

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

A relação entre a estrutura fundiária e o crescimento econômico no Brasil

Pedro Rodrigues Oliveira

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

**Piracicaba
2024**

Pedro Rodrigues Oliveira
Bacharel em Ciência Econômicas

A relação entre a estrutura fundiária e o crescimento econômico no Brasil

versão revisada de acordo com a Resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:

Prof. Dr. **ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA.**

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

Piracicaba
2024

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

Oliveira, Pedro Rodrigues

A relação entre a estrutura fundiária e o crescimento econômico no Brasil / Pedro Rodrigues Oliveira - - versão revisada de acordo com a Resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2024.

91 p.

Dissertação (Mestrado) - - USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

1. Estrutura fundiária 2. Níveis de produto 3. Índice de Gini 4. Dados em painel . I. Título

AGRADECIMENTOS

Expresso minha gratidão aos meus pais, Antônio e Elisete, por terem me ensinado o valor da educação e por terem me proporcionado o suporte necessário para buscar por meus objetivos.

Quero estender meus agradecimentos ao meu orientador, Professor Dr. Alexandre Nunes de Almeida, pela paciência e orientação ao longo deste processo, que foi fundamental para o meu crescimento como pesquisador.

Agradeço aos amigos do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada (PPGEA) por toda ajuda e companhia. Em especial, expresso minha gratidão a André, Everton, Fernanda, Luzia, Mateus, Marisa, Milena, Renata, Ronaldo e Sávio. Ainda, agradeço minha amiga de vida, Steffany, por todos os conselhos e, sobretudo, por sempre se fazer presente.

Meus agradecimentos também se estendem aos membros da banca avaliadora, Professor Dr. Cassiano Bragagnolo e Professor Dr. Weslem Rodrigues Faria, pelas contribuições significativas. Estendo minha gratidão, também, ao Professor Dr. Geraldo Sant'ana de Camargo Barros por suas contribuições nas etapas iniciais deste trabalho.

Por último, expresso minha gratidão à CAPES por financiar minha formação acadêmica e por seu apoio contínuo à ciência, pesquisa e à promoção da educação pública de qualidade.

SUMÁRIO

RESUMO	5
ABSTRACT	6
1. INTRODUÇÃO	7
1.1. OBJETIVOS	10
1.1.1. <i>Objetivo Geral</i>	10
1.1.2. <i>Objetivos Específicos</i>	11
2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS	13
3. MATERIAIS E MÉTODOS	21
3.1. FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS.....	21
3.2. O ÍNDICE DE GINI.....	26
3.3. MODELO ECONOMETRICO.....	29
3.3.1. <i>Modelo Pooled</i>	30
3.3.2. <i>Modelo de Efeitos Fixos</i>	31
3.3.3. <i>Modelo de Efeitos Aleatórios</i>	33
3.3.4. <i>Testes de Especificação</i>	35
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	39
4.1. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS	39
4.1.1. <i>O PIB e o PIB Agropecuário no Brasil</i>	39
4.1.2. <i>A Estrutura Fundiária no Brasil</i>	43
4.2. RESULTADOS ECONOMETRICOS	59
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	71
REFERÊNCIAS	75
APÊNDICES	82

RESUMO

A relação entre a estrutura fundiária e o crescimento econômico no Brasil

O presente trabalho buscou estudar a relação entre a estrutura fundiária e as variações nos níveis de produto no Brasil e de suas cinco regiões durante o período de 2006 a 2017. A estrutura fundiária foi representada pelo índice de Gini para distribuição da posse da terra, o número total de estabelecimentos agropecuários por grupos de área total e a área média dos estabelecimentos agropecuários por grupos de área total. O produto, por sua vez, foi representado pelo Produto Interno Bruto municipal (PIB) e pelo Produto Agropecuário municipal (PIB Agro). Para atender a esse objetivo, foram estimados modelos de dados em painel para o Brasil e suas regiões, controlando-se os Efeitos Fixos. Foi observado que o índice de Gini se relaciona positivamente com o PIB e PIB Agro no Brasil e nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. No Nordeste essa relação mostrou-se negativa, enquanto no Norte foi estatisticamente não significativa. Mais especificamente, o número total de estabelecimentos e a área média dos estabelecimentos, sobretudo das maiores propriedades (>500 ha), mostraram-se positivamente associadas ao produto. Os resultados obtidos mostram-se de grande importância tanto para subsidiar regionalmente políticas públicas de promoção dos níveis de produto, quanto para políticas de reconfiguração da estrutura agrária brasileira.

Palavras-chave: Estrutura fundiária, Níveis de produto, Índice de Gini, Dados em painel

ABSTRACT

The relationship between land inequality and economic growth in Brazil

The present work sought to study the relationship between the land structure and variations in product levels in Brazil and its five regions during the period from 2006 to 2017. The land structure was represented by the Gini index for the distribution of land ownership, the total number of agricultural establishments by total area groups and the average area of agricultural establishments by total area groups. The product, in turn, was represented by the municipal Gross Domestic Product (GDP) and the municipal Agricultural Product (GDP Agro). To meet this objective, panel data models were estimated for Brazil and its regions, controlling for Fixed Effects. It was observed that the Gini index is positively related to GDP and Agro GDP in Brazil and in the South, Southeast and Central-West regions. In the Northeast this relationship was negative, while in the North it was statistically non-significant. More specifically, the total number of establishments and the average area of establishments, especially the largest properties (>500 ha), were positively associated with the product. The results obtained are of great importance both for regionally subsidizing public policies to promote product levels and for policies to reconfigure the Brazilian agrarian structure.

Keywords: Land structure, Product levels, Gini index, Panel data

1. INTRODUÇÃO

No Brasil, existem 5.073.324 estabelecimentos agropecuários, ocupando uma área total de 351.289.815,64 hectares (IBGE, 2017a). No entanto, a distribuição dessa área entre os mais de 5 milhões de estabelecimentos no país não é igualitária, segundo dados do Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2017a). Enquanto a área média dos estabelecimentos no Brasil é de 69,24 hectares, alguns municípios apresentam estabelecimentos com uma média de 5.949 hectares, enquanto outros possuem apenas 0,05 hectares de terras. Além das variações na extensão das terras, o número de estabelecimentos agropecuários também apresenta discrepâncias entre os municípios. Enquanto alguns municípios contam com um total de 12.889 estabelecimentos, outros têm apenas 1 (IBGE, 2017a).

Tais diferenças no tamanho e número de propriedades agrícolas podem ser atribuídas a diversos fatores, como o fato do estabelecimento agropecuário configurar-se como: estabelecimento de agricultura familiar ou agricultura não familiar; a disponibilidade de terras nos municípios; a estrutura econômica municipal; e até mesmo a distribuição não equitativa dessas terras.

Em relação à divisão não equitativa de terras, Hoffmann (2020) utiliza dados do Censo Agropecuário para ilustrar este cenário. No Brasil, em 2017, as 50% menores propriedades ocupavam 2,1% da área total dos estabelecimentos, enquanto as 1% maiores detinham 47,3% dessas terras. É importante destacar que essas proporções variam de acordo com a região em análise. Na região Sul, por exemplo, as 50% menores propriedades detêm 5,8% das terras, o dobro do que é visualizado no país. Enquanto isso, as 1% maiores possuem 34,5%. Já na Região Nordeste, as 50% menores propriedades controlam 2,2% das terras, enquanto as 1% maiores dominam 45,9% das terras.

Para melhor compreender esta heterogeneidade na estrutura agrária, é possível empregar a medição da distribuição da posse de terras por meio de um índice de Gini. Esse indicador possibilita a avaliação do grau de igualdade com que os 351.289.815,64 hectares de terras estão divididos entre os 5.073.324 estabelecimentos agropecuários. O índice de Gini varia de 0 a 1, onde valores próximos de 1 indicam uma maior desigualdade na distribuição de terras (Costa, 1979). Em contrapartida, valores próximos de 0 apontam para uma maior igualdade na distribuição de terras, sugerindo que os estabelecimentos agropecuários possuem parcelas semelhantes da terra disponível (Costa, 1979). A utilização do índice de Gini oferece

uma medida objetiva para analisar a desigualdade na posse de terras e compreender as disparidades existentes na estrutura agrária do país.

No Brasil, o índice de Gini para a distribuição da posse da terra é de 0,866 (IBGE, 2017a), o que representa uma "concentração forte a muito forte" de terras, conforme a definição de Câmara (1949). Observando a heterogeneidade na estrutura agrária no país, observa-se que apesar de todas as regiões serem classificadas como tendo "concentração forte a muito forte" de terras, os valores deste indicador variam em relação ao observado nacionalmente. Enquanto as regiões Nordeste e Centro-Oeste convergem para um índice no valor de 0,857 e 0,860, respectivamente, a região Sul registra um valor de 0,781. Essas diferenças evidenciam que, mesmo com a predominância de desigualdade fundiária em todas as regiões, algumas delas podem apresentar uma distribuição de terras relativamente menos desigual do que outras.

Além disso, devido a ausência de políticas substanciais de redistribuição de terras, por razões políticas e culturais, além da influência histórica da formação econômica do país, as características da estrutura agrária brasileira se preservam ao longo do tempo (Silva, 1997; Furtado, 2003; Alcantara Filho, 2010). Entre os anos de 1985 e 2017, o número de estabelecimentos, a área das propriedades e a forma como a terra é distribuída entre os estabelecimentos não apresentaram variações substanciais (Hoffmann, 2020). Isto demonstra uma rigidez às mudanças da estrutura fundiária no Brasil e em suas regiões ao longo do tempo.

Assim, estes estabelecimentos agropecuários caracterizados por uma estrutura agrária diversificada e rígida às mudanças ao longo do tempo (Hoffmann, 2020) são a materialização do setor agropecuário no Brasil, setor que apresenta elevada expressividade na economia nacional e internacional. No ano de 2020, por exemplo, o setor agropecuário brasileiro foi responsável por gerar um valor adicionado de mais de 434.621 bilhões de Reais, com uma projeção de crescimento de 11,6% para o ano de 2023 (Garcia; Servo; Souza Júnior, 2022). Ainda, em relação ao mercado internacional, em 2022 as exportações do agronegócio somaram um montante de 159,09 bilhões de Dólares (MAPA, 2023). Considerando toda a cadeia produtiva da agropecuária, tal desempenho contribuiu para que o agronegócio passasse a representar um quarto do PIB brasileiro e para que o Brasil se tornasse um dos maiores agroexportadores do mundo (CEPEA, 2023a).

O bom desempenho e a expressividade do setor agropecuário, por sua vez, são socializados com os demais campos da economia. Neste sentido, Amorim, Coronel e Teixeira

(2009) indicam que a agropecuária é chave para o crescimento da economia ao demandar bens e serviços dos outros setores econômicos (Haddad et al., 1989). Adicionalmente, Alencar, Neri e de Souza (2011) observam um efeito multiplicador de renda na economia brasileira onde cada unidade monetária alocada no setor agropecuário gerou uma renda de 1,93 unidade monetária no ano de 2007.

Além da capacidade de demandar de outros setores, Silva (2010) demonstra que o setor agropecuário foi responsável por uma significativa transferência de renda para os demais setores da economia e para o exterior. Devido aos ganhos de produtividade da agropecuária e pela influência do mercado externo, observou-se no Brasil um aumento no volume produzido pelo agronegócio simultaneamente a uma queda nos preços relativos, com a variação da produção menor que a variação dos preços (Barros et al. 2019). Deste modo, para realizar a manutenção de uma mesma cesta de consumo de bens da agropecuária, as famílias passaram a despendar menos dinheiro. Este excedente, por sua vez, passou a ser poupado ou alocado no consumo de outros tipos de bens e serviços, promovendo uma perda de renda pelo agronegócio que foi absorvida pela sociedade (Barros, 2016). Neste sentido, estima-se que no acumulado do período de 1995 a 2008, o agronegócio brasileiro transferiu mais de R\$ 837 bilhões para os demais setores (Silva, 2010).

Além da geração renda, o agronegócio é também responsável pela manutenção de 26,9% dos vínculos empregatícios no Brasil. No ano de 2023, a população ocupada no agronegócio somou cerca de 28,3 milhões de trabalhadores, número 0,8% maior que no ano anterior e o maior registrado na série histórica iniciada em 2012 (CEPEA, 2023b).

No entanto, é importante destacar novamente que essa considerável expressividade econômica se desenvolveu ao longo do tempo sem que, ao mesmo tempo, tenham sido identificadas alterações substanciais na estrutura agrária brasileira (Hoffmann, 2020). Assim, o que permitiu que o setor primário brasileiro crescesse e assumisse tamanha importância foram, sobretudo, os sucessivos e expressivos ganhos de produtividade da agropecuária (Gasques; Bastos; Bacchi, 2008; Gasques et al., 2014; Gasques et al., 2023). Deste modo, é possível caracterizar o setor primário como um setor de grande importância econômica e com efeitos expressivos sobre os níveis de produto e crescimento econômico (Chamberlin; Jayne, 2020).

Sendo os estabelecimentos agropecuários a materialização do setor agropecuário, e levando em consideração a elevada expressividade deste setor para a economia nacional, indaga-se sobre a influência da estrutura agrária sobre o nível do produto brasileiro. A

compreensão da relação entre a estrutura fundiária e as variações no nível do produto no Brasil mostram-se de suma importância uma vez que o crescimento desse setor vem sendo sustentado, sobretudo, por ganhos de produtividade (Gasques; Bastos; Bacchi, 2008; Gasques et al., 2014; Gasques et al., 2023). A influência da composição da estrutura fundiária sobre a capacidade do setor agropecuário em gerar riqueza, entretanto, vem sendo negligenciada em virtude de sua rigidez às mudanças.

Devido à caracterização do setor agropecuário brasileiro, marcado por grandes propriedades e pela distribuição desigual da posse da terra, levanta-se a hipótese de que mesmo apresentando pouca variação ao longo do tempo, a estrutura agrária pode ser responsável por influenciar positivamente os níveis do Produto Interno Bruto (PIB) e do Produto Agropecuário (PIB Agro) dos municípios brasileiros. Mais especificamente, a premissa central que orienta este trabalho é de que a existência de uma cadeia produtiva com alto valor agregado observada em regiões agrícolas mais desenvolvidas, que apresentam valores elevados no índice de Gini, possam estar correlacionadas positivamente com PIB e com o PIB Agro e, por conseguinte, contribuindo para elevações nos níveis de produto real.

Embora exista desigualdade na distribuição da posse da terra nestas regiões, conjectura-se que exista um compartilhamento dos ganhos econômicos do setor agropecuário com toda a economia através de efeitos multiplicadores de renda e emprego (Haddad et al., 1989). Estes efeitos multiplicadores advêm dos aumentos na atividade econômica de diversos setores a fim de sanar o crescimento na demanda do setor agropecuário, resultando na criação de cadeias de valor e na promoção do crescimento dos níveis de produto (Haddad et al., 1989; Amorim; Coronel; Teixeira, 2009).

1.1. Objetivos

1.1.1. Objetivo Geral

Com base no exposto, o presente estudo tem como objetivo analisar a possível influência da estrutura fundiária sobre os níveis de produto no Brasil entre os anos de 2006 e 2017. A unidade de análise para a abordagem empírica são os municípios brasileiros. Para isso, a estrutura fundiária será representada pelo índice de Gini para a distribuição da posse da terra, assim como pelo número de estabelecimentos por grupos de área total e a área média dos estabelecimentos por grupos de área total a partir dos dados extraídos dos Censos Agropecuários. O crescimento econômico, por sua vez, é definido neste estudo como as

variações percentuais nos níveis do Produto Interno Bruto (PIB) municipal e do Produto Agropecuário (PIB Agro) municipal utilizando dados dos IBGE.

