

# PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA NO BRASIL E SEUS DETERMINANTES: UMA ABORDAGEM ECONÔMETRICA PARA OS ANOS DE 2006 E 2017

*Agricultural production in Brazil and its determinants: an econometric  
approach for the years 2006 and 2017*

*Producción agrícola en Brasil y sus determinantes: un enfoque econométrico  
para los años 2006 y 2017*

**Maria Larissa Bezerra BATISTA** – Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)  
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-6273-059X>  
URL: <http://lattes.cnpq.br/2920068640038677>  
EMAIL: [maria.larissa25@gmail.com](mailto:maria.larissa25@gmail.com)

**Renata Benicio de OLIVEIRA** – Universidade de São Paulo (USP)  
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-1929-0162>  
URL: <http://lattes.cnpq.br/3553070487421917>  
EMAIL: [renatabenicio086@gmail.com](mailto:renatabenicio086@gmail.com)

**Janaina da Silva ALVES** – Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN)  
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-0182-3119>  
URL: <http://lattes.cnpq.br/8841368848220253>  
EMAIL: [janaina.alves@ufrn.br](mailto:janaina.alves@ufrn.br)



## RESUMO

A agropecuária é um setor de grande importância para a economia brasileira, desde os primórdios de sua existência, e configura-se, até hoje, como um dos segmentos mais representativos, em termos de dinamismo e equilíbrio das contas externas a partir da Balança de Transações Correntes (BTC), particularmente a Balança Comercial (BC). Assim, a finalidade desta pesquisa é analisar os determinantes da produção agropecuária no Brasil, considerando os anos de 2006 e 2017 e os dados do Censo Agropecuário do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para que esse objetivo fosse alcançado, recorreu-se a metodologia econométrica de Dados em Painel, em que o valor da produção agropecuária foi considerado como variável dependente, enquanto o pessoal ocupado, a área do estabelecimento, o número de tratores e as dummies regionais representaram as variáveis explicativas. Os resultados apontaram que o modelo de efeitos aleatório é o mais adequado; todos os coeficientes foram estatisticamente significantes ao nível de 1%, com exceção da dummy da região Sul, que não foi significativa; e 67,32% das variações no valor da produção são explicadas pelo conjunto das variáveis independentes. Além disso, depreende-se que a produção, no Brasil, é mais intensiva em capital. Portanto, conclui-se que é preciso maior atuação do Estado, no sentido de ampliar o acesso tecnológico dos produtores, na tentativa de reduzir as diferenças nos valores de produção municipal e elevar o produto agropecuário.

**Palavras-chave:** Agropecuária Brasileira; Dados em Painel; Função de Produção.

Histórico do artigo

Recebido: 29 junho, 2024  
Aceito: 23 setembro, 2024  
Publicado: 08 dezembro, 2024

## ABSTRACT

Agriculture is a sector of great importance for the Brazilian economy, since the beginning of its existence, and is configured, until today, as one of the most representative segments, in terms of dynamism and balance of external accounts based on the Current Transactions Balance (BTC), particularly the Trade Balance (BC). Thus, the purpose of this research is to analyze the determinants of agricultural production in Brazil, considering the years 2006 and 2017 and data from the Agricultural Census of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). In order to achieve this objective, the Panel Data econometric methodology was used, in which the value of agricultural production was considered as a dependent variable, while the employed persons, the area of the establishment, the number of tractors and the regional dummies represented the explanatory variables. The results showed that the random effects model is the most adequate; all coefficients were statistically significant at the level of 1%, with the exception of the dummy in the southern region, which was not significant; and 67.32% of variations in the value of production are explained by the set of independent variables. In addition, it appears that production in Brazil is more capital intensive. Therefore, it is concluded that greater action by the State is necessary, in the sense of expanding the technological access of producers, in an attempt to reduce the differences in the values of municipal production and to raise the agricultural product.

**Keywords:** Brazilian Agriculture; Panel Data; Production function.

## RESUMEN

La agricultura es un sector de gran importancia para la economía brasileña, desde el comienzo de su existencia, y está configurada, hasta hoy, como uno de los segmentos más representativos, en términos de dinamismo y saldo de cuentas externas en función de la Balanza de Transacciones Corrientes (BTC), particularmente la Balanza Comercial (BC). Por lo tanto, el propósito de esta investigación es analizar los determinantes de la producción agrícola en Brasil, considerando los años 2006 y 2017 y datos del Censo Agrícola del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). Para lograr este objetivo, se utilizó la metodología econométrica de Panel Data, en la cual se consideró el valor de la producción agrícola como variable dependiente, mientras que las personas empleadas, el área del establecimiento, el número de tractores y los maniqués regionales representaron las variables explicativas. Los resultados mostraron que el modelo de efectos aleatorios es el más adecuado; todos los coeficientes fueron estadísticamente significativos al nivel del 1%, con la excepción de la variable ficticia en la región sur, que no fue significativa; y el 67.32% de las variaciones en el valor de producción se explican por el conjunto de variables independientes. Además, parece que la producción en Brasil es más intensiva en capital. Por lo tanto, se concluye que es necesaria una mayor acción del Estado, en el sentido de ampliar el acceso tecnológico de los productores, en un intento por reducir las diferencias en los valores de la producción municipal y elevar el producto agrícola.

**Palabras clave:** Agricultura Brasileña; Panel de Datos; Función de Producción.

## 1 INTRODUÇÃO

No decorrer das últimas décadas, tem-se observado que a participação do setor agropecuário no dinamismo econômico mundial apresentou uma tendência declinante<sup>1</sup>, ao

---

<sup>1</sup> Esse é um fenômeno que ocorre, geralmente, quando a economia se encontra em um nível avançado de desenvolvimento. Por outro lado, no início deste processo, a atividade agrícola é responsável pela

passo que se percebe um crescimento considerável de outros segmentos, como a indústria e, principalmente, os serviços (Raiher *et al.*, 2016). Essa questão pode ser remetida ao processo de desindustrialização. O desenvolvimento econômico é inerente a este processo e divide-se em três fases: (1) o segmento agrícola comanda o crescimento; (2) a medida que a produtividade agrícola aumenta, a indústria ganha destaque e eleva sua participação na renda; e (3) o setor terciário se sobressai a partir do suporte fornecido à indústria. Este terceiro estágio é conhecido como desindustrialização (Silva, 2014). Todavia, apesar da redução da participação agrícola no crescimento econômico dos países, as atividades agropecuárias continuam possuindo uma função relevante, em termos econômicos, ao contribuir para o abastecimento de matérias-primas e alimentos do setor urbano-industrial e ao deter uma alta demanda de insumos, máquinas e equipamentos, que estimulam a produção industrial. Além disso, as divisas oriundas das exportações agrícolas colaboram para o equilíbrio da balança comercial (Raiher *et al.*, 2016).

