)
<i>I</i> de Moran teste	-0,0004 ($p = 0,9884$)	-0,0462 ($p = 0,0038$)	-0,0391 ($p = 0,0147$)	-0,0391 ($p = 0,0175$)

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

Nota: p -valor em parênteses.

Com base nos coeficientes obtidos da tabela 8 do modelo não-espacial (4), é possível verificar que a função de produção está de acordo com o esperado *a priori*, pois as variáveis selecionadas apresentaram resultados significativamente diferente de zero, com exceção irrigação (lirr). Os sinais das variáveis explicativas também estão conforme o esperado, mostrando que um aumento no uso da área explorada, da mão de obra em equivalente homem, energia, insumos, mecanização em tratores, contribuem para o aumento do valor da produção agropecuária. No entanto, os testes LM robustos indicaram que existe um componente espacial que deve ser tratado, sugerindo que esses resultados têm viés na estimação e que o mais adequado é o um modelo espacial aquele reportado na tabela 10 que é o modelo SAR.

A comparação ⁴⁰ entre estimativas do modelo não-espacial (4) com um modelo espacial SAR de forma direta é inválida. No modelo não-espacial os parâmetros representam mudanças marginais das variáveis explicativas sobre o valor da produção agropecuária,

⁴⁰ Os modelos espaciais devem melhorar as estimativas, mas não alterar significativamente os resultados. Portanto, um dos métodos indiretos de avaliar a adequação do ajuste é comparar os coeficientes com as estimativas mais simples de MQO.

sendo que no modelo SAR os coeficientes não podem ser interpretados dessa forma, o que requer o uso de estimativas de efeitos diretos e indiretos. Portanto, os resultados das tabelas 8 e 10 não são estritamente comparáveis, o que requer reportar os resultados dos efeitos diretos e indiretos, que são apresentados na tabela 11.

Tabela 10 – Resultado da estimação do valor da produção agropecuária usando modelos espaciais de dados em painel com efeito combinado *two-way*

	<i>Classe de modelos espaciais</i>					
	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SDM</i>		<i>SDEM</i>	
	<i>Coef(X)</i>	<i>Coef(X)</i>	<i>Coef(X)</i>	<i>Coef(WX)</i>	<i>Coef(X)</i>	<i>Coef(WX)</i>
Área Explorada	0,381*** (0,035)	0,327*** (0,037)	0,329*** (0,037)	0,069 (0,066)	0,371*** (0,038)	0,253** (0,079)
Equivalente-Homem	0,326*** (0,035)	0,398*** (0,040)	0,381*** (0,040)	−0,187** (0,063)	0,390*** (0,039)	0,052 (0,083)
Energia	0,055** (0,018)	0,047* (0,019)	0,040* (0,020)	0,022 (0,034)	0,049* (0,020)	0,089 (0,047)
Insumos	0,202 *** (0,015)	0,249*** (0,017)	0,256*** (0,017)	−0,153*** (0,027)	0,253*** (0,016)	−0,051 (0,035)
Tratores	0,037*** (0,011)	0,034** (0,012)	0,025* (0,012)	0,041 (0,022)	0,036** (0,012)	0,092** (0,029)
Irrigação	−0,012 (0,007)	−0,003 (0,007)	−0,007 (0,007)	0,001 (0,012)	−0,005 (0,007)	0,010 (0,017)
δ	0,481*** (0,024)	—	0,537*** (0,028)		—	
λ	—	0,574*** (0,027)	—		0,544*** (0,028)	
R^2	0,964	0,951	0,965		0,954	
σ^2	0,044	0,043	0,042	—	0,042	—

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

Nota: Erros-padrão robusto—valor em parênteses.

* Significância estatística até o nível de 5%.

** Significância estatística até o nível de 1%.

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

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 geram um efeito persistente indireto sobre outras regiões via variável dependente. A defasagem espacial da variável dependente δWy é entendida como um transbordamento espacial global, e pode expressar as relações persistentes de longo prazo em uma dimensão temporal. Quando δ se mostra positivo, isso reflete o agrupamento de regiões semelhantes, com reações comuns. Na tabela 10 é possível verificar o coeficiente espacial autoregressivo $\delta = 0,481$, que é estatisticamente significativo e positivo, indicando existir uma autocorrelação espacial global direta entre regiões conectadas e se estendendo para outras não conectadas. O sinal positivo reflete o agrupamento de RGI com características semelhantes, bem como reações comuns ⁴¹.

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. Primeiramente, 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 considera-se vizinhanças aquelas regiões que não estão fisicamente conectadas, mas são próximas dos vizinhos a depender da ordem) tem origem como resultado de efeitos realimentação, impactos passando através de unidades vizinhas e retornando a própria região, também conhecidos como *feedback*, que são responsáveis pelo fato de que o efeito direto global é eventualmente maior que a unidade.

Os efeitos das variáveis do modelo SAR são reportados na tabela 11, e estes se diferenciam ⁴² dos resultados dos coeficientes reportados na tabela 10 para o mesmo modelo. A razão para essa diferença se deve aos efeitos de *feedback* que surgem como resultado de impactos das RGI vizinhas, que retornam à própria RGI. Esses efeitos de realimentação são parcialmente captados pelo coeficiente da variável dependente defasada espacialmente δ , 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.

Antes de se fazer as inferências a respeito das influências das variáveis explicativas sobre a dependente, são necessárias algumas considerações a respeito das condições em

⁴¹ 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 as tecnologias implementadas e difundidas no espaço e no tempo. A influência da produção, captada pelo coeficiente espacial δ do modelo sobre as vizinhanças, ocorre via difusão dos componentes técnicos existentes entre as regiões.

⁴² As diferenças nos coeficientes dos modelos não espacial surgem porque estes não levam em consideração da dependência espacial nos dados.

Tabela 11 – Efeito direto e indireto baseado nos coeficientes estimados para o modelo SAR espacial

	Direct	Indirect	Total
Área Explorada	0,402*** (0,036)	0,332*** (0,047)	0,734*** (0,078)
Equivalente-Homem	0,344*** (0,036)	0,284*** (0,043)	0,629*** (0,075)
Energia	0,058** (0,021)	0,048** (0,019)	0,107** (0,040)
Insumos	0,213*** (0,016)	0,176*** (0,022)	0,390*** (0,036)
Tratores	0,039*** (0,011)	0,033*** (0,010)	0,073*** (0,020)
Irrigação	-0,012 (0,007)	-0,010 (0,006)	-0,023 (0,013)

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

Nota: Erros-padrão robusto—valor em parênteses.

* Significância estatística até o nível de 5%.

** Significância estatística até o nível de 1%.

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

que se procederá a análise. [Vieira Filho \(2013\)](#) ressaltou que as análises não podem ser desvinculadas dos aspectos temporais, já que a produção pode estar sujeita a fenômenos exógenos ao modelo, como alterações no clima, mudanças nos preços internacionais, quebra de safras e esses fatores podem afetar os coeficientes.

Os parâmetros estimados no modelo SAR podem ser diferentes quando se considera o efeito direto da tabela 11 em comparação com o coeficiente da tabela 10, devido ao efeito da interação endógena de *WY*. Esse efeito de interação causa efeitos de *feedback*, ou seja, impactos causados por uma variável em certa RGI, passam para os vizinhos e retorna para a RGI, causando a mudança. Os resultados podem ser explicados como:

- a Área explorada - no modelo SAR de efeitos fixos *two-way*, tabela 11, o efeito direto da variável área explorada é de 0,402, sendo que no modelo não-espacial, tabela 8, é de 0,472. Considerando ainda o efeito direto da área explorada (0,402) e seu coeficiente pontual estimado de 0,381 na tabela 10, seu efeito *feedback* chega a 0,021 (0,402 – 0,381), dito de outra forma, os impactos que afetam a área explorada em

certas RGI afetam as RGI vizinhas por intermédio da variável dependente e retornam a RGI de origem, provocando mais mudanças. Nota-se que o coeficiente estimado da elasticidade da área explorada na tabela 11 é maior, o que demonstra uma 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 na própria área explorada afeta positivamente as RGI 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;

- b Equivalente-homem - a tabela 11 mostra que o impacto total estimado da força de trabalho é de 0,629. Os efeitos indiretos provenientes do impacto das vizinhanças correspondem a 45,15% do impacto total. O efeito *feedback* 0,018, ou seja, 5,23% da estimativa do coeficiente do efeito direto. Considerando que ambos os coeficientes (impacto direto e indireto) foram diferentes de zero, conclui-se que a força de trabalho na agropecuária não se mostra somente relevante para uma determinada RGI uma vez que seus efeitos transcendem as fronteiras;
- c Consumo de energia - refere-se ao uso da energia elétrica e fóssil na agropecuária. O uso da energia tem uma relação positiva sobre a determinação da produção agropecuária no Brasil, conforme se observa pelos parâmetros do efeito total 0,107. A introdução do uso da energia elétrica ou fóssil no estabelecimento viabiliza a incorporação de uma série de tecnologias, equipamentos e máquinas, que permitem o aumento da produção e possivelmente da produtividade. A estimativa para os efeitos diretos mostra haver uma superestimação no modelo não-espacial, (tabela 8), de 16%, em relação ao modelo SAR, tabela 11. Como o coeficiente do efeito direto é 0,058 (tabela 11) e o coeficiente pontual estimado foi de 0,055 (tabela 10), seu efeito *feedback* representa 5,17% do efeito direto. Os efeitos indiretos das RGI vizinhas foram estatisticamente diferentes de zero, logo, um aumento nos gastos com energia em uma determinada RGI causa um efeito indireto de 0,048 nas RGI vizinhas;
- d Insumos agropecuários - o coeficiente total 0,390 estimado para os insumos agropecuários, que são descritos como propulsores da produtividade da terra, sugere a eficiência na adaptação e difusão de tecnologia químico-biológica, que é apropriada no sistema de produção. Seu efeito direto estimado é de 0,213, o que diferencia em -0,029 do efeito direto no modelo não-espacial 8, em que o coeficiente foi de 0,242, que representa uma superestimação de 13,62%. O efeito *feedback* é de 5,16% do efeito direto. Os efeitos indiretos se mostram estatisticamente diferentes de zero, portanto,

- um aumento dos gastos com insumos agropecuários afeta as microrregiões vizinhas na ordem de 0,176, o que representa 45,12% do efeito total;
- e Tratores - os valores dos coeficientes obtidos para mecanização com tratores em CV, demonstram que o uso de tratores contribui para o aumento da produção. Destaca-se que a mecanização não eleva a capacidade da terra em termos produtivos, mas permite obter o produto com menos trabalho. Deste modo, o efeito direto do aumento da força mecânica é de 0,039 no modelo SAR (tabela 11), 43,47% menor em relação ao modelo não espacial (tabela 8). O efeito *feedback* é de 0,002, e o efeito indireto estimado é de 0,033.
- f Área irrigada - irrigação é uma prática cada vez mais utilizada dentro do segmento agropecuário brasileiro, colocando o Brasil entre os países com maior área irriga no mundo, dado potencial hídrico disponível (ANA, 2019). A disseminação do uso da irrigação contribui para o aumento da produção e da produtividade, viabilizando o uso intensivo da área explorada e maquinários. Entretanto, é observado que no modelo SAR, e em outros modelos espaciais, não se obteve significância estatística desta variável na função de produção. Dada a importância desta prática agrícola na produção agropecuária, torna-se pouco factível que a irrigação não afete a produção, uma vez que é possível suprir eventuais deficiências hídricas. Entretanto, a área irrigada no Brasil ainda é concentrada em poucas regiões e a área irrigada em relação a área explorada ainda é baixa ⁴³. Portanto, foi testado outra forma funcional para o modelo SAR, baseado na interação regional da variável irrigação. Os resultados seguem em anexo na tabela A.1 e mostram que a irrigação afeta a produção agropecuária nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, quando comparado a variável controle.

Em posse 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 agropecuário. 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, o fator terra e trabalho por si só não explicam os ganhos de produção e produtividade. A combinação dos fatores de produção, foram importantes para explicar os ganhos de produção e produtividade.

⁴³ Conforme relatório da Agência Nacional de Águas ANA (2019), atualmente os estados de Minas Gerais, Goiás, Bahia e São Paulo, respondem por 77% da área total irrigada do país. Em 2017, 253 municípios do Brasil tinham mais de mil hectares irrigados, concentrando 86% da área total irrigada. Se considerar apenas os municípios com mais de cinco mil hectares irrigados, o número de municípios cai para 64, representando 58% da área total irrigada. Os municípios com forte influência na irrigação, estão entre os maiores PIBs agropecuários do Brasil.

De acordo com [Vieira Filho, Gasques e Ransom \(2020\)](#), a tecnologia têm ganhado espaço na explicação do aumento da produção agropecuária no Brasil em relação a terra e trabalho. As estimativas com base nos CAs de 1995-96, 2006 e 2017, mostraram que sua participação passou a explicar o crescimento do VBP em 50,6%, 56,8% e 60,60% respectivamente. A combinação adequada destes insumos, terra, trabalho e tecnologia, otimiza os ganhos de produção.

[Gasques et al. \(2020\)](#) consideram que os principais impulsionadores da PTF do Brasil no período censitário de 2006-2017 foram a mão de obra, terra e capital. A incorporação de máquinas e equipamentos e a melhoria da qualificação do trabalhador, aumentou a produtividade do trabalho. Em relação a produtividade da terra, foi observado redução no índice de diversificação dos produtos, o que demonstra maior especialização na produção de algumas culturas e alocação mais eficiente da terra, que quando combinada a novos sistemas de produção e insumos modernos, permitiram a elevação da produtividade desse fator. Quanto a produtividade do capital (mensurada pela quantidade de máquinas e equipamentos), além do crescimento de tratores⁴⁴ e máquinas empregados no campo, houve ganhos de eficiência deste insumo. [Gasques et al. \(2020\)](#) ainda destacam o forte esforço em pesquisa (investimentos feitos em pesquisa pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária-Embrapa, cresceram 113,6% entre 2006 e 2017) e os avanços "invisíveis" como, descoberta de novas variedades de sementes. Os atributos citados por [Gasques et al. \(2020\)](#) são confirmados com os resultados das elasticidades dos fatores de produção para agropecuária brasileira, definidos neste trabalho na tabela 11, que foram positivos e estatisticamente diferentes de zero.

O uso de insumos químicos na agropecuária, representados na tabela 11 pelos *Insumos*, foi outro fator que contribuiu para os ganhos de produtividade ao longo dos CAs. De acordo com [Reyna, Braga e Moraes \(2020\)](#), estabelecimentos agropecuários intensivos no uso de produtos fitossanitários (Defensivos), possuem mais que o dobro do VBP em média, em relação aos estabelecimentos não intensivos. Nos estabelecimentos intensivos, foi observado que, existe uma maior disposição de orientação técnica, necessária para o correto uso dos produtos, maior grau de escolaridade, o que mostra maior entendimento sobre os efeitos dos produtos no controle de pragas e doenças, utilização de corretivos e adubos, necessários para incrementar a capacidade produtiva do solo, maior uso de irrigação como forma de suprir períodos com déficits hídricos e maior alcance das políticas públicas do governo. Portanto, lavouras intensivas no uso de insumos agregam um maior uso de outros fatores que quando combinados de forma correta se mostram mais eficientes.

Dados do CAs ajudaram a compreender a realidade espacial e temporal da produtividade da terra e do trabalho na agropecuária brasileira. Em posse destas informações,

⁴⁴ Como observado em [Silva, Baricelo e Vian \(2020\)](#), a frota de tratores vem crescendo na agropecuária brasileira, e nos dois últimos CAs esse crescimento foi mais considerável, atingindo uma taxa de 3,7% a.a. O crescimento das frotas de tratores também foi acompanhada da potência média em CV, o que mostra a evolução da eficiência em termos de capacidade produtiva, refletindo sobre os ganhos de escala em termos operacionais.

cabe aqui mencionar a importância destes resultados para formulação de políticas agrícolas. Como ressaltam [Buainain e Filho \(2020\)](#), os CAs além de servirem para a análise da dinâmica produtiva e social, foram importantes para preparação de diagnósticos sobre os principais obstáculos, potencialidades e desafios, formulação do planejamento estratégico, desenho e acompanhamento dos efeitos das políticas públicas ao longo do tempo⁴⁵.

O panorama de CA de 2017 mostrou que o setor agropecuário se consolidou como setor protagonista de grandes transformações positivas para economia brasileira. Para continuidade deste processo os desafios em termos de políticas para o setor emergem e muitos são parecidos com que se vivenciou nas décadas passadas como, política de crédito⁴⁶ e preços, assistência técnica, inclusão produtiva e tecnológica dos estabelecimentos a margem deste processo, expansão em P&D através da Embrapa, avanços nas exigências sanitárias para o atendimento do mercado interno e externo cada vez mais exigentes, apoio ao financiamento privado que vem consolidando-se como uma nova alternativa pelo setor não bancário, infraestrutura de escoamento da produção, gestão do risco (zoneamento agroclimático, inovação tecnológica, informações meteorológica, seguro agropecuário e regulamentação de mecanismo de proteção de mercado como, operações em mercados futuros, até vendas antecipadas com liquidação em mercados físicos), entre outros [Buainain e Filho \(2020\)](#).