1.1.2. Objetivos Específicos

Especificamente, busca-se:

- I. Realizar uma análise exploratória sobre a estrutura fundiária brasileira e sua evolução entre os anos de 2006 e 2017;
- II. Estimar modelos econométricos que procurem causalidade entre a estrutura fundiária e o produto em nível nacional e regional;
- III. Estimar modelos econométricos que estudem a relação entre estrutura fundiária e o produto levando em consideração duas métricas: o PIB e o PIB Agropecuário dos municípios brasileiros.

2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS

Existe na literatura uma ampla gama de trabalhos que buscam observar a relação entre a estrutura fundiária e variáveis econômicas para diversos países. Tais estudos, entretanto, concentram-se em analisar a relação entre o tamanho das propriedades e sua produtividade (Lamb, 2003; Helfand; Levine, 2004; Eastwood; Lipton; Newell, 2010; Rada; Helfand; Magalhães, 2019; Ferreira; Almeida, 2021; Helfand; Taylor, 2021). Além da produtividade, outros trabalhos procuram por evidências que encontrem uma relação entre o tamanho médio das propriedades e o Produto Interno Bruto (PIB) (Eastwood; Lipton; Newell, 2010), a produção de alimentos e renda agrícola e não agrícola (Noack; Larsen, 2019; Chamberlin; Jayne, 2020), a renda urbana (Ibekwe et al., 2010) e o emprego agrícola (Heady; Sonka, 1974) e não-agrícola (Velandia et al., 2009).

Em relação ao tamanho das propriedades e a produtividade da terra, é possível encontrar resultados que apontam para uma relação direta (Lázari e Magalhães, 2019), inversa (Berry e Cline, 1979) e, até mesmo, em forma de U (Helfand; Levine, 2004; Rada; Helfand; Magalhães, 2019) entre as duas variáveis. Além disso, usando como medida de estrutura agrária a desigualdade na posse de terras para um conjunto de países, Vollrath (2007) identifica uma relação negativa e estatisticamente significativa entre o índice de Gini que mede a distribuição da propriedade das terras e a produtividade agrícola, onde uma diminuição de um desvio-padrão no coeficiente de Gini resulta em um aumento de 8,5% na produtividade.

Observa-se, dessa forma, que a estrutura fundiária desempenha um papel determinante na produtividade, a qual, por sua vez, constitui um fator fundamental para a elevações dos níveis de produto e o crescimento econômico de longo prazo. Isso ocorre, pois, um aumento na Produtividade Total dos Fatores (PTF) possibilita o incremento na produção sem necessidade de modificar a dotação dos fatores de produção, como argumentado por Krugman (1997). Assim, a PTF representa um elemento-chave para a compreensão dos níveis de crescimento econômico associados à América Latina (Marinho; Bittencourt, 2007), ao Brasil (Negri; Cavalcante, 2014) e mais especificamente ao setor agropecuário brasileiro (Mendes, 2010), enfatizando uma relação indireta entre a estrutura fundiária e os níveis de produto e o crescimento econômico.

A estrutura fundiária, entretanto, não apenas se relaciona com indicadores de produto de forma indireta. Heady e Sonk (1974) através da programação linear testaram o efeito de

diferentes tamanhos de fazendas sobre a renda e o emprego nos Estados Unidos. Os resultados indicam que o aumento do tamanho das fazendas causa uma redução na renda líquida total do setor agrícola, no número de fazendas e no emprego agrícola total devido aos impactos secundários da renda desencadeados por um efeito multiplicador. Caracterizando melhor o mecanismo pelo qual este efeito multiplicador age, Mellor (1976) discorre que pequenas propriedades, caracterizadas por uma distribuição mais igualitária de terras, possuem uma maior propensão marginal a consumir nos mercados rurais locais em relação às grandes propriedades, assim, demandam bens e serviços dos setores rurais e não-rurais e geram uma circulação de renda suscetível a efeitos multiplicadores (Amorim; Coronel; Teixeira, 2009; Haddad et al., 1989; Alencar; Neri; de Souza, 2011).

Opostamente, uma quantidade menor de grandes propriedades com uma distribuição mais desigual de terras seria capaz de dominar a produção local, porém sem demandar bens e serviços da economia rural desta localidade. Assim, haveria uma restrição na circulação de renda que atenuará a ação dos multiplicadores de renda (Johnston; Kilby, 1975). Isto promove uma redução da capacidade das grandes propriedades de gerar riqueza em nível local (Deininger; Squire, 1998; Deininger; Xia, 2016; Quan; Koo, 1985; Vollrath, 2007).

Ainda sobre o tamanho das propriedades e o desempenho econômico, Nguyen e Martinez Saldivar (1979) examinam os efeitos de uma reforma agrária na produção agrícola, emprego e distribuição de renda nos estados mexicanos entre os anos 1959-1969. Foi possível observar que a reforma agrária afetou positivamente a área total cultivada, a produtividade da terra por unidade de área, o retorno sobre insumos externos e a produção total da cultura. Este resultado reforça a ideia apresentada por Sitko e Jayne (2014) de que em menores propriedades há um maior uso da totalidade das terras em relação às propriedades de tamanhos maiores.

Todavia, embora Nguyen e Martinez Saldivar (1979) tenham encontrado uma relação positiva entre a reforma agrária e a produção agrícola, ressalta-se que o setor agropecuário após esta reforma tornou-se trabalho-intensivo. Isto, por sua vez, onera as empresas com encargos salariais mais elevados. Deste modo, os autores sugerem que além de uma reforma agrária que priorize propriedades de tamanhos menores, a substituição de trabalho por capital é de interesse nacional em países emergentes para garantir ganhos de produtividade e aumentos na produção (Nguyen; Martinez Saldivar, 1979).

Por outro lado, ao buscar determinar os fatores que influenciam as atividades agrícolas e não agrícolas como fontes de renda familiar na Tanzânia, Bongole (2016)

constatou que à medida que o tamanho da fazenda aumenta, a parcela da renda proveniente da fonte de renda agrícola também aumenta. Noack e Larsen (2019), por sua vez, encontram resultados semelhantes ao examinar os efeitos do tamanho da fazenda tanto na renda agrícola quanto no suprimento local de alimentos na zona rural de Uganda. Os autores observaram que, embora a produção por unidade de terra diminua com o aumento do tamanho da fazenda, a renda agrícola aumenta. Além disso, com o aumento do tamanho da propriedade a variação dos rendimentos agrícolas diminui, mas a variação da produção local de alimentos aumenta. Esses resultados sugerem que os agricultores se beneficiam de fazendas maiores, obtendo rendas mais altas e mais estáveis, enquanto os consumidores são onerados com uma oferta de alimentos mais baixa e volátil.

Mais recentemente, Chamberlin e Jayne (2020) investigaram como as mudanças na estrutura agrária na África identificadas por Jayne et al. (2016) impactam a renda nas áreas rurais da Tanzânia. Partindo da necessidade de melhor capturar o caráter multidimensional do que se entende como estrutura agrária, os autores utilizam-se de cinco indicadores, sendo eles o índice de Gini, a assimetria na distribuição da amostra, o coeficiente de variação, a parcela de terras controladas por fazendas de médio porte e parcela de terras controladas por grandes fazendas.

A maioria dos indicadores que medem a “concentração” de terras agrícolas demonstra uma correlação positiva com a renda rural das famílias (Chamberlin; Jayne, 2020). Além disso, os ganhos familiares provenientes de fontes tanto agrícolas quanto não agrícolas apresentam uma associação significativamente positiva com a porção de terra controlada por explorações agrícolas nas faixas de 5 a 10 hectares e 5 a 20 hectares (Chamberlin; Jayne, 2020). Contudo, pondera-se que esses benefícios positivos tendem a ser menos pronunciados e estatisticamente menos robustos em distritos onde uma parcela relativamente maior das terras agrícolas está sob o controle de fazendas com dimensões superiores a 20 hectares (Chamberlin; Jayne, 2020).

Entretanto, ao estudar a distribuição de renda entre fazendas de diferentes tamanhos na Colômbia, Berry (2023) observa que a renda é cerca de duas vezes maior em fazendas com mais de 500 hectares em comparação com aquelas entre 0 a 5 hectares. Além disso, também é possível constatar que a participação da mão de obra no setor agrícola caiu substancialmente ao longo do tempo devido ao aumento mais rápido do fator terra e capital em comparação com a mão de obra (Berry, 2023).

Ainda em relação à influência do tamanho das propriedades, Sitko, Burke e Jayne (2018) observaram que em resposta à crescente demanda do mercado, os investimentos de comerciantes de grande escala passaram a dirigir-se proeminentemente para áreas onde as fazendas de médio porte estão concentradas. Os agricultores dessas propriedades de médio porte ao vender para os comerciantes de grande escala recebem preços mais elevados do que os oferecidos pelos comerciantes de pequena escala e têm maior probabilidade de acessar crédito, insumos, serviços de extensão privada e informações sobre preços, melhorando as condições de acesso ao mercado para todas as propriedades.

Neste sentido, pode-se notar que a influência da estrutura fundiária sobre variáveis econômicas também pode ocorrer por meio de forças de mercado que atraem e aglomeram investimentos em médias e grandes propriedades. Assim, a produção excedente de fazendas relativamente grandes pode atrair investimentos privados na compra de safras, armazenamento, transporte, fornecimento de insumos e financiamento para áreas rurais, proporcionando benefícios indiretos para todas as famílias locais (Collier; Dercon, 2014).

Além dos atributos econômicos intrínsecos às grandes propriedades que são capazes de atrair investimentos devido aos prospectos econômicos de tal estrutura agrária, observa-se que, tudo mais constante, grandes propriedades com elevada “concentração” de terras também podem concentrar poder político (Locatelli; Lima, 2016). Deste modo, essas propriedades podem usar de sua influência institucional para alterar a natureza das cadeias de abastecimento locais, de modo que fornecedores de insumos, comerciantes de *commodities* e outros prestadores de serviços tendem a concentrar-se em fazendas maiores, tornando-se menos acessíveis a produtores menores (Binswanger; Deininger, 1997; Sokoloff; Engerman, 2000; Jayne et al., 2016).

Com esse influxo de investimentos nas médias e grandes propriedades, observa-se uma melhora em suas condições de acesso ao mercado e um maior grau de transferências de conhecimento das propriedades de larga escala para aquelas de menor porte (de Schutter, 2011; Mujenja; Wonani, 2012). Essa transferência de conhecimento, por sua vez, ressalta a existência de um efeito *spillover* causado por propriedades de médio e grande porte, capazes de beneficiar indiretamente os estabelecimentos menores (Deininger; Xia, 2016).

Assim, poderes políticos e econômicos podem atuar como um fator influenciador na atração e no fomento de investimentos para as grandes propriedades que “concentram” terras (von Braun; Meinzen-Dick, 2009). Por sua vez, um maior acesso a investimentos tem um impacto positivo direto sobre o crescimento econômico, além de possibilitar às empresas a

adoção de novas tecnologias na produção agropecuária (Kleemann *et al.*, 2013). Isso se traduz em ganhos de produtividade para toda a cadeia de produção, contribuindo para o aumento na produção e o desenvolvimento econômico a longo prazo (Krugman, 1997).

Deste modo, o tamanho da fazenda tem sido tradicionalmente uma variável explicativa em diferentes estudos de desempenho agrícola (Bojnec; Latruffe, 2013). Além disso, a hipótese de que a extensão territorial das propriedades agrícolas se relaciona positivamente com a renda rural ou não-rural também encontra respaldo na literatura. Em relação à esta renda, é factível supor que o tamanho da fazenda afete a renda agrícola e não-agrícola devido à produção e economias pecuniárias, capacidade de gerenciamento para lidar com estratégias de gestão de risco e probabilidade de emprego fora da fazenda (Velandia *et al.*, 2009).

Neste sentido, Ibekwe *et al.* (2010) argumentam que devido a natureza fragmentada das propriedades agrícolas, um aumento no tamanho da propriedade na forma de consolidações de terras aumentará a renda agrícola não só através de economias pecuniárias (Velandia *et al.*, 2009), como também por meio de ganhos de escala (Ibekwe, 2001; Nwaru, 2004).

Economias de escala se referem à diminuição dos custos médios da produção agropecuária à medida que se aumenta a quantidade produzida pelos estabelecimentos. Essa redução de custos decorre principalmente da distribuição dos custos fixos ao longo de um maior volume de produção, resultando em uma menor alocação de despesas fixas por unidade produzida (Stigler, 1958).

Essa expansão da produção agropecuária muitas vezes permite a especialização da mão de obra e a implementação de técnicas mais eficientes de produção, contribuindo ainda mais para a eficácia das economias de escala (Miragaya, 2014). Esse fenômeno tem implicações significativas para os estabelecimentos agropecuários e a economia em geral, uma vez que pode levar a preços mais baixos para os consumidores, maior competitividade no mercado e, sobretudo, a capacidade de atingir níveis de produção que seriam intangíveis em menor escala, promovendo, assim, o crescimento do setor agropecuário e da economia nacional (Stigler, 1958; Krugman, 1980).

Ainda, os poderes oligopolísticos associados às grandes propriedades que “concentram” terras tem capacidade de exercer influência sobre as cadeias de abastecimento e preços de mercado, interferindo no mercado de insumos, na prestação de serviço, e no mercado consumidor (Binswanger; Deininger, 1997; Sokoloff; Engerman, 2000; Jayne *et al.*,

2016; Costa; Brumatti; Borges, 2016). Com isso, além das economias de escala, essas propriedades agropecuárias são capazes de produzir economias pecuniárias.

Economias pecuniárias são economias estritamente monetárias associadas às vantagens dos grandes estabelecimentos que “concentram” grandes porções de terra em obter descontos ao adquirir uma quantidade grande de insumos (Rodigheri, 1996). Assim, este tipo de estabelecimento agropecuário observará um aumento em sua produção em decorrência, também, da queda no preço dos insumos.

Além do tamanho das propriedades e a maneira como a terra é distribuída, a quantidade de estabelecimentos também pode exercer influência sobre os níveis econômicos. Com uma quantidade maior de estabelecimentos agropecuários no mercado é possível visualizar aumentos na produção agropecuária através de um maior número de empreendimentos agropecuários trabalhando para suprir as demandas do mercado interno e externo. Ainda, o surgimento de novos estabelecimentos pode não apenas suprir as demandas de um mercado pré-existente, como também tem a capacidade de expandir esse mercado e atender novos públicos. Os aumentos de produção para suprir tais demandas ocasionarão, conseqüentemente, em aumentos no produto (Fama; Laffer, 1972).

Com os aumentos na produção e as expansões do mercado é possível visualizar um fomento ao mercado de trabalho e aos demais setores da economia (Haddad et al., 1989). Por exemplo, o aumento no número de estabelecimentos, aumenta-se a demanda por trabalho direta e indiretamente, gerando, assim, um efeito multiplicador de trabalho que beneficia toda a economia (Passoni; Freitas, 2017). Além disso, um maior número de estabelecimentos agropecuários implicará no aumento na demanda por bens e serviços de outros setores, gerando encadeamentos para frente e para trás na economia capazes de exercer um efeito multiplicador sobre a renda e emprego (Haddad et al., 1989; Alencar; Neri; de Souza, 2011).