Nesse contexto, torna-se importante conhecer as características do setor agropecuário. Este inclui as práticas ligadas ao cultivo da terra (agricultura) e à criação de animais (pecuária), englobando, assim, não apenas o cultivo de gêneros alimentícios para o suprimento humano, mas também a alimentação de animais e o fornecimento de insumos para a indústria, tais como aqueles destinados às produções de energia, celulose, tecidos e borracha. Em relação ao tipo de empresas, a agropecuária abrange, sobretudo, aquelas intensivas em escalas, que competem a partir dos custos e comercializam produtos padronizados, as *commodities*. Dessa forma, os principais elementos de competitividade setorial são a disponibilidade de recursos naturais e a tecnologia, que está sendo, progressivamente, empregada nas propriedades rurais. A esse respeito, o Brasil possui vantagens, quando comparados com os concorrentes externos, em virtude do clima favorável e da grande presença de terras cultiváveis. Logo, o atrativo primordial dos empreendimentos agropecuários da nação está no baixo custo de produção. Em contrapartida, a sua fraqueza crucial é a existência de uma infraestrutura logística deficiente, que impossibilita, na maioria das vezes, o aumento da produção, devido à ausência de capacidade para o escoamento e armazenamento (Guimarães; Pereira, 2014).

A agropecuária tem destaque notório na economia brasileira, por ser um dos setores que detém maior dinamismo no país, tendo em vista que, além do atendimento a demanda interna por alimentos e insumos industriais, o segmento é um dos encarregados

---

sustentação da economia, promovendo transformações na estrutura produtiva, à medida em que se desenvolve (Raiher *et al.*, 2016).

de equilibrar as contas externas, em razão da expressiva participação que possui no total exportado. Em dezembro de 2018, as exportações nacionais do agronegócio somaram US\$ 8,69 bilhões, apresentando, em valor, um novo recorde para o referido mês. Devido a esse bom desempenho, ocorreu uma elevação da participação do agronegócio no valor total exportado brasileiro, de 39,4%, em dezembro de 2017, para 44,4%, em dezembro de 2018 (Amaral; Guimarães, 2017; Brasil, 2019).

Em termos de valor da produção agropecuária, ao se observar os dados dos censos agropecuários, divulgados por IBGE (2007, 2019), tem-se que, para 2006, em relação à agricultura patronal, a produção brasileira foi de R\$109.492.177,00, sendo que as regiões com maior participação na produção nacional foram Sudeste (37,54%), Centro-Oeste (23,46%) e Sul (20,84%). Além disso, os estabelecimentos agropecuários pertencentes à região semiárida registraram participação de apenas 5,47% da produção nacional. Já em 2017, esse valor atingiu R\$355.889.076,00 e, em termos percentuais, os maiores valores foram obtidos pelas regiões Centro-Oeste (32,46%), Sudeste (29,42%) e Sul (21,96%). Ao se considerar os estabelecimentos da região semiárida, estes tiveram participação equivalente a somente 5,11%.

Por outro lado, ainda segundo dados do IBGE (2007, 2019), no caso da agricultura familiar, tem-se que, em 2006, o valor de produção do Brasil foi de R\$54.494.117,00, de modo que as regiões Sul, Nordeste e Sudeste obtiveram as maiores participações relativas, com 38,73%, 24,60% e 21,61%, respectivamente. Ademais, o valor da produção da região semiárida correspondeu a 15,45% do total do alcançado pelo país. Em 2017, o valor da produção familiar nacional atingiu R\$106.472.475,00, sendo que os percentuais mais expressivos foram registrados pelo Sul (41,28%) e pelo Sudeste (24,23%). Novamente, a região semiárida obteve participação modesta, com meros 10,86%.

Diante do exposto, estudos direcionados à compreensão dos determinantes da produção agropecuária no Brasil revestem-se de relevância, uma vez que podem auxiliar no direcionamento de medidas de políticas públicas. Ademais, a importância dessa investigação também pode ser expressa pela sua contribuição para a academia, tendo em vista que incentiva a realização de outras pesquisas na área, considerando que este é um campo bastante abrangente, além de incluir dados atuais, disponibilizados pelo Censo Agropecuário mais recente, do ano de 2017, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No que tange à problemática deste trabalho, a mesma está relacionada com a necessidade de conhecer os fatores determinantes do nível de produção agropecuário do Brasil.

Nesse sentido, o objetivo geral deste trabalho é analisar os determinantes da produção agropecuária brasileira no período de 2006 e 2017, enquanto os objetivos específicos são: apresentar o panorama do setor agropecuário no Brasil, mostrando, sucintamente, seu comportamento ao longo do tempo; e estimar um modelo de produção agropecuário utilizando a metodologia de Dados em Painel.

Finalmente, este artigo está estruturado em cinco seções, em que a primeira refere-se a essa introdução, que apresenta uma breve contextualização sobre o assunto e os objetivos propostos; a segunda corresponde ao referencial teórico, que está dividido em duas subseções, uma abordando o progresso agrícola desde os primórdios até a contemporaneidade e outra descrevendo alguns trabalhos empíricos destacados na literatura referente a essa temática; a terceira diz respeito à metodologia, que expõe os dados empregados e o método aplicado (dados em painel); a quarta refere-se aos resultados e discussões; e a quinta destina-se às considerações finais.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Panorama da agropecuária no Brasil**

O setor agropecuário configura-se, desde os primórdios da civilização, em uma das bases da economia brasileira, tendo evoluído das monoculturas para a agricultura modernizada, que emprega mecanismos sustentáveis, tais como a integração entre a lavoura e a pecuária e o plantio realizado de forma direta, o que contribui para aumentar os níveis de produtividade. Ao se observar a trajetória da economia nacional, é possível inferir que esta é caracterizada por um perfil cíclico, cuja riqueza é dependente, em dados períodos, de um determinado produto proveniente da agropecuária. Em outros termos, o progresso brasileiro aconteceu baseado em ciclos, que estão diretamente relacionados a algum produto agropecuário, como os ciclos da cana-de-açúcar (1530), gado (1534), café (1727), borracha (1870), produção de seda (1848), soja (1923), avicultura industrial (anos 1960) e suinocultura industrial (anos 1970) (Brasil, 2018).

Dessa forma, Furtado (2007) evidencia que a colonização agrícola no Brasil ofereceu grandes resultados financeiros e criaram perspectivas atraentes para a utilização econômica de suas terras. Castro (2016) concorda com tais argumentos descritos, ao enfatizar que a trajetória econômica do Brasil esteve, desde a colonização, associada à dinâmica dos produtos agropecuários. A própria ocupação do território aconteceu, em grande parte, como resultado da ampliação da área ocupada por diversas atividades

agrícolas, como as citadas no parágrafo anterior. A relevância deste segmento no desenvolvimento da economia ocorreu em virtude de aspectos favoráveis, como a extensão do território e a inexistência, em geral, de invernos severos. Contudo, também existiam desvantagens no que se referem à qualidade dos solos, que, comumente, possuía baixa fertilidade natural. Tendo em vista essas características, o crescimento da empresa agrícola aconteceu baseada na ocupação de imensas extensões de terras e na produtividade baixa dos cultivos.

Durante muitos séculos, as atividades agropecuárias foram empreendidas de maneira rudimentar, com uma pequena introdução de inovações tecnológicas. A agropecuária era sustentada, principalmente, mediante um sistema produtivo demasiadamente intensivo em mão de obra, de reduzido custo. Dada a ênfase na modernização do setor industrial, essa tendência se manteve por muitos anos, mudando somente a partir de 1960, quando esse sistema passou a apresentar uma acelerada transformação, estimulada pelas políticas públicas que, paulatinamente, incorporaram os princípios da denominada “Revolução Verde<sup>2</sup>” no âmbito rural brasileiro. Este foi um período, portanto, marcado pelo início de um novo padrão econômico baseado na hegemonia do modelo de substituição de importações, responsável por promover a criação dos Complexos Agroindustriais (CAIs) (Castro, 2015).