No tocante as mudanças demográficas da população rural, [Maia \(2020\)](#) traz a luz o problema do esvaziamento do campo. Essa dinâmica traz sérias restrições a produção agrícola, haja vista que os pequenos e médios estabelecimentos são altamente dependentes de mão de obra e não teriam condições de substituir por tecnologias tão facilmente para o aumento da produtividade. O problema ganha dimensões mais desafiadoras quando se analisa a segregação de gênero, conforme [Maia \(2020\)](#), existe um crescimento da masculinização⁴⁷ no campo e isso implica na sucessão familiar dos estabelecimentos. Apesar das políticas sociais recentemente implantadas terem contribuído na redução da

⁴⁵ Cronologicamente, [Buainain e Filho \(2020\)](#) apresentaram as principais políticas públicas com base nos dados dos CAs. Na década de 1970 o foco era a modernização com base em crédito abundante e barato, garantia de preços e incentivo aos pequenos produtores. Em 1985 as políticas voltaram-se para programas de assistência técnica rural, crédito subsidiado e garantia de preço mínimo dos produtos. Em 1995 estabeleceu-se um diagnóstico mais detalhado sobre a estrutura agrária e constatou-se uma profunda heterogeneidade estrutural no campo, mostrando que os programas de preço mínimo não tinham efetividade na estabilização e garantia de renda, o Programa de Garantia da Atividade Agropecuária (Proagro) não garantia renda em caso de anomalias climáticas, o crédito rural continuava restrito e sem acesso para maioria dos pequenos produtores e a extensão rural tinha deixado de existir com fechamento da Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural (Emater). Em 2006, as políticas se voltam para minimização da concentração produtiva, com ampliação do Pronaf, Programa de Aquisição de Alimentos da Agricultura Familiar (PAA), Programa de Garantia da Atividade Agropecuária da Agricultura Familiar (Proagro Mais) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE).

⁴⁶ A política de crédito é um dos principais mecanismos de incentivo em termos de políticas públicas para o setor agropecuário. Apesar de sua importância reconhecida como instrumento de apoio a produção, apenas 15,7% dos estabelecimentos agropecuários declararam ter obtido financiamento, demonstrando que é necessário maior amplitude dos programas de políticas para o atendimento de um número maior de estabelecimentos ([FREITAS; SILVA; TEIXEIRA, 2020](#)).

⁴⁷ Para entender as razões das mudanças demográficas na agropecuária brasileira, consultar [Maia \(2020\)](#).

pobreza extrema no campo, a dinâmica demográfica nas áreas rurais impõem muitos desafios a serem contornados para sustentabilidade de longo prazo.

Outra questão de extrema relevância está relacionada a produção e sustentabilidade ambiental. Pressões internacionais sobre o desmatamento da floresta amazônica podem afetar o agronegócio, trazendo restrições na exportação de alimentos para algumas regiões do mundo se os efeitos ambientais não forem mitigados. Internamente, os efeitos do desmatamento recaem sobre as alterações na temperatura e nos regimes de chuvas, o que impacta diretamente sobre a produtividade na agricultura (FREITAS *et al.*, 2018). Os desafios das políticas públicas são de promover as inovações tecnológicas para ganhos de produtividade e mitigação de efeitos sobre o meio ambiente, consequentemente acesso aos mercados com competitividade e produção sustentável.

2.6 CONCLUSÃO

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 1995/96, 2006 e 2017. Mais precisamente, foram mensurados 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. Também se verificou a existência de dependência espacial na produção, e consequentemente, 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.

Foi observado que o VBP da agropecuária brasileira cresceu 3,65% a.a. em todo período censitário, e que a dinâmica de representatividade sobre o VBP vem apresentando mudanças significativas, com o maior crescimento da região Centro-Oeste frente a outras regiões. Os resultados também mostram que o crescimento do VBP vem acompanhado do crescimento da desigualdade em todas as grandes regiões, e que essa desigualdade se mostra mais acentuada nas regiões Nordeste e Sudeste, ao passo que a região Sul apresenta um crescimento mais uniforme e menos desigual.

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 crescimentos 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. Regionalmente, observou-se que os melhores resultados quanto à produtividade da terra encontravam-se nas regiões Sul e Sudeste em todos períodos censitários, entretanto, os resultados mostram um efeito de "espraiamento" ao longo dos períodos. Apesar da produtividade da terra se mostrar desigual entre as grandes regiões, e nos períodos censitários, na média para o Brasil são apresentadas evidências de convergência de produtividade da terra. De modo similar à produtividade da terra, foi observado que um maior nível de produtividade do trabalho era concentrado nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste no primeiro período censitário, e que foram se disseminando para outras regiões.

Regionalmente, ao longo dos períodos censitários, conclui-se que: o Nordeste apresentou baixos indicadores de produtividade da terra e do trabalho com grandes disparidades, cujos resultados estão abaixo da média brasileira; no Sudeste é visto uma elevada heterogeneidade dos resultados; no Sul predomina os resultados acima da média em grande parte das RGI; no Norte, apesar de significativa desigualdade, há evidências de transformações que podem se traduzir em um crescimento sustentado das produtividades;

e, por fim, o Centro-Oeste, que ao longo dos períodos censitários apresentou grandes transformações em termos de produtividade, consolidando a região entre aquelas de alta produção acompanhada de alta produtividade. Ficou evidente que o crescimento das produtividades vêm sendo condicionadas pela substituição de insumos convencionais como a terra e o trabalho.

Em síntese, os resultados obtidos demonstraram estar ocorrendo transformações graduais no uso de insumos poupadores de terra e trabalho. Neste 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, propulsores de maior produtividade da terra e do trabalho. As RGI com uso intensivo dos insumos poupadores de terra e trabalho tiveram os melhores resultados na média dos períodos. O processo de intensificação no uso da força mecânica ocorreu com o aumento no número de tratores por área explorada, na sua capacidade operacional e na redução da mão de obra. O Centro-Oeste, Sul e Sudeste, são regiões em que a operacionalização mecânica na agropecuária é mais intensiva, porém foi constatado que mudanças vêm ocorrendo nas regiões Norte e Nordeste, com o crescimento do uso da força mecânica. O mesmo observou-se em relação ao uso de insumos químicos, pois regiões tradicionais como o Sul e o Sudeste já se mostram mais intensivas na aplicação de insumos químicos por área explorada, ao passo que as regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte, apresentaram forte crescimento entre os períodos. Outros indicadores como uso de energia, irrigação e assistência técnica, tiveram comportamento similar ao uso da força mecânica e de insumos químicos, sendo mais intensivo nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, mas apresentando crescimento maior nas regiões Norte e Nordeste.

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 dentre alguns modelos, optou-se pela utilização do modelo SAR. O coeficiente autorregressivo δ 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.

Do ponto de vista econômico, o estudo procurou avaliar os determinantes do crescimento do valor da produção agropecuária e consequentemente das produtividades das RGI ao longo dos três últimos períodos censitários, com a inclusão de efeitos de repercussões espaciais. Neste sentido, buscou-se identificar os fatores determinantes da produção e da produtividade do trabalho e da terra na agropecuária brasileira. O modelo mostrou a aderência das variáveis explicativas sobre a produção agropecuária do Brasil

nos períodos censitários, demonstrando que o uso destes fatores contribuiu positivamente com a produção, e as respectivas produtividades.

A agricultura é uma atividade extremamente condicionada aos aspectos climáticos, que afetam diretamente as produções e as produtividades. A perduração de mudanças atípicas em determinadas regiões como secas, chuvas prolongadas e geadas, impactam negativamente sobre as produções agrícolas. Desta forma, por mais que as regiões Centro-Oeste e Sul estejam dentro de uma agricultura moderna e capitalizada, o comportamento atípico do clima desta região no período 2006 justificaria a influência negativa sobre a produtividade da terra e do trabalho. Isso foi observado para a região Nordeste no período censitário de 2017, que pode ter sua produção influenciada por fatores climáticos como a estiagem.

Os resultados destacam o papel das políticas públicas que visam promover a inserção produtiva e a redução das disparidades, combinando projetos às ações de caráter econômico e social, com objetivo de dar suporte estratégico às regiões onde se observam a persistência da heterogeneidade estrutural e produtiva.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. Econometria espacial. **Campinas–SP. Alínea**, 2012.

ALSTON, J. M. Spillovers. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, Wiley Online Library, v. 46, n. 3, p. 315–346, 2002. ISSN 1364-985X.

_____. The benefits from agricultural research and development, innovation, and productivity growth. **OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers**, OECD Publishing, <https://doi.org/10.1787/18156797>, 2010. ISSN 1815-6797. Disponível em: <<https://doi.org/10.1787/5km91nfsnkwg-en>>.

ALSTON, J. M.; ANDERSEN, M. A.; JAMES, J. S.; PARDEY, P. G. **Persistence pays: US agricultural productivity growth and the benefits from public R&D spending**. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2009. v. 34. ISBN 1441906584.

_____. Shifting patterns of agricultural production and productivity in the United States. In: **THE Shifting Patterns of Agricultural Production and Productivity Worldwide**. [S.l.]: The Midwest Agribusiness Trade Research e Information Center, Iowa State ..., 2010. p. 193–227.

ALSTON, J. M.; BABCOCK, B. A.; PARDEY, P. G. **The shifting patterns of agricultural production and productivity worldwide**. [S.l.]: Midwest Agribusiness Trade Research e Information Center, 2010. ISBN 096241218X.

ALSTON, J. M.; BEDDOW, J. M.; PARDEY, P. G. Global patterns of crop yields and other partial productivity measures and prices. In: **IN: The shifting patterns of agricultural production and productivity worldwide**. [S.l.]: Iowa State University Midwest Agribusiness Trade Research e Information ..., 2010. p. 39–61.

ALSTON, J. M.; PARDEY, P. G. Theme overview: agricultural productivity and global food security in the long run. **Choices**, JSTOR, v. 24, n. 4, p. 4, 2009. Disponível em: <www.jstor.org/stable/choices.24.4.01>.

ALVES, E. R. d. A.; SOUZA, G. d. S.; ROCHA, D. d. P.; MARRA, R. Fatos marcantes da agricultura brasileira. **Área de Informação da Sede-Capítulo em livro científico (ALICE)**, In: ALVES, ER de A.; SOUZA, G. da S. e; GOMES, EG (Ed.). Contribuição da ..., 2013.

ANA. **Atlas da irrigação: uso da água na agricultura irrigada**. Brasília, 2017. p. 86. Disponível em: <<http://arquivos.ana.gov.br/imprensa/publicacoes/AtlasIrrigacao-UsodaAguanaAgriculturaIrigada.pdf>>.

_____. **Levantamento da agricultura irrigada por pivôs centrais no Brasil**. Brasília, 2019. 47 p. Disponível em: <<https://www.snirh.gov.br/portal/snirh/centrais-de-conteudos/central-de-publicacoes/levantamento-da-agricultura-irrigada-por-pivos-centrais-2019>>.

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

ANSELIN, L.; BERA, A. K.; FLORAX, R.; YOON, M. J. Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional science and urban economics**, Elsevier, v. 26, n. 1, p. 77–104, 1996. ISSN 0166-0462.

ANSELIN, L.; LE GALLO, J.; JAYET, H. Spatial panel econometrics. In: **THE econometrics of panel data**. [S.l.]: Springer, 2008. p. 625–660.

AVILA, A. F. D.; GARAGORRY, F. L.; CARDOSO, C. C. Produção e produtividade da agricultura brasileira: taxas de crescimento, comparações regionais e seus determinantes. **Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil**. Brasília, DF: Embrapa, p. 59–85, 2013.

AVILA, A. F. D.; ROMANO, L.; GARAGORRY, F. Agricultural productivity in Latin America and the Caribbean and sources of growth. **Handbook of agricultural economics**, Elsevier, v. 4, p. 3713–3768, 2010. ISSN 1574-0072.

BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil**. Edição: Alínea. Campinas, SP: [s.n.], 2018. ISBN 978-85-7516-843-1.

BALL, E. V.; WANG, S. L.; NEHRING, R.; MOSHEIM, R. Productivity and economic growth in US agriculture: A new look. **Applied Economic Perspectives and Policy**, Oxford University Press, v. 38, n. 1, p. 30–49, 2016. ISSN 2040-5804. Disponível em: <<https://doi.org/10.1093/aep/ppv031>>.

BALL, E.; SCHIMMELPFENNIG, D.; WANG, S. L. Is US agricultural productivity growth slowing? **Applied Economic Perspectives and Policy**, Oxford University Press, v. 35, n. 3, p. 435–450, 2013. ISSN 2040-5804. Disponível em: <<https://doi.org/10.1093/aep/ppt014>>.

BALTAGI, B. H.; SONG, S. H.; KOH, W. Testing panel data regression models with spatial error correlation. **Journal of econometrics**, Elsevier, v. 117, n. 1, p. 123–150, 2003. ISSN 0304-4076.

BONELLI, R. Contabilizando o Futuro: o Brasil na Armadilha do Lento Crescimento, 2017.

BRAGAGNOLO, C.; SPOLADOR, H. F. S. Impactos de choques tecnológicos sobre o uso da terra no Brasil—uma análise por meio de modelos RBC. **Economia Aplicada**, v. 22, n. 2, p. 141–176, 2018. ISSN 1980-5330.

BRASIL; MAPA. **Informativo sobre a Estiagem no Nordeste - nº 113**. Brasília: MAPA/ACS Brasília, 2017. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/combate-a-seca-1/arquivos-combate-a-seca/113.pdf>>.

BRASIL; MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, P. e. A. **AGROSTAT - Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro**. [S.l.]: MAPA/ACS Brasília, 2009. Disponível em: <<http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>>.

BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. S. Mudanças e reiteração da heterogeneidade do mercado de trabalho agrícola. **A agricultura brasileira: desempenho recente, desafios e perspectivas**. Brasília, DF: Ipea: Mapa, 2010.

BUAINAIN, A. M.; FILHO, H. M. d. S. Censo agropecuário e política agrícola. In: Brasília: VIEIRA FILHO, J.E.R; GASQUES, J.G (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea., 2020. cap. 18, 410 p. ISBN 978-65-5635-011-0. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0>.

CEPEA, E. USP. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br>. Acesso em: 18 fev. 2019.

CHADDAD, F. **Economia e organização da Agricultura Brasileira**. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017. ISBN 8535285873.

CROISSANT, Y.; MILLO, G. plm: Linear models for panel data. **R package version 0.3-1**, URL <http://CRAN.R-project.org>, 2007.

ELHORST, J. P. Linear spatial dependence models for cross-section data. In: IN: Spatial Econometrics. SpringerBriefs 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.

_____. 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.

EMBRAPA. **O que é Matopiba?** [S.l.: s.n.], 2021. Disponível em: <https://www.embrapa.br/tema-matopiba/perguntas-e-respostas>. Acesso em: 15 abr. 2021.

_____. **Visão 2030: o futuro da agricultura brasileira**. Brasília: Embrapa, 2018. p. 212. ISBN 978-85-7035-799-1.

FGVDADOS. **Fundacao Getulio Vargas**. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: http://www14.fgv.br/novo%7B%5C_%7Dfgvdados/default.aspx.

FISCHER, S. **A estiagem, a produção e a produtividade da lavoura gaúcha**. [S.l.: s.n.], 2006. Disponível em: <http://carta.fee.tche.br/article/a-estiagem-a-producao-e-a-produtividade-da-lavoura-gaucha/>.

FORNAZIER, A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Heterogeneidade estrutural na produção agropecuária: uma comparação da produtividade total dos fatores no Brasil e nos Estados Unidos**. [S.l.], 2013.

FREITAS, C. O. de; SILVA, F. A.; TEIXEIRA, E. C. Crédito rural e desempenho produtivo na agropecuária brasileira. In: Brasília: VIEIRA FILHO, J.E.R; GASQUES, J.G (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea., 2020. cap. 20, 410 p. ISBN ISBN: 978-65-5635-011-0. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0>.

FREITAS, F. L. M.; SPAROVEK, G.; BERNDES, G.; PERSSON, U. M.; ENGLUND, O.; BARRETTO, A.; MÖRTBERG, U. Potential increase of legal deforestation in Brazilian Amazon after Forest Act revision. **Nature Sustainability**, Nature Publishing Group, v. 1, n. 11, p. 665–670, 2018. ISSN 2398-9629.

FUGLIE, K. Accounting for growth in global agriculture. **Bio-based and applied economics**, v. 4, n. 3, p. 201–234, 2015. ISSN 2280-6172. DOI: [doi:10.13128/BAE-17151](https://doi.org/10.13128/BAE-17151).

_____. R&D capital, R&D spillovers, and productivity growth in world agriculture. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. v.40, n. 3, p. 421–444, 2017. Disponível em: <<https://doi.org/10.1093/aep/px045>>.

FUGLIE, K. O. **16 Productivity Growth and Technology Capital in the Global Agricultural Economy**. [S.l.]: CABI, 2012. p. 335.

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](https://www.jstor.org/stable/choices.27.4.09)>.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E. T.; VALDES, C. Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração. **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilid**Gasques, J. G., Bacchi, M. R. P., Rodrigues, L., Bastos, E. T., & Valdes, C. (2016). **Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração. Agricultura, Transformação Produtiva e Sustentab**, p. 143–163, 2016.

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/crescimento-e-produtividade-da-agricultura-brasileira-de-1975-a-2016/>>.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T.; VALDES, C. Crescimento e produtividade na agricultura brasileira: uma análise do censo agropecuário. In: Brasília: VIEIRA FILHO, J.E.R; GASQUES, J.G (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea., 2020. cap. 7, 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.; BASTOS, E. T.; VALDES, C.; BACCHI, M. Produtividade e crescimento: algumas comparações. In: IN:ALVES, ER de A.; SOUZA, G. da S. e. Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil. [S.l.: s.n.], 2013. p. 140–155.

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., 2010. Capítulo 1, 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>.

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.

GUANZIROLI, C. E.; SABBATO, A. D.; BUAINAIN, A. M. Evolução da agricultura familiar no Brasil (1996-2017). In: Brasília: VIEIRA FILHO, J.E.R; GASQUES, J.G

(org.). *Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário*. Brasília: Ipea., 2020. cap. 13, 410 p. ISBN 978-65-5635-011-0. DOI: [:http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0](http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0).

GUERREIRO, E. **Produtividade do trabalho e da terra na agropecuária Paranaense**. Nov. 1995. f. 136. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba. DOI: [10.11606/D.11.2018.tde-20181127-155036](https://doi.org/10.11606/D.11.2018.tde-20181127-155036). Disponível em: [<http://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-20181127-155036/>](http://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-20181127-155036/).

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.