Constata-se, assim, que o tamanho da fazenda é a variável predominantemente utilizada nos estudos da relação entre estrutura fundiária e variáveis econômicas (Bojnec; Latruffe, 2013). Todavia, mesmo que seja extremamente relevante, o tamanho das propriedades fornece apenas uma dimensão de um conceito multifacetado que é a estrutura agrária. Stanton (1991) argumenta que a estrutura agrária incorpora tanto aspectos relativos ao tamanho das propriedades, como também sobre a quantidade de propriedades em uma localidade e o grau de igualdade na distribuição de suas terras. No que concerne tal ponderação, foram encontrados na literatura poucos trabalhos que além do tamanho das fazendas, se utilizaram medidas de distribuição da posse de terras e do número de

propriedades agrícolas para estudar a relação existente entre estrutura agrária e variáveis de crescimento econômico (Chamberlin; Jayne, 2020). Além disso, até o momento, trabalhos que abordem tal temática para o Brasil são ainda escassos.

Em vista disso, o presente trabalho apresenta-se como uma relevante contribuição para a literatura, preenchendo uma importante lacuna nos estudos sobre a estrutura fundiária e a geração de produto, sobretudo, tendo como objeto de análise os municípios brasileiros.

3. MATERIAIS E MÉTODOS

O presente trabalho tem por objetivo estudar a influência exercida pela estrutura agrária sobre os níveis de produto do Brasil e suas cinco regiões geográficas. Para este fim, a seção 3.1 apresentará as fontes e os tratamentos dados às variáveis utilizadas neste trabalho. Por sua vez, a seção 3.2 formalizará o método de mensuração da distribuição da posse de terras, isto é, o índice de Gini. Por fim, na seção 3.3 serão apresentados os modelos econométricos utilizados.

3.1. Fonte e Tratamento dos Dados

Com a finalidade de estudar a influência da estrutura agrária sobre o crescimento econômico brasileiro, serão utilizados dados em níveis municipais referentes aos períodos de 2006 e 2017, anos de divulgação das informações dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017 pelo IBGE (IBGE, 2006; 2017).

O Censo Agropecuário do IBGE é uma ampla e minuciosa investigação estatística que busca compreender a realidade do setor agropecuário do Brasil. Realizado a cada dez anos, esse levantamento contempla todo o território nacional e visa coletar informações abrangentes sobre propriedades rurais, produção agropecuária, uso da terra, infraestrutura e mão de obra (IBGE, 2017b). Através do Censo Agropecuário, o IBGE proporciona um panorama detalhado da atividade agropecuária do país, fornecendo dados essenciais para o planejamento de políticas públicas, tomadas de decisão no setor rural e análises econômicas relacionadas ao campo.

Dos Censos Agropecuários são extraídas informações referentes à estrutura agrária, aqui representada pelo índice de Gini para distribuição da posse da terra, o tamanho médio dos estabelecimentos e o número de estabelecimentos discriminados em cinco grupos de área total. Assim, espera-se melhor capturar a multidimensionalidade do conceito de estrutura agrária (Stanton, 1991). Embora o índice de Gini seja o elemento central da análise, é importante se utilizar de outras métricas de estrutura fundiária a fim de complementar uma representação mais acurada do que é a estrutura fundiária (Stanton, 1991). Além disso, o crescimento econômico será medido por variações no PIB e no PIB Agropecuário municipal, informações também calculadas pelo IBGE.

As variáveis referentes à área média dos estabelecimentos e ao número de estabelecimentos foram categorizadas em cinco grupos de área total de acordo com a

classificação de Rada, Helfand e Magalhães (2019), como é possível observar na Tabela 1. Isto se deu pois nos Censos Agropecuários de 2006 e 2017 o IBGE classifica as informações em 17 e 18 grupos de área total, respectivamente. Assim, a agregação dessas faixas de área em 5 categorias confere maior homogeneidade às observações intra grupos e maior heterogeneidade extra grupos.

Tabela 1 – Definição dos grupos de áreas total.

Estrato	Grupos de Área Total	Classificação
1	De 0 a menos de 5 ha	Muito Pequena
2	De 5 a menos de 20 ha	Pequena
3	De 20 a menos de 100 ha	Pequena/Média
4	De 100 a menos de 500 ha	Média/Grande
5	De 500 ha e mais	Grande

Fonte: Elaboração própria a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019).

Delimitados os intervalos de áreas para a classificação dos estabelecimentos agropecuários em estratos, na Tabela 2, apresentam-se as variáveis utilizadas na estimação dos modelos econométricos.

Tabela 2 – Descrição e fonte das variáveis.

Variável	Descrição	Fonte
Variável Dependente		
PIB	Logaritmo natural do Produto Interno Bruto municipal (Mil Reais) corrigido pelo IPCA	IBGE
PIB Agro	Logaritmo natural do Valor Adicionado Bruto municipal da agropecuária (Mil Reais) corrigido pelo IPCA	IBGE
Variáveis Independentes		
Índice de Gini	Logaritmo natural do Índice de Gini para a distribuição da posse da terra	Calculado com dados do CA ¹
Área Média (1)	Logaritmo natural da área média dos estabelecimentos pertencentes ao Estrato 1: o grupo de área de 0 ha até 5 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Área Média (2)	Logaritmo natural da área média dos estabelecimentos pertencentes ao Estrato 2: o grupo de área de 5 ha até 20 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Área Média (3)	Logaritmo natural da área média dos estabelecimentos pertencentes ao Estrato 3: o grupo de área de 20 ha até 100 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Área Média (4)	Logaritmo natural da área média dos estabelecimentos pertencentes ao Estrato	Calculado com dados do CA a partir

¹ Censo Agropecuário do IBGE.

	4: o grupo de área de 100 ha até 500 ha	de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Área Média (5)	Logaritmo natural da área média dos estabelecimentos pertencentes ao Estrato 5: o grupo de área superior a 500 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Número de Estabelecimentos (1)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 1: o grupo de área de 0 ha até 5 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Número de Estabelecimentos (2)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 2: o grupo de área de 5 ha até 20 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Número de Estabelecimentos (3)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 3: o grupo de área de 20 ha até 100 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Número de Estabelecimentos (4)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 4: o grupo de área de 100 ha até 500 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
Número de Estabelecimentos (5)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 5: o grupo de área superior a 500 ha	Calculado com dados do CA a partir de Rada, Helfand e Magalhães (2019)
VAB Agropecuária (%)	Logaritmo natural da proporção do valor adicionado bruto a preços correntes da agropecuária no valor adicionado bruto a preços correntes total	IBGE
VAB Serviços (%)	Logaritmo natural da proporção do valor adicionado bruto a preços correntes dos serviços no valor adicionado bruto a preços correntes total	IBGE
VAB da Indústria (%)	Logaritmo natural da proporção do valor adicionado bruto a preços correntes da indústria no valor adicionado bruto a preços correntes total	IBGE
Importações	Logaritmo natural das exportações <i>per capita</i> (FOB) - US\$ FOB (mil)	SECEX ²
Exportações	Logaritmo natural das importações <i>per capita</i> (FOB) - US\$ FOB (mil)	SECEX
Cooperativas/Sindicatos	Logaritmo natural da proporção de estabelecimentos dirigidos por produtor associado à cooperativas e/ou sindicatos	Calculado com dados do CA
Produtoress com Ensino Fundamental Completo, Ensino Médio	Logaritmo natural da proporção de estabelecimentos dirigidos por produtor com ensino fundamental completo,	Calculado com dados do CA

² Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços.

Incompleto ou Sem Instrução	ensino médio incompleto ou sem instrução	
Produtores com Ensino Médio	Logaritmo natural da proporção de estabelecimentos dirigidos por produtor com ensino médio completo	Calculado com dados do CA
Produtores com Ensino Superior	Logaritmo natural da proporção de estabelecimentos dirigidos por produtor com ensino superior completo	Calculado com dados do CA
Número de Cabeças de Bovinos	Logaritmo natural do número de cabeças de bovinos nos estabelecimentos agropecuários (Cabeças)	Calculado com dados do CA

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE.

Em relação às variáveis monetárias, destaca-se que as variáveis que mensuram o PIB e o PIB Agropecuário estão na grandeza de mil Reais e foram corrigidas pela inflação utilizando o Índice de Preço ao Consumidor Acumulado (IPCA) do IBGE. As variáveis que medem as importações e exportações, por sua vez, estão na grandeza de mil Dólares e foram ponderadas pela população residente, gerando seus valores *per capita*.

As variáveis estão representadas pelo logaritmo natural de seus valores a fim de possibilitar a interpretação dos parâmetros obtidos nos modelos na forma de elasticidades. A elasticidade é um conceito que mede a sensibilidade ou a responsividade de uma variável econômica em relação a uma mudança em outra variável. Considerando que algumas variáveis na base de dados apresentam um valor de 0 e com ciência de que o logaritmo natural de 0 não é definido, realiza-se na amostra uma transformação monotônica crescente com a finalidade de contornar essa limitação.

Uma transformação monotônica crescente é uma função matemática que preserva a ordem dos números em um conjunto, ou seja, se um número é maior do que outro no conjunto original, sua imagem após a transformação também será maior do que a imagem do outro número após a transformação (Roberts; Steenrod, 1938).

Formalmente, uma função $f : A \rightarrow B$, onde A e B são conjuntos de números reais, é monotônica crescente se, para quaisquer x, y em A com $x \leq y$, temos $f(x) \leq f(y)$ em B . Diante disso, optou-se realizar uma transformação monotônica crescente em todas as variáveis somando a elas o número infinitesimal 0,001³ aos dados antes de realizar a transformação logarítmica, possibilitando, assim, a análise de elasticidades e preservando as características das informações.

³Para o presente estudo, um teste de sensibilidade adotando outros valores, por exemplo, 0,01 ou 0,0001 não foi realizado, mas pode ser adicionalmente adotado para checagem de robustez das estimativas.

Com isso, coloca-se o modelo na forma funcional log-log, ou seja, tanto a variável dependente quanto as independentes estão na forma funcional de seu logaritmo natural. Para compreender este procedimento, pode-se partir da equação linear simples hipotética na forma da Equação 1.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x \quad (1)$$

Ao aplicar a função logarítmica nas variáveis, tem-se:

$$\ln(y) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x) \quad (2)$$

Agora, ao derivar a Equação 2 encontra-se a seguinte relação:

$$\partial y \frac{1}{y} = \partial x \frac{1}{x} \beta_1 \quad (3)$$

Rearranjando os termos da Equação 3, obtém-se a seguinte igualdade:

$$\frac{\partial y}{\partial x} \frac{x}{y} = \beta_1 = e \quad (4)$$

Onde e é um indicador de elasticidade.

Deste modo, é possível considerar que o coeficiente angular β_1 representa a elasticidade da variável independente sobre a variável dependente, permitindo que os parâmetros mensurem a sensibilidade relativa das variáveis. O valor desse coeficiente, por sua vez, pode ser interpretado de três maneiras, como apresentado na Tabela 3.

Tabela 3 – Interpretação das elasticidades.

Valor da Elasticidade	Classificação	Interpretação
$ e > 1$	Elástica	Uma variação na variável independente irá resultar em uma variação mais que proporcional na variável dependente
$ e = 1$	Unitária	Uma variação na variável independente irá resultar em uma variação exatamente proporcional na variável dependente
$ e < 1$	Inelástica	Uma variação na variável independente irá resultar em uma variação menos que proporcional na variável dependente

Fonte: Elaboração própria a partir de Varian (2015, p. 389).

Com os dados apresentados e os devidos tratamentos feitos, as informações aqui reunidas permitem a análise econométrica do problema de pesquisa proposto. Antes disso, entretanto, ressalta-se a importância de formalizar a construção de uma variável de extrema importância neste trabalho: o índice de Gini para a distribuição da posse da terra.

3.2. O Índice de Gini

O índice de Gini é uma métrica amplamente utilizada para avaliar a desigualdade na distribuição de terras dentro de uma determinada região. Ele oferece uma representação numérica que varia de 0 a 1, onde 0 representa uma distribuição perfeitamente igualitária da terra entre todos os proprietários, enquanto 1 indica uma “concentração” total da posse de terra nas mãos de um único proprietário. Ao aplicar o índice de Gini à distribuição de terra, é possível obter uma compreensão mais profunda das disparidades entre propriedades e identificar áreas onde a distribuição de terras pode ser considerada relativamente mais equitativa ou menos equitativa. A mensuração do índice de Gini, de acordo com Costa (1979), pode ser observada na Equação 5.

$$\text{Índice de Gini} = 1 - \sum_{i=1}^N (x_i - x_{i-1})(y_i + y_{i-1}) \quad (5)$$

Onde:

x_i é a proporção acumulada do número de estabelecimentos agropecuários por estratos de área até o estrato de área i ;

x_{i-1} é a proporção acumulada do número de estabelecimentos agropecuários por estrato de área até o estrato de área $i - 1$;

y_i é a proporção acumulada das áreas rurais por estratos de área até o estrato de área i ;

y_{i-1} é a proporção acumulada das áreas rurais por estratos de área até o estrato de área $i - 1$;

N é o número total de estratos de área.

Graficamente, é possível compreender o índice de Gini para a distribuição da posse da terra através da Curva de Lorenz (Figura 1). A Curva de Lorenz é uma representação gráfica usada para ilustrar a desigualdade na distribuição de uma variável em um conjunto de análise. Ela mostra a relação entre a distribuição real da variável e uma distribuição perfeitamente igualitária (Lorenz, 1905).

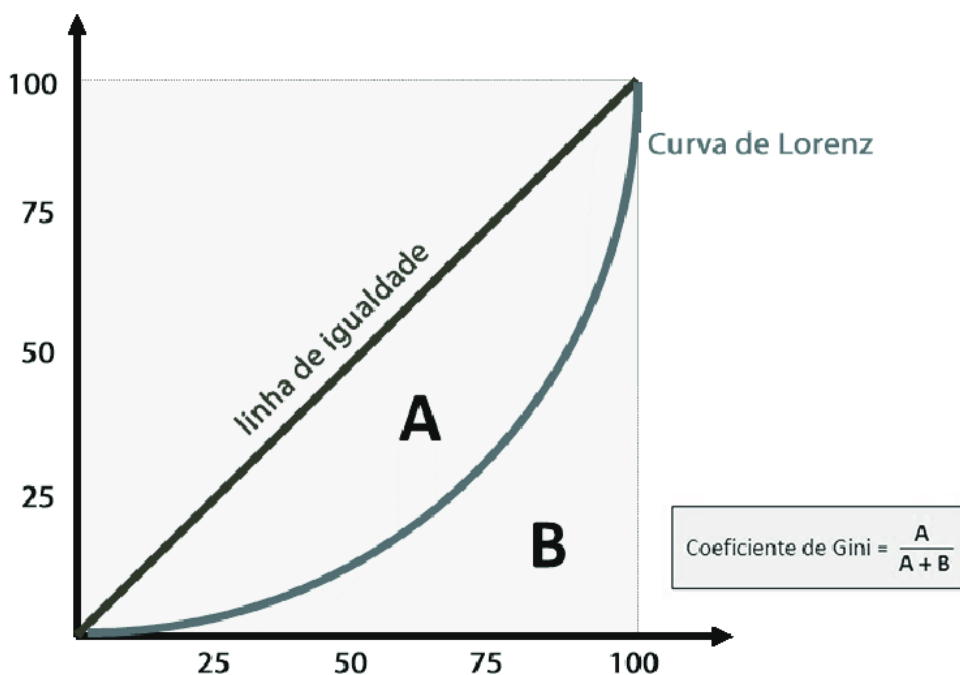


Figura 1 – Representação da Curva de Lorenz.