Entre os princípios da Revolução Verde, destaca-se aquele relacionado à inserção e difusão das inovações tecnológicas no domínio das atividades agrícolas (Castro, 2015). A transformação da agricultura ocorre, então, a partir de meados de 1960, quando a mesma é introduzida no ambiente da modernização e desenvolvimento brasileiro (Barreto; Almeida, 2009). Essa modernização foi baseada, sobretudo, na inserção de novas tecnologias que, por intermédio de transformações estruturais, diversificação e organização dos fatores produtivos, resultaram em ganhos de produtividade (Moreira; Teixeira, 2014).

Ao longo da década de 1970, a agricultura brasileira apresentou um dinamismo importante, uma vez que a produção agrícola elevou-se muito rápido, aumentando a oferta de matérias-primas; a modernização do setor intensificou-se e possibilitou a abertura de um mercado interno para a produção industrial; e a inclusão de novas áreas à produção promoveu a incorporação da economia nacional a espaços antes isolados (Kageyama; Graziano da Silva, 1983). Sendo assim, o processo de industrialização da agricultura

---

<sup>2</sup> A Revolução Verde é caracterizada, segundo Albergoni e Pelaez (2007, p. 32), como um “novo modelo tecnológico de produção agrícola que implicou na criação e no desenvolvimento de novas atividades de produção de insumos (químicos, mecânicos e biológicos) ligados à agricultura”, com a finalidade de aumentar o nível de produção e, conseqüentemente, a oferta de alimentos e erradicação da fome.

proporcionou sua integração com o restante da economia de uma forma definitiva (Graziano da Silva, 1997). Por outro lado, Cano (2011) enfatiza que conforme a agropecuária se moderniza, ocorre a expulsão de parte do emprego direto gerado pelo segmento primário, mas cria outros empregos indiretos urbanos, como ocupações em atividades terciárias, agroindustrialização ou na indústria de bens de produção.

Além disso, a agropecuária, no decorrer das últimas quatro décadas (1970 a 2010), tem se deparado com vários desafios relacionados às demandas exigidas pela sociedade. Considerando-se que, até os anos 1970, grande parte da segurança alimentar era assegurada através das importações, os principais obstáculos enfrentados pelo segmento diziam respeito às necessidades de assegurar o abastecimento de alimentos a um preço razoável, sobretudo, para as áreas urbanas, que recebiam um grande fluxo migratório da população oriunda das zonas rurais; auxiliar no progresso do interior brasileiro, criando empregos, gerando renda e contribuindo para o bem-estar da população rural; garantir a ocupação e preservação dos recursos naturais; e formar excedentes exportáveis, gerando divisas para fomentar outros setores econômico. Assim, nessa época, começaram-se a realizar mudanças estruturais no setor, que colaboraram para a autossuficiência alimentar nas décadas seguintes, com exceção do trigo. Os elementos que possibilitaram a introdução de tecnologias modernas aos mecanismos de produção e determinaram uma elevação considerável da oferta de alimentos, sem a necessidade de ampliação de forma proporcional da área foram a produção competitiva e a disposição de recursos naturais no Cerrado, bem como as inversões do governo federal na criação de uma infraestrutura mínima, em ciência, tecnologia e em ferramentas de política agrícola, tendo como exemplo o crédito rural (Martha Júnior *et al.*, 2010).

Nesse sentido, a agricultura brasileira foi se modernizando, sendo essa questão vista como a incursão cada vez maior de inovações tecnológicas e das transformações nas relações entre capital e trabalho. Ademais, tem se propagado como um modelo que modifica as condições econômicas, favorecendo a elevação da produção em larga escala. Então, a agricultura moderna tem como base a utilização de novas tecnologias, a grande produção, a dependência de elementos que são externos à propriedade, integração com a indústria, fluxo de produção nos demais países e a mobilidade de natureza geográfica do capital produtivo e financeiro, sendo sua consolidação e expansão realizada em um contexto de modernização territorial (Matos; Pessôa, 2011).

Silva e Botelho (2014) afirmam, dessa forma, que o panorama agropecuário atual do Brasil é assinalado, principalmente, pela força do agronegócio e sua elevada

produtividade, tanto para o abastecimento interno, quanto para exportação, resultado dos altos investimentos em tecnologias modernas, caracterizadas como capital intensiva. Este é um dos aspectos da modernização do setor, que tem como condicionante os aparatos tecnológicos como agente propulsores do desenvolvimento.

## 2.2 Produção agropecuária: revisão empírica

Na literatura, há uma multiplicidade de estudos que abordam os determinantes da produção agropecuária. Um deles é o de Alvim e Stulp (2015), que realizaram uma pesquisa com a finalidade de verificar a relevância dos fatores de produção terra, mão de obra, tratores, rebanho animal e capital de giro sobre o valor da produção agropecuária do Rio Grande do Sul. Para tanto, foram utilizadas as variáveis de valor da produção agropecuária, como variável dependente, e mão de obra no setor primário, número de tratores, despesas variáveis, área de lavoura, área de pastagem e rebanho animal, como as variáveis explicativas, extraídas junto aos Censos Agropecuários do IBGE de 1975, 1995-96 e 2006. A metodologia empregada consistiu na adoção de Dados em Painel. Os resultados apontaram para a existência de uma intensificação na utilização do capital nas atividades deste setor, visando o incremento da produtividade e da rentabilidade do mesmo. Com base nisso, concluíram que o desenvolvimento tecnológico observado nos últimos anos levou a atividade agropecuária a aumentar o emprego do capital, em detrimento da mão de obra.

Pintor e Piacenti (2016) definiram como objetivo do seu trabalho a análise dos fatores determinantes da fronteira de produção das culturas de arroz, milho e soja nos estados das regiões Norte e Nordeste do Brasil, nos anos de 1999 a 2012. Para atender tal objetivo, utilizaram a metodologia de dados em painel, em que a variável dependente correspondeu à área agrícola colhida e as variáveis independentes equivaleram ao crédito rural demandado pela agricultura; o Valor Adicionado Bruto (VAB) da produção agropecuária; o preço das *commodities*; número de empregados no setor agrícola; número de estabelecimentos no setor agrícola; quantidade vendida de tratores; valor monetário das exportações do agronegócio; variável *dummy*<sup>3</sup>, que assume valor um para o estado da Bahia e zero para os outros estados; variável *dummy*, que possui valor um para o Maranhão e zero para os demais estados; variável *dummy*, com valor um para o Pará e zero para o restante; variável *dummy*, com valor um para o Piauí e zero nos outros; e variável *dummy*,

<sup>3</sup> As variáveis *dummies* para os estados da Bahia, Maranhão, Pará, Piauí e Tocantins foram incluídas no modelo, separadamente, para captar os impactos dos principais estados produtores de arroz, milho e soja na área colhida dessas culturas nas regiões Norte e Nordeste (Pintor; Piacenti, 2016).

que apresenta valor um para o Tocantins e zero para os demais. Esses dados foram retirados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do BACEN, da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (UNCTAD), da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), da Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA) e do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA).

Com relação aos resultados, constataram que 81,95% da área colhida de arroz, milho e soja no Norte e Nordeste são explicadas pelo conjunto das variáveis explicativas descritas, e que Bahia, Maranhão, Pará, Piauí e Tocantins são os estados que possuem as maiores produções e que mais impactam nas regiões. Concluíram que a expansão da fronteira agrícola das culturas analisadas nas regiões consideradas possibilitou a abertura de um novo mercado, pois as relações mercadológicas em que as mesmas foram ampliadas ainda eram incipientes. Este fato foi comprovado pelo próprio modelo econométrico estimado, uma vez que as variáveis do número de empregados e VAB da produção foram estatisticamente significantes, demonstrando o acréscimo na renda decorrente da atividade agrícola (Pintor; Piacenti, 2016).