HOFFMANN, R.; BOTASSIO, D. C.; JESUS, J. G. de. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade, pobreza, concentração, segregação e polarização**. 2. ed. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 2019. p. 384. ISBN 978-85-314-1756-6.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002. **Economia e Sociedade**, v. 13, n. 2, p. 51–79, 2004. ISSN 1982-3533.

IBGE. **Censo agropecuário 1995-1996**. Rio de Janeiro: IBGE, 1998. p. 358.

_____. **Censo Agropecuário 2006: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação-Segunda Apuração**. [S.l.: s.n.], 2012. p. 774.

_____. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. p. 104.

_____. **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.

_____. **Problemas climáticos fazem safra de grãos cair 5,2% em 2005**. [S.l.: s.n.], 2006. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/13139-asi-problemas-climaticos-fazem-safra-de-graos-cair-52-em-2005>. Acesso em: 29 out. 2018.

IEA. **Banco de dados**. [S.l.]: IEA São Paulo, 2019.

_____. **Prognóstico agrícola 2005/06**. [S.l.], 2005. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=3700>.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA - INMET. **Instituto nacional de meteorologia**. [S.l.]: Climatologia, 2008. Disponível em: <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=clima/quantis2>. Acesso em: 31 out. 2018.

IPEADATA, I. **dados macroeconômicos e regionais**. [S.l.: s.n.], 2019.

- JIN, S.; HUANG, J.; ROZELLE, S. Agricultural productivity in China. In: IN: The shifting patterns of agricultural production and productivity worldwide. [S.l.]: The Midwest Agribusiness Trade Research e Information Center, Iowa State ..., 2010. p. 229–278.
- KAGEYAMA, A.; SILVA, J. F. G. Os resultados da modernização agrícola dos anos 70. **Estudos econômicos**, v. 13, n. 3, p. 537–559, 1983.
- KAPOOR, M.; KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Panel data models with spatially correlated error components. **Journal of econometrics**, Elsevier, v. 140, n. 1, p. 97–130, 2007. ISSN 0304-4076.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 157, n. 1, p. 53–67, 2010. ISSN 0304-4076.
- 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.
- LEENDERS, R. T. A. J. Modeling social influence through network autocorrelation: constructing the weight matrix. **Social networks**, Elsevier, v. 24, n. 1, p. 21–47, 2002. ISSN 0378-8733.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. [S.l.]: Chapman e Hall/CRC, 2009. ISBN 1420064258.
- LIEBENBERG, F.; PARDEY, P. G. South African agricultural production and productivity patterns. In: THE shifting patterns of agricultural production and productivity worldwide. [S.l.]: Iowa State University Ames, Iowa, 2010. p. 383–408.
- LUDENA, C. E. Agricultural productivity growth, efficiency change and technical progress in Latin America and the Caribbean, 2010.
- MAIA, A. G. Mudanças demográficas no rural brasileiro de 2006 a 2017. In: Brasília: VIEIRA FILHO, J.E.R; GASQUES, J.G (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea., 2020. cap. 4. ISBN 978-65-5635-011-0. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0>.
- MARTÍNEZ-VICTORIA, M.; MATÉ-SÁNCHEZ-VAL, M.; LANSINK, A. O. Spatial dynamic analysis of productivity growth of agri-food companies. **Agricultural Economics**, Wiley Online Library, 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.
- MILLO, G.; PIRAS, G. splm: Spatial panel data models in R. **Journal of Statistical Software**, v. 47, n. 1, p. 1–38, 2012. ISSN 1548-7660.
- MOREIRA, D. A. Medida da produtividade na empresa moderna. **São Paulo: Pioneira**, 1991.

MULLEN, J. D. Agricultural productivity growth in Australia and New Zealand. In: THE shifting patterns of agricultural production and productivity worldwide'. (Eds J Alston, B Babcock, P Pardey) pp. [S.l.: s.n.], 2010. p. 99–122.

NIN-PRATT, A.; FALCONI, C.; LUDENA, C. E.; MARTEL, P. **Productivity and the performance of agriculture in Latin America and the Caribbean: from the lost decade to the commodity boom**. [S.l.], 2015. p. 62. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10419/146422>>.

PARDEY, P. G.; CHAN-KANG, C.; DEHMER, S. P.; BEDDOW, J. M. Agricultural R&D is on the move. **Nature News**, v. 537, n. 7620, p. 301, 2016.

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

PIESSE, J.; THIRTLE, C. Agricultural R&D, technology and productivity. **Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences**, The Royal Society, v. 365, n. 1554, p. 3035–3047, 2010. ISSN 0962-8436. Disponível em: <<http://doi.org/10.1098/rstb.2010.0140>>.

PIESSE, J.; THIRTLE, C. Agricultural productivity in the United Kingdom. In: THE Shifting Patterns of Agricultural Production and Productivity Worldwide, Ames, IA: The Midwest Agribusiness Trade Research and Information Center. [S.l.: s.n.], 2010. p. 149–191.

RADA, N. E.; BUCCOLA, S. T. Agricultural policy and productivity: evidence from Brazilian censuses. **Agricultural Economics**, Wiley Online Library, v. 43, n. 4, p. 355–367, 2012. ISSN 0169-5150.

REYNA, E. F.; BRAGA, M. J.; MORAIS, G. A. d. S. Impactos do uso de agrotóxicos sobre a eficiência técnica na agricultura brasileira. In: Brasília: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea., 2020. cap. 12, 410 p. ISBN N 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).

RUTTAN, V. W. Productivity growth in world agriculture: sources and constraints. **Journal of Economic Perspectives**, v. 16, n. 4, p. 161–184, 2002. ISSN 0895-3309. DOI: [10.1257/089533002320951028](https://doi.org/10.1257/089533002320951028).

SIDRA. **Sistema IBGE de recuperação automática: SIDRA**. [S.l.: s.n.], 2019.

SILVA, G. da. **Evolução e determinantes da produtividade agrícola: o caso da pesquisa e da extensão rural em São Paulo**. 1982. p. 230. Tese (Doutorado) – São Paulo, FEA/USP.

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

SILVA, R. P. da; BARICELO, L. G.; VIAN, C. E. d. F. Evolução, composição e distribuição regional do estoque de tratores e máquinas agrícolas no Brasil. In: Brasília: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea., 2020. cap 10, 410 p. ISBN 978-65-5635-011-0. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0>.

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, ER de A.; SOUZA, G. da S. e; GOMES, EG (Ed.). Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil. Brasília, DF: Embrapa, 2013. 291 p. il. color., 2013.

SOUZA, G. d. S. e.; GOMES, E. G.; ALVES, E. R. d. A. Uma visão da produção da agricultura brasileira com base em dados recentes do censo agropecuário. In: Brasília: [s.n.], 2020. cap. 2, 410 p. ISBN 978-65-5635-011-0. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0>.

TEAM, R. C. R: A language and environment for statistical computing. **R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria**. URL <https://www.R-project.org>, 2017.

THE ECONOMIST. Brazilian agriculture: the miracle of the Cerrado. **The Economist**, 2010.

VEEMAN, T. S.; GRAY, R. The shifting patterns of agricultural production and productivity in Canada. In: THE Shifting Patterns of Agricultural Production and Productivity Worldwide. [S.l.]: Center for Agricultural e Rural Development Ames, IA, 2010. p. 123–147.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Grupos de eficiência tecnológica e desigualdade produtiva na agricultura brasileira. In: IN: Alves, ERA, Souza, GS e Gomes, EG Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil. Brasília, DF: Embrapa. [S.l.: s.n.], 2013.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G.; RONSOM, S. Inovação e expansão agropecuária brasileira. In: [s.l.]: VIEIRA FILHO, J.E.R; GASQUES, J.G (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea., 2020. Cap 8, 410 p. ISBN 978-65-5635-011-0. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0>.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Retrato de uma década: ganhar tempo é possível? In: Brasília: VIEIRA FILHO, J.E.R; GASQUES, J.G (org.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea., 2020. cap. 1, 410 p. ISBN 978-65-5635-011-0. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0>.

WANG, S. L.; BALL, V. E.; FULGINITI, L. E.; PLASTINA, A. Accounting for the Impacts of Public Research, R&D Spill-ins, Extension, and Roads. **US Regional Agricultural Productivity Growth**, v. 2004, p.13–31, 2012.

WANG, S. L.; SCHIMMELPFENNIG, D.; FUGLIE, K. O. Is agricultural productivity growth slowing in western Europe. **Productivity Growth in Agriculture: An International Perspective**, Oxfordshire, UK: CAB International (forthcoming), p. 109–125, 2012.

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.

3 DECOMPOSIÇÃO ESPACIAL DO CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES (PTF) PARA O BRASIL USANDO UM MODELO DE FRONTEIRA AUTOREGRESSIVA

RESUMO

O objetivo geral deste trabalho foi realizar uma nova decomposição espacial do crescimento da Produtividade Total dos Fatores (PTF) no Brasil, com componentes diretos (próprios) e indiretos (spillover), no contexto de uma análise de fronteira de produção espacial autorregressiva (SAR) para dados em painel, levando em consideração os períodos censitários de 1995/96, 2006 e 2017 do Instituto de Geografia e Estatística (IBGE). A fronteira SAR é estimada usando métodos de Máxima Verossimilhança considerando o termo de defasagem espacial endógeno. Foi conduzida uma análise empírica utilizando dados dos Censos Agropecuários (CA), tendo como referências de unidades produtivas as 510 Regiões Geográficas Imediatas (RGI). Os resultados obtidos mostram que o crescimento da PTF foi de 3,87% a.a. considerando o período todo. Foi constatado um maior crescimento da PTF no período mais recente, e isso está relacionando à disseminação espacial para as regiões antes pouco produtivas. A decomposição espacial mostrou que o maior componente responsável pelo crescimento da PTF no período de análise se deve a mudanças nos retornos à escala (SC), sendo acompanhado pelo progresso técnico (TC) e a eficiência técnica (EC). As variáveis financiamento da agricultura e pecuária, aptidão agrícola, malha rodoviária, plantio direto, correção de solo, escolaridade superior e orientação técnica, também se mostraram estatisticamente significativas na determinação da PTF. Os resultados sugerem que o crescimento da PTF é correlacionado espacialmente e temporalmente, e a inclusão do conceito de spillovers espaciais e seus efeitos locais e globais afetaram a PTF nos períodos censitários no Brasil.

Palavras-chave: Decomposição PTF, Dependência espacial autoregressiva, Efeito spillovers, Agropecuária brasileira

ABSTRACT

Spatial decomposition of the Total Factor Productivity (TFP) growth for Brazil using an autoregressive frontier model

The general objective of this research was to present a new spatial growth decomposition of Total Factor Productivity (TFP) in Brazil, with direct (own) and indirect (spillover) components, in the context of an autoregressive spatial production (SAR) frontier analysis

for a panel data, considering the 1995/96, 2006 and 2017 censuses published by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The SAR boundary is estimated using maximum likelihood methods considering the endogenous spatial lag term. An empirical analysis was conducted using data from the Agricultural Census, using 510 immediate geographic regions (IGR) as references for the production units. The results show that the TFP growth was 3.87 % per year considering the entire period. The spatial decomposition showed that the major determinants on the TFP growth in the analyzed period is changes in returns to scale (SC), followed by technical change (TC) and technical efficiency (EC). The variables financing of agriculture and livestock, agricultural suitability, highway road, direct planting, soil correction, higher education and technical orientation, were also statistically significant to determine the TFP growth. The results suggest that the TFP growth is spatially and temporally correlated, and the inclusion of spatial spillover and its local and global effects influenced TFP in the census periods in Brazil.

Keywords: TFP decomposition, autoregressive spatial dependence, spillovers effect, Brazilian agriculture

3.1 INTRODUÇÃO

Uma nova abordagem da decomposição do crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) vem ganhando espaço nas pesquisas que buscam determinar os ganhos de eficiência, mudança técnica e de retornos a escala. Ao considerar o emprego de técnicas para decompor o crescimento da produtividade total dos fatores sem avaliar as relações de dependência espacial, pode-se incorrer em erros de medida ou viés de variável omitida, como a defasagem da variável dependente ou das explicativas, também conhecidos como modelos autorregressivo espacial (SAR) e modelo espacial durbin (SDM). É cada vez mais reconhecido que o crescimento econômico e o desenvolvimento são espacialmente dependentes e, por isso, não devem ser ignorados. Desta forma, novas formas de decomposição espacial do crescimento da produtividade total dos fatores e de análise de fronteira estocástica têm surgido na literatura, dentre os quais destacam-se [Glass, Kenjegalieva e Paez-Farrell \(2013\)](#), [Glass, Kenjegalieva e Sickles \(2014\)](#), [Glass, Kenjegalieva e Sickles \(2016\)](#), [Kutlu \(2018\)](#), [Adetutu *et al.* \(2015\)](#) e [Tsukamoto \(2019\)](#).

No Brasil, a estimação da decomposição do crescimento da PTF sob o enfoque da dependência espacial, ao nosso melhor conhecimento, não foi aplicado para agricultura brasileira. Ao acrescentar à modelagem de fronteira estocástica no crescimento da PTF, a exemplo de [Kumbhakar e Wang \(2005\)](#), a estrutura empírica ganha maior robustez, uma vez que componentes do crescimento podem ser decompostos em mudança de eficiência, progresso técnico e retornos à escala. Ampliar esta decomposição, conforme [Glass, Kenjegalieva e Paez-Farrell \(2013\)](#), é importante para analisar as interações espaciais incluindo componentes diretos (próprios) e indiretos (transbordamentos), o que faz com

que a análise tradicional ganhe dimensões mais ricas, uma vez que os efeitos *feedback* aparecem no modelo interagindo entre os agentes, efeito negligenciado pela decomposição da modelagem mais tradicional.

A abordagem proposta neste trabalho segue os trabalhos de [Glass, Kenjegalieva e Paez-Farrell \(2013\)](#), [Glass, Kenjegalieva e Sickles \(2014\)](#), [Glass, Kenjegalieva e Sickles \(2016\)](#), ao implementar os modelos SAR e SDM, que capturam os transbordamentos globais e locais. Embora possa ser facilmente estendida para outras modelagens como fronteira de produção espacial de erro, que assim como no modelo autorregressivo espacial também capturam os transbordamentos globais, na modelagem de erro espacial os transbordamentos estão relacionados ao termo de erro latente, enquanto os transbordamentos globais e locais em uma especificação SAR e SDM relacionam-se à variável dependente e as explicativas, que têm implicação nos escores de eficiência, com uma interpretação econômica estrutural dos impactos diretos e indiretos. Portanto, uma unidade em um modelo espacial está importando e exportando simultaneamente *spillovers* de e para vizinhos. Os efeitos indiretos captam a magnitude dos *spillovers*, que quando exportados por uma unidade referem-se a mudança média na variável dependente de todas as outras unidades após uma mudança em uma variável independente para uma unidade particular, e quando importados por uma unidade, referem-se à mudança média na variável dependente para uma unidade particular após uma mudança em uma variável independente para todas as outras unidades.

A abordagem teórica que justificaria o crescimento da PTF decorre das interações espaciais que surgem em razão da interdependência das regiões quanto ao emprego das tecnologias usadas na agropecuária nos sistemas de produção. Esta questão se faz relevante sob a ótica do desenvolvimento econômico, e suas relações com o aumento da produtividade total dos fatores, uma vez que o crescimento da produtividade reflete a capacidade dos agentes em absorverem tecnologias ou a exportarem, e este 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, alinhado aos agentes imitadores das boas práticas é outro argumento que reforça a correlação espacial. Além disso, organizações atuando em redes induzem dependência espacial. Como exemplo, pode-se citar os centros de pesquisas que disseminam tecnologias, complexos agroindustriais, cooperativas sediadas em diferentes regiões. Dentro desses grupos, recursos humanos e tecnologia são compartilhados ativamente. Essas regiões são obviamente mutuamente dependentes ([RIOS; GIANMOENA, 2018](#); [TSUKAMOTO, 2019](#)).

A hipótese que norteia este trabalho de fronteira de produção a partir de modelos SAR e SDM está intimamente relacionada à eficiência espacial, ou seja, transbordamento de eficiência, que irá contribuir para o entendimento do transbordamento da PTF. Partindo da pressuposição de que o comportamento de uma região reflete o comportamento médio

das unidades de produção inseridas naquela região, a adoção⁴⁸ de tecnologias, insumos, sistemas de produção e práticas de controle, pelos agentes⁴⁹ e reproduzidos por agentes copiadorees geram um efeito de transbordamento de eficiência e de produtividade. Desta forma, o indicador de eficiência indireta está condicionado à capacidade dos agentes em importar ou exportar desempenho de produtividade em relação aos seus vizinhos.

3.2 METODOLOGIA

3.2.1 Modelagem espacial autorregressiva da PTF na agropecuária brasileira

Cornwell, Schmidt e Sickles (1990) apresentaram a modelagem de eficiência técnica, obtida através da estimação do intercepto, que varia entre as diferentes firmas e assim pode ser interpretada como diferentes níveis de eficiência. Seguindo Glass, Kenjegalieva e Paez-Farrell (2013), também utilizaram o método adotado por Cornwell, Schmidt e Sickles (1990) para a obtenção dos efeitos específicos que são usados para calcular a eficiência variante no tempo em um modelo com a existência de dependência espacial autorregressiva. Nesta abordagem foi implementada uma função de produção espacial⁵⁰ autorregressiva do tipo Cobb-Douglas na agropecuária brasileira, conforme segue:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \beta_l \ln L_{it} + \beta_k \ln K_{it} + \beta_M \ln M_{it} + \beta_{tt} + \beta_{t^2} t^2 + \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln y_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

Sendo

$i = 1, 2, \dots, 510$, N : $t = 1, 2$ e 3 . O y_{it} é o valor da produção da i th unidade; L_{it} , K_{it} e M_{it} , são Mão de obra, Capital e Materiais; β_l , β_k e β_m são os parâmetros estimados do trabalho, capital e materiais, respectivamente; α é um efeito fixo específico da unidade; Adotando as premissas de Glass, Kenjegalieva e Sickles (2016), admite-se que existe uma mudança técnica Hicks neutra dada por uma variável de tendência temporal t , t_2 , e t_3 ; λ é o parâmetro espacial autorregressivo; ε_{it} é um distúrbio de i.i.d i e t com média e variância σ^2 zero; w_{ij} é um elemento da matriz de pesos espaciais, W .