Fonte: Ojima e Marandola Jr. (2016).

Na Curva de Lorenz, ou curva de distribuição acumulada da posse da terra, o eixo horizontal representa a fração acumulada dos estabelecimentos agropecuários ordenados em ordem crescente com base na quantidade de terra que possuem. O eixo vertical, por sua vez, representa a fração acumulada da terra por essas propriedades. Seja uma linha de igualdade perfeita representada por uma linha diagonal de 45 graus indicando uma distribuição

completamente igualitária, a Curva de Lorenz ficará abaixo dessa linha de igualdade, revelando a desigualdade na distribuição da posse da terra. Quanto mais a curva se afasta da linha de igualdade, maior é a desigualdade (Lorenz, 1905).

A área entre a Curva de Lorenz e a linha de igualdade é conhecida como o índice de Gini, que é uma medida numérica da desigualdade. Quanto maior a área entre a curva e a linha de igualdade, maior o índice de Gini e, portanto, maior a desigualdade na distribuição da posse da terra (Lorenz, 1905).

Deste modo, uma vez compreendido e mensurado o valor do índice de Gini para a distribuição da posse da terra, pode-se buscar uma métrica para avaliar estes resultados e classificá-los de acordo com o grau de igualdade (ou desigualdade) que é capaz de representar. Neste sentido, Câmara (1949) propõe uma forma de classificação amplamente aceita na literatura, como é apresentado na Tabela 4.

Tabela 4 – Classificação do índice de Gini.

Valor do Índice de Gini	Classificação
De 0,000 a 0,100	Concentração nula
De 0,101 a 0,250	Concentração nula a fraca
De 0,251 a 0,500	Concentração fraca a média
De 0,501 a 0,700	Concentração média a forte
De 0,701 a 0,900	Concentração forte a muito forte
De 0,901 a 1,000	Concentração muito forte a absoluta

Fonte: Elaboração própria com base em Câmara (1949, p. 517).

Embora o índice de Gini seja a medida de desigualdade mais difundida na literatura, algumas ponderações podem ser feitas em sua relação. Hoffmann (2020) pondera que o índice é mais sensível ao redor da moda da distribuição, isto é, os valores que aparecem com mais frequência em sua distribuição estatística têm maior capacidade de afetar seus resultados. Ainda, ressalta-se que o embora o índice de Gini muitas vezes seja interpretado como uma medida de concentração de terras (Câmara, 1949) este tem por característica representar a desigualdade na distribuição da terra (Leite, 2018), sendo necessário usar o termo “concentração” com cautela.

Medidas de concentração são pautadas pela razão entre as porções da terra que se encontram sob a posse de cada estabelecimento e a quantidade de terras agricultáveis disponíveis. A desigualdade, por outro lado, é uma medida que busca captar o desequilíbrio na distribuição da posse da terra dentre os estabelecimentos com área. Embora se relacionem, são conceitos distintos (Leite, 2018).

Assim, formalizado o cálculo do índice de Gini para a distribuição da posse da terra e expostas as variáveis utilizadas neste trabalho, assim como o tratamento recebido por elas, constrói-se uma base para a introdução da abordagem econométrica utilizada para abordar o problema de pesquisa, assim como consta na seção 3.3.

3.3. Modelo Econométrico

Com o objetivo de estimar a influência da estrutura fundiária sobre o PIB e o PIB Agropecuário no Brasil serão utilizados dados referentes a dois períodos de tempo, os anos de 2006 e 2017, tendo como unidade de análise os municípios brasileiros. Em virtude desta estrutura de dados, onde existem informações para a mesma unidade de análise em dois momentos do tempo, é possível recorrer a abordagem de dados em painel para controlar uma possível heterogeneidade não observada presente nos dados da amostra e gerar resultados mais consistentes e eficientes (Wooldridge, 2010). A respeito disso, Hsiao (2003) lista uma série de vantagens advindas da utilização de dados em painel, sendo algumas delas:

- I. Controle da heterogeneidade não observada;
- II. Dados em painel são melhores para identificar e mensurar efeitos não observáveis em dados de séries temporais ou em *cross-section*;
- III. Dados em painel permitem construir e testar modelos comportamentais mais complexos em relação à modelos de séries temporais ou *cross-section*;
- IV. Viéses advindos da agregação de dados podem ser reduzidos ou eliminados.

Deste modo, seja qual for a natureza da heterogeneidade presente na amostra, caso ela exista, pode-se recorrer aos modelos *Pooled* ou aos modelos de dados em painel de Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios a fim de produzir estimadores consistentes e eficientes que serão capazes de possibilitar que se faça inferências sobre o problema estudado (Greene, 2011). Todavia, a correta especificação sobre qual tipo de modelo utilizar depende da realização de alguns testes, como será abordado na seção 3.3.4.

Apesar de todas as vantagens em relação ao uso desta metodologia, cabe ressaltar que os modelos de dados em painel também possuem algumas limitações, assim como sugere Hsiao (2003), o modelo de dados em painel pode apresentar:

- I. Problemas de *design* e coleta de dados;
- II. Distorções de erros de medição;
- III. Viéses de seleção, incluindo:
 - a. Autosseletividade;

- b. Não resposta;
- c. Atrito;
- IV. Dimensão de série temporal curta;
- V. Dependência de seção transversal.

Diante das vantagens e desvantagens supracitadas, o esquema básico para a compreensão dos modelos de painel parte da seguinte regressão, como demonstra Greene (2011) (Equação 6):

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha} + \varepsilon_{it} \\
 &= \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

Onde:

y_{it} é a variável dependente;

\mathbf{x}_{it} é o vetor de variáveis explicativas, onde existem K regressores (não incluindo a constante);

$\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha}$ é a heterogeneidade, ou efeito individual, onde \mathbf{z}_i contém um termo constante e um conjunto de variáveis individuais ou específicas do grupo que são invariantes no tempo t e podem ou não ser observadas e $\boldsymbol{\alpha}$ é uma constante;

$$\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha} = c_i;$$

ε_{it} é o termo de erro.

A partir da Equação 6, pode-se derivar os três tipos de modelos apresentados, isto é, o modelo *Pooled*, o modelo de Efeitos Fixos e o de Efeitos Aleatórios, como serão especificados nas seções seguintes.

3.3.1. Modelo *Pooled*

Diante disso, se o termo c_i for observado e invariante para todos os indivíduos da amostra, isto é, se $E[c_i|\mathbf{X}_i] = \alpha$, trabalha-se com um modelo *Pooled*. Neste caso, é possível recorrer ao método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para estimação do vetor $\boldsymbol{\beta}$ (Greene, 2011). Assim, Equação 6 pode ser representada como:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \alpha + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} + (c_i - E[c_i|\mathbf{X}_i]) \\
 &= \alpha + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} + u_i
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

$$= \alpha + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + w_{it}$$

Ou então, em sua forma matricial onde $\boldsymbol{\beta}$ passa a incluir a constante :

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}_i \quad (8)$$

Onde \mathbf{w}_{it} é o vetor de erros do modelo na ausência de efeito individual.

O modelo de regressão *Pooled* pressupõe, ainda, que o erro tem média zero, variância constante e não é autocorrelacionado, formalmente tem-se:

$$E[\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT_i}] = 0 \quad (9)$$

$$Var[\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT_i}] = \sigma_\varepsilon^2 \quad (10)$$

$$Cov[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT_i}] = 0 \text{ se } i \neq j \text{ ou } t \neq s \quad (11)$$

Nestas circunstâncias, com a ausência de um efeito individual, o estimador de $\boldsymbol{\beta}$ por MQO no modelo *Pooled* (Equação 12) é capaz de produzir estimativas consistentes e eficientes para os parâmetros.

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}^P = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \quad (12)$$

3.3.2. Modelo de Efeitos Fixos

Todavia, caso c_i seja não observado, mas correlacionado com \mathbf{x}_{it} (Equação 13), o estimador de $\boldsymbol{\beta}$ por MQO será viesada e inconsistente em virtude da omissão de variável. Neste caso, o modelo abordado é um modelo capaz de controlar Efeitos Fixos (Greene, 2011).

$$E[c_i | \mathbf{X}_i] = h(\mathbf{X}_i) \neq \alpha \quad (13)$$

Onde $h(\mathbf{X}_i)$ representa a heterogeneidade individual, variante entre as unidades da amostra.

Como a média condicional de c_i é invariante no tempo, a Equação 7 pode ser escrita da seguinte maneira:

$$\begin{aligned}
y_{it} &= \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + h(\mathbf{X}_i) + \varepsilon_{it} + [c_i - h(\mathbf{X}_i)] \\
&= \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it} + [c_i - h(\mathbf{X}_i)]
\end{aligned} \tag{14}$$

Dado que $[c_i - h(\mathbf{X}_i)]$ é não correlacionado com \mathbf{X}_i , este pode ser compreendido pelo termo de erro ε_{it} de modo que o modelo pode ser representado da seguinte forma:

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{15}$$

Onde α_i é um termo constante no tempo que varia entre os i indivíduos.

Ainda, esta equação pode ser rearranjada para ser representada em sua forma matricial:

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{i}\alpha_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i \tag{16}$$

Onde \mathbf{i} é um vetor de números 1.

A partir disto, o estimador para o modelo de dados em painel de Efeitos Fixos pode ser representado por:

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{EF} = (\mathbf{X}'\mathbf{M}_D\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{M}_D\mathbf{y}) \tag{17}$$

Em que a matriz \mathbf{M}_D poder ser representada como:

$$\begin{aligned}
\mathbf{M}_D &= \mathbf{I} - \mathbf{D}(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}' \\
\mathbf{M}_D &= \begin{bmatrix} M^0 & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & M^0 & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \dots & \dots & M^0 \end{bmatrix}
\end{aligned} \tag{18}$$

Onde:

$\mathbf{D}=[\mathbf{d}_1, \mathbf{d}_2, \dots, \mathbf{d}_n]$;

\mathbf{d}_i é a i -éssima variável *dummy*.

Cada matriz na diagonal de \mathbf{M}_D é expressa por:

$$\mathbf{M}^0 = \mathbf{I}_T - \frac{1}{T}\mathbf{i}\mathbf{i}' \tag{19}$$

Uma vez conhecido o estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{EF}$, pode-se retornar à equação normal para isolar o estimador do intercepto $\widehat{\alpha}_i$ (Equação 22) que é individual e invariante no tempo.

$$\mathbf{D}'\mathbf{D}\widehat{\boldsymbol{\alpha}} + \mathbf{D}'\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{D}'\mathbf{y} \quad (20)$$

$$\widehat{\boldsymbol{\alpha}} = [\mathbf{D}'\mathbf{D}]^{-1}\mathbf{D}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}) \quad (21)$$

$$\widehat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{\mathbf{x}}_i'\widehat{\boldsymbol{\beta}} \quad (22)$$

Deste modo, é possível produzir estimadores tanto para a inclinação (Equação 17), quanto para os interceptos (Equação 22) que sejam capazes de controlar os efeitos fixos da amostra e produzir estimativas mais precisas dos parâmetros.

3.3.3. Modelo de Efeitos Aleatórios

Por sua vez, quando o termo de heterogeneidade individual pode ser considerado não correlacionado com as variáveis do modelo, lida-se com um modelo de Efeitos Aleatórios (Greene, 2011). A Equação 7 neste caso, pode ser expressa da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + E[\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha}] + \{\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha} - E[\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha}] + \varepsilon_{it}\} \\ &= \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + (\alpha + u_i) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (23)$$

Onde:

\mathbf{x}_{it} é o vetor de variáveis explicativas onde existem K regressores;

α é uma constante;

u_i é um elemento estocástico específico para cada indivíduo que se mantém em cada período, ao contrário de ε_{it} que varia no tempo t .

Assume-se a exogeneidade estrita, assim como formalmente representado:

$$E[\varepsilon_{it}|\mathbf{X}] = E[u_i|\mathbf{X}] = 0 \quad (24)$$

$$E[\varepsilon_{it}^2|\mathbf{X}] = \sigma_\varepsilon^2 \quad (25)$$

$$E[u_{it}^2 | \mathbf{X}] = \sigma_u^2 \quad (26)$$

$$E[\varepsilon_{it}u_j | \mathbf{X}] = 0 \text{ para todo } i, t \text{ e } j \quad (27)$$

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js} | \mathbf{X}] = 0 \text{ se } t \neq s \text{ ou } i \neq j \quad (28)$$

$$E[u_i u_j | \mathbf{X}] = 0 \text{ se } i \neq j \quad (29)$$

Agora, considera-se os termos de erro como:

$$\eta_{it} = \varepsilon_{it} + u_i \quad (30)$$

$$\boldsymbol{\eta}_i = [\eta_{i1}, \eta_{i2}, \dots, \eta_{iT}]' \quad (31)$$

A partir desta estrutura, tem-se um modelo de componentes de erro, que assume os seguintes pressupostos:

$$E[\eta_{it}^2 | \mathbf{X}] = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \quad (32)$$

$$E[\eta_{it}\eta_{is} | \mathbf{X}] = \sigma_u^2, t \neq s \quad (33)$$

$$E[\eta_{it}\eta_{js} | \mathbf{X}] = 0, \text{ para todo } t \text{ e } s \text{ se } i \neq j \quad (34)$$

Assim, para as T observações dos i indivíduos, considera-se $\boldsymbol{\Sigma} = E[\boldsymbol{\eta}_i \boldsymbol{\eta}_i' | \mathbf{X}]$, deste modo:

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \dots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 & \dots & \sigma_u^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \dots & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} = \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}_T + \sigma_u^2 \mathbf{1}_T \mathbf{1}_T' \quad (35)$$

$$\mathbf{\Omega} = \begin{bmatrix} \mathbf{\Sigma} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{\Sigma} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{\Sigma} \end{bmatrix} = \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{\Sigma} \quad (36)$$

Com a finalidade de buscar um estimador para o modelo de efeitos aleatórios, pode-se recorrer ao estimador de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) que se utiliza da matriz de ponderação $\mathbf{\Omega}$ para controlar os efeitos aleatórios. O estimador MQG segue a estrutura apresentada pela Equação 35:

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{EA} = (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{y} \quad (37)$$

Onde:

$$\mathbf{\Omega}^{-1/2} = [\mathbf{I}_n \otimes \mathbf{\Sigma}]^{-1/2} \quad (38)$$

$$\mathbf{\Sigma}^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \left[\mathbf{I} - \frac{\theta}{T} \mathbf{i}_T \mathbf{i}_T' \right] \quad (39)$$

$$\theta = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_u^2}} \quad (40)$$

Assim, a transformação de \mathbf{y}_i e \mathbf{X}_i para MQG se dá por:

$$\mathbf{\Sigma}^{-1/2} \mathbf{y}_i = \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \begin{bmatrix} y_{i1} - \theta \bar{y}_i \\ \vdots \\ y_{it} - \theta \bar{y}_i \end{bmatrix} \quad (41)$$

Deste modo, confronta-se com três tipos de estimadores. Na ausência de heterogeneidade individual, o estimador de MQO do modelo *Pooled* mostra-se mais apropriado. Entretanto, caso exista efeito individual, e este seja correlacionado com as variáveis explicativas do modelo, pode-se recorrer a estimadores que controlem os Efeitos Fixos. Por último, se o efeito individual estiver correlacionado com o termo de erro, um estimador que controle os Efeitos Aleatórios será capaz de produzir os melhores resultados. A escolha de qual modelo utilizar, por sua vez, depende da realização de uma série de testes, como serão apresentados na seguinte seção.