Pintor *et al.* (2016) estabeleceram como propósito central da sua pesquisa verificar o impacto do crédito rural no crescimento do VAB da agropecuária dos municípios da mesorregião Oeste do Paraná, considerando os anos de 2000 a 2012. Para isso, a metodologia utilizada foi a de dados em painel, em que a variável dependente foi representada pelo VAB da produção agropecuária, enquanto o grupo de variáveis explicativas foi constituído pelo crédito rural demandado pela agropecuária; área agrícola colhida; estimativa de custos de produção da soja por saca (60 Kg); taxa de câmbio média; variável *dummy*, com valor um se o município faz parte da microrregião de Foz do Iguaçu e zero se não faz; variável *dummy*, que apresenta valor um se o município integra a microrregião de Toledo e zero, caso contrário; e variável *dummy*, com valor um caso o município faça parte da microrregião de Cascavel e zero para o restante. Os dados foram extraídos do IBGE, BACEN, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Secretaria da Agricultura e do Abastecimento (SEAB) do Paraná.

Os resultados apontaram que, tendo em vista o modelo de efeitos fixos, as variáveis independentes explicam 84,67% das variações no VAB da produção agropecuária. Ainda, o coeficiente de crédito rural apresentou o sinal esperado, mas não foi estatisticamente significativo, apesar do aumento registado no crédito rural para o período na mesorregião Oeste, de 340%. Dessa forma, concluíram que a variação da área colhida, os custos de

produção da soja por saca e a taxa de câmbio colaboraram, de forma efetiva, com o VAB da produção agropecuária. Ademais, ressaltaram que a variação do câmbio está relacionada com as variações nos custos de produção, pois a sua elevação tende a ocasionar reduções no VAB, já que este fato acarreta um aumento maior nos custos de produção do que no aumento de preços dos produtos agropecuários (Pintor *et al.*, 2016).

Benevides *et al.* (2018) se propuseram a avaliar a produtividade dos fatores agrícolas, a partir de uma análise da Produtividade Total dos Fatores (PTF) na agropecuária dos grandes países produtores nos anos de 1990 a 2003, que foram: Alemanha, Brasil, China, Estados Unidos, França, Índia, Japão, México, Rússia e Turquia. Para cumprir este objetivo, foi empregado o método econométrico de dados em painel, através da estimação de uma função Cobb-Douglas, sendo a variável dependente o valor bruto da produção agrícola e como variáveis independentes consideraram a área agrícola, o capital (quantidade de tratores em uso) e mão de obra (trabalho na agricultura, medido em homens/ano), retiradas da base de dados do Banco Mundial. Os resultados encontrados evidenciaram que, a partir da estimação realizada por efeitos aleatórios, o capital apresentou coeficiente positivo e significativo, revelando que a disponibilidade e a utilização de máquinas são um elemento determinante do nível de produção agrícola.

Além disso, o coeficiente da variável mão de obra também foi positivo e estatisticamente significativo, sendo este efeito maior em países que não possuem tecnologias agrícolas modernas. Ao passo que a variável que representa o fator terra foi insignificante, contradizendo, dessa forma, a literatura. Por fim, concluíram que a produtividade dos fatores agrícolas foi elevada nos países que detiveram as maiores produções durante os 14 anos estudados, sendo que, entre todas as noções, a China apresentou a maior PTF, ao longo de todo o período, seguida dos Estados Unidos. Por outro lado, a produtividade dos fatores no Brasil foi análoga a da Turquia e da Índia (Benevides *et al.*, 2018).

Com base nos estudos citados nesta subseção, é imprescindível destacar os avanços que esta pesquisa propõe para a temática em questão. Esse trabalho visa o preenchimento de uma lacuna relacionada a escassez de estudos que abordem o papel da produção agropecuária dos municípios brasileiros e as variáveis que influenciam a sua expansão. Ademais, introduz um período mais recente à análise, a partir dos dados disponibilizados pelo IBGE no último Censo Agropecuário, que ocorreu no ano de 2017.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Área de estudo, variáveis e fonte dos dados

A área de estudo deste trabalho compreende 5.041 municípios brasileiros, tendo em vista que, dos 5.571 municípios existentes, 531 não tiveram seus registros divulgados pelo IBGE para todas as variáveis selecionadas ou apresentaram valores em apenas um dos anos. As variáveis consideradas neste estudo são o valor da produção agropecuária municipal (obtida a partir da soma dos valores das produções vegetal e animal), o número de pessoas ocupadas (pessoal ocupado) nos estabelecimentos agropecuários do município, a área total de todas as unidades agropecuárias do município e o número total de tratores presentes nesses estabelecimentos.

Ademais, a fim de capturar os efeitos individuais de cada região sobre a produção agropecuária nacional, foram acrescentadas cinco *dummies* regionais, que abrangem os municípios pertencentes às grandes regiões do país e à região de clima semiárido. No caso dos primeiros, os mesmos assumem valor um, quando pertencem a região, e zero, caso contrário. Em relação aos segundos, obtêm valor um, quando não fazem parte do semiárido; e valor zero, caso contrário. Então, foram criadas quatro *dummies* para as grandes regiões do Brasil, sendo a referência a região Norte; e uma *dummy* de localização no semiárido. A inclusão de uma variável que capte as diferenças produtivas decorrentes do clima semiárido é importante, tendo em vista que o mesmo desfavorece a produção agropecuária e afeta uma grande área do país, estando presente em mais da metade da região Nordeste e em parte do estado de Minas Gerais, conforme apontado por Silva *et al.* (2019). Nesse sentido, o Quadro 01 mostra os estudos que inspiraram a escolha de cada variável.

**Quadro 01** – Variáveis utilizadas e estudos que inspiraram sua escolha

Variável	Sigla	Estudos que inspiraram a escolha da variável
Valor da produção (em mil reais)	$V_p$	Alvim e Stulp (2015); Pintor e Piacenti (2016); Pintor <i>et al.</i> (2016); Benevides <i>et al.</i> (2018)
Pessoal ocupado (número de pessoas)	Ocupados	Alvim e Stulp (2015); Pintor e Piacenti (2016); Benevides <i>et al.</i> (2018)
Área dos estabelecimentos (em hectares)	Área	Alvim e Stulp (2015); Pintor e Piacenti (2016); Pintor <i>et al.</i> (2016); Benevides <i>et al.</i> (2018)

Número de tratores nos estabelecimentos (unidades)	Tratores	Alvim e Stulp (2015); Pintor e Piacenti (2016); Benevides <i>et al.</i> (2018)
<i>Dummies</i> regionais	DNE (para o Nordeste), DSE (para o Sudeste), DS (para o Sul), DCO (para o Centro-Oeste), DNSA (para localização em região não semiárida)	Pintor e Piacenti (2016); Pintor <i>et al.</i> (2016)

**Fonte:** Elaboração própria (2024).

Ressalta-se que há outras variáveis importantes que impactam no valor da produção, mas algumas delas não se encontram em ambos os censos considerados, de modo que foram selecionadas as variáveis conforme a teoria econômica e literatura empírica e disponibilidade nos dois censos. Esses dados são referentes aos anos de 2006 e 2017 e foram colhidos junto ao Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2007) e ao Censo Agropecuário 2017 (IBGE, 2019), por meio do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), tendo em vista que são os Censos mais recentes disponibilizados. Ademais, já que a análise realizada diz respeito a dois anos, a variável concernente ao valor da produção foi deflacionada, tendo como base o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) registrado no mês de dezembro de 2019, divulgado pelo IPEA (2020).