A matriz de pesos espaciais W caracteriza-se por ser positiva $N \times N$, normalizada nas linhas⁵¹, podendo a matriz ser ou não ser simétrica, em que as observações são dispostas em linhas e colunas, desta forma, os elementos W_{ij} indica a intensidade da relação entre as unidades seccionais transversais i e j , assim, quando os elementos não são zeros os dois locais tem vizinhança: $W_{ij} = 1$ quando i e j são vizinhos, e $W_{ij} = 0$ quando eles não são. Desta forma, os elementos diagonais W_{ii} , são todos zeros para exclusão de auto-vizinhos

⁴⁸ Poderia ser expresso também pelos condicionantes capacitadores de produtividade.

⁴⁹ Neste trabalho representado pelas RGI que compõem a amostra.

⁵⁰ Para uma análise mais detalhada sobre modelos com dados espaciais, ver Almeida (2012), LeSage e Pace (2009) e Elhorst (2014).

⁵¹ W é normalizado para ter somas de unidades de linha de modo que a defasagem espacial endógena da variável dependente seja uma média ponderada de observações para a variável dependente para unidades vizinhas.

(ELHORST, 2014). Além disso, $(I_N - \lambda W)$ é considerado não singular para todos os valores dos parâmetros λ no espaço. Também admite-se que as somas de linha e coluna de W e $(I_N - \lambda W)$ são limitadas uniformemente em valor absoluto.

A função de produção espacial autorregressiva será estimada por Máxima Verossimilhança. A estimação por log Máxima Verossimilhança é uma alternativa para resolver a endogeneidade existente, visto que, ao aplicar uma otimização não-linear à função LM obtém-se estimadores consistentes. Para mais detalhes sobre o procedimento de correção de viés em modelos de efeitos fixos e a estimação por *demeaning* sugere-se Elhorst (2014).

A eficiência variável no tempo é obtida conforme o procedimento de Cornwell, Schmidt e Sickles (1990), também aplicado por Glass, Kenjegalieva e Paez-Farrell (2013). Em síntese, usando os resíduos ε_{it} da função de produção 21, estima-se $\varepsilon_{it} = \theta_i t + \rho_i t^2 + e_{it}$, onde e_{it} é uma perturbação do i.i.d. Com os parâmetros θ_i e ρ_i em conjunto com o α_i parâmetros estimados na função de produção 21, calcula-se as **eficiências técnicas** em 22.

$$TE_{it} = \exp \left(\left(\alpha_i + \theta_i t + \rho_i t^2 \right) - \max_i \left(\alpha_i + \theta_i t + \rho_i t^2 \right) \right) \quad (22)$$

Em cada período, supõe-se que a unidade mais eficiente está na fronteira.

3.2.2 Decomposição espacial do crescimento da PTF e interpretação dos efeitos marginais

O modelo espacial autorregressivo (SAR), que também aninha o modelo durbim (SDM), traz uma grande quantidade de informações. A atratividade destes modelos de efeito global se deve a sua grande riqueza na interpretação de parâmetros sobre a relação envolvendo as observações ou regiões, pois mudanças em observações de uma região além de exercerem um efeito causal direto também afetam outras regiões de forma indireta e portanto, o que diferencia os modelos econométricos espaciais é a capacidade de capturar as interações (LESAGE; PACE, 2009).

Modelos do tipo SAR e SDM requerem cautela quanto à interpretação dos coeficientes, pois não podem ser interpretados diretamente como elasticidades. Isso se deve porque o efeito marginal de uma variável explicativa é uma função da variável espacial autorregressiva. A função de produção (21) pode ser reescrita com empilhamentos sucessivos das secções transversais e serem interpretados como efeitos diretos, indiretos e totais, como recomendam LeSage e Pace (2009):

$$y_t = (I_N - \lambda W)^{-1} k \iota_N + (I_N - \lambda W)^{-1} \alpha_N + (I_N - \lambda W)^{-1} \tau_t \iota_N + (I_N - \lambda W)^{-1} \Gamma_t \beta + (I_N - \lambda W)^{-1} \varepsilon_t \quad (23)$$

onde

ι_N é um vetor $(N \times 1)$ de uns; α_N é um vetor de $(N \times 1)$ efeitos fixos; Γ_t é uma matriz $(N \times K)$ de observações empilhadas para TL $(x, t)_t$; e β é um vetor de parâmetros da função Cobb-Douglas.

A matriz de derivadas parciais do valor esperado de y em relação à k th variável de T L $(x,t)_t$, $\Gamma_{k,t}$ na unidade 1 até unidade N no tempo pode ser vista como:

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial \Gamma_{1k}} \cdot \frac{\partial E(Y)}{\partial \Gamma_{Nk}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial \Gamma_{1k}} & \cdot & \frac{\partial E(y_1)}{\partial \Gamma_{Nk}} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial \Gamma_{1k}} & \cdot & \frac{\partial E(y_N)}{\partial \Gamma_{Nk}} \end{bmatrix} \quad (24)$$

$$= (I - \lambda W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \cdot & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \cdot & w_{2N}\theta_k \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \cdot & \beta_k \end{bmatrix}$$

onde

w_{ij} são os elementos (i, j) da matriz W . As derivadas de parciais da $E(Y)$ em relação a k th variável explicativa possuem três propriedades a saber:

1. As variáveis explicativas exercem efeito sobre a variável dependente na região pertencente, bem como sobre a variável dependente de outras regiões. Isso é caracterizado como efeito direto e é possível visualizar nas derivadas parciais da diagonal principal da matriz. Os efeitos indiretos ocorrem fora da diagonal principal. Se $\lambda = 0$ e $\theta_k = 0$, os efeitos indiretos deixam de existir;
2. Quando $\lambda \neq 0$, os elementos da diagonal principal da matriz $(I_n - \lambda W)^{-1}$ são diferentes para diferentes unidades e isso faz com que os efeitos diretos não sejam iguais. Os efeitos indiretos também são diferentes, desde que $\lambda \neq 0$ e $\theta \neq 0$, visto que, fora da diagonal principal da matriz $(I_n - \lambda W)^{-1}$ e W as unidades são diferentes;
3. Para $\theta_k \neq 0$ os efeitos indiretos são denominados efeitos locais, pois estão restritos a vizinhança, uma vez que os elementos da matriz de pesos espaciais w_{ij} é diferente de zero, o efeito x_{jk} em y_i também é diferente de zero. Quando $\lambda \neq 0$ os efeitos são globais, ou seja, os efeitos recebidos por uma unidade não se restringem a vizinhança. Se $\theta_k \neq 0$ e $\lambda \neq 0$ ambos os efeitos ocorrem.

Os efeitos diretos e indiretos são diferentes para cada unidade, deste modo, o efeito direto passa ser a média dos elementos diagonais do produto da matriz do lado direito, e os efeitos indiretos são representados pela média da soma dos elementos das linhas fora da diagonal. O efeito direto, que também é responsável pelos efeitos de realimentação é o efeito médio da alteração de uma variável independente em uma unidade de seção transversal na variável dependente dessa unidade. O efeito indireto é a mudança média na variável dependente para uma unidade particular após uma mudança em uma variável independente em todas as outras unidades. O efeito total médio é a soma dos efeitos diretos e indiretos (LESAGE; PACE, 2009).

Após ter estabelecido o conceito dos efeitos diretos, indiretos e totais, estes são empregados na decomposição do crescimento da produtividade (PTF). [Glass, Kenjegalieva e Paez-Farrell \(2013\)](#) apresentaram três componentes padrão da mudança da PTF: mudança na própria eficiência técnica (EC), própria mudança técnica (TC); e mudança própria nos retornos a escala (SC). Nesta decomposição, diferentemente da verificada em [Kumbhakar e Wang \(2005\)](#) que apropria somente os componentes diretos, é ampliada estendido a decomposição não espacial padrão da PTF incluindo os componentes indiretos de TC e SC. As mudanças da PTF são explicadas por três componentes ($PTF = EC + TC + SC$) e pode ser obtida da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 PTF_{it+1} = & \underbrace{\left[\ln TE_{it+1} - \ln TE_{it} \right]}_{EC} + \underbrace{\frac{1}{2} \left[\eta t_{it+1}^{Dir} + \eta t_{it}^{Dir} \right]}_{TCDireto} + \underbrace{\frac{1}{2} \left[\eta t_{it+1}^{Ind} + \eta t_{it}^{Ind} \right]}_{TCIndireto} + \\
 & \underbrace{\frac{1}{2} \left[\sum_{r=1}^R ((\eta x_{r,it+1}^{Dir} SF_{it+1}^{Dir}) + (\eta x_{r,it}^{Dir} SF_{it}^{Dir})) \ln(\eta x_{r,it+1}^{Dir} / x_{r,it}^{Dir}) \right]}_{SCDireto} + \\
 & \underbrace{\frac{1}{2} \left[\sum_{r=1}^R ((\eta x_{r,it+1}^{Ind} SF_{it+1}^{Ind}) + (\eta x_{r,it}^{Ind} SF_{it}^{Ind})) \ln(\eta x_{r,it+1}^{Ind} / x_{r,it}^{Ind}) \right]}_{SCIIndireto}
 \end{aligned} \quad (25)$$

Onde

η_{ti} e $\eta x_{r,i}$ são as saídas das elasticidades de produção em relação ao tempo e ao r th insumo ($r = 1, \dots, R$); $SF_i = (\sum_{r=1}^R \eta x_{r,i} + 1) / \sum_{r=1}^R \eta x_{r,i}$ é o fator de escala fora das médias amostrais; e Dir e Ind denotam as elasticidades e fatores de escala que são calculados usando os efeitos marginais diretos e indiretos.

Em um segundo momento é estimado um modelo espacial⁵² para determinação e análise dos efeitos das variáveis explicativas sobre a PTF. A partir da expressão (21) foram obtidas estimativas da PTF para as respectivas RGI do Brasil, o que permite reestimar um modelo para encontrar seus determinantes. Deste modo, a variável dependente é o resultado obtido a partir de (21) referente ao período censitário de 2017⁵³ e os determinantes da PTF são definidos conforme a expressão (26):

$$\hat{w}_i = \alpha + \hat{\beta}_1 Fin_i + \hat{\beta}_2 Apt_i + \hat{\beta}_3 Rod_i + \hat{\beta}_4 Coop_i + \hat{\beta}_5 Pld_i + \hat{\beta}_6 Corr_i + \hat{\beta}_7 Ed_i + \hat{\beta}_8 Ot_i + \epsilon \quad (26)$$

onde

$\hat{w}_i$ é a PTF por RGI para o ano de 2017; α é o intercepto; $\hat{\beta}_1$ é o parâmetro para o valor total dos financiamentos da agricultura e pecuária para o ano 2017, obtidos junto a Matriz de Dados do Crédito Rural do [Banco Central \(2020\)](#) e subdividem-se conforme a

⁵² O modelo estimado foi o SAR, dado que as estimativas da PTF foram obtidas através deste modelo o que justifica sua implementação na determinação dos efeitos sobre a PTF.

⁵³ O modelo estimado refere-se a um *cross-section* dado a indisponibilidade temporal para todas as variáveis explicativas determinadas no modelo.

finalidade de custeio, investimento e comercialização; $\hat{\beta}_2$ é o parâmetro associado ao índice médio de aptidão agrícola das RGI ⁵⁴, representando interpretação de variáveis de solos (profundidade, drenagem, fertilidade e textura), relevo (declividade e altitude) e clima, aplicável à grande maioria das culturas agrícolas; $\hat{\beta}_3$ é o parâmetro para a extensão em quilômetros de rodovias estaduais e federais existentes em cada RGI ⁵⁵; $\hat{\beta}_4$ é o parâmetro para o número de estabelecimentos em que os produtores são associados em cooperativas; $\hat{\beta}_5$ é o parâmetro para o número de estabelecimentos em que os produtores utilizam a prática do plantio direto na palha; $\hat{\beta}_6$ é o parâmetro para o número de estabelecimentos em que os produtores fazem correção de solo; $\hat{\beta}_7$ é o parâmetro para o número de estabelecimentos conforme a escolaridade do produtor que dirige o estabelecimento ⁵⁶ e $\hat{\beta}_8$ é o parâmetro para o número de estabelecimentos que receberam algum tipo de orientação técnica. As variáveis que correspondem aos números de estabelecimentos foram extraídas do IBGE (2019) CA de 2017.

3.2.3 Base de dados

A função de produção espacial autorregressiva da expressão (23) foi estimada usando um painel equilibrado para 510 RGI do Brasil tendo como período o Censo Agropecuário (CA) 1995/96 IBGE (1998), 2006 IBGE (2012) e 2017 IBGE (2019). As variáveis foram obtidas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no banco de dados do Sistema IBGE de Recuperação Automática-SIDRA. A variável dependente ($\ln y_{it}$) é valor da produção agropecuária (VBP). O 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 vegetal e agroindústria. As entradas são representadas pela quantidade de trabalho usado na agricultura em equivalente-homem (eht), capital utilizado na agropecuária que dado pela força mecânica dos tratores em cavalos (cvtrat), e materiais, que é dado pela área destinada à exploração agropecuária, excluindo as áreas impróprias (ae), valor dos insumos agrícolas e pecuários, 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 (ins), gastos da agricultura com uso de energia que pode ser elétrica ou combustíveis (ene), área irrigada em hectares (irr).

⁵⁴ No anexo A.4 é apresentado a distribuição espacial do índice de aptidão, obtidos em Sparovek (2015).

⁵⁵ Os dados da extensão da malha rodoviária foram recortados do arquivo SHP com auxílio do *software* Quantum GIS (2017) obtidos junto ao Ministério da Infraestrutura (2020).

⁵⁶ O CA 2017 divide os estabelecimentos conforme a escolaridade: Antigo ginásial (médio 1º ciclo), Regular do ensino fundamental ou 1º grau, EJA - educação de jovens e adultos e supletivo do ensino fundamental ou do 1º grau, Antigo científico, clássico, etc (médio 2º ciclo), Regular de ensino médio ou 2º grau, Técnico de ensino médio ou do 2º grau, EJA - Educação de jovens e adultos e supletivo do ensino médio ou do 2º grau, Superior - graduação e Mestrado ou doutorado.

3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.3.1 Procedimentos para estimação da Produtividade Total dos Fatores na agropecuária brasileira

A seguir é apresentada a definição dos procedimentos utilizados para estimação do modelo paramétrico da PTF sob a ótica da dependência espacial. A abordagem será através de um painel espacial e requer definir qual tipo de efeito é o mais apropriado. A modelagem espacial não tem, por suposição, testes claros e que a escolha é uma arte. Em painéis espaciais, atenção se volta para escolha da matriz de ponderação espacial W , tipo de efeitos (Fixo ou Aleatório), os componentes espaciais: erro espacial $\lambda W u$, defasagem espacial da variável dependente $\delta W y$, e defasagens espaciais das variáveis explicativas $\theta W x$ (também chamado de componente Durbin), a estrutura do termo de erro e as defasagens espaço-temporais (KOPCZEWSKA; KUDŁA; WALCZYK, 2017). Entretanto, o procedimento para definição do modelo tem forte preferência pela modelagem espacial autorregressiva, por razões teóricas em relação as pressuposições do modelo.⁵⁷

A definição do modelo paramétrico que reporte estimativas confiáveis sob a dependência espacial terá como ponto de partida e escolha de uma matriz de pesos espaciais W . Neste ensaio, utilizou-se uma matriz de contiguidade do tipo *queen*, ponderada e normalizada nas linhas e a escolha se deu pelo critério do I de Moran, que evidência a melhor autocorrelação espacial dentre as matrizes testadas (ALMEIDA, 2012). Quanto à definição dos efeitos, se fixos ou aleatórios, conforme Kopczewska, Kudła e Walczyk (2017), a classe de modelos de painéis espaciais tem uma complexidade relativamente alta, principalmente devido a maior possibilidade de combinações e algumas especificações exigirem justificativa teórica. Portanto, a escolha do tipo de efeito logo poderia ser previamente definida com auxílio da literatura, uma vez que a abrangência do estudo foi previamente definida, e neste caso o modelo de efeitos fixos⁵⁸.

Os resultados das estimativas são apresentados na tabela 12. Para permitir comparações, além dos modelos espaciais autorregressivos SAR e SDM é apresentado o modelo de efeitos fixos sem dependência espacial SD. Como é possível observar, os modelos apresentam sinais equivalentes, mas a magnitude e a significância das variáveis são diferentes, sendo mais similares entre o SAR e SDM, em razão da dependência espacial. A variável endógena δ , indica a dependência espacial de y , dada especificação da matriz W , e não pode ser interpretado como uma elasticidade. As estimativas de δ no modelo SAR (0,481) e modelo SDM (0,537) foram significativas estatisticamente ao nível inferior a

⁵⁷ A motivação para escolha do modelo espacial autorregressivo já foi exposto neste trabalho. Para ver mais detalhes, consultar Glass, Kenjegalieva e Paez-Farrell (2013) e Glass, Kenjegalieva e Sickles (2016).

⁵⁸ O teste de Hausman levou a rejeitar a hipótese nula de que os efeitos fixos são inconsistentes. Quanto ao procedimento para obtenção dos efeitos fixos, foi utilizado o estimador Within, e para mais detalhes, ver Greene (2009). Este teste é recomendado pois, é necessário recuperar os efeitos individuais das unidades de análise para obtenção das eficiências.

1% , sugerindo que a produção agropecuária é espacialmente dependente e se mostra mais forte no modelo SDM, uma vez que a magnitude do coeficiente é maior quando comparado ao modelo SAR.