3.3.4. Testes de Especificação

Descritas as especificidades que cada modelo pode apresentar, mostra-se necessário realizar uma série de testes para determinação da correta especificação dos modelos estudados. Especificar os modelos de maneira apropriada é fundamental para produzir resultados de qualidade permitindo a correta inferência das informações. Os testes empregados neste trabalho são apresentados subsequentemente.

3.3.4.1. Teste F de Chow

Inicialmente, contrapõe-se o modelo *Pooled* com o modelo de Efeitos Fixos através do Teste F de Chow (Greene, 2011). Aqui, a hipótese nula é representada pela igualdade entre os interceptos para todos os indivíduos, como representa um modelo *Pooled*, isto é:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_i = \alpha \text{ para todo } i \\ H_1: \alpha_i \neq \alpha \text{ para todo } i \end{cases}$$

A estatística do teste pode ser representada por:

$$F = \frac{SQR_r - SQR_{nr}/m}{SQR_{nr}/(n-k)} \sim F(m, n-k) \quad (42)$$

Onde:

SQR_r são a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito;

SQR_{nr} são a soma dos quadrados dos resíduos do modelo não restrito;

m e $(n-k)$ são os graus de liberdade.

Neste sentido, ao rejeitar a hipótese nula pode-se considerar a existência de heterogeneidade que impossibilita a utilização de um modelo do tipo *Pooled*, assim, a princípio, deve-se optar por um modelo de Efeitos Fixos.

3.3.4.2. Teste do Multiplicador de Lagrange

Para testar se um modelo melhor se ajusta com a especificação de Efeitos Aleatórios em relação a um modelo *Pooled*, recorre-se ao Teste do Multiplicador de Lagrange (ML), assim como proposto por Breusch e Pagan (1980). O teste parte da hipótese nula de que os efeitos aleatórios não são significativos e da hipótese alternativa de que os efeitos aleatórios são relevantes e devem ser incluídos no modelo, como segue:

$$\begin{cases} H_0: \sigma_u^2 = 0 \\ H_1: \sigma_u^2 \neq 0 \end{cases}$$

A estatística do teste pode ser representada pela Equação 43:

$$ML = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (T\bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi_1^2 \quad (43)$$

Onde:

e é o erro estimado;

T é o número total de unidades de tempo;

n é o número de indivíduos.

Deste modo, ao se rejeitar a hipótese nula parte-se do princípio que a heterogeneidade da amostra não pode ser descartada, assim, opta-se pela estimação de um modelo de Efeitos Aleatórios em detrimento de um modelo *Pooled* (Greene, 2011).

3.3.4.3. Teste de Hausman

Para contrapor um modelo de Efeitos Fixos e um modelo de Efeitos Aleatórios e observar qual é a correta especificação do modelo, aplica-se o Teste de Hausman (1978). O propósito do teste de Hausman é contrastar as estimativas de Efeitos Aleatórios com aquelas de Efeitos Fixos. Quando surgem discrepâncias significativas entre essas estimativas, isso sugere uma possível inconsistência dos estimadores de Efeitos Aleatórios. Deste modo, o teste parte da hipótese nula de que sobre a premissa de não existência de correlação entre u_i e \mathbf{X} , os estimadores de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios são consistentes (Greene, 2011), isto é:

$$\begin{cases} H_0: \hat{\beta}^{EA} = \hat{\beta}^{EF} \\ H_1: \hat{\beta}^{EA} \neq \hat{\beta}^{EF} \end{cases}$$

Sobre essa hipótese, as duas estimativas não devem diferir sistematicamente, assim, pode-se basear um teste em sua diferença. A estatística do teste de Hausman parte da matriz de covariância entre a diferença do vetor $[\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF}]$, assim:

$$Var[\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF}] = Var[\hat{\beta}^{EA}] + Var[\hat{\beta}^{EF}] - 2Cov[\hat{\beta}^{EA}, \hat{\beta}^{EF}] \quad (44)$$

Considerando que a covariância entre um estimador eficiente com sua diferença e um estimador eficiente, é zero, tem-se que:

$$Cov[(\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF}), \hat{\beta}^{EA}] = Cov[\hat{\beta}^{EA}, \hat{\beta}^{EF}] - Var[\hat{\beta}^{EA}] = \mathbf{0} \quad (45)$$

$$Cov[\hat{\beta}^{EA}, \hat{\beta}^{EF}] = Var[\hat{\beta}^{EA}] \quad (46)$$

Inserindo esse resultado na Equação 44, tem-se que:

$$Var[\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF}] = Var[\hat{\beta}^{EF}] - Var[\hat{\beta}^{EA}] \quad (47)$$

A estatística do teste pode ser representada por:

$$w = (\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF})' [Var(\hat{\beta}^{EA}) - Var(\hat{\beta}^{EF})]^{-1} (\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF}) \sim \chi_K^2 \quad (48)$$

Assim, ao não rejeitar a hipótese nula assume-se que o modelo de Efeitos Aleatórios é a correta especificação, ao contrário, ao rejeitar a hipótese nula, tem-se que o estimador de Efeitos Fixos fornece a correta especificação.

Com isso, somando as contribuições do Teste F de Chow, do Teste do Multiplicador de Lagrange e do Teste de Hausman, é possível especificar o modelo econométrico corretamente e fazer a estimação dos parâmetros a serem estudados (Greene, 2011). Os resultados gerados por essas estimações são apresentados no próximo capítulo.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com o objetivo de analisar a relação entre a estrutura fundiária e o Produto Interno Bruto (PIB) municipal e o Produto Agropecuário (PIB Agro) municipal, este capítulo está organizado em duas seções. A Seção 4.1 tem como propósito apresentar informações sobre o PIB e o PIB Agropecuário e contextualizar o estado da estrutura fundiária no Brasil durante os anos de 2006 e 2017. Em seguida, na Seção 4.2, serão apresentados e discutidos os resultados provenientes das análises econométricas realizadas.

4.1. Análise Exploratória dos Dados

4.1.1. O PIB e o PIB Agropecuário no Brasil

Inicialmente, é possível observar na Figura 2 que os níveis do Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil seguem uma trajetória de elevações ao longo do tempo, aumentando seu nível de produto até os anos finais da série. Através da Figura 3, percebe-se que entre 2006 e 2017 o Produto Agropecuário (PIB Agro) no país apresenta uma trajetória similar ao do PIB, embora a evolução dos níveis do PIB Agro tenha se apresentado relativamente menos consistentes.

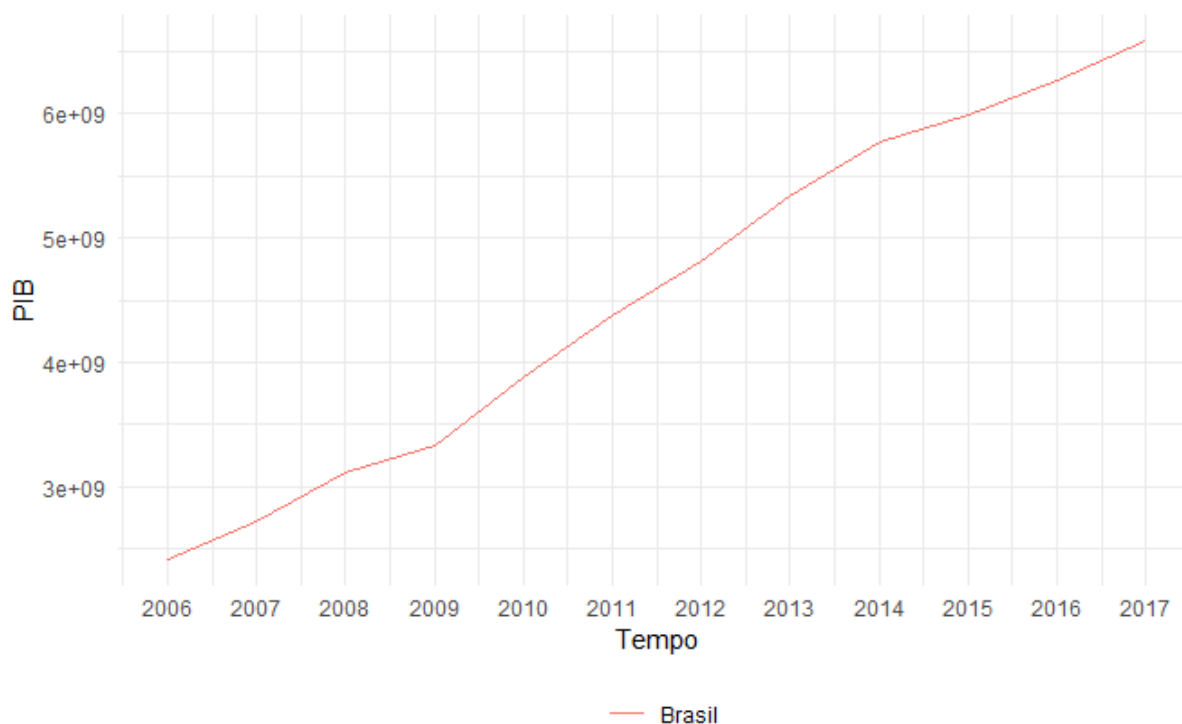


Figura 2 - PIB no Brasil (2006 a 2017).

Nota: Produto Interno Bruto medidos em mil Reais corrigidos pela inflação pelo IPCA aos preços fixos de 2010.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE.

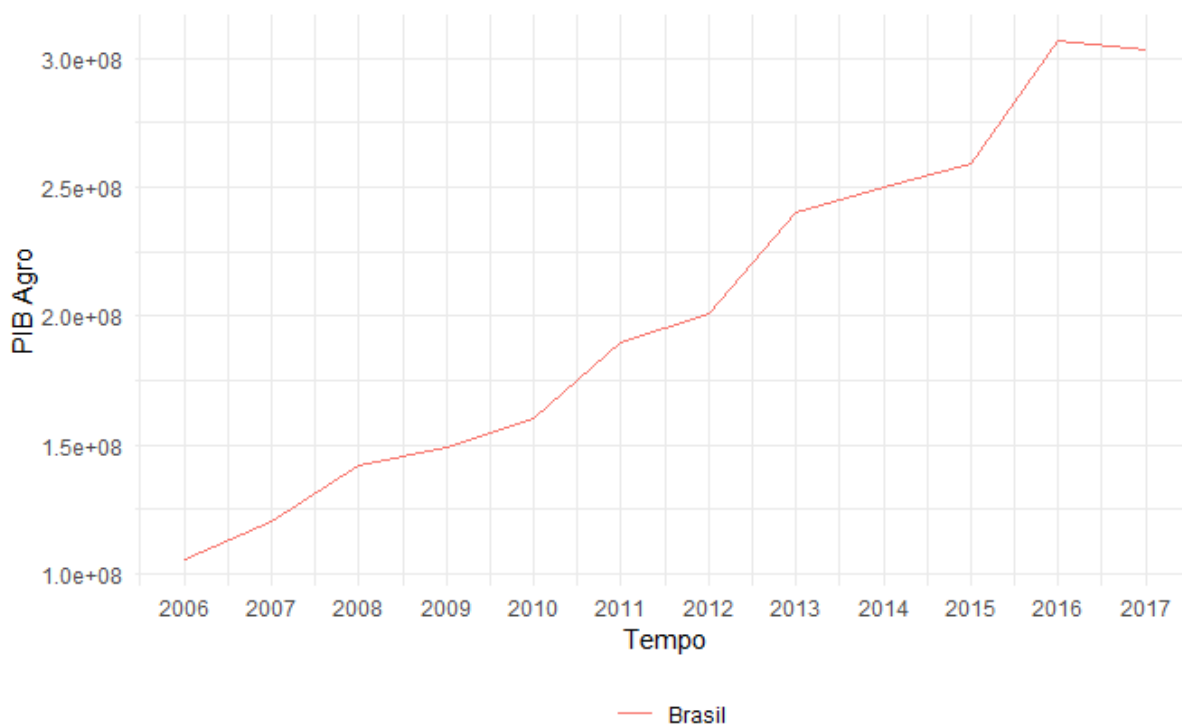


Figura 3 - PIB Agropecuário no Brasil (2006 a 2017).

Nota: Produto Agropecuário medidos em mil Reais corrigidos pela inflação pelo IPCA aos preços fixos de 2010.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE.

Todavia, ao desagregar o Produto Interno Bruto (Figura 4) e o Produto Agropecuário (Figura 5) em termos regionais, é possível observar que determinadas regiões geográficas apresentam níveis mais elevados de PIB e de PIB Agro em relação a outras. O Sudeste se destaca apresentando os maiores níveis de produto ao longo da série histórica (Figura 4), porém, esta vantagem relativa se reduz ao observar seus níveis de PIB Agro (Figura 5), tornando seu desempenho econômico menos díspar das demais regiões.

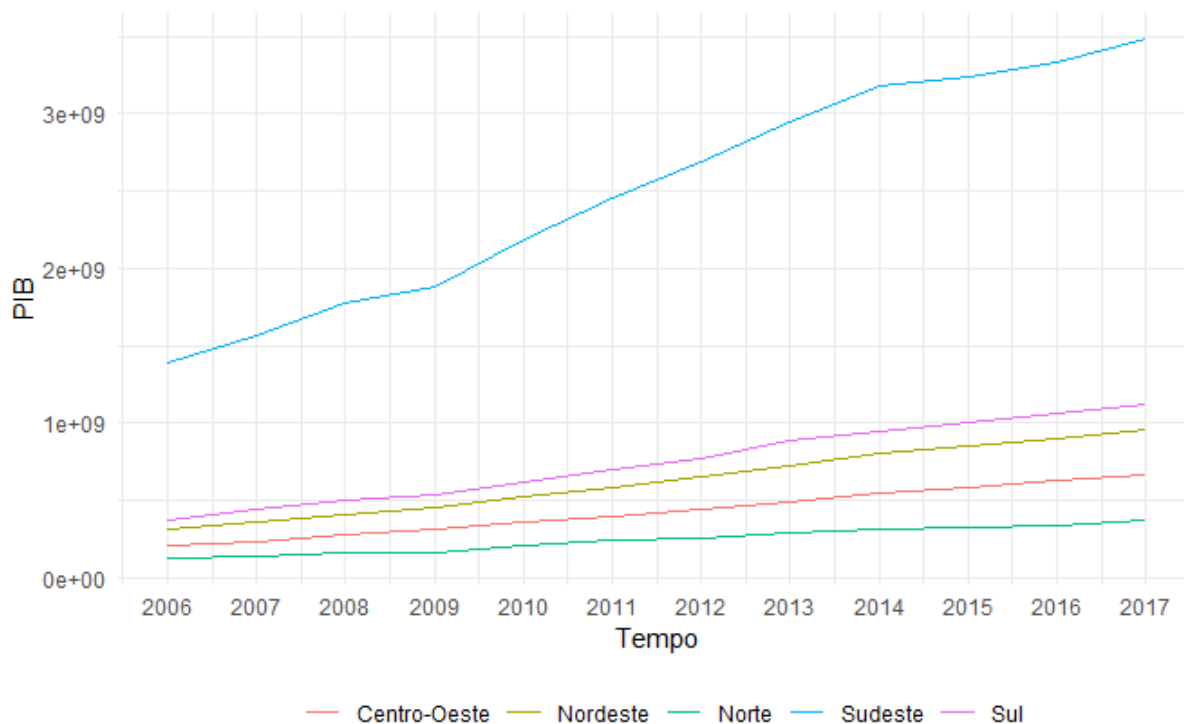


Figura 4 - PIB das regiões do Brasil (2006 a 2017).