As principais estatísticas descritivas das variáveis valor da produção agropecuária, pessoal ocupado, área do estabelecimento e número de tratores no estabelecimento para os municípios brasileiros considerados neste estudo, em relação aos anos de 2006 e 2017, são apresentadas na Tabela 01. Como pode ser observado por seus desvios-padrões, as informações presentes no conjunto de dados são muito heterogêneas, o que é esperado, tendo em vista a ampla diversidade de climas e biomas que caracteriza o território brasileiro, além das diferenças relacionadas aos níveis de urbanização, às desigualdades e a outros aspectos.

No que tange à produção agropecuária, em 2006, o menor valor foi registrado por Nova Lima (MG), com R\$110.850,00, enquanto o maior, equivalente a R\$1.081.713,04, foi alcançado por Bofete (SP). Em 2017, porém, a menor produção, em termos monetários, correspondente a R\$327.620,00, foi obtida por Alumínio (SP), enquanto a maior, R\$3.656.855,35, foi atingida por Rio Verde (GO).

Em relação ao pessoal ocupado, em 2006, o município com menos pessoas empregadas em estabelecimentos agropecuários foi Xangri-lá (RS), com apenas 10 trabalhadores. Por outro lado, Cametá (PA) compreendeu a maior quantidade de mão de

obra em unidades agropecuárias, com um total de 39.883 empregados. Já em 2017, Guarujá (SP) passou a ocupar a posição de Xangri-lá, com 18 trabalhadores, enquanto Cametá manteve sua colocação, desta vez, com 48.246 pessoas ocupadas.

No que se refere à área dos estabelecimentos agropecuários, em 2006, o município com menor área foi Embu-Guaçu (SP), com meros 18 hectares, enquanto Corumbá (MS) registrou as maiores extensões de terras destinadas às unidades agropecuárias, com um total de 5.000.982 hectares. Em 2017, entretanto, a menor área foi verificada em Santo André (SP), com apenas 18 hectares, enquanto Corumbá continuou compreendendo a maior área observada, 4.810.916 hectares.

**Tabela 01 – Estatísticas descritivas das variáveis referentes ao valor da produção e seus determinantes, 2006 e 2017**

Variáveis	Mínimo		Média		Máximo		Desvio Padrão		Coeficiente de Variação (%)	
	2006	2017	2006	2017	2006	2017	2006	2017	2006	2017
Valor da produção (em mil reais)	110,85	327,62	38.076,31	102.821,41	1.081.713,04	3.656.855,35	63.072,2	200.199,58	165,65	194,71
Pessoal ocupado (número de pessoas)	10	18	3.060	2.786	39.883	48.246	3.271,54	2.994,52	106,91	107,48
Área do estabelecimento (em hectares)	18	18	64.228,84	67.642,03	5.000.982	4.810.916	132.415,14	144.408,52	206,16	213,49
Número de tratores (unidades)	3	3	162,55	243,17	2.584	4.646	236,69	346,31	145,61	142,41

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados do Censo Agropecuário do IBGE (2006 e 2017).

Quanto ao número de tratores, em 2006, 57 municípios, pertencentes, em quase sua totalidade, às regiões Norte e Nordeste, possuíam apenas três tratores. Por outro lado, somente o município de São Lourenço do Sul (RS) dispunha de 2.584 tratores. Em 2017, houve uma redução no número de municípios que usufruíam de três tratores, passando para 30 municípios. Por outro lado, Canguçu (RS) tornou-se o município com a maior presença de tratores entre suas unidades agropecuárias, com um total de 4.646, seguido por São Lourenço do Sul, com 4.361. Esse resultado evidencia a disparidade existente entre os municípios e as regiões do Brasil, no que concerne ao acesso à modernização, que, aparentemente, tem se ampliado de maneira lenta, nos últimos 12 anos, indicando, possivelmente, a presença de uma agricultura ainda muito rudimentar.

Em termos médios, nota-se que os valores de todas as variáveis, exceto a referente ao pessoal ocupado, aumentaram de 2006 a 2017. Destaca-se, especialmente, a mudança

no valor da produção, que quase triplicou durante esse intervalo, passando de R\$38.076,31, em 2006, para R\$102.821,41, em 2017.

### 3.2 Dados em Painel

Para atingir os objetivos almejados por este estudo, estimou-se um modelo econométrico de dados em painel, por meio do *software R*, versão 3.6.1. Assim, conforme demonstrada na equação (1), a variável dependente é representada pelo valor da produção ( $V_p$ ), enquanto o conjunto das variáveis explicativas é formado pelo número total de pessoas ocupadas nos estabelecimentos agropecuários do município (Ocupados), pela área total desses estabelecimentos (Área), pela quantidade total de tratores nos estabelecimentos (Tratores) e pelas *dummies* regionais, em que DNE corresponde ao Nordeste, DSE equivale ao Sudeste, DS representa o Sul, DCO diz respeito ao Centro-Oeste e DNSA se refere à ausência de clima semiárido. Seguindo os estudos de Pintor e Piacenti (2016), Pintor *et al.* (2016) e Benevides *et al.* (2018), todas as variáveis foram logaritmizadas.

$$\ln V_p = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Ocupados} + \beta_2 \ln \text{Área} + \beta_3 \ln \text{Tratores} + \text{DNE} + \text{DSE} + \text{DS} + \text{DCO} + \text{DNSA} \quad (1)$$

Baltagi (2005) explica que o método de dados em painel permite analisar um grupo de informações, referentes a famílias, firmas ou outros agentes, combinando séries temporais e *cross-section*. Quando os mesmos indivíduos são observados em todos os anos considerados, tem-se o denominado painel balanceado; caso contrário, tem-se o painel desequilibrado. No caso deste estudo, optou-se pelo painel equilibrado, a fim de se observar as mudanças ocorridas nas funções de produção dos municípios, entre os dois anos analisados.

A utilização do método de dados em painel possui várias vantagens, como a consideração da heterogeneidade entre os indivíduos, a identificação de mudanças ao longo do tempo e a observação dos efeitos derivados da implementação de políticas (Baltagi, 1995). A equação geral desta técnica é descrita na equação (2), em que  $Y_{it}$  corresponde ao valor da variável dependente para a unidade  $i$  no tempo  $t$ ;  $X_{jit}$  equivale ao valor do  $j$ -ésimo regressor para a unidade  $i$  no tempo  $t$  (onde  $j = 1, \dots, K$ ); e  $\varepsilon_{it}$  representa o termo de erro para a  $i$ -ésima unidade em  $t$  (Greene, 2000):

$$Y_{it} = X_{it}^j \beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Pinto, Silva e Coelho Junior (2017) explicam que o modelo de dados em painel pode ser especificado de três formas, uma regressão de dados empilhados (*pooled regression*), uma considerando o método de Efeitos Fixos (EF) e outra o de Efeitos Aleatórios (EA). O primeiro tipo de modelo consiste em uma estimação pelos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), porém pondera os dados de maneira empilhada, não considerando a heterogeneidade existente entre as observações e as mudanças temporais ocorridas. Com relação aos outros tipos de modelos, Benevides *et al.* (2018) explanam que têm como pressuposto a ideia de que o intercepto varia entre as observações, enquanto os coeficientes dos regressores são constantes para cada indivíduo, considerando, ainda, que ambos se mantêm constantes ao longo do tempo. Entretanto, o segundo trata o intercepto como parâmetro fixo, mas desconhecido, pois capta a especificidade no comportamento de cada observação analisada; enquanto o terceiro interpreta o coeficiente linear como aleatório.