O valor do LogLik, conforme observado na tabela 12, cresce quando o modelo de efeitos fixos não espacial é estendido e incluído os efeitos das interações espaciais, e deste modo, o modelo de efeitos não espacial deve ser rejeitado em favor dos modelos com interação espacial. Para escolher⁵⁹ entre o modelo SAR e SDM foi adotado o critério da não violação da autocorrelação espacial nos resíduos e maior LogLik. Como os valores do LogLik foram maiores no modelo SDM, a princípio a escolha seria por este modelo, todavia este modelo não elimina a autocorrelação no resíduo, diferentemente do modelo SAR, que apesar de ter menor LogLik e um coeficiente de interação espacial, eliminou o efeito da autocorrelação. A preferência por o SAR também se deve à sua estrutura de análise, uma vez que a defasagem espacial da variável dependente (coeficiente δ) é entendido como um transbordamento espacial global e pode expressar as relações persistentes de longo prazo em uma dimensão temporal (ELHORST, 2014).

Todos os parâmetros do modelo SAR e SDM são significativos para os coeficientes diretos ao nível abaixo de 5%, com exceção a variável área irrigada (lirr), que além de não apresentar significância estatística, seu sinal esperado é contraintuitivo em uma função de produção. Deste modo, para melhor controle dos efeitos regionais, optou-se pela inclusão de variáveis binárias de interação com a área irrigada, que é apresentado na tabela 13. Além da adição das variáveis binárias, introduziu-se uma variável de tendência t e t^2 , admitindo que exista uma mudança técnica Hicks-Neutra⁶⁰.

As estimativas dos parâmetros na tabela 13 referem-se somente ao modelo escolhido, SAR. Conforme LeSage e Pace (2009), os coeficientes das variáveis explicativas não podem ser interpretados como elasticidades, por causa que o efeito marginal das variáveis é uma função do componente espacial autorregressivo e assim é necessário obter os efeitos marginais diretos, indiretos e totais. A partir da decomposição dos efeitos, as elasticidades dos insumos na função de produção mostram, grau de retorno da escala e taxa média da mudança técnica Hicks-Neutra. No modelo com o termo de defasagem espacial, esses valores variam em relação às observações e, portanto, os valores médios do efeito direto dos insumos da função de produção mostram o grau de retorno da escala (TSUKAMOTO, 2019). O grau de retorno à escala maior (menor) que 1 indica retornos crescentes (decrescentes) da tecnologia à escala. A soma dos efeitos diretos está próxima de um, sugerindo que os retornos são constantes à escala.

A decomposição espacial do modelo torna-se mais robusta com a inclusão das variáveis binárias de controle, dado que houve uma melhora na significância estatística e

⁵⁹ Os procedimentos para a determinação do modelo a ser escolhido seguem os critérios de Elhorst (2014) e Almeida (2012).

⁶⁰ Para mais detalhes da especificação do modelo com tendência, ver Glass, Kenjegalieva e Paez-Farrell (2013).

Tabela 12 – Resultados para seleção de modelos de fronteira de produção espacial

	<i>Classe de modelos espaciais</i>			
	<i>SD</i>	<i>SAR</i>	<i>SDM</i>	
	<i>Coef(X)</i>	<i>Coef(X)</i>	<i>Coef(X)</i>	<i>Coef(W X)</i>
Área Explorada	0,051*** (0,012)	0,381*** (0,035)	0,329*** (0,037)	0,069 (0,066)
Equivalente-Homem	0,180*** (0,015)	0,326*** (0,035)	0,381*** (0,040)	−0,187** (0,063)
Energia	0,343*** (0,019)	0,055** (0,018)	0,040* (0,020)	0,022 (0,034)
Insumos	0,341*** (0,016)	0,202 *** (0,015)	0,256*** (0,017)	−0,153*** (0,027)
Tratores	0,024* (0,011)	0,037*** (0,011)	0,025* (0,012)	0,041 (0,022)
Irrigação	−0,017** (0,006)	−0,012 (0,007)	− 0,007 (0,007)	0,001 (0,012)
Constant	3,014*** (0,153)			
δ		0,481*** (0,024)	0,537*** (0,028)	
R^2	0,964	0,951	0,965	
σ^2	0,163	0,043	0,042	
LogLik	−786,99	169,37	190,93	

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

Nota: Erros-padrão robusto—valor em parênteses.

* *Significância estatística até o nível de 5%.*

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

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

Tabela 13 – Resultados da estimação do modelo autorregressivo (SAR) para uma fronteira de produção espacial

	<i>SAR</i>	<i>Decomposição dos efeitos</i>		
		<i>Coef Dir</i>	<i>Coef Ind</i>	<i>Coef Total</i>
Área Explorada	0,3883*** (0,0352)	0,4083*** (0,0372)	0,3202*** (0,0456)	0,7285*** (0,0775)
Equivalente-Homem	0,3281*** (0,0358)	0,3450*** (0,0363)	0,2705*** (0,0386)	0,6156*** (0,0701)
Energia	0,0633*** (0,0189)	0,0665** (0,0207)	0,0522** (0,0166)	0,1188** (0,0369)
Insumos	0,2060*** (0,0151)	0,2166*** (0,0179)	0,1698*** (0,0216)	0,3865*** (0,0363)
Tratores	0,0445*** (0,0113)	0,0468*** (0,0120)	0,0367*** (0,0102)	0,0836*** (0,0219)
Irrigação	-0,0377*** (0,0091)	-0,0397*** (0,0093)	-0,0311*** (0,0078)	-0,0708*** (0,0168)
Irrigação*NE	0,0117 (0,0196)	0,0123 (0,0199)	0,0096 (0,0155)	0,0219 (0,0354)
Irrigação*SE	0,0567** (0,0181)	0,0596*** (0,0165)	0,0467*** (0,0138)	0,1064*** (0,0300)
Irrigação*S	0,0875*** (0,0212)	0,0920*** (0,0218)	0,0721*** (0,0182)	0,1642*** (0,0393)
Irrigação*CO	0,0447** (0,0149)	0,0470** (0,0156)	0,0369** (0,0129)	0,0840** (0,0282)
t	0,4642*** (0,0642)	0,4882*** (0,0627)	0,3828*** (0,0624)	0,8710*** (0,1192)
t^2	-0,1071*** (0,0142)	-0,1126*** (0,0142)	-0,0883*** (0,0140)	-0,2010*** (0,0268)

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

Nota: Erros-padrão robusto—valor em parênteses.

* Significância estatística até o nível de 5%.

** Significância estatística até o nível de 1%.

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

os coeficientes apresentam sinal coerentes com o esperado, atendendo ao pressuposto das condições de monotonicidade da função de produção nas médias amostrais. A magnitude e o sinal esperado dos coeficientes mostram que a produção na agropecuária brasileira nesse período foi suscetível ao uso dos insumos definidos no modelo. A exceção somente ocorre com uso da irrigação na região Norte⁶¹, que apresenta sinal contraintuitivo na função de produção e com significância estatística ao passo que as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste o uso da irrigação se mostrou significativa e afetou positivamente a produção⁶². Na região Nordeste a elasticidade do uso da irrigação não se mostrou significante estatisticamente.

Como mostra a Tabela 13, o coeficiente de tendência temporal (t) na função de produção é estatisticamente significativo no nível de significância de 1% e seu sinal é positivo e o sinal do coeficiente da tendência do tempo ao quadrado (t^2) é negativo. Os resultados indicam que também houve progresso técnico no período. O sinal negativo do termo quadrático da tendência está relacionado aos rendimentos da função, ou seja, após atingir um máximo, a mudança técnica cresce a taxas decrescentes.

A partir da estimação do modelo SAR apresentado na tabela 13 é possível decompor o crescimento da PTF para o período censitário de 1995/96, 2006 e 2017. A decomposição é apresentada pela variação nos três componentes já apresentados, eficiência técnica (EC), mudança técnica (TC) e mudanças nos retornos a escala (SC). Antes de qualquer análise cabe aqui distinguir os termos eficiência técnica de mudança técnica. Eficiência técnica, conforme, [Bogetoft e Otto \(2010\)](#) está relacionado ao uso dos insumos dada uma tecnologia existente, ou seja, é a forma como os insumos são combinados. [Silva \(1982\)](#) argumenta que o termo ‘técnica’ se aplica a cada particular processo de produção pelo qual um dado produto ou conjunto de produtos, pode ser obtido. Técnica e processo produtivo combinam-se visando a produção de bens. O conjunto de todos os processos de produção, bem como de todas as técnicas conhecidas para obtenção de um determinado produto ou grupos deles, caracteriza tecnologia. Progresso tecnológico refere-se ao avanço da tecnologia existente, envolvendo, por conseguinte, a ampliação do estoque de técnicas ou processos de produção conhecidos. Desta forma, a figura 10 mostra o progresso técnico ocorrido entre os períodos censitários.

⁶¹ Com foi criado interação entre área irrigada e as regiões, a variável controle (lirr) representa a elasticidade para região Norte.

⁶² No caso das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste o resultado é perfeitamente justificado, considerando que nestas regiões onde se concentram as maiores áreas irrigadas no Brasil([ANA, 2017](#)).

Figura 10 – Mudança técnica (TC) e a decomposição dos efeitos entre os períodos censitários de 1995/96-2006 e 2006-2017

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

A figura 11 mostra as variações na eficiência técnica ocorrida no Brasil no período 1995/96-2017, mostrando as RGI que tiveram crescimento de eficiência no uso dos insumos de produção, dado a tecnologia disponível. O escore de eficiência foi construído com base nos quantis inferiores (baixo e baixo/médio) e superiores (Médio/alto e alto). Ao longo do período é possível observar as variações em termos de eficiência técnica e o padrão como as mudanças ocorreram nas regiões do Brasil. Variações mais significativas estão dispostas na parte central do Brasil⁶³ e compreende três grandes regiões, Centro-Oeste, parte oeste da região Nordeste e o sul da região Norte. Na região Sudeste, maiores variações em termos de eficiência são observadas de forma mais dispersa no estado de São Paulo e de forma mais concentrada no Leste mineiro⁶⁴. No caso da região Sul, observa-se um padrão mais uniforme disperso ao longo de grande parte das RGI, tendo sua grande maioria níveis mais elevados de crescimento.

⁶³ Região também conhecida como Matopiba, com forte crescimento no agronegócio no período recente da formação agrícola brasileira.

⁶⁴ Região também conhecida como triângulo mineiro, com forte identidade no agronegócio.

Figura 11 – Variação na própria eficiência técnica (EC) no período censitário de 1995/96-2017

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

No intuito de compreender os resultados quanto ao maior crescimento da eficiência localizado em aglomerados regionais, é observado em [Vieira Filho \(2013\)](#) que a taxonomia por grupos de eficiência tecnológica pode ser atribuídas a heterogeneidade estrutural e produtiva⁶⁵, e estas são decisivas quanto ao uso eficiente dos recursos. Regiões com um padrão produtivo bem definido, caracterizam-se por elevada especialização produtiva, alta eficiência e com forte concentração regional. Essas características são comuns no Centro-Oeste e na região central do Brasil, mais especificamente no Matopiba, onde a produção é focada em poucas culturas e em larga escala (forte concentração de áreas).

Os resultados apresentados na figura 11 corroboram com argumento de [Vieira Filho \(2013\)](#), pois é observado que nestas regiões específicas houve uma maior variação na eficiência técnica. Ao que tudo indica, o caminho de expansão da eficiência técnica parece acompanhar o processo de expansão da agropecuária brasileira. Regiões tipicamente

⁶⁵ Heterogeneidade estrutural é definida como disparidades estáticas, aquelas relacionadas a infraestrutura produtiva, que pode ser de ordem natural ou por falta de investimentos que viabilizem a produção, ou seja, não se relacionam ao modo como os recursos são alocados em um mercado competitivo, ao passo que a heterogeneidade produtiva relaciona-se a maneira como os recursos são alocados no processo produtivo([CIMOLI, 2005](#)).

tradicionais como Sul e Sudeste, cederam lugar para o protagonismo agrícola de regiões consideradas inóspitas, como Centro-Oeste e o Matopiba.

Chaddad (2017) mostrou diferentes formas organizacionais em diferentes regiões do Brasil, que explicam a altas produtividades e a eficiência técnica. Na região Sul, a agricultura é caracterizada por pequenas propriedades, com grande diversificação, organizadas sob formas de cooperativas e contratos⁶⁶. No Sudeste, os estabelecimentos são maiores, especializados e integrados verticalmente com produtos voltados para à exportação, como o café, cana-de-açúcar, citrus, celulose e papel. Essa forma de organização tende a ser especializada e altamente organizada, consequentemente com alta eficiência técnica no uso dos recursos. Por fim, a região central do Brasil, caracterizada por grandes propriedades orientadas comercialmente, com mão de obra especializada, gestão profissional e de tecnologias operacionais modernas. Essas características estão sintetizadas no anexo (A.2) e podem ser relacionadas com a figura 11 como forma de entendimento do comportamento do crescimento da eficiência técnica nas grandes regiões do Brasil.

Um novo padrão tecnológico que se disseminou na agropecuária, impôs aos produtores novos padrões, e os níveis mais elevados de produtividade são reflexos da capacidade dos agentes em gerarem e difundirem tecnologias. As mudanças tecnológicas explicam as modificações estruturais na agropecuária. Regiões capazes de absorver e difundir tecnologias modificaram sua composição estrutural, permitindo alcançar maiores produtividades e consequentemente o maior nível de eficiência. Desta forma, o crescimento da eficiência técnica observado no período também foi fruto da capacidade de assimilação e disseminação de novas técnicas pelos agentes envolvidos nas diversas regiões do Brasil, sob diferentes estruturas organizacionais agrícolas. Neste caso é ressaltada a importância da pesquisa como mecanismo de disseminação das boas práticas e consequentemente da eficiência técnica. Em regiões como Norte, Nordeste e Centro-Oeste, a sensibilidade da eficiência técnica em relação a pesquisa é maior, como demonstraram Souza, Gomes e Gazzola (2010) e de certa forma ajudam a compreender o aumento da eficiência técnica no período.

Nas figuras 12 (a) e (b) são apresentadas as taxas de crescimento dos retornos a escala diretos, e as taxa de crescimento dos retornos indiretos nas figuras 13 (a) e (b). A partir da decomposição espacial da PTF, ficou evidente que o maior componente de crescimento se deve a mudança de escala. As mudanças de escala são suscetíveis aos efeitos diretos e indiretos e a variação no uso dos fatores de produção.

⁶⁶ A presença de cooperativas auxilia no fornecimento de crédito, assistência técnica e insumos aos seus associados, além de comercializar e processar coletivamente a produção ao passo que o estabelecimento de contratos serve como mecanismo de transferência de tecnologia aos produtores, fomentar o crescimento da produção e, portanto, garantir o abastecimento.

Figura 12 – Decomposição espacial da PTF em relação a variação nos retornos a escala direto (SC-D) no período censitário de 1995/96-2006 (a) e 2006-2017 (b)

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

As respostas mais significativas quanto à variação nos insumos de produção ocorrem nas regiões Centro-Oeste, Norte e a parte oeste da região Nordeste. Enquanto o crescimento médio do Brasil no período para os retornos a escala foi de 5,95% para fatores diretos e de 4,78% para fatores indiretos, na região Norte o crescimento foi de 13,11% e 11,10% respectivamente, seguido pelo Centro-Oeste (8,19% e 6,54%), Nordeste (5,10% e 4%), Sul (4,20% e 3,36%) e Sudeste (3,98% e 3,18%).

Como observado no período censitário de 1995/96-2006 nas figuras 12 e 13 (a), a maior variação em relação aos retornos concentra-se em regiões pouco tradicionais e em um período em que se vivenciava uma expansão mais intensa para regiões mais remotas como Norte, parte das regiões Centro-Oeste e Nordeste, ou seja, essa expansão vem acompanhada da intensificação no uso de insumos. Nota-se também que nas regiões Sul, Sudeste e parte da região Centro-Oeste, o crescimento em relação aos retornos no uso dos insumos é menor, o que é perfeitamente justificável, uma vez que a agricultura já atingiu seu limite técnico⁶⁷. As figuras 12 e 13 (b) referentes ao período de 2006-2017, apresentam um recuo no padrão de crescimento em relação aos retornos de escala pelo uso de insumos quando comparado ao período anterior. À medida que a agricultura torna-se consolidada a escassez de recursos passa ser menor e consequentemente os retornos a escala também diminuem.

Figura 13 – Decomposição espacial da PTF em relação a variação nos retornos a escala indiretos (SC-I) no período censitário de 1995/96-2006 (a) e 2006-2017 (b)

⁶⁷ Diferente de regiões potenciais que demandam maior quantidade força mecânica, insumos químicos e biológicos, energia, mão de obra, na medida que a área agricultável aumenta.

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

A maior sensibilidade aos retornos nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste se deve à expansão recente da agricultura, que traz consigo um novo dinamismo nas formas de produção e consequentemente intensificação dos fatores tradicionais. Uma vez que os retornos à escala respondem por grande parte do crescimento da PTF no Brasil, é possível observar comportamento similar na figura 14, isto é, o crescimento mais significativo da PTF ocorreu nas regiões com maior crescimento nos retornos à escala. Ao que tudo indica, o aumento nos retornos à escala é acompanhado do crescimento da eficiência técnica, e consequentemente no crescimento da PTF.

Figura 14 – Distribuição espacial da taxa do crescimento da PTF no período de 1995/96-2006 (a) e 2006-2017 (b)

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017 e elaboração do autor

A tabela 14 apresenta os resultados do crescimento da PTF para o Brasil e suas regiões em cada subperíodo censitário, e na média dos períodos, levando em consideração os efeitos diretos e indiretos. Os resultados obtidos mostram que a PTF cresceu ⁶⁸ a uma taxa média de 3,87% a.a. em todo período censitário, desconsiderando os efeitos indiretos. Levando em consideração os efeitos indiretos, a soma total mostra um crescimento de 6,96% a.a. na média.