Nota: Produto Interno Bruto em mil Reais corrigidos pela inflação pelo IPCA aos preços fixos de 2010.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE.

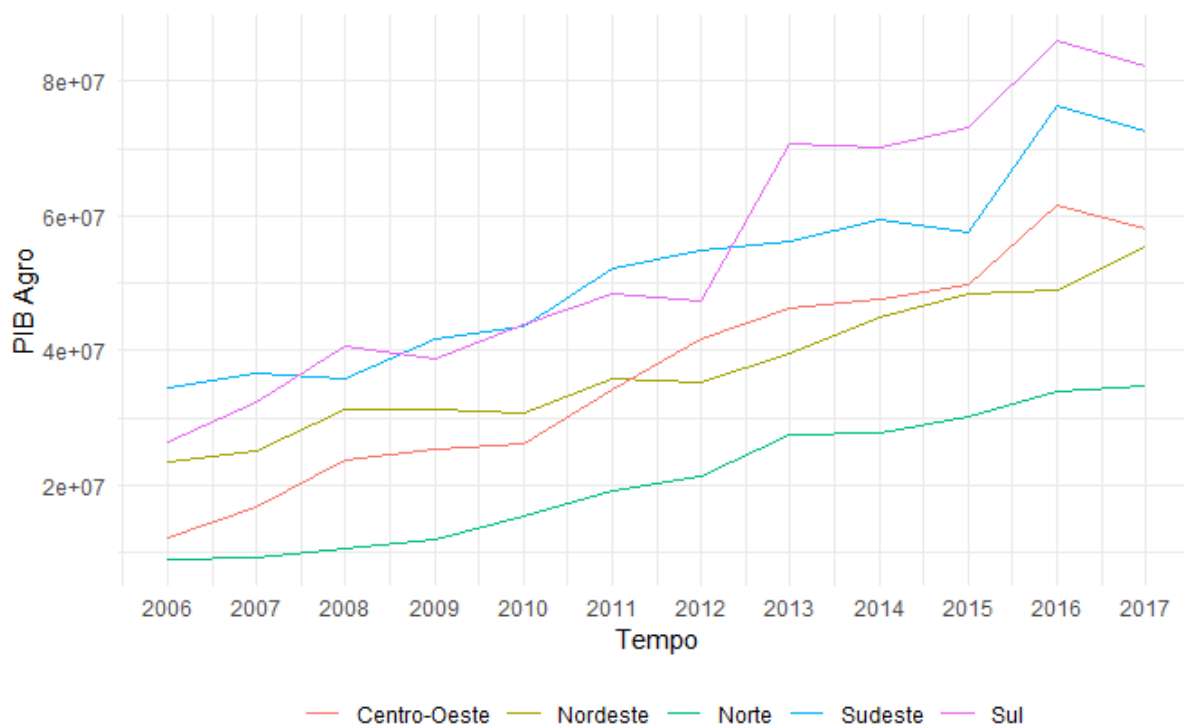


Figura 5 - PIB Agropecuário das regiões do Brasil (2006 a 2017).

Nota: Produto Agropecuário medidos em mil Reais corrigidos pela inflação pelo IPCA aos preços fixos de 2010.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE.

Para observar a dinâmica dessas variáveis em nível municipal entre os anos de 2006 e 2017 pode-se recorrer às Figuras 6 e 7 que representam, respectivamente, a distribuição geográfica do PIB e do PIB Agro no Brasil. Tanto no caso do PIB quanto do PIB Agro, é possível notar uma mudança no nível de produto alcançado pelos municípios brasileiros entre os períodos.

Todavia, enquanto o PIB elevou-se de maneira relativamente mais homogênea (Figura 6), percebe-se que o PIB Agro aumentou menos nos municípios da região Nordeste e mais nos municípios das regiões Centro-Oeste e Norte (Figura 7).

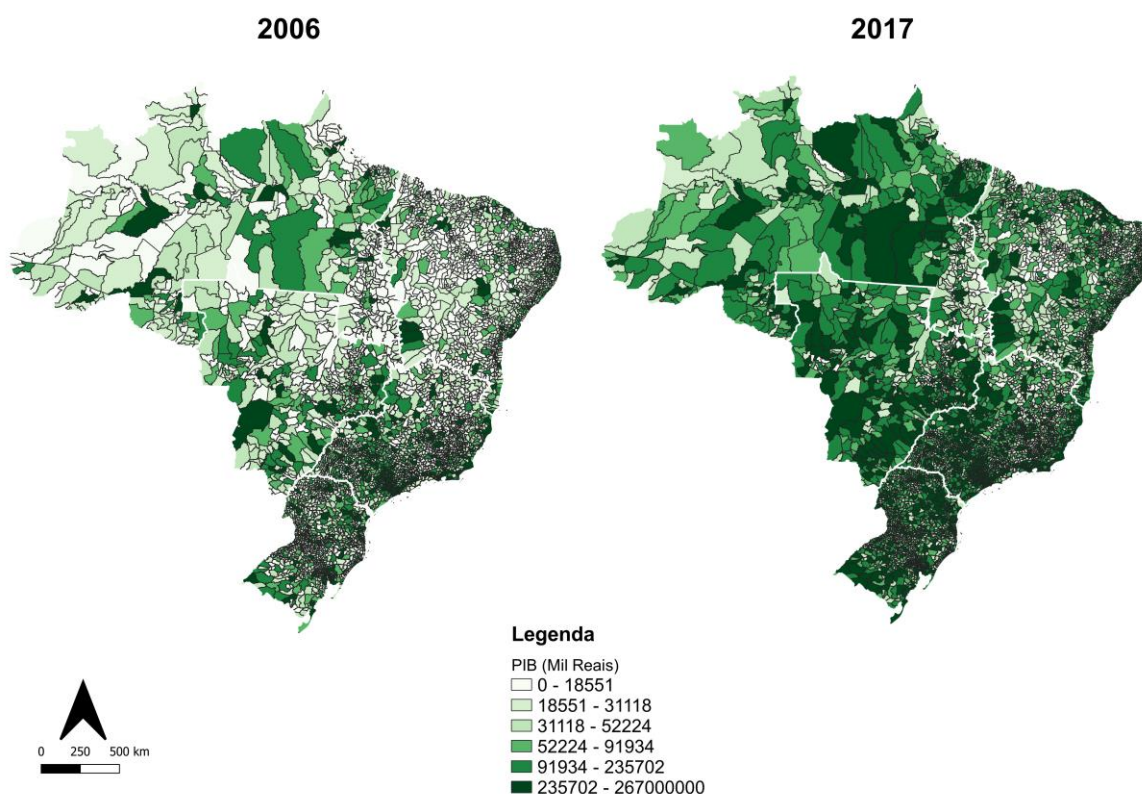


Figura 6 - Produto Interno Bruto (PIB) dos municípios no Brasil (2006 e 2017).

Nota: Produto Interno Bruto medido em mil Reais corrigidos pela inflação pelo IPCA aos preços fixos de 2017.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE.

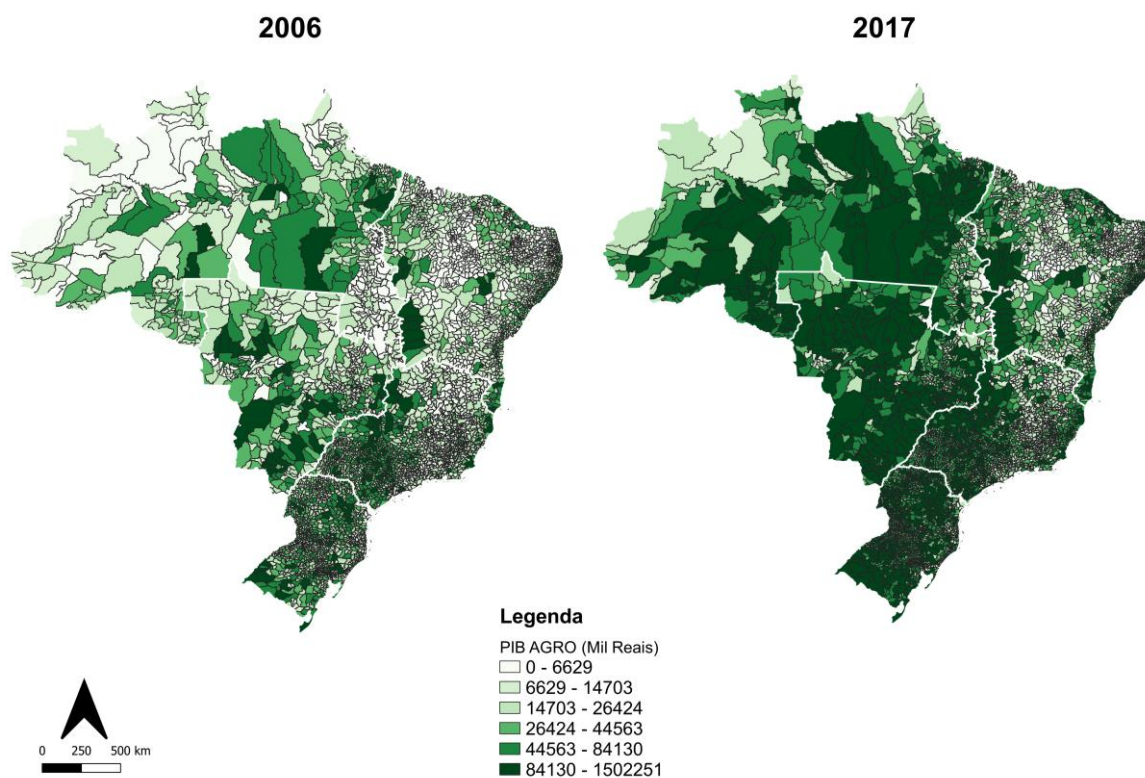


Figura 7 - Produto Agropecuário (PIB Agro) dos municípios no Brasil (2006 e 2017).

Nota: Produto Agropecuário medido em mil Reais corrigidos pela inflação pelo IPCA aos preços fixos de 2017.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE.

4.1.2. A Estrutura Fundiária no Brasil

Não obstante, ao dirigir-se para as informações referentes à estrutura fundiária brasileira, é possível constatar que no período de 2006 a 2017 estas se mantiveram relativamente estáveis. A Tabela 5 introduz dados a respeito do número total de estabelecimentos, a área total dos estabelecimentos e a área média dos estabelecimentos agropecuários, permitindo visualizar como se materializa a estrutura fundiária brasileira e como esta é rígida às mudanças substanciais ao longo do tempo.

Tabela 5 – Número Total, Área Total e Área Média dos estabelecimentos da agropecuária no Brasil (2006 e 2017).

Unidade de Análise	Número de Estabelecimentos			Área Total dos Estabelecimentos			Área Média dos Estabelecimentos		
	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%
Brasil	5.175.636	5.073.324	-2	333.680.037,20	351.289.815,60	5	64,47	69,24	7
Norte	475.778	580.613	22	55.535.763,91	65.213.348,86	17	116,73	112,32	-4
Nordeste	2.454.060	2.322.719	-5	76.074.410,75	70.893.865,30	-7	31,00	30,52	-2
Sudeste	922.097	969.415	5	54.937.772,88	60.302.969,47	10	59,58	62,21	4
Sul	1.006.203	853.314	-15	41.781.003	42.875.310,28	3	41,52	50,25	21
Centro-Oeste	317.498	347.263	9	105.351.086,70	112.004.321,70	6	331,82	322,53	-3
Rondônia	87.078	91.438	5	8.433.867,76	9.219.882,76	9	96,85	100,83	4
Acre	29.483	37.356	27	3.528.542,74	4.232.699,95	20	119,68	113,31	-5
Amazonas	66.784	80.959	21	3.668.753,07	4.018.577,83	10	54,93	49,64	-10
Roraima	10.310	16.846	63	1.717.531,97	2.636.279,45	53	166,59	156,49	-6
Pará	222.029	281.699	27	22.925.330,66	28.419.452,74	24	103,25	100,89	-2
Amapá	3.527	8.507	141	873.788,50	1.506.294,01	72	247,74	177,07	-29
Tocantins	56.567	63.808	13	14.387.949,21	15.180.162,11	6	254,35	237,90	-6
Maranhão	287.039	219.765	-23	13.033.567,52	12.238.488,88	-6	45,41	55,69	23
Piauí	245.378	245.601	0	9.506.597,39	10.009.857,52	5	38,74	40,76	5
Ceará	381.017	394.330	3	7.948.066,68	6.908.179,41	-13	20,86	17,52	-16
Rio Grande do Norte	83.053	63.452	-24	3.187.928,24	2.723.148,23	-15	38,38	42,92	12
Paraíba	167.286	163.218	-2	3.787.404,39	3.424.540,39	-10	22,64	20,98	-7
Pernambuco	304.790	281.688	-8	5.434.075,76	4.471.219,24	-18	17,83	15,87	-11
Alagoas	123.332	98.542	-20	2.112.574,21	1.636.711,91	-23	17,13	16,61	-3
Sergipe	100.607	93.275	-7	1.482.436,59	1.460.860,41	-1	14,73	15,66	6
Bahia	761.558	762.848	0	29.581.759,97	28.020.859,31	-5	38,84	36,73	-5
Minas Gerais	551.621	607.557	10	33.083.508,60	38.168.688,34	15	59,98	62,82	5
Espírito Santo	84.361	108.014	28	2.839.854,21	3.246.763,11	14	33,66	30,06	-11
Rio de Janeiro	58.493	65.224	12	2.059.461,51	2.375.372,71	15	35,21	36,42	3
São Paulo	227.622	188.620	-17	16.954.948,56	16.512.145,31	-3	74,49	87,54	18
Paraná	371.063	305.154	-18	15.391.782,18	14.741.966,73	-4	41,48	48,31	16
Santa Catarina	193.668	183.066	-5	6.062.506,06	6.448.785,44	6	31,30	35,23	13
Rio Grande do Sul	441.472	365.094	-17	20.326.714,76	21.684.558,11	7	46,04	59,39	29
Mato Grosso do Sul	64.864	71.164	10	30.274.975,48	30.549.179,45	1	466,75	429,28	-8
Mato Grosso	112.987	118.679	5	48.688.710,59	54.922.849,77	13	430,92	462,78	7
Goias	135.692	152.174	12	26.136.080,88	26.275.245,16	1	192,61	172,67	-10
Distrito Federal	3.955	5.246	33	251.319,74	257.047,36	2	63,54	49,00	-23

Nota: Número Total de Estabelecimentos medidos em Unidades e Área Total e Área Média dos Estabelecimentos medidas em Hectares (ha). Variação percentual entre os períodos 2006 e 2017.

Fonte: Elaboração própria a partir dos censos agropecuários (IBGE).