Sendo assim, os modelos de efeitos fixos e aleatórios são expressos nas equações (3) e (4), respectivamente, em que  $\beta_0$  corresponde ao intercepto populacional,  $\varepsilon_i$  corresponde ao erro de medida entre as observações e  $u_i$  representa a parcela aleatória do erro, sob a suposição de que os resíduos não estão correlacionados com quaisquer regressores da equação (Benevides *et al.*, 2018):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_{1it} + \dots + \beta_{nit}x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \bar{\beta}_0 + \beta_{1it} + \dots + \beta_n x_{kit} + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (4)$$

Com relação à escolha do modelo mais adequado, esta deve ser comprovada a partir dos testes F de Chow, de Hausman e o teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan, conhecido como teste LM; conforme proposto por Pintor e Piacenti (2016), Pintor *et al.* (2016) e Pinto, Silva e Coelho Junior (2017).

O teste F de Chow determina qual modelo, *pooled* ou com efeitos fixos, é mais apropriado para o conjunto de dados utilizados. Para tal, divide a amostra em duas partes e compara os resultados obtidos em várias regressões estimadas, observando as diferenças existentes entre os mesmos. Se estas (não) forem significativas, conclui-se que (não) houve mudança estrutural (Nascimento, 2012). Nesse sentido, o teste de Chow possui a hipótese nula de que o intercepto é estável ao longo do tempo, ou seja, o modelo *pooled* é preferível, quando comparado com o modelo de efeitos fixos. De maneira oposta, a hipótese alternativa afirma que o coeficiente linear é constante em todo o período

analisado, de modo que o modelo com efeitos fixos é mais apropriado (Pinto; Silva; Coelho Junior, 2017).

O teste de Hausman segue uma distribuição assintótica  $\chi^2$ , com k graus de liberdade, e possui como hipótese nula ( $H_0$ ) a afirmação de que os estimadores do modelo de efeito fixo e do modelo de efeito aleatório não diferem substancialmente, enquanto a hipótese alternativa ( $H_a$ ) consiste na existência de correlação entre os resíduos e os regressores, implicando, portanto, na inadequação do modelo de EA (Gujarati; Porter, 2011). Tais hipóteses estão baseadas no fato de que, se os efeitos dos agentes não estão correlacionados com os regressores, o estimador de EA é consistente e eficiente, enquanto os parâmetros estimados pelo modelo de EF serão consistentes, mas ineficientes. Por outro lado, caso os efeitos individuais apresentem correlação com os coeficientes angulares, os parâmetros do modelo de EF serão consistentes e eficientes, enquanto os de EA serão não consistentes (Sousa; Leite Filho, 2008).

O teste LM tem como finalidade identificar o melhor modelo, entre a regressão *pooled* e o modelo com efeitos aleatórios, tendo como base a variância individual dos termos de erro. Assim, sua hipótese nula compreende que tal variância se iguala a zero, de modo que o modelo de dados empilhados é mais adequado, enquanto a hipótese alternativa a interpreta como diferente de zero, evidenciando, assim, que o modelo com efeitos aleatórios é mais apropriado (Pinto; Silva; Coelho Junior, 2017).

Por fim, é importante enfatizar algumas questões sobre os testes de violação das hipóteses, pois com a finalidade de garantir uma maior robustez do modelo, foram realizados os testes de verificação de hipóteses, a fim de testar a existência de multicolinearidade, autocorrelação e heteroscedasticidade, bem como para observar a distribuição dos resíduos. Com relação à multicolinearidade, foi empregado o Fator de Inflação da Variância (FIV)<sup>4</sup>, que aponta a presença de multicolinearidade alta quando os valores obtidos estiverem acima de 10 (Hair *et al.*, 2009). No que tange à heteroscedasticidade, foram adotados os testes de Breusch-Pagan e de White. Suas hipóteses nulas consistem na homoscedasticidade, enquanto as hipóteses alternativas indicam heteroscedasticidade. No que se refere à autocorrelação, foi realizado o teste de Durbin-Watson, cuja hipótese nula corresponde à não existência de autocorrelação, enquanto a hipótese alternativa afirma o contrário. Como foi detectada a presença de

---

<sup>4</sup> O Fator de Inflação da Variância (FIV) é calculado da seguinte forma:  $\frac{1}{1-R_j^2}$ , em que  $R_j^2$  corresponde ao  $R^2$  obtido em uma regressão auxiliar (Fávero *et al.*, 2009).

heteroscedasticidade, adotou-se o método de Newey-West, que consiste na extensão do teste de erros-padrão consistentes para heteroscedasticidade de White, para corrigi-la (Gujarati; Porter, 2011). O nível de significância adotado neste trabalho equivale a 1%. Os resultados dos modelos e dos testes são apresentados na próxima seção.

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Buscando verificar a influência dos fatores terra, capital, trabalho e região sobre o valor da produção agropecuária no Brasil, estimou-se uma equação econométrica, conforme descrito na equação (1) da metodologia, por meio da técnica de dados em painel. No que diz respeito aos testes de violação de hipóteses, inicialmente, foi adotado o Fator de Inflação da Variância (FIV) para detectar a presença de multicolinearidade no conjunto de dados. Os resultados revelaram que o grau de colinearidade entre as variáveis é baixo, sendo possível, portanto, isolar os efeitos individuais de cada parâmetro sobre a variável dependente. Com relação à distribuição dos resíduos, o p-valor do teste de Jarque-Bera foi inferior ao nível de significância de 1%, o que, por conseguinte, implicou a rejeição da hipótese nula, relativa à normalidade da distribuição dos resíduos. Entretanto, ao se analisar o histograma, pode-se afirmar que, assintoticamente, os resíduos são normalmente distribuídos, isto é,  $N(0, \sigma^2)$ .

No que se refere à autocorrelação, o teste de Durbin-Watson revelou sua inexistência, tendo em vista que o p-valor mensurado foi maior que o nível de significância adotado, o que implicou na não rejeição da hipótese nula, segundo a qual não há autocorrelação. Posteriormente, para verificar a igualdade das variâncias de todas as unidades analisadas, foram empregados os testes de heteroscedasticidade de Breusch-Pagan e de White, cujos p-valores foram inferiores ao nível de significância, rejeitando-se, assim, as hipóteses nulas de homoscedasticidade e apontando, portanto, a presença de heteroscedasticidade. Dessa forma, foi empregado o teste de Newey-West para corrigir esta violação.

Dessa forma, foram estimados três modelos: um com efeitos fixos, outro com efeitos aleatórios e uma regressão *pooled*, cujos resultados são apresentados na Tabela 02. Como pode ser notado, os p-valores dos testes de Chow e LM foram inferiores ao nível de significância adotado (1%), rejeitando-se, assim, as hipóteses nulas de que o modelo *pooled* é preferível ao de efeitos fixos e aleatórios, respectivamente. Ademais, o p-valor do teste de Hausman também foi inferior a 1%, rejeitando-se, assim, a hipótese nula de que

as estimativas GLS são consistentes e indicando que o modelo com efeitos fixos é mais adequado.