Ao analisar o crescimento nos períodos censitários de 1995/96-2006 e 2006-2017, nota-se um crescimento mais significativo no segundo período, o que mostra que a PTF cresceu mais em períodos recentes. Esse crescimento está muito atrelado ao bom desempenho da região Centro-Oeste, que teve ganhos substanciais de produtividade, aliado a uma maior participação no crescimento da PTF ao nível de Brasil. Duas outras regiões que também contribuíram para o maior crescimento da PTF no Brasil neste último período foram as regiões Nordeste e Norte, que além de terem elevadas taxas de crescimento na PTF, no caso específico da região Nordeste, esta aumentou sua participação na taxa de crescimento do Brasil. No caso das regiões Sudeste e Sul, além de terem taxas de crescimento muito similares, apresentaram uma relativa estabilidade em termos de crescimento e participação, sem grandes mudanças entre os períodos.

O crescimento observado na regiões Norte, que na média dos períodos censitários foi de 2 vezes maior ao Nordeste, 3,33 em relação ao Sudeste, 3,40 quando comparado ao Sul e 1,49 em relação ao Centro-Oeste, não necessariamente contribuiu para elevação da PTF ao nível Brasil, nas mesmas proporções do seu crescimento. Regiões com menor crescimento médio, como Sul e Sudeste, mas com grande peso na participação da produção agropecuária, representam maior importância na taxa de crescimento da PTF, como mostra a tabela 14. Entretanto, é possível observar que a taxa de crescimento entre os períodos variou pouco nas regiões Sul e Sudeste, bem como a participação na taxa de crescimento da PTF; em contrapartida, outras regiões como Nordeste e principalmente o Centro-Oeste, além de um crescimento mais vigoroso da PTF, passam a ter maior participação no crescimento ao nível Brasil, principalmente no último período censitário.

Os resultados obtidos nesta seção corroboram com a hipótese de que a PTF na agropecuária brasileira estabelece uma relação de dependência espacial entre as regiões ao promover uma maior dinâmica nas produtividades, nas eficiências e no uso de tecnologias. As fronteiras agrícolas vêm se expandindo para regiões antes inconcebíveis de serem cultiváveis, como resultado da adoção de novas tecnologia, o que resulta em aumento do progresso técnico, crescimento da eficiência técnica, dos retornos a escala e da PTF.

A partir dos resultados apresentados, cabe agora buscar entender as causas e magnitudes que geraram os efeitos sobre a PTF. No anexo A.3 é apresentada a expansão da fronteira agrícola no Brasil e Cerrado em diferentes períodos. [Vieira Filho \(2016\)](#) mostrou que a expansão das fronteiras agrícolas se deu basicamente através do aumento do estoque

⁶⁸ [Gasques, Bacchi e Bastos \(2018\)](#) estimaram um crescimento da PTF de 3,20% a.a. para o período de 2000-2009 e de 3,17% a.a. no período de 2000-2016.

Tabela 14 – Decomposição da taxa de crescimento e participação regional no crescimento da PTF nos períodos censitários e na média dos períodos

Brasil e Regiões	Período	PTF			
		Direto	Indireto	Total	Part.
Brasil	1995/96-2006	3,52	2,82	6,34	–
	2006-2017	4,23	3,34	7,57	–
	Média	3,87	3,09	6,96	–
Norte	1995/96-2006	8,64	6,86	15,5	0,75
	2006-2017	9,67	7,56	17,23	0,96
	Média	9,16	7,2	16,36	0,85
Nordeste	1995/96-2006	4,15	3,27	7,42	1,09
	2006-2017	4,75	3,65	8,4	1,49
	Média	4,45	3,46	7,91	1,29
Sudeste	1995/96-2006	2,57	2,07	4,64	1,60
	2006-2017	2,91	2,26	5,17	1,66
	Média	2,74	2,07	4,91	1,63
Sul	1995/96-2006	2,57	2,1	4,67	1,46
	2006-2017	2,75	2,21	4,96	1,33
	Média	2,66	2,15	4,81	1,39
Centro-Oeste	1995/96-2006	5,48	4,41	9,89	1,42
	2006-2017	6,68	5,35	12,03	2,11
	Média	6,08	4,88	10,96	1,77

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

de conhecimento existente, e melhorado de forma ser adaptado em regiões tropicais, como caso do Cerrado brasileiro. O processo da calagem corrigiu o problema da acidez em vários tipos de solo em diversas regiões do Brasil, principalmente a porção central. A inoculação de bactérias na semente contribuiu para a maior fixação de nitrogênio no solo, de modo aumentar a produtividade com redução de insumos químicos, e mudanças na técnica de plantio com uso da prática do plantio direto trouxe maior preservação do solo com aumento da fertilidade. Variedades de sementes com menores ciclos e bem adaptáveis permitiram o plantio de mais uma safra, consequentemente aumento da produtividade. A melhoria das pastagens, e o cruzamento genético proporcionaram ganhos elevados na pecuária além da redução do tempo médio de abate dos animais.

De acordo com [Vieira Filho \(2016\)](#), mudanças espaciais no cultivo de algumas culturas são imprescindíveis para entender a nova dinâmica regional das regiões agrícolas no Brasil. Como exemplo, cita-se a migração da soja e do milho do Sul para o Centro-Oeste

e para o Matopiba, a reestruturação produtiva do algodão nas regiões do Centro-Oeste e Matopiba, a perda de relevância da região Nordeste na produção de cana-de-açúcar frente a intensificação da mecanização da região Centro-Oeste (embora a região Sudeste continue ser região de maior produção nacional). Na pecuária tem ocorrido o deslocamento intraregional no Centro-Oeste da produção bovina, especificamente do Mato Grosso do Sul para o Mato Grosso, Goiás e para o Norte nos estados de Rondônia e Pará. Portanto, é notório que a agropecuária se deslocou e cresceu na região central do Brasil, mais precisamente nas últimas quatro décadas de forma vigorosa.

Buainain e Garcia (2016) mostraram que a partir do ano de 2001 houve uma forte mudança na ocupação da agricultura no Cerrado Nordestino⁶⁹, acentuando-se em 2011. O uso da terra com culturas tradicionais, como algodão, milho, arroz, feijão, mandioca e cana-de-açúcar, perderam protagonismo para a soja, que em 2011 apresentou forte expansão em respostas às mudanças dos mercados de *commodities* agrícolas. No período de 1990-2011 a soja apresentou um crescimento de 398% na área plantada, sendo que para o algodão esse crescimento foi de 114%, para o milho 14%, e o arroz teve uma redução de 37%. Somando as quatro culturas mais relevantes como milho, soja, algodão e arroz apresentaram um aumento de 64% de área plantada, enquanto a quantidade produzida aumentou 941% e no caso específico da soja 2.335% de aumento da quantidade. Observa-se então que a área plantada explicou pouco o crescimento da produção, e os ganhos em produtividade ligados à mudanças tecnológicas são responsáveis pelo aumento observado.

Barros (2016) mostrou que nas duas últimas décadas o aumento da produtividade e da eficiência técnica no agronegócio trouxe um comportamento paradoxal entre o preço relativo do setor e crescimento agropecuário. Mesmo diante de uma redução dos preços dos alimentos e matérias-primas na agropecuária, a produção continuou a crescer e assumiu papel de destaque na economia em um período denominado *boom* das *commodities* (2001-2011). A produtividade e a eficiência cresceram estimuladas pelo aumento das exportações, principalmente para a China que ostentava taxas de crescimento elevadas e consequentemente demandava grandes quantidades de *commodities*. Portanto, o aumento das exportações estimularam as produtividades, que proporcionaram ganhos no setor agropecuário mesmo quando o preço relativo dos alimentos estava em ciclo de baixa.

Chaddad (2017) ressaltou como causa da expansão agrícola e o crescente aumento de produtividade a liberalização da economia nos anos 1990 e o *boom* das *commodities*, que forneceram os incentivos econômicos para os empreendedores agrícolas tornarem as terras cultiváveis, aumentando as produtividades com o uso de tecnologias modernas. Dentro deste cenário, algumas condições capacitadoras contribuíram para ganhos expressivos de produtividade em regiões mais afastadas dos centros agrícolas tradicionais:

⁶⁹ De acordo com Buainain e Garcia (2016) o Cerrado Nordestino é um bioma que se localiza no Nordeste do Brasil, estendendo-se do norte de Minas Gerais, oeste dos estados da Bahia, Piauí e Maranhão, totalizando 64,5 milhões de hectares o que representa 7,6% do território brasileiro.

1. Recursos naturais - Brasil possui 14,5% das terras potencialmente agricultáveis do mundo e 13,2% dos recursos hídricos renováveis. As condições do clima, junto do melhoramento genético das sementes permite até três safras em algumas regiões. As condições pluviométricas favoráveis fornecem água na maioria das regiões, sem a necessidade de irrigação, e os solos planos e profundos, em alguns casos, com drenagem adequada, facilitam a mecanização;
2. Tecnologias - O Brasil foi o primeiro país a dominar tecnologias de produção agrícola adaptáveis às condições tropicais. A expansão para o cerrado exigiu uma série de tecnologias que limitavam a produção neste tipo de bioma e dentre algumas destacam-se:
 - a) Melhoramento de plantas genéticas;
 - b) Fertilidade e conservação do solo;
 - c) Fixação biológica do nitrogênio;
 - d) Rotação de culturas e manejo integrado de pragas;
 - e) Integração lavoura-floresta-pecuária;
 - f) Desenvolvimento do Cerrado;
3. Política agrícola - As políticas voltadas para o setor agropecuário forneceram condições para o desenvolvimento de tecnologias, e conseqüentemente para expansão agrícola. Dentre as políticas destacam-se:
 - a) Crédito rural;
 - b) Mecanismos de garantia da renda agrícola;
 - c) Investimento em pesquisa e extensão rural;

Vários fatores foram determinantes para o aumento da PTF ao longo dos períodos censitários e dentre estes, foi destacado os que propiciaram condições para expansão da agropecuária para regiões pouco produtivas, que conseqüentemente tiveram ganhos expressivos de produtividade.

3.3.2 Determinantes da Produtividade Total dos Fatores (PTF) na agropecuária brasileira

O resultado da distribuição média das variáveis definidas no modelo por RGI podem ser visualizadas na tabela 15, e ajudam a compreender regionalmente as desigualdades. Além das variáveis em valor absoluto, são apresentados em valores relativos aos estabelecimentos e a área explorada.

Tabela 15 – Média brasileira e regional de alguns indicadores da agropecuária por RGI - período censitário 2017

Indicadores	Unid	BR	N	NE	SE	S	CO
EST	Quant	9.948	9.365	15.083	6.686	8.889	6.552
AE	Quant	511.649	689.779	360.982	325.375	363.766	1.518.535
FIN	R\$	327,1	128,8	88,5	292,8	639,8	779,8
APT	Índice	0,44	0,51	0,41	0,42	0,46	0,48
ROD	Km	680,7	913,99	650,37	497,2	482,6	1.356
COOP	Quant	1.136	327	218	1.142	3.268	870
CORR	Quant	1.429	661	550	2.089	2.436	1.246
PLD	Quant	1.085	467	397	437	3.864	543
OT	Quant	2.011	973	1.239	1.914	4.319	1.548
ED_SUP	Quant	584	392	413	704	614	919
ED_MED	Quant	1.487	1.409	1.738	1.206	1.525	1.461
ED_FUN	Quant	2.536	3.036	3.469	1.653	2.589	1.561
FIN/AE	R\$	995	141	274	1.300	2.452	614
FIN/EST	R\$	49.660	15.077	8.023	57.359	79.109	136.689
COOP/EST	%	14,40	3,35	1,74	20,11	35,66	14,37
CORR/EST	%	18,40	7,22	3,74	32,36	27,25	19,9
PLD/EST	%	12,38	5,14	3,21	7,01	41,62	9,22
OT/EST	%	25,37	11,44	9,26	33,74	47,60	25,39
ED_SUP/EST	%	8,45	4,63	3,21	14,04	7,48	14,67
ED_MED/EST	%	16,80	16,15	11,84	19,81	17,49	22,45
ED_FUN/EST	%	25,21	30,95	22,94	23,33	28,77	23,82

Fonte – IBGE - Censo Agropecuário 2017, [Banco Central \(2020\)](#), [Sparovek \(2015\)](#) e [Ministério da Infraestrutura \(2020\)](#)

Nota – EST = Estabelecimentos; AE = Área explorada; FIN = Valor dos financiamentos (em milhões); APT = Índice de aptidão; ROD = Extensão da malha rodoviária; COOP = Quantidade de estabelecimentos associados em cooperativas; CORR = Quantidade de estabelecimentos que fazem correção do solo; PLD = Quantidade de estabelecimentos que fazem plantio direto; OT = Quantidade de estabelecimentos que recebem orientação técnica; ED_SUP = Estabelecimentos dirigidos por produtores com escolaridade nível superior; ED_MED = Estabelecimentos dirigidos por produtores com escolaridade nível médio; ED_FUN = Estabelecimentos dirigidos por produtores com escolaridade nível fundamental.

Os valores absolutos para as variáveis apresentadas na tabela 15 são úteis para entender a dinâmica regional quando comparada as médias das RGI com a média brasileira e na comparação entre regiões, indicadores relativos permitem uma análise mais coerente. Observa-se que nas regiões Norte e Nordeste os indicadores absolutos das variáveis quando comparados a média brasileira em sua grande parte estão abaixo da média, ao passo que nas regiões Sul e Centro-Oeste apresentam melhores médias. O mesmo ocorre ao comparar os indicadores relativos, em que as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste detêm melhores resultados quando comparados as regiões Norte e Nordeste. Essas relações ajudam a entender como os recursos se distribuem ao longo das regiões e ajudam a explicar a produção e as produtividades na agropecuária brasileira.

Para entender os efeitos das variáveis do modelo sobre a PTF, resultados da regressão estão dispostos na tabela 16 com respectivos coeficientes e a decomposição dos efeitos diretos e indiretos. Antes da apresentação destes resultados na tabela, foram

testadas várias formas funcionais na tentativa de encontrar o melhor ajuste do modelo autorregressivo (SAR) e dentre estas a forma funcional que se mostrou mais apropriada foi um modelo *Log-Lin*. Esta forma funcional requer cuidados na interpretação dos parâmetros. Conforme observado em Wooldridge (2006), os parâmetros em nível devem representar uma variação percentual da variável dependente sobre um acréscimo unitário nas variáveis explicativas ($100 \cdot \beta_n$). Entretanto, quando existe uma mudança considerável de acréscimo sobre a variável explicativa isso pode produzir um viés nas estimativas e a forma exponencial é a mais adequada ($\% \Delta \hat{Y} = 100 \cdot [EXP(\hat{\beta}_n) - 1]$) para obter o verdadeiro valor do parâmetro ou das estimativas.

Conforme resultado da tabela 16, observa-se que grande parte das variáveis definidas como determinantes da PTF tiveram resultados estatisticamente significativos e com sinal esperado, com exceção das variáveis *Coop* (Número de estabelecimentos associados em cooperativas), *Ed* (Nível de educação dos estabelecimentos) e *Ot* (Número de estabelecimento com algum tipo de orientação técnica). Na tentativa de um ajuste robusto para estas variáveis, adotou-se alguns controles, como a interações regionais com variáveis binárias para *Coop* e *Ot*, admitindo que diferenças regionais possam ser captadas pelas interações, e na variável *Ed* estratificou-se conforme nível de educação dos estabelecimentos agropecuários. Os resultados dessas mudanças nas variáveis do modelo não apresentaram nenhum efeito para *Coop*, entretanto, na variável *Ed*, no estrato de estabelecimentos com educação superior *Ed_Sup* os resultados se mostram significativos e com sinal esperado, diferentemente dos estabelecimentos com educação nível médio *Ed_Med* e fundamental *Ed_Fun*. A interação regional na variável *Ot* apresenta resultados significativos para as regiões Sudeste, Nordeste e Norte, quando comparada ao Centro-Oeste que é a variável de controle⁷⁰

O coeficiente δ é positivo e significativo, isso denota que a PTF é afetada localmente por intermédio das variáveis explicativas do modelo e dado o grau de interdependência da variável dependente o efeito se estende as vizinhanças via transbordamento espacial.

⁷⁰ Para representarmos as k categorias de regiões, é necessário $k - 1$ regiões de binárias. A referência de análise será dada pela região Centro-Oeste, que traz melhores resultados para o modelo.

Tabela 16 – Resultados da estimação do modelo autorregressivo (SAR) na determinação da PTF

	<i>Decomposição dos efeitos</i>			
	<i>SAR</i>	<i>Coef Dir</i>	<i>Coef Ind</i>	<i>Coef Total</i>
Fin	0,000388** (0,000132)	0,000397** (0,000130)	0,000183* (0,000073)	0,000580** (0,000197)
Apt	0,00231*** (0,000594)	0,00236*** (0,000606)	0,00109*** (0,000318)	0,00345*** (0,000860)
Rod	0,000557*** (0,000149)	0,000570*** (0,000149)	0,000263** (0,000091)	0,000834*** (0,000228)
Coop	−0,000875 (0,000071)	−0,000895 (0,000075)	−0,000041 (0,000035)	−0,000130 (0,000110)
Pld	0,000159** (0,000055)	0,000163** (0,000056)	0,000075* (0,000029)	0,000238** (0,000082)
Corr	0,000095* (0,000048)	0,000097* (0,000049)	0,000044* (0,000025)	0,000142* (0,000073)
Ed_Sup	0,000660** (0,000223)	0,000675** (0,000207)	0,000311** (0,000119)	0,000987** (0,000312)
Ed_Med	−0,000019 (0,000042)	−0,000020 (0,000044)	−0,000009 (0,000020)	−0,000029 (0,000064)
Ed_Fun	−0,000072 (0,000107)	−0,000074 (0,000119)	−0,000034 (0,000057)	−0,000109 (0,000176)
Ot	−0,000158 (0,000124)	−0,000162 (0,000110)	−0,000074 (0,000057)	−0,000237 (0,000166)
Ot*S	0,000180 (0,000112)	0,000185 (0,000106)	0,000085 (0,000055)	0,000270 (0,000160)

Tabela 16 – Resultados da estimação do modelo autorregressivo (SAR) na determinação da PTF (Continuação)

	<i>Decomposição dos efeitos</i>			
	<i>SAR</i>	<i>Coef Dir</i>	<i>Coef Ind</i>	<i>Coef Total</i>
Ot*NE	0,000260* (0,000131)	0,000266* (0,000134)	0,000122* (0,000074)	0,000389* (0,000205)
Ot*SE	0,000255* (0,000108)	0,000261* (0,000105)	0,000120* (0,000058)	0,000382* (0,000160)
Ot*N	0,000386** (0,000143)	0,000395** (0,000149)	0,000182* (0,000083)	0,000578** (0,000226)
Interc	2,092*** (0,3574)			
δ	0,3282***			

Nota: Erros-padrão robusto—valor em parênteses.