Percebe-se que enquanto a região Norte registrou o maior crescimento percentual no número de estabelecimentos (+22%), a região Sul apresentou a maior redução (-15%). Ao analisar os estados brasileiros, observa-se que o Amapá mais do que dobrou o seu número de estabelecimentos (+141%), enquanto o Rio Grande do Norte teve uma redução de 24%. Em nível, entretanto, a região Nordeste apresentou o maior número de estabelecimentos tanto em 2006 (2454.060 unidades) quanto em 2017 (2.322.719 unidades), ao contrário da região Centro-Oeste, que apresentou os menores níveis em 2006 (317.498 unidades) e também no ano de 2017 (347.263 unidades).

No âmbito estadual, em 2006 e 2017 a Bahia apresentou a maior quantidade de estabelecimentos, respectivamente, 761.558 e 762.848 unidades. Contrariamente, as menores quantidades de estabelecimentos foram registradas no Amapá (3.527 unidades) em 2006 e no Distrito Federal (5.246 unidades) em 2017. Em nível nacional, entretanto, o número de estabelecimentos variou apenas 2%, ressaltando a estabilidade deste componente da estrutura fundiária. Esta estabilidade se torna explícita ao observar a Figura 8, que evidencia a quantidade total de estabelecimentos da agropecuária por municípios no Brasil.

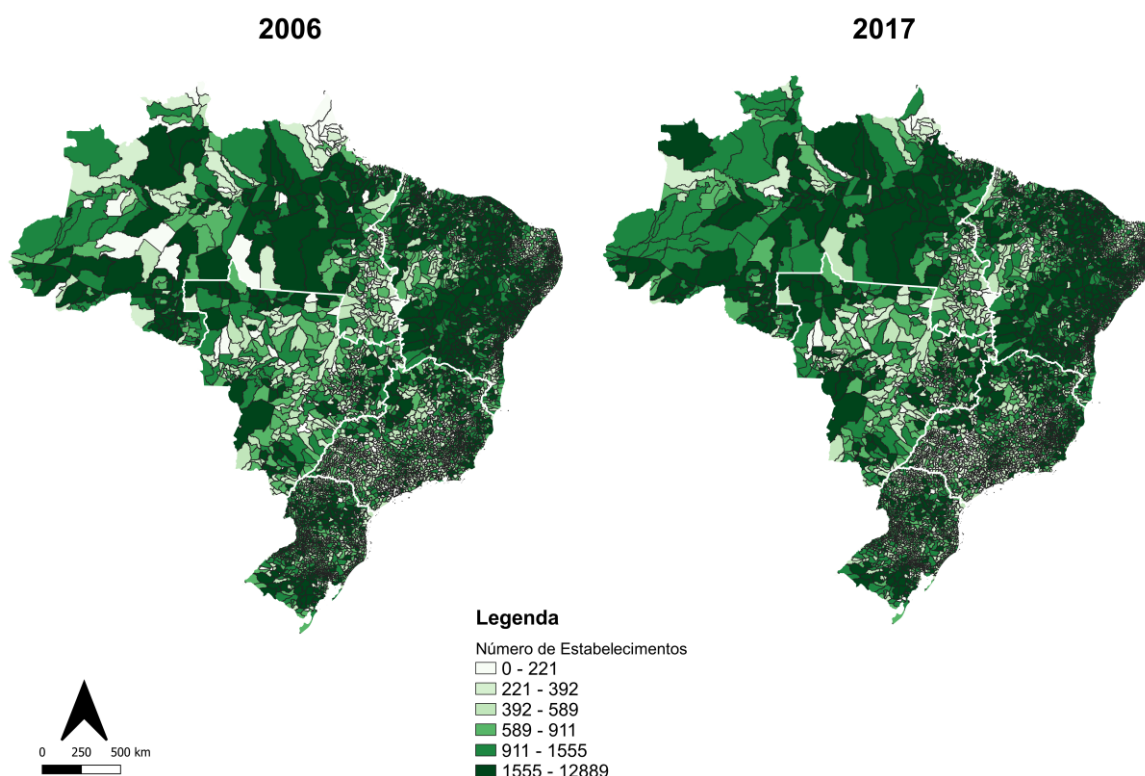


Figura 8 - Número total de estabelecimentos da agropecuária no Brasil (2006 e 2017).

Nota: Número total de estabelecimentos medidos em Unidades.

Fonte: Elaboração própria a partir dos censos agropecuários (IBGE).

Adicionalmente, constatou-se um aumento de 17% na área total dos estabelecimentos na região Norte, ressaltando o efeito da ampliação da fronteira agrícola possibilitada pelo investimento no setor de transportes nesta região (Harbs; Bacha, 2022). Em contraste, observou-se uma redução de 7% na área total dos estabelecimentos da região Nordeste, a única região do Brasil onde houve decréscimo desta variável. Destacam-se o estado do Amapá (+72%), com a maior variação positiva e Alagoas (-23%), com a maior variação negativa na área total dos estabelecimentos.

Ademais, todos os estados das regiões Norte e Centro-Oeste, onde o preço da terra é relativamente menor à média nacional, apresentaram taxas positivas de crescimento na área total dos estabelecimentos (Bacha; Stege; Harbs, 2016). Em relação à extensão total dos estabelecimentos, o Centro-Oeste se destacou apresentando um total de 105.351.086,70 ha de terras em 2006 e 112.004.321,70 ha em 2017. Por outro lado, em 2006 e em 2017 a região Sul apresentou as menores áreas totais, com 41.781.003 ha e 42.875.310,28 ha, respectivamente.

A despeito das variações elevadas na área total dos estabelecimentos na região Norte e nos estados do Amapá e Alagoas, ainda é possível visualizar uma elevada estabilidade temporal nesta variável, como ilustra a Figura 9.

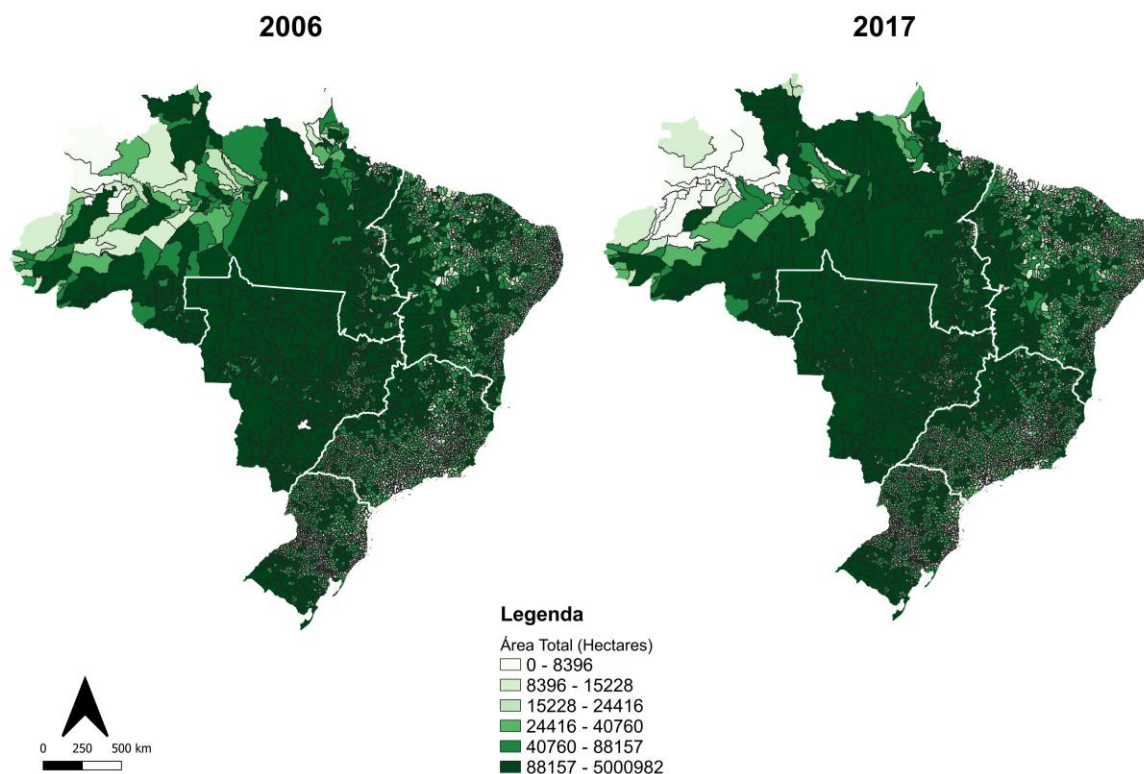


Figura 9 - Área total dos estabelecimentos da agropecuária no Brasil (2006 e 2017).

Nota: Área total dos estabelecimentos medidos em Hectares (ha).

Fonte: Elaboração própria a partir dos censos agropecuários (IBGE).

Dirigindo a análise para a área média dos estabelecimentos observa-se que a região Sul teve a maior variação positiva (+21%) e a região Norte a maior variação negativa (-4%) nesta variável. Ainda, é importante notar que, apesar da taxa de crescimento negativa na região Centro-Oeste (-3%), essa região manteve a maior área média dos estabelecimentos tanto em 2006 (331,82 ha) quanto em 2017 (322,53 ha). Em relação às unidades da federação, o Rio Grande do Sul foi o estado com a maior taxa de crescimento da área média dos estabelecimentos (+29%), enquanto o Amapá apresentou a maior taxa de crescimento negativa (-29%).

Sobre o resultado observado no Amapá, dado que a área média é a razão entre a área total e o número total de estabelecimentos, é possível compreender que embora o estado tenha observado a maior variação na área total dos estabelecimentos (+72%) este também logrou uma variação mais que proporcional no número total dos estabelecimentos (+141%), consequentemente reduzindo sua área média. Em nível, entretanto, o estado do Mato Grosso do Sul em 2006 apresentou a maior área média (466,75 ha), enquanto no ano de 2017 a maior área média pertenceu ao Mato Grosso (462,78 ha).

A Figura 10 ilustra a área média das propriedades nos municípios brasileiros, evidenciando que esta variável se encontra em níveis mais elevados no Centro-Oeste e em menores níveis no Nordeste.

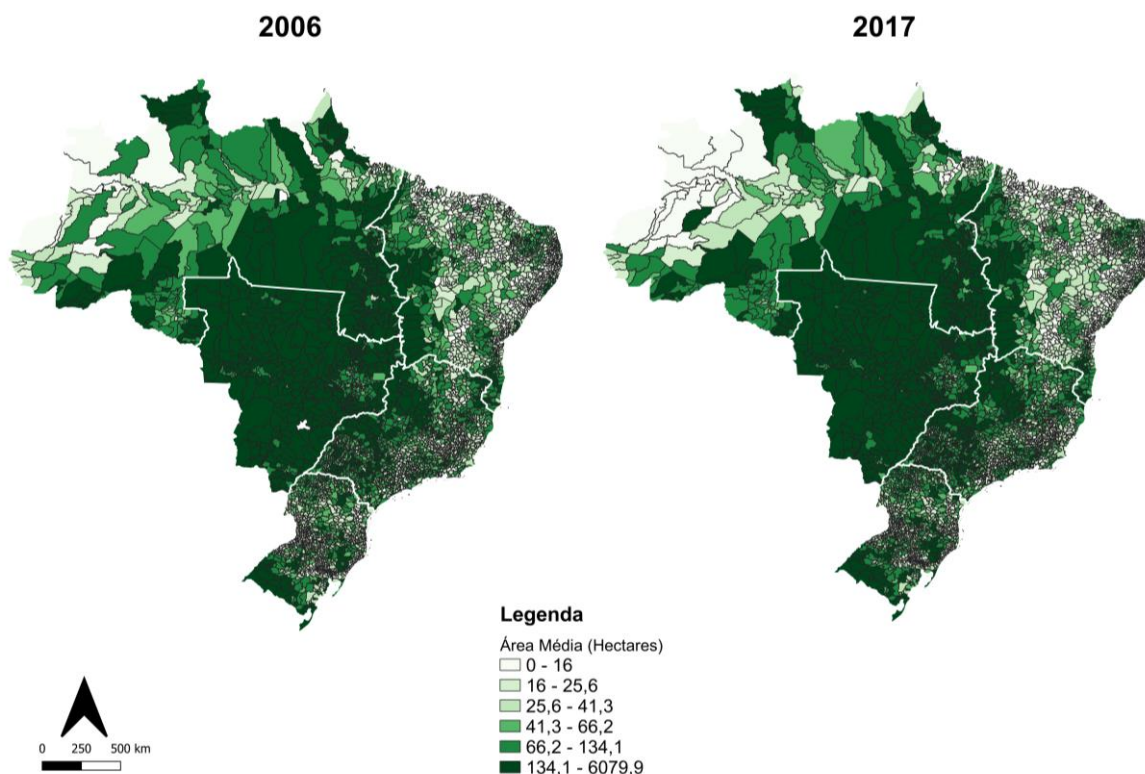


Figura 10 - Área média dos estabelecimentos da agropecuária no Brasil (2006 e 2017).

Nota: Área média dos estabelecimentos medida em Hectares (ha).

Fonte: Elaboração própria a partir dos censos agropecuários (IBGE).

Entretanto, ao analisar a área média das propriedades, assim como é possível observar na Tabela 5 e na Figura 10, não é possível obter uma medida precisa de como a posse da terra se distribuiu entre a totalidade dos estabelecimentos agropecuários. De fato, a porção de terra que cada estabelecimento se apropria se distancia da área média das propriedades visualizada em âmbito nacional, regional, estadual e até mesmo municipal. Em vista disso, a Tabela 6 trás informações a respeito da porcentagem da área total ocupada pelos 50% menores estabelecimentos e pelos 10%, 5% e 1% maiores estabelecimentos agropecuários.

Tabela 6 - Área sob a posse dos 50% menores e dos 10%, 5% e 1% maiores produtores no Brasil (2006 e 2017).