Entretanto, Wooldridge (2015, p. 444) alerta para a possibilidade de que o teste de Hausman seja falho ao rejeitar a hipótese nula. O autor explica que esse erro ocorre quando “a variação amostral é tão grande nas estimativas do modelo de efeitos fixos que não se pode concluir se diferenças praticamente significantes são estatisticamente significantes<sup>5</sup>.” Como pode ser observado, os coeficientes das variáveis são semelhantes nos dois modelos, mas o parâmetro referente ao pessoal ocupado apresentou sinal diferente do esperado e o R<sup>2</sup> ajustado obtido foi negativo no modelo com efeitos fixos. Nesse contexto, e considerando a elevada variação nos dados, expressa pela análise descritiva apresentada na seção 3.1, a utilização do modelo com efeitos aleatórios revela-se mais apropriado.

Os resultados obtidos pelo modelo com efeitos aleatórios mostram que as variáveis consideradas explicam 67,32% das variações no valor da produção agropecuária e que o modelo como um todo é estatisticamente significativo, tendo em vista que o valor-p do teste F foi menor que o nível de significância de 1%. Ademais, evidenciam que todas as variáveis consideradas, exceto a *dummy* da região Sul, exercem influência positiva e estatisticamente significativa sobre o valor da produção agropecuária do país, o que está em consonância com o esperado, pois supõe-se que aumentos nos níveis de insumos utilizados elevem o valor da produção. Ademais, como previsto, há diferenciais de produção decorrentes da localização geográfica dos municípios.

**Tabela 02 – Estimativas de Efeitos Fixos e Aleatórios para os municípios brasileiros, 2006 e 2017**

VARIÁVEIS	REGRESSÃO POOLED	EFEITOS FIXOS (EF)	EFEITOS ALEATÓRIOS (EA)
Constante	3,0582 (0,0000)	-	3,1771 (0,0000)
Pessoal ocupado	0,2809 (0,0000)	-0,0080 (0,7885)	0,2566 (0,0000)
Área do estabelecimento	0,1583 (0,0000)	0,2852 (0,0000)	0,1549 (0,0000)
Número de tratores	0,6288 (0,0000)	1,0549 (0,0000)	0,6603 (0,0000)
DNE	0,4048 (0,0000)	-	0,4226 (0,0000)
DSE	0,2547 (0,0000)	-	0,2202 (0,0000)
DS	0,0451 (0,2284)	-	-0,0114 (0,7827)
DCO	0,2536 (0,0000)	-	0,2096 (0,0000)

<sup>5</sup> A significância prática é dada pelo sinal e magnitude dos coeficientes estimados, enquanto a significância estatística se baseia nos valores do teste t, ou seja, da razão entre  $\beta$  e seu erro-padrão (Wooldridge, 2015).

DNSA	0,5298 (0,0000)	-	0,5098 (0,0000)
R <sup>2</sup>	0,7078	0,4053	0,6732
R <sup>2</sup> Ajustado	0,7076	-0,1899	0,6730
Teste F	3.049,16 (0,0000)	1.144,42 (0,0000)	20.750,00 (0,0000)
Teste F de Chow	-	1,7064 (0,0000)	-
Teste LM de Breusch-Pagan	153,54 (0,0000)	-	-
Teste de Hausman	-	640,80 (0,0000)	-
Critério de Akaike	22.353,16	22.389,13	22.369,52
Critério de Schwartz	22.418,13	58.791,06	22.434,49

**Fonte:** Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa (2024).

Há indícios de que, na média, à medida em que o número de trabalhadores é elevado em 1%, o valor da produção agropecuária nacional é incrementado em 0,26%. De maneira análoga, quando a área do estabelecimento é ampliada em 1%, a produção tem seu valor incrementado em 0,15%. Essas relações também foram identificadas por Pintor e Piacenti (2016), ao constatarem que ampliações na mão de obra empregada e na área colhida podem ser reflexos, dentre outras razões, de que aumentos na área dos estabelecimentos, elevam o VAB agropecuário e, conseqüentemente, o valor da produção. Entretanto, o principal determinante do valor da produção é o número de tratores existentes no estabelecimento, de modo que, em média, cada aumento de 1% neste parâmetro eleva o valor da produção em 0,66%. Benevides *et al.* (2018) também observaram uma influência positiva desta variável sobre o valor da produção, ao estudarem a agropecuária na Alemanha, Brasil, China, Estados Unidos, França, Índia, Japão, México, Rússia e Turquia.

Ao se observar os diferenciais regionais, verificou-se que, na média, o Nordeste é a região que mais contribui para o aumento do valor da produção brasileira, enquanto o oposto pode ser dito sobre o Centro-Oeste. Este resultado quanto ao Nordeste está consistente com o obtido por Pintor e Piacenti (2016), que encontraram elevada representatividade para os estados da Bahia, Maranhão e Piauí, que fazem parte do Nordeste brasileiro, explicitando a importância desta região na produção de algodão, milho e soja. De maneira análoga, o fato do município se localizar em uma região de clima não semiárido contribui, em termos médios, para que a produção agropecuária tenha seu valor aumentado em maior magnitude que aqueles situados em regiões semiáridas. Tal inferência pode estar associada ao fato evidenciado por Silva *et al.* (2019) que municípios que não fazem parte do semiárido possuem, em média, maior eficiência técnica, indicando

que municípios pertencentes ao semiárido e ao não semiárido deparam-se com distintas oportunidades de produção agropecuária. Portanto, segundo esses autores, práticas de convivência com o semiárido são imprescindíveis para superar os desafios climáticos e produtivos dessa região.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando os argumentos expostos, depreende-se que o setor agropecuário possui uma grande importância no desenvolvimento brasileiro, contribuindo para a formação da renda no país, obtenção de divisas oriundas das exportações que, de certa forma, facilitaram o processo de industrialização, além de promover o abastecimento interno. É importante evidenciar que, durante toda a história brasileira, seus ciclos estiveram relacionados com a expansão de algum produto agrícola, o que comprova a relevância deste segmento para o país. Ademais, a agricultura apresentou alguns progressos ao longo dos anos, que possibilitou a passagem, em determinadas áreas, de uma produção rudimentar para uma produção que conta com um aparato técnico moderno e sofisticado, permitindo uma produtividade maior. Este fato somente foi possível dada a modernização da agricultura, ocorrida a partir da década de 1950, que permitiu a introdução de inovações tecnológicas e mudanças nas relações produtivas.

Apesar da importância da modernização agropecuária para o país, principalmente no que se refere ao aumento da produtividade e, conseqüentemente, do valor da produção, é possível verificar que este processo tem ocorrido de forma lenta. Dessa forma, infere-se que, mesmo na contemporaneidade, a difusão do acesso às novas tecnologias, no Brasil, não ocorre na mesma velocidade em que estas são criadas. Como consequência, determinados municípios se desenvolvem mais do que outros, acentuando as disparidades regionais.