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

* *Significância estatística até o nível de 5%.*

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

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

Do ponto de vista dos efeitos sobre a PTF, as variáveis do modelo podem ser organizadas em externas e internas aos estabelecimentos. As variáveis externas são investimentos públicos ou aspectos físicos onde se encontram das RGI, enquadrando-se valor total dos financiamentos da agricultura e pecuária (*Fin*), aptidão agrícola (*Apt*) e quilômetros em rodovias estaduais e federais (*Rod*). Quanto às variáveis internas aos estabelecimentos, dependem mais de quem administra as decisões tomadas, como associação do estabelecimento em cooperativas (*Coop*), utilização do plantio direto (*Pld*), correção do solo (*Corr*), escolaridade (*Ed*) e orientação técnica (*Ot*).

Na tabela 16 as variáveis estimadas no modelo SAR não podem ser interpretadas, dado que existem efeitos espaciais retroalimentadores⁷¹ que influenciam localmente e

⁷¹ Conforme [Kopczewska, Kudła e Walczyk \(2017\)](#), em modelos espaciais, incluindo a defasagem espacial da variável dependente (*Wy*), a previsão não é tão simples e requer um *loop* de *feedback* em *y* que é a variável prevista (*y*) e prevendo *Wy* ao mesmo tempo.

disseminam-se no espaço afetando a vizinhança retornando ao local de origem. Deste modo, é necessário fazer a decomposição dos efeitos diretos, indiretos e totais na interpretação dos resultados. Tratando-se da variável financiamento⁷² na agropecuária, o coeficiente estimado no modelo SAR foi de 0,000388, ao passo que na decomposição dos efeitos diretos o coeficiente é de 0,000397, ou seja, a cada um milhão de reais disponibilizado na agropecuária através de financiamentos, geram um efeito de 0,0397% sobre a PTF. A diferença de 0,000009 (0,000397 - 0,000388) se deve ao efeito *feedback* que ocorre pela interdependência espacial da variável dependente, que retorna ao local de origem, dito de outra forma, o efeito dos recursos de financiamento empregados na agropecuária afetam a PTF de forma direta e dado a interdependência da variável dependente, esse efeito afeta a variável dependente das vizinhanças, retornando ao local de origem.

Além do efeito direto, a PTF é afetada indiretamente pelos recursos aplicados na agropecuária através dos financiamentos no montante de 0,0183%, isso implica em um efeito transbordamento, que é o impacto da mudança dos recursos do financiamento na localização RGI_i na mudança de y na localização RGI_j , sendo $i \neq j$ e isto significa que, em média, 31,55% das alterações na PTF provocadas pela disponibilidade de financiamento resultam de interações da vizinhança. A soma dos efeitos é representado pelo coeficiente total de 0,000580, a cada um milhão disponibilizado em financiamentos, tem-se um efeito sobre a PTF de 0,058%.

Todas as variáveis tidas como externas aos estabelecimentos foram significativas e com sinal esperado. O aumento no valor dos financiamentos, o índice de aptidão e a extensão das rodovias em quilômetros, afetam direta e indiretamente a PTF. O mesmo ocorre nas variáveis expressas em quantidades de estabelecimentos por RGI. O aumento no número de estabelecimentos que implementam a prática do plantio direto ou a correção de solo, bem como o maior nível de educação e por fim, os que recebem algum tipo de orientação técnica, geram efeitos positivos sobre a PTF. Em se tratando das variáveis, estabelecimentos associados em cooperativas e da binária para orientação técnica no Centro-Oeste, nenhuma inferência estatística pode ser feita, tão pouco alguma afirmação, pois elas não se mostraram estatisticamente significativas.

Algumas considerações sobre os resultados da estimativa precisam ser feitas:

Financiamento na agricultura e pecuária — O crédito rural é destacado na agropecuária brasileira como um dos principais instrumentos de política agrícola. A política de crédito rural passou por muitas mudanças a partir da década de 1980 e as discussões sobre os problemas existentes ainda são persistentes, como reportado por [Pinto \(2018\)](#). Entretanto, o impacto do crédito rural sobre o PIB da agropecuária é notório, uma vez que permite a aquisição de bens de consumo intermediário e agrega mais valor ao produto, o que se torna possível pelas tecnologias adquiridas.

⁷² Com exceção da variável financiamento, não será feita uma análise técnica da interpretação quantitativa dos efeitos sobre as outras variáveis do modelo. A partir desta variável fica subentendido que o leitor consiga interpretar as mudanças que as variáveis explicativas exercem sobre a variável dependente.

O efeito sobre a PTF ocorre na medida que propicia acesso a novas tecnologias, deslocando a curva de produção existente para uma posição mais elevada. O modelo estimado por [Gasques et al \(2017\)](#) sugere que um aumento de 1% no montante da variação no crédito causa a variação positiva de 0,40% no VBP, 0,19% no PIB do agronegócio, 0,18% no PIB da agropecuária e 0,12% na PTF. Deste modo, os resultados obtidos na tabela 16 são consistentes com o encontrado por [Gasques et al \(2017\)](#), ao evidenciar uma relação positiva do volume de gastos com financiamento na agropecuária e aumento da PTF. O que diferencia as abordagens na mensuração dos impactos sobre a PTF é a consideração nesta modelagem dos efeitos indiretos provenientes da dependência espacial, ou seja, o aumento do aporte de recursos com financiamento na agropecuária causa um efeito positivo sobre a vizinhança, que é dado pelo coeficiente indireto.

Aptidão — Consiste em um índice que varia de 0 a 1. O índice é construído com base em uma forma de interpretação de variáveis de solos (profundidade, drenagem, fertilidade e textura), relevo (declividade e altitude) e clima, aplicável à grande maioria das culturas agrícolas. Os atributos químicos e físicos condicionam o potencial produtivo da agropecuária brasileira. Em relação aos atributos do solo, a baixa profundidade interfere no desenvolvimento de raízes das culturas agrícolas, o que causa baixa sustentação e absorção de água. Solos com baixa drenagem ou encharcamento permanente são considerados de baixa qualidade e estão associados à profundidade, relação textural e declividade do terreno distingue as condições de disponibilidade de oxigênio para o sistema radicular das plantas e risco de salinização. A textura dos solos está atrelada à fertilidade do solo e na estabilização da matéria orgânica (solos argilosos na média são considerados de alta produtividade, diferentemente de solos arenosos). A fertilidade do solo refere-se à capacidade natural do solo para fornecer nutrientes às plantas sem a utilização de adubos químicos, ou seja, a fertilidade do solo é vista como "poupa-adubação", uma vez que não é necessário compensar as deficiências naturais com uso de adubação química, proporcionando uma economia de recursos e maiores produtividades. O relevo agrícola está condicionado à capacidade de mecanização. Áreas de grande declividade impossibilitam a operacionalização mecânica, impactando negativamente na produtividade do trabalho. As condições climáticas com temperatura e disponibilidade de água, impactam sobre a produtividade agrícola e podem evidenciar a necessidade de tecnologias que venham substituir a escassez de certos recursos, como água. A integração de todos esses atributos (solos, relevo e clima) permite avaliar a capacidade produtiva de uma região. O desenvolvimento de uma planta ficará limitada pelo fator deficitário de um dos atributos, mesmo que todos os outros fatores estejam presentes. A mensuração de todos esses atributos é um índice cujo valor máximo equivale à satisfação de condições ideais em que há máximo aproveitamento dos fatores de produção do meio físico e alcance de

máxima produtividade (SPAROVEK, 2015). Portanto, os resultados apresentados para aptidão no modelo mostram que o impacto sobre a PTF é significativo com o aumento do índice de aptidão⁷³. Os impactos provenientes dos efeitos indiretos podem estar atrelados as semelhanças físicas dos atributos da aptidão e deste modo influenciam de forma indireta a PTF.

Quilômetros de rodovias — O resultado apresentado no modelo para esta variável é estatisticamente significativo, e assim é possível inferir que o aumento da extensão da malha rodoviária em quilômetros afeta positivamente a PTF de forma direta e indireta. As rodovias são consideradas um parâmetro de infraestrutura de uma região, sendo que, quando maior a malha rodoviária, pressupõe-se uma maior integração regional de modo permitir uma maior dependência espacial, afetando localmente e nas respectivas vizinhanças. Mendes, Teixeira e Salvato (2009) examinaram os efeitos dos investimentos em infraestrutura sobre a PTF do setor agropecuário, e os resultados atestaram que investimentos em rodovias é um dos componentes que mais afetou a PTF no Brasil no período de 1985-2004. Almeida (2012) apresentou a função de produção agropecuária espacial para o estado de Minas Gerais, e encontrou resultados que mostram impactos positivos na densidade da malha rodoviária sobre a produção agropecuária. Em cadeias agroalimentares, a atividade de transporte resulta na inclusão de regiões mais afastadas dos grandes centros, permitindo o deslocamento da produção e insumos tecnológicos que viabilizam o aumento da produtividade destas regiões. Além destes benefícios, uma boa estrutura de transporte permite aos agentes produtores planejarem de forma eficiente suas operações, reduzindo custos e perdas decorrentes do transporte. A falta de uma adequada estrutura de transporte desestimula qualquer tipo de incentivo por parte dos produtores em investir em tecnologias maximizadoras de produtividade, sabendo das dificuldades do transporte da produção ou de insumos (CAIXETA-FILHO, 2018).

Associação a cooperativas — A associação dos estabelecimentos agropecuários a cooperativos não mostrou ser estatisticamente significativa nesta modelagem, mesmo adotando-se alguns instrumentos de controles regionais dentro modelo como a criação de binárias regionais. O fato desta variável não apresentar significância estatística não quer dizer que não afete a PTF, mas sim que os resultados reportados apenas não permitem inferência sobre seus efeitos. Chaddad (2017) mostrou que a organização dos povos que compartilhavam características e laços culturais comuns, também contribuiu para o progresso da agropecuária no Brasil. Na região Sul, o sucesso alcançado dependeu de características individuais, acesso a fatores básicos de produção e aos mercados. Isso tudo foi implementado em grande parcela por diferentes

⁷³ Utilizando o indicador da aptidão de Sparovek (2015), Soares e Spolador (2019) analisaram o *gap* tecnológico e a eficiência técnica dos produtores de milho no estado de São Paulo e concluíram que existe níveis distintos de eficiência entre os grupos de produtores, com produtores sendo menos eficientes onde o índice de aptidão é baixo.

cadeias de valor que supriram os agricultores com crédito e tecnologias, e dentre esta destaca-se o papel das cooperativas. Muitas das ações de responsabilidades dos governos foram desempenhadas pelas cooperativas, e acordos de contrato na forma de fornecimento de crédito, tecnologias, acesso aos mercados, assistência técnica, insumos e sementes. No estado do Paraná, um terço de todos os produtores são associados, as cooperativas são responsáveis por cerca de 60% da comercialização da produção. A agropecuária catarinense também adota o modelo de contratos e o cooperativismo exerce forte influência na dinâmica de assistencialismo e comercialização entre produtores (OCEPAR, 2019).

Plantio direto – A técnica do plantio direto trouxe uma nova concepção de sistemas de plantio na agropecuária brasileira no período da Revolução Verde. Essa técnica promoveu mudanças tecnológicas desde o preparo de solo até a colheita, contribuindo para o aumento da produtividade de forma sustentável. Segundo Assad e Lima (2018), o plantio direto é um dos principais instrumentos de mitigação de emissões na agropecuária de baixo carbono (ABC), e não se limita somente à redução de emissões, mas também aumento de produtividade e redução custo com a menor utilização no uso de fertilizantes. Chaddad (2017) ressaltou que o uso do plantio direto diminui o nível de operacionalização mecânica (aração e gradeação), diminuindo o desgaste do solo com o processo de erosão, muito característico em países tropicais. Ademais, o plantio direto é uma forma de minimizar o uso de insumos, aliado à agricultura de preservação, dado que se consome 75% menos combustíveis fósseis, e retém maior quantidade de água no solo, o que permite uma economia de 30% no uso da água, bem como retenção do carbono no solo. Estimativas de Soares e Spolador (2019) mostram que a prática do plantio direto está relacionada a redução do *gap* tecnológico na produção de milho no estado de São Paulo, contribuindo também para redução dos custos relacionados ao uso de máquinas, mão de obra, fertilizantes, para preparação de solo na entressafra, pois viabilizou o cultivo do milho segunda safra e deste modo reduziu o custo de oportunidade dos produtores, dada a menor ociosidade da terra. Os resultados obtidos no modelo mostram que um aumento no número de estabelecimentos que utilizam a técnica do plantio direto contribui para aumento da PTF. Isso porque a prática do plantio direto requer insumos tecnológicos, como máquinas modernas, otimizando a eficiência do processo de produção e auxilia na manutenção e conservação dos nutrientes do solo, ou seja, além dos ganhos com a maior eficiência mecânica, existem ganhos com a eficiência biológica do solo, o que se traduz em maiores produtividades.

Correção do solo – A correção de solo se mostra importante nos estabelecimentos agropecuários, pois eleva a eficiência dos outros insumos e consequentemente ao aumento da produtividade da terra. Como explicou Chaddad (2017), com a correção de solo, as quantidades corretas de calcário, fósforo e outros nutrientes, a fertilidade

do solo é potencializada. Foi o que ocorreu no cerrado brasileiro, antes visto como um solo pobre e inapto para práticas agrícolas, mas com esforços e técnicas de correção, tornou-se efetivamente produtivo. Solos devidamente corrigidos e utilizados com técnicas de proteção, como a exemplo do plantio direto, tornam-se e mantêm-se produtivos ao longo do tempo. Conforme reportado nos resultados das tabelas 16, um aumento na quantidade de estabelecimentos que utilizem como prática agrícola a correção de solo, tem efeito positivo sobre a PTF, uma vez que existe uma otimização produtiva de outros insumos. Isso é possível com o gerenciamento de grandes áreas através da aplicação de corretivos e fertilizantes com uso de equipamentos modernos e precisos que visem reduzir a taxa de variabilidade produtiva, o que é denominado de agricultura de precisão. A agricultura de precisão, fortemente baseada na tecnologia da informação, tem como dos seus principais objetivos maximizar a eficiência na utilização dos insumos agrícolas, aplicando-os de forma diferente conforme as reais necessidades da terra (MOLIN, 2017). Se existe variabilidade na produção, há espaço para melhorar as produtividades com a espacialização desse tipo de prática e, portanto, a correção de solo pelos estabelecimentos se mostra eficaz no aumento da PTF, uma vez que se otimiza o uso de recursos, como os insumos agrícolas.

Educação — Como a educação é uma variável importante na determinação do crescimento de longo prazo, também é considerada um fator estrutural na determinação da PTF. Os resultados mostram que as pressuposições sobre esta variável do modelo em partes foi atendida, uma vez que o estrato dos estabelecimentos associados a um nível de educação maior, como educação superior, mostrou-se significativo e com efeito esperado, isto é, um aumento no número de estabelecimentos com pessoas com educação superior impacta positivamente na PTF. Outros estratos, como educação média e educação fundamental, o sinal do coeficiente é contraintuitivo, todavia nenhuma inferência é possível, uma vez que não há significância estatística. Hoffmann e Ney (2004) consideraram a educação como fator preponderante na determinação das desigualdades regionais e entre setores. As diferenças do nível de educação entre regiões e setores, explicam as grandes distorções em termos de rendimentos regionais e setoriais. Baixos níveis de educação das pessoas ocupadas na agricultura refletem negativamente sobre a produtividade do trabalho, renda e salários, acarretando sérios e persistentes problemas de pobreza rural, com grandes diferenças de renda entre setores.

Orientação técnica — Como ressaltaram Alves e Silva (2013) a extensão agrícola continuada é responsável pelo sucesso da transferência do conhecimento para o campo, e explica o crescimento da produção no Brasil. Os resultados iniciais para o número de estabelecimentos que dispõem de algum tipo de orientação técnica não apresentaram significância estatística. Optou-se então por controlar regionalmente através de uma interação binária, em que a região de controle é o Centro-Oeste, deste modo, os

resultados devem ser confrontados com esta região para as devidas inferências. Os resultados da tabela 16 mostram que as regiões Nordeste, Sudeste e Norte os efeitos são significativos e positivos quando comparado a região controle, Centro-Oeste, e deste modo, pode-se inferir que, um aumento no número de estabelecimentos com orientação técnica nestas regiões gera um efeito positivo direto e indireto sobre a PTF, pela magnitude do coeficiente quando este comparado a região controle. Também é possível observar que, nas regiões Norte e Nordeste a magnitude do efeito é maior e isso pode estar relacionado com o número reduzido de pessoas responsáveis pela assistência técnica nos estabelecimentos. A assistência técnica aos estabelecimentos é desafio dada a quantidade de estabelecimentos existentes e a dimensão territorial. Dados do IBGE (2019) mostram que apenas 20,21% dos estabelecimentos agropecuários no Brasil recebem algum tipo de orientação técnica, sendo o setor público responsável por aproximadamente 38% da origem da orientação, e o restante através da iniciativa privada, cooperativas, empresas integradoras e outras. Dentre as regiões mais deficitárias em termos de orientação se encontra o Nordeste, com aproximadamente 9% dos estabelecimentos com algum tipo de orientação, e o Norte com 11%. Na região Sul, aproximadamente 50% dos estabelecimentos dispõem de orientação técnica, seguido pelo Sudeste (33%) e Centro-Oeste (25%). Alves e Silva (2013) ao reportarem o problema da transferência de tecnologia no Brasil consideram a falta de assistência técnica e extensão rural nos estabelecimentos, principalmente na agricultura familiar, como responsáveis pela baixa produtividade e, conseqüentemente, baixa renda.

O crescimento da PTF pode ser amplamente explicado por um conjunto de condições capacitadoras, como descreveu Chaddad (2017), que permitiram o fomento da produtividade na agricultura brasileira. O modelo empírico baseado na expressão (26) é uma tentativa de estabelecer uma modelagem que contemple parte dessas condições capacitadoras, e permite assim inferências sobre os determinantes da PTF. Os resultados obtidos evidenciam como a PTF é suscetível a muitas variáveis, entretanto, as variáveis se mostram como uma condição necessária, mas não única causa de determinação. Existem muitos outros atributos como, políticos, institucionais, climáticos, macroeconômicos, culturais, formas de organização, que não podem ser negligenciados como fatores de impacto, entretanto, nem sempre possíveis de serem modelados ou compatibilizados com outras variáveis.

3.4 CONCLUSÃO

O objetivo principal deste trabalho foi apresentar a decomposição espacial da PTF na agropecuária brasileira nos períodos censitários de 1995/96, 2006 e 2017. Para a realização deste objetivo, previamente definiu-se conforme literatura abordada dois modelos que levem em conta a dependência espacial, o modelo autorregressivo (SAR)

e o modelo Durbim (SDM) e dentre estes optou-se pelo modelo SAR. Realizou-se uma nova decomposição do crescimento da PTF, que incluiu componentes diretos (próprios) e indiretos (transbordamentos), resultado da dependência espacial entre as RGI, ou seja, os efeitos espaciais são importantes na explicação do crescimento dinâmico da PTF. Os resultados obtidos com o modelo de fronteira de produção autorregressiva espacial permitiram a decomposição do crescimento da PTF pela variação da eficiência técnica, mudança técnica e nos retornos a escala. Nesta aplicação, o maior componente de transbordamento do crescimento da PTF é a mudança de escala.

A taxa média de crescimento da PTF foi de 3,87% a.a. em todo período estudado, levando-se em conta apenas os efeitos diretos. Considerando os efeitos indiretos, a taxa média de crescimento foi de 6,89% a.a. resultado dos efeitos *spillovers*. A relação de crescimentos entre os períodos mostrou que as taxas mais altas no período de 2006-2017 devem-se à manutenção do crescimento em regiões tradicionais como Sul e Sudeste, e o forte crescimento de regiões em que a agropecuária teve seu processo de expansão recente como, Centro-Oeste, Norte e parte do Nordeste, mais especificamente regiões que compõem o Matopiba. Além dessas regiões apresentarem crescimento pujante, passaram a ter mais representatividade no VBP neste último período, o que contribuiu para um maior crescimento da PTF a nível Brasil.

Um olhar mais atento para o crescimento da PTF e seus componentes revelou vários efeitos temporais e espaciais, bem como os resultados indicam que vários fatores territoriais estão positivamente relacionados ao crescimento dinâmico da PTF das RGI. O crescimento da PTF foi acompanhado pela própria mudança técnica ao longo do tempo, crescimento de eficiência técnica e nos retornos a escala. No que tange a eficiência técnica, foi observado que as RGI nos *scores* de melhor eficiência encontram-se agrupadas em regiões com um processo produtivo e organizacional bem definido. A eficiência técnica seguiu a trajetória de expansão da agropecuária, o que comprova a hipótese pré-estabelecida de que existe um transbordamento espacial e temporal. Regiões antes impróprias para atividades agropecuárias se tornaram conglomerados produtivos decorrentes do uso de insumos tecnologicamente modernos, aliados a P&D para adaptabilidade de cultivo, que quando combinados corretamente no processo de produção, refletiram no aumento da eficiência.

Além disso, é constatado forte interações espaciais positivas no crescimento da PTF, nas mudanças técnicas e de eficiência e nos retornos a escala entre RGI vizinhas. Em outras palavras, RGI com alto crescimento da PTF são mais provavelmente cercadas por pares de RGI com altos valores de crescimento de eficiência técnica e de altos retornos à escala. Isso sugere a presença de repercussões positivas de uma RGI para as RGI vizinhas, que ocorrem através da adoção de novas tecnologias já existentes nas vizinhanças. Além disso, esse efeito tem um caráter temporal específico conforme se materializa no período subsequente. Esses resultados sugerem que as RGI em áreas densamente produtivas têm melhor acesso a informações externas sobre novas tecnologias que ajudam a melhorar sua

produtividade. Isso poderia motivar um efeito de interação entre RGI geograficamente próximas.

Os resultados apresentados mostraram que, dentre os componentes que mais contribuíram para o crescimento da PTF, está a variação nos retornos a escala no uso dos fatores de produção, tanto de forma direta, quanto de forma indireta. Respostas mais significativas para os retornos a escala foram observadas nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste, principalmente no primeiro período censitário (1995/96-2006) e reduziram-se no segundo período (2006-2017). Os maiores retornos nestas regiões, quando comparado com as regiões mais tradicionais, como Sul e Sudeste, se deve ao próprio processo de expansão da agropecuária, que vem acompanhada da utilização de insumos de produção e estes respondem mais à escala nestas regiões dada sua carência. Por sua vez, regiões tradicionais operam no seu limite técnico, e o maior incremento para a PTF deve vir sob o aumento da eficiência dos insumos do que propriamente pela variação das quantidades. Quando atinge-se o limite técnico em regiões que tiveram grande variabilidade no primeiro período, foi observado uma redução nos retornos à escala no segundo período, o que é perfeitamente justificável, uma vez que a agricultura está consolidada e a escassez de recursos modernos passa ser menor.

A pressuposição inicial de que o comportamento de uma RGI reflete na média o comportamento de sua vizinhança é factível. Deste modo, a dependência espacial da PTF foi confirmada, e conformou o entendimento do processo deslocamento da agropecuária de regiões tradicionais para mais afastadas, e na formação recente da estrutura produtiva. Percebeu-se que os ganhos na PTF estão condicionados ao crescimento no uso de insumos básicos de produção reportados na função e nos retornos a escala. Além do uso de insumos, P&D foram fundamentais para o entendimento das realidades regionais, o que se traduziu na otimização produtiva, mudanças tecnológicas e crescimento da eficiência.

Neste sentido, buscou-se *ex post* identificar os fatores determinantes da PTF na agropecuária brasileira. O modelo sugeriu boa aderência das variáveis explicativas sobre a PTF. Além dos efeitos diretos positivos pelo incremento dos valores totais dos financiamentos destinados à agropecuária, um maior índice de aptidão agrícola, extensão da malha rodoviária, maior quantidade de estabelecimentos com uso de plantio direto, correção de solo, pessoas que dirigem os estabelecimentos com maior grau de estudos e assistência técnica, geram efeitos indiretos que afetam a PTF via dependência espacial.

Este estudo sugere que pesquisas futuras devem prestar atenção especial no papel da dependência espacial na avaliação do crescimento da produtividade. Além disso, pesquisas futuras poderiam avaliar o efeito de outras variáveis explicativas que possam impactar, levando em consideração as possíveis diferenças entre os subsetores agropecuários como, agricultura, pecuária, horticultura, floricultura, silvicultura, extração vegetal e agroindústria, incluindo como variável explicativa no modelo, dado que possivelmente as produtividades podem ser heterogêneas entre os setores específicos, ou analisando o papel dos fatores espaciais para subsetores específicos. Além disso, no caso particular

da agropecuária, os estudos que identificam fatores de difusão do conhecimento sobre o crescimento da PTF são limitados.

REFERÊNCIAS

- ADETUTU, M.; GLASS, A. J.; KENJEGALIEVA, K.; SICKLES, R. C. The effects of efficiency and TFP growth on pollution in Europe: a multistage spatial analysis. **Journal of Productivity Analysis**, Springer, v. 43, n. 3, p. 307–326, 2015. ISSN 0895-562X.
- ALMEIDA, E. Econometria espacial. **Campinas–SP. Alínea**, 2012.
- ALVES, E. R. A.; SILVA, R. C. Qual é o problema de Transferência de tecnologia do Brasil e da Embrapa? IN: ALVES, ER de A.; SOUZA, G. da S.; GOMES, EG (org.) **A Contribuição da Embrapa para o Desenvolvimento da Agricultura Brasileira**. Brasília, DF: Embrapa, 2013.
- ANA. **Atlas da irrigação: uso da água na agricultura irrigada**. Brasília, 2017. p. 86. Disponível em: <http://arquivos.ana.gov.br/imprensa/publicacoes/AtlasIrrigacao-UsodaAguanaAgriculturaIrigada.pdf>.
- ASSAD, E. D.; LIMA, R. C. A. Sustentabilidade de sistemas de produção agrícola. In: AGRO é paz: análises e propostas para o Brasil alimentar o mundo. [S.l.: s.n.], 2018. p. 416. ISBN 978-85-86481-66-6. DOI: [10.11606/9788586481666](https://doi.org/10.11606/9788586481666).
- BANCO CENTRAL, B. **Matriz de Dados do Crédito Rural - Contratações**. [S.l.: s.n.], 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/micrrural>. Acesso em: 28 mar. 2020.
- BARROS, G. S. d. C. Medindo o crescimento do agronegócio: bonança externa e preços relativos. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2016.
- BOGETOFT, P.; OTTO, L. **Benchmarking with dea, sfa, and r**. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2010. v. 157. ISBN 1441979611.
- BUAINAIN, A. M.; GARCIA, J. R. Crescimento da agricultura no Cerrado nordestino: fatores condicionantes, limites e resultados socioeconômicos. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2016.
- CAIXETA-FILHO, J. V. Logística: transporte e armazenagem. In: AGRO é paz: análises e propostas para o Brasil alimentar o mundo. [S.l.: s.n.], 2018. p. 416. ISBN 10.11606/9788586481666. DOI: [978-85-86481-66-6](https://doi.org/10.11606/9788586481666).
- CHADDAD, F. **Economia e organização da Agricultura Brasileira**. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017. ISBN 8535285873.
- CIMOLI, M. Heterogeneidad estructural, asimetrías tecnológicas y crecimiento en América Latina. **Economic Commission for Latin America and the Caribbean**, Cepal, n. 2005-11, 162 p. 2005.
- CORNWELL, C.; SCHMIDT, P.; SICKLES, R. C. Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. **Journal of econometrics**, North-Holland, v. 46, n. 1-2, p. 185–200, 1990. ISSN 0304-4076.

ELHORST, J. P. Linear spatial dependence models for cross-section data. In: IN: Spatial Econometrics. SpringerBriefs 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.

GASQUES ET AL, J. G. Impactos do crédito rural sobre variáveis do agronegócio. **Revista de Política Agrícola**, v. 26, n. 4, p. 132–140, 2017. ISSN 2317-224X.

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/crescimento-e-produtividade-da-agricultura-brasileira-de-1975-a-2016/>.

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.

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.

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.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis. Fifth**. [S.l.]: New Delhi: Pearson, 2009.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002. **Economia e Sociedade**, v. 13, n. 2, p. 51–79, 2004. ISSN 1982-3533.

IBGE. **Censo agropecuário 1995-1996**. Rio de Janeiro: IBGE, 1998. p. 358.

_____. **Censo Agropecuário 2006: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação-Segunda Apuração**. [S.l.: s.n.], 2012. p. 774.

_____. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. p. 104.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA - INMET. **Instituto nacional de meteorologia**. [S.l.]: Climatologia, 2008. Disponível em: <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=clima/quantis2>. Acesso em: 31 out. 2018.

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.

KUMBHAKAR, S. C.; WANG, H.-J. Estimation of growth convergence using a stochastic production frontier approach. **Economics Letters**, Elsevier, v. 88, n. 3, p. 300–305, 2005. ISSN 0165-1765.

KUTLU, L. Estimating efficiency in a spatial autoregressive stochastic frontier model. **Economics Letters**, Elsevier, v. 163, p. 155–157, 2018. ISSN 0165-1765.

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

MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C.; SALVATO, M. A. Investimentos em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1985-2004. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 63, n. 2, p. 91–102, 2009. ISSN 0034-7140.

MINISTÉRIO DA INFRAESTRUTURA. **Mapas e Bases dos Modos de Transporte**. [S.l.: s.n.], 2020. Disponível em: <<http://transportes.gov.br>>. Acesso em: 4 dez. 2019.

MOLIN, J. P. Agricultura de precisão: números do mercado brasileiro. **Boletim Técnico**, v. 3, 2017.

OCEPAR. **Paraná é referência em cultura cooperativista, diz representante da FAO no Brasil**. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: <<http://paranacooperativo.coop.br/ppc/index.php/sistema-ocepar/comunicacao/2011-12-07-11-06-29/informe-parana-cooperativo-arquivo/archive/view/listid-3-informe-parana-cooperativo-arquivo/mailid-3917-informe-parana-cooperativo-online-edicao-n-issuenb/tmpl-c>>. Acesso em: 2 dez. 2020.

PINTO, L. C. G. POLÍTICA AGRÍCOLA. In: AGRO é paz: análises e propostas para o Brasil alimentar o mundo. Piracicaba: ESALQ. [S.l.: s.n.], 2018. p. 416. ISBN 978-85-86481-66-6. DOI: [10.11606/9788586481666](https://doi.org/10.11606/9788586481666).

QUANTUM GIS, G. I. S. **Development Team. 2015. Quantum GIS Geographic Information System. V. 2.18. Open Source Geospatial Foundation Project**. [S.l.: s.n.], 2017.

RIOS, V.; GIANMOENA, L. Convergence in CO2 emissions: A spatial economic analysis with cross-country interactions. **Energy Economics**, Elsevier, v. 75, p. 222–238, 2018. ISSN 0140-9883.

SILVA, G. da. **Evolução e determinantes da produtividade agrícola: o caso da pesquisa e da extensão rural em São Paulo**. 1982. p. 230. Tese (Doutorado) – São Paulo, FEA/USP.

SOARES, P.; SPOLADOR, H. F. S. Eficiência técnica da produção de milho no estado de São Paulo: uma abordagem por metafronteira estocástica. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, SciELO Brasil, v. 57, n. 4, p. 545–558, 2019. ISSN 0103-2003.

SOUZA, G. d. S.; GOMES, E. G.; GAZZOLA, R. Eficiência técnica na agricultura brasileira: uma abordagem via fronteira estocástica. In: ÁREA de Informação da Sede-Artigo em anais de congresso (ALICE). [S.l.]: In: SIMPÓSIO DE PESQUISA OPERACIONAL E LOGÍSTICA DA MARINHA, 13., 2010, Rio ... , 2010.

SPAROVEK, G. G. **Avaliação da implementação do Plano Setorial de Mitigação e de Adaptação às Mudanças Climáticas para a Consolidação de uma Economia de Baixa Emissão de Carbono na Agricultura - PLANO ABC**. Piracicaba: IICA/BRA/02/2015, 2015.

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.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Grupos de eficiência tecnológica e desigualdade produtiva na agricultura brasileira. In: IN: Alves, ERA, Souza, GS e Gomes, EG Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil. Brasília, DF: Embrapa. [S.l.: s.n.], 2013.

VIEIRA FILHO, J. E. R. A fronteira agropecuária brasileira: redistribuição produtiva, efeito poupa-terra e desafios estruturais logísticos. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2016.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. [S.l.]: Pioneira Thomson Learning, 2006. ISBN 8522104212.

ANEXOS

Figura A.1 – Anomalias de precipitação observada no período de novembro de 2005 a Abril 2006 - método dos quantis

Fonte – Instituto Nacional de Meteorologia - INMET (2008)

Figura A.2 – Principais regiões agrícolas no Brasil

Fonte – [Chaddad \(2017\)](#)

Figura A.3 – Expansão da fronteira agrícola no Brasil e no bioma do Cerrado em diferentes períodos

Fonte – [Vieira Filho \(2016\)](#)

Figura A.4 – Distribuição espacial do índice de aptidão do meio físico para culturas agrícolas

Fonte – [Sparovek \(2015\)](#)

Tabela A.1 – Modelo de interação regional para variável irrigação e os efeito direto e indireto baseado nos coeficientes estimados para o modelo SAR espacial

	SAR	Direct	Indirect	Total
Área Explorada	0,388*** (0,035)	0,408*** (0,037)	0,319*** (0,044)	0,728*** (0,076)
Equivalente-Homem	0,328*** (0,035)	0,345*** (0,036)	0,270*** (0,040)	0,615*** (0,072)
Energia	0,063*** (0,018)	0,066** (0,022)	0,052** (0,0186)	0,118** (0,040)
Insumos	0,206*** (0,015)	0,216*** (0,015)	0,169*** (0,021)	0,386*** (0,033)
Tratores	0,044*** (0,011)	0,046*** (0,011)	0,036*** (0,010)	0,083*** (0,021)
Irrigação	-0,037*** (0,009)	-0,039*** (0,009)	-0,031*** (0,008)	-0,070*** (0,017)
Irrigação*NE	0,011 (0,019)	0,012 (0,021)	0,009 (0,017)	0,021 (0,038)
Irrigação*SE	0,056** (0,018)	0,059** (0,018)	0,046** (0,015)	0,106** (0,033)
Irrigação*S	0,087*** (0,021)	0,090*** (0,023)	0,072*** (0,020)	0,164*** (0,043)
Irrigação*CO	0,044** (0,014)	0,047** (0,014)	0,036** (0,012)	0,084** (0,026)
σ^2	0,466*** (0,024)			

Fonte: IBGE - Censo Agropecuário 1995/96, 2006 e 2017.

Nota: Erros-padrão robusto—valor em parênteses.

* Significância estatística até o nível de 5%.

** Significância estatística até o nível de 1%.

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