Como verificado nos resultados deste estudo, o investimento nos insumos produtivos, sobretudo no número de tratores, é capaz de repercutir em consideráveis elevações no valor da produção agropecuária. Nesse contexto, é necessário que o Estado intervenha no setor, a partir da criação de novas políticas e do aprimoramento das já existentes, a fim de que o máximo de agropecuaristas brasileiros possam investir em suas produções e, assim, incrementar o valor da produção nacional, o que tende a gerar benesses não somente do ponto de vista econômico, mas também social. Essas políticas públicas poderiam ser direcionadas a partir de investimentos em tecnologias e inovação;

fornecimento de treinamento e cursos de aprimoramento para os trabalhadores rurais; e melhorias na infraestrutura do campo, com intuito de facilitar o escoamento da produção.

Por fim, os resultados encontrados na presente pesquisa se mostraram em consonância com a literatura que trata sobre os determinantes da agropecuária, o que corrobora a importância de se discutir tal tema. Assim, estimula-se que outros pesquisadores realizem estudos nessa área, trazendo novas contribuições que preencham as lacunas existentes, como a utilização de outras ferramentas analíticas, a exemplo da regressão quantílica para Dados em Painel, e inclusão de novas variáveis que expliquem a produção agrícola no Brasil.

## REFERÊNCIAS

ALBERGONI, L.; PELAEZ, V. Da revolução verde à agrobiotecnologia: ruptura ou continuidade de paradigmas? **Revista de Economia**, Curitiba, v. 33, n. 1, p. 31-53, jan./jun. 2007.

ALVIM, A. M.; STULP, V. J. Análise econômica da agricultura gaúcha a partir dos períodos 1975, 1995-96 e 2006: uma abordagem de dados em painel. **Revista Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 36, n. 1, p. 179-204, jun. 2015.

AMARAL, G. F.; GUIMARÃES, D. D. **Panoramas setoriais 2030: agropecuária**. In: **Panoramas setoriais 2030: desafios e oportunidades para o Brasil**. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), 2017, p. 35-42.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. Nova Delhi: John Wiley&Sons, 2005.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Nova York: John Wiley and Sons, 1995.

BARBOSA, W. F.; SOUSA, E. P.; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A. Eficiência técnica da agropecuária nas microrregiões brasileiras e seus determinantes. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 43, n. 11, p. 2115-2121, nov. 2013.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. A contribuição da pesquisa para convergência e crescimento da renda agropecuária no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 47, n. 3, p. 719-737, jul./set. 2009.

BENEVIDES, A. de A. *et al.* Produtividade total dos fatores e desenvolvimento do agronegócio brasileiro: uma análise do Brasil em relação aos maiores países produtores agropecuários. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 23, 2018, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: ANPEC, 2018.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Balança Comercial do Agronegócio – Dezembro/2018**. Brasília, 15 jan. 2019. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/noticias/exportacoes-do-agro-em-alta-de-quase-6-ultrapassam-us-100-bi/balancadoagronegociofechada2018.docx>. Acesso em: 3 dez. 2019.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Defesa agropecuária: histórico, ações e perspectivas**. Secretaria de Defesa Agropecuária. Brasília: MAPA, 2018.

CANO, W. Novas determinações sobre as questões regional e urbana após 1980. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais (RBEUR)**, v. 13, n. 2, p. 27-53, 2011.

CASTRO, C. N. de. Desafios da agricultura familiar: o caso da Assistência Técnica e Extensão Rural. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, IPEA, n. 12, p. 49-59, jul./dez. 2015.

CASTRO, C. N. de. Pesquisa agropecuária pública brasileira: histórico e perspectivas. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, IPEA, n. 15, p. 45-52, jul./dez. 2016.

FÁVERO *et al.* **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. 34. ed. São Paulo: Companhia das Letras, 2007.

GRAZIANO DA SILVA, J. O novo rural brasileiro. **Revista Nova Economia**, Minas Gerais, v. 7, n. 1, p. 43-81, 1997.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2000.

GUIMARÃES, D. D.; PEREIRA, J. P. de O. **Panorama setorial 2015-2018: agropecuária**. In: Perspectivas do investimento 2015-2018 e panoramas setoriais. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), 2014, p. 22-28.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAIR, J. F. *et al.* **Análise multivariada de dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Agropecuário 2006 – Segunda Apuração**. 2007. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>. Acesso em: 23 jan. 2020.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Agropecuário 2017 – Resultados Definitivos**. 2019. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>. Acesso em: 23 jan. 2020.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Índice Geral de Preços (IGP-DI)**. 2020. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=38390>. Acesso em: 23 jan. 2020.

KAGEYAMA, A. A.; GRAZIANO DA SILVA, J. Os resultados da modernização agrícola dos anos 70. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 13, n. 3, p. 537-559, 1983.

MARTHA JÚNIOR, G. et al. Estilo de desenvolvimento da agropecuária brasileira e desafios futuros. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 19, p. 93-106, jul. 2010.

MATOS, P. F.; PESSÔA, V. L. S. A modernização da agricultura no Brasil e os novos usos do território. **Geo UERJ**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 22, p. 290-322, 2011.

MOREIRA, G. C.; TEIXEIRA, E. C. Política pública de pesquisa agropecuária no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 23, n. 3, p. 5-17, jul./ago./set. 2014.

NASCIMENTO, O. C. **Estudo das decisões de estrutura de capital corporativo no novo mercado e nos níveis de governança da BM&FBOVESPA à luz das teorias Trade-off e Pecking order**. 2012. 103f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Universidade Federal de Brasília, Brasília, 2012.

PINTO, P. A. L. de A.; SILVA, W. K. de M.; COELHO JUNIOR, L. M. Mudanças climáticas e impactos na produção de cana-de-açúcar na Paraíba. In: ENCONTRO NACIONAL SOBRE GESTÃO EMPRESARIAL E MEIO AMBIENTE, 19., 2017, São Paulo. **Anais...** São Paulo: FEA/USP, 2017.

PINTOR, E. de; PIACENTI, C. A. Determinantes da expansão da fronteira de produção das culturas de arroz, milho e soja no Norte e Nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 47, n. 2, p. 41-57, abr./jun. 2016.

PINTOR, G. M. Z. de *et al.* Crédito Rural e crescimento econômico na mesorregião Oeste do Paraná. **Revista do Desenvolvimento Regional**, Taquara, v. 13, n. 2, p. 119-139, jul./dez. 2016.

RAIHER, A. P. *et al.* Convergência da produtividade agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 54, n. 3, p. 517-536, jul./set. 2016.

SILVA, F. P.; ARAUJO, J. A.; COSTA, E. M.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Eficiência técnica e heterogeneidade tecnológica na agropecuária das regiões semiárida e não semiárida do Nordeste brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 57, n. 3, p. 379-395, jul./set. 2019.

SILVA, G. B.; BOTELHO, M. I. V. O processo histórico da modernização da agricultura no Brasil (1960-1979). **Revista de Geografia Agrária**, v. 9, n. 17, p. 362-387, abr. 2014.

SILVA, J. A. A questão da desindustrialização no Brasil. **Revista Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 10, n. 1, p. 45-75, 2014.

SOUSA, T. R. V.; LEITE FILHO, P. A. M. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. **Revista Saúde Pública**, [S. l.], v. 42, n. 5, p.796-804, 2008.

STULP, V. J.; MARQUETTI, A.; FOCHEZATTO, A. Produtividade da Mão de Obra na Agropecuária do Rio Grande do Sul. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 1., 2002, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: FEE/PUCRS, 2002.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: a modern approach**. 6 ed. Boston: Cengage Learning, 2015.

\*\*\*