Unidade de Análise	Área sob a posse dos 50% menores produtores (%)			Área sob a posse dos 10% maiores produtores (%)			Área sob a posse dos 5% maiores produtores (%)			Área sob a posse dos 1% maiores produtores (%)		
	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%
Brasil	2,3	2,1	-9	79,4	80,3	1	69,7	71	2	45,5	47,3	4
Norte	4	3	-25	73,1	74,6	2	62,9	64,6	3	38,8	40,3	4
Nordeste	2,1	2,2	5	78,1	78,3	0	67,3	68,1	1	43,1	45,9	6
Sudeste	4	4	0	71,3	72,6	2	58,9	60,8	3	34,5	36,9	7
Sul	6,7	5,8	-13	69,3	71,5	3	58,8	60,9	4	32,8	34,5	5
Centro-Oeste	2,6	2,3	-12	78,2	80,3	3	65	67,5	4	36,7	38,7	5
Rondônia	8,1	7	-14	63,6	65,2	3	53,5	54,4	2	31,4	31,8	1
Acre	7,6	5,3	-30	62,4	64,1	3	50,6	52,4	4	30,3	30,9	2
Amazonas	1,6	1,9	19	74,2	75	1	65,3	64,5	-1	44,3	43,6	-2
Roraima	13,4	3,9	-71	64,4	73,7	14	54	63,1	17	28,5	34,6	21
Pará	3,2	2,1	-34	74,6	76,7	3	65,8	67,6	3	44,1	44,9	2
Amapá	4,2	2,1	-50	82	83,3	2	73,7	78	6	50,2	64,4	28
Tocantins	4,4	5,2	18	70,7	70,9	0	56,7	57	1	28,4	29,2	3
Maranhão	0,6	0,7	17	77,6	80	3	65,4	69,5	6	40	46,5	16
Piauí	1,6	1,9	19	77	76,9	0	66,1	67,2	2	43,7	48,2	10
Ceará	2,1	2,5	19	79,8	77,8	-3	66,6	64,6	-3	38	36,8	-3
Rio Grande do Norte	2,9	4,5	55	74,9	71,2	-5	63,3	59	-7	34,3	30,9	-10
Paraíba	3,4	3,6	6	74,8	74	-1	62,4	62,2	0	34,1	35,2	3
Pernambuco	3,3	3,7	12	74,6	71,3	-4	63,1	58,9	-7	39,8	35,5	-11
Alagoas	2,3	2,9	26	82,2	80,7	-2	73,2	72,5	-1	48,7	51,5	6
Sergipe	2,9	3,2	10	73,4	71,7	-2	61,4	59,7	-3	34,3	33	-4
Bahia	2,9	2,7	-7	77	78,1	1	67,6	69,2	2	45,8	48,6	6
Minas Gerais	3,8	4,1	8	70,5	70,5	0	57,7	58,1	1	32,9	33,9	3
Espírito Santo	7	6,8	-3	63,6	65,6	3	52,4	54,6	4	31,1	33,4	7
Rio de Janeiro	3,4	3,2	-6	70,1	71,1	1	55,5	56,8	2	27,3	29	6
São Paulo	4,4	3,7	-16	73	77	5	61,2	66,3	8	37,3	43	15
Paraná	5,9	4,9	-17	69,6	71,9	3	57,6	59,9	4	30,6	33,7	10
Santa Catarina	10,3	9,2	-11	59,8	62,1	4	50,3	52,5	4	31,3	32,8	5
Rio Grande do Sul	6,3	5,5	-13	71,6	73,6	3	61,4	62,9	2	33,5	33,8	1
Mato Grosso do Sul	1,4	1,2	-14	76,4	78,1	2	61,3	62,9	3	32	33,4	4
Mato Grosso	2,6	2,2	-15	82,1	83,7	2	69,7	71,4	2	39,5	40,8	3
Goiás	4,6	4,5	-2	68,2	70	3	53,6	55,5	4	26,7	27,5	3
Distrito Federal	2,3	2,1	-9	79,4	80,3	1	69,7	71	2	45,5	47,3	4

Nota: Variação percentual entre os períodos 2006 e 2017.**Fonte:** Elaboração própria a partir de Hoffmann (2020).

É possível observar, em todos os casos, que as 50% menores propriedades detêm uma parcela significativamente menor da terra disponível em comparação com os estabelecimentos que estão entre os 10%, 5% e 1% maiores. Durante os dois períodos de análise, as propriedades que se encontram entre os 50% menores ocuparam uma maior porção de terras na região Sul (6,7% em 2006 e 5,8% em 2017) e uma menor porção de terras na região Nordeste (2,1% em 2006 e 2,2% em 2017). Entretanto, a maior variação negativa foi observada na região Norte (-25%), e a única variação positiva ocorreu na região Nordeste (+5%).

Ainda, em 2006 constata-se que o estado de Roraima apresentou o maior percentual de terra apropriada pelas 50% menores propriedades (13,4%) e o Maranhão o menor (0,6%). Em 2017 a maior proporção de terras apropriadas por este estrato foi observada em Santa Catarina (9,2%) e a menor, mais uma vez, no Maranhão (0,7%). Por sua vez, a maior variação positiva ocorreu no Rio Grande do Norte (55%), enquanto a maior variação negativa ocorreu em Roraima (-71%).

Em relação à área sob a posse dos maiores produtores, é possível inferir que estes ocupam a maior proporção das terras disponíveis. No Brasil e em todas suas regiões geográficas aumentou-se a parcela de terras ocupadas por cada um desses três estratos superiores entre os períodos. As regiões Nordeste e Centro-Oeste se destacam como as regiões onde os maiores produtores possuem a posse das maiores parcelas de terras, enquanto as regiões Sul e Sudeste apresentam números comparativamente menores que as demais regiões do Brasil. Observa-se que no Brasil em 2017, os 1% maiores produtores detinham a posse de quase 50% das terras, enquanto os 50% menores produtores possuíam em torno de 2% da terra.

Complementando os resultados da Tabela 6, as Tabelas 7 e 8 agrupam e classificam as propriedades em cinco grupos de acordo com a definição de Rada, Helfand e Magalhães (2019) (Tabela 1). A partir disso, é possível melhor compreender a estrutura agrária das propriedades classificadas como “muito pequenas”, “pequenas”, “pequenas/médias”, “médias/grandes” e “grandes”. Em vista disso, a Tabela 7 aponta a proporção de estabelecimentos em cada uma das cinco classificações de tamanho e a Tabela 8 apresenta a proporção da área total ocupada por esses cinco tipos de estabelecimentos.

Tabela 7 – Proporção do número total de estabelecimentos agropecuários nos grupos de áreas total no Brasil (2006 e 2017).

Unidade de Análise	Estabelecimento														
	Muito Pequeno (0 – 5 ha) (%)			Pequeno (5 – 20 ha) (%)			Pequeno/Médio (20 – 100 ha) (%)			Médio/Grande (100 – 500 ha) (%)			Grande (>500 ha) (%)		
	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%
Brasil	37,4	37,9	1,3	27,9	27,6	-0,9	25,1	25,0	-0,3	7,5	7,3	-2,7	2,1	2,1	2,7
Norte	21,5	27,5	27,5	17,1	17,4	1,7	41,4	37,7	-8,9	16,2	14,0	-13,7	3,8	3,5	-8,6
Nordeste	54,0	54,4	0,8	22,8	23,6	3,5	17,8	17,3	-2,9	4,5	3,9	-13,5	0,9	0,8	-13,7
Sudeste	28,7	28,1	-2,1	32,1	33,3	3,8	28,4	28,0	-1,3	9,1	8,8	-3,3	1,7	1,8	2,3
Sul	23,2	22,7	-2,1	43,5	41,5	-4,7	26,8	28,2	5,1	5,3	6,0	13,7	1,2	1,7	34,9
Centro-Oeste	9,6	11,6	21,5	19,3	21,3	10,3	40,2	38,7	-3,7	19,3	17,6	-8,8	11,6	10,7	-7,4
Rondônia	11,4	13,4	17,3	19,3	20,5	6,2	50,4	47,0	-6,7	16,1	16,1	0,0	2,8	3,0	6,7
Acre	13,4	17,6	30,9	15,1	19,4	28,3	42,7	37,7	-11,8	24,5	21,7	-11,6	4,2	3,7	-12,6
Amazonas	40,8	43,6	6,9	16,9	21,6	27,4	31,4	25,6	-18,5	9,1	8,0	-12,5	1,8	1,3	-29,3
Roraima	5,5	29,5	434,1	3,2	7,8	140,8	63,9	39,5	-38,1	21,6	17,9	-17,2	5,7	5,3	-7,8
Pará	26,6	33,3	25,3	17,5	17,1	-2,4	38,1	34,8	-8,7	14,9	11,9	-19,9	2,9	2,9	-1,8
Amapá	14,8	29,4	98,8	6,8	12,1	79,1	45,6	38,2	-16,1	25,6	17,2	-33,0	7,2	3,0	-58,0
Tocantins	6,2	7,0	12,4	16,2	10,9	-32,4	44,8	51,5	15,1	22,8	21,3	-6,3	10,1	9,2	-8,4
Maranhão	55,8	54,3	-2,7	9,6	11,9	23,9	24,1	24,1	-0,2	8,8	8,0	-8,5	1,7	1,7	-1,3
Piauí	51,6	48,4	-6,2	19,1	22,0	15,1	22,1	23,6	6,7	6,0	5,1	-15,8	1,1	0,9	-17,1
Ceará	67,2	68,3	1,6	15,4	15,7	2,0	12,9	12,5	-3,2	3,9	3,1	-20,5	0,6	0,5	-30,5
Rio Grande do Norte	42,2	32,8	-22,4	28,9	33,9	17,3	21,8	25,4	16,3	5,6	6,5	15,6	1,4	1,5	2,3
Paraíba	53,9	54,8	1,8	27,5	28,0	1,9	14,1	13,3	-5,7	3,9	3,3	-15,4	0,7	0,5	-17,3
Pernambuco	58,0	59,3	2,3	26,2	25,5	-2,5	12,8	12,7	-1,0	2,7	2,2	-16,3	0,4	0,3	-28,0
Alagoas	68,1	66,6	-2,2	21,2	23,9	12,8	8,0	7,4	-8,1	2,3	1,8	-20,0	0,5	0,4	-16,6
Sergipe	64,8	61,8	-4,6	21,8	23,9	10,0	10,8	11,5	6,6	2,3	2,4	2,9	0,3	0,3	9,6
Bahia	44,2	47,1	6,5	28,8	28,5	-0,9	21,5	19,6	-8,8	4,5	3,9	-13,4	1,1	0,9	-11,2
Minas Gerais	29,5	27,3	-7,4	30,1	31,4	4,4	28,9	29,9	3,4	9,6	9,5	-1,4	1,8	1,8	1,1
Espírito Santo	27,9	32,2	15,1	39,9	40,9	2,5	26,9	22,5	-16,4	4,7	3,9	-16,6	0,6	0,6	-5,3
Rio de Janeiro	43,1	43,4	0,8	29,5	29,5	0,0	19,8	19,5	-1,6	6,7	6,6	-0,9	0,9	0,9	3,2
São Paulo	23,4	22,9	-2,2	34,6	36,5	5,3	29,7	28,0	-5,9	10,0	10,1	0,2	2,2	2,6	17,6
Paraná	28,6	29,6	3,5	39,7	37,6	-5,2	24,4	24,6	0,6	6,3	6,8	7,9	1,0	1,4	43,5
Santa Catarina	18,3	19,0	3,9	48,1	45,9	-4,4	29,6	30,4	2,8	3,4	3,9	12,2	0,6	0,8	25,3
Rio Grande do Sul	20,7	18,7	-9,8	44,6	42,4	-5,0	27,6	30,1	8,9	5,3	6,5	22,4	1,7	2,3	35,6
Mato Grosso do Sul	10,6	12,2	15,7	28,0	33,5	19,6	27,6	23,7	-14,0	16,3	14,2	-12,8	17,6	16,4	-6,9
Mato Grosso	9,0	10,2	13,7	13,0	14,2	9,3	46,6	44,4	-4,6	19,1	18,9	-0,8	12,4	12,3	-1,0
Goiás	9,0	11,4	26,7	20,1	20,9	4,0	41,4	42,0	1,4	21,3	18,7	-12,6	8,2	7,2	-13,1
Distrito Federal	31,2	44,0	40,8	33,5	32,3	-3,6	23,0	15,8	-31,3	9,7	5,9	-39,5	2,5	2,0	-19,2

Fonte: Elaboração própria a partir dos censos agropecuários (IBGE).

Tabela 8 - Proporção da área total ocupada pelos estabelecimentos agropecuários nos cinco grupos de áreas total no Brasil (2006 e 2017).

Unidade de Análise	Estabelecimento														
	Muito Pequeno (0 – 5 ha) (%)			Pequeno (5 – 20 ha) (%)			Pequeno/Médio (20 – 100 ha) (%)			Médio/Grande (100 – 500 ha) (%)			Grande (>500 ha) (%)		
	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%	2006	2017	Δ%
Brasil	1,0	1,0	-1,8	4,4	4,2	-5,0	15,8	15,3	-3,2	22,7	21,1	-6,7	56,2	58,4	4,0
Norte	0,3	0,4	47,2	1,5	1,6	7,2	15,7	15,7	0,1	23,8	23,2	-2,4	58,8	59,1	0,5
Nordeste	2,6	2,8	8,1	6,8	7,5	10,5	22,0	22,5	2,2	26,8	24,3	-9,2	41,8	42,9	2,6
Sudeste	1,1	1,1	-0,9	5,9	5,9	0,4	20,4	19,6	-4,0	30,8	28,9	-6,1	41,9	44,6	6,5
Sul	1,3	1,1	-16,3	11,5	9,2	-19,6	24,3	22,0	-9,2	27,2	25,2	-7,5	35,7	42,5	18,9
Centro-Oeste	0,1	0,1	16,1	0,7	0,8	11,9	5,5	5,5	0,0	13,0	12,2	-6,4	80,7	81,5	0,9
Rondônia	0,4	0,4	-0,1	2,4	2,5	3,5	23,8	21,6	-9,1	28,5	29,0	1,7	45,0	46,6	3,5
Acre	0,2	0,3	86,0	1,3	1,8	43,4	17,5	18,4	4,8	32,9	35,6	8,5	48,1	43,8	-9,0
Amazonas	0,6	1,2	87,9	2,6	4,0	54,3	21,1	21,2	0,2	23,9	27,2	13,6	51,7	46,4	-10,2
Roraima	0,0	0,3	565,8	0,2	0,5	110,4	22,3	14,3	-36,1	21,3	21,0	-1,5	56,2	64,1	14,0
Pará	0,3	0,5	46,2	1,7	1,7	2,0	16,0	16,3	1,5	23,5	21,6	-7,9	58,5	59,9	2,5
Amapá	0,1	0,2	236,5	0,2	0,7	183,2	7,4	10,1	35,7	13,9	15,1	8,4	78,3	73,9	-5,6
Tocantins	0,1	0,1	8,2	0,8	0,6	-22,2	8,3	10,1	21,6	20,0	19,9	-0,5	70,8	69,3	-2,2
Maranhão	0,9	1,0	4,2	1,8	2,1	15,3	18,7	17,3	-7,5	30,8	25,8	-16,1	47,8	53,8	12,6
Piauí	1,8	1,7	-2,5	4,5	5,3	17,1	22,2	23,5	5,4	26,6	22,2	-16,4	44,9	47,3	5,4
Ceará	4,4	5,4	22,8	6,5	8,2	26,4	24,3	28,3	16,4	33,0	31,9	-3,4	31,7	26,1	-17,6
Rio Grande do Norte	1,8	1,7	-5,9	7,5	9,1	21,4	21,6	25,0	15,7	29,2	33,2	13,8	39,9	31,0	-22,3
Paraíba	4,1	4,6	12,8	11,1	12,8	15,3	24,3	25,2	3,9	32,5	30,6	-5,9	28,1	26,9	-4,4
Pernambuco	4,9	5,9	20,7	12,9	15,0	16,5	27,0	31,4	16,5	26,6	25,3	-4,8	28,7	22,4	-22,0
Alagoas	5,5	8,0	44,0	11,4	17,1	50,0	18,7	22,9	22,3	26,4	28,2	6,5	37,9	23,9	-37,0
Sergipe	6,4	6,1	-5,2	15,0	16,0	6,5	28,8	29,1	1,0	31,0	30,4	-2,0	18,7	18,4	-1,7
Bahia	2,1	2,3	9,3	7,3	7,8	6,3	21,6	21,1	-2,0	22,4	20,9	-6,6	46,6	47,9	2,7
Minas Gerais	1,0	1,0	-4,4	5,3	5,4	2,4	20,7	20,9	0,7	31,9	30,7	-3,8	41,0	42,0	2,4
Espírito Santo	2,1	2,9	36,1	12,5	14,0	12,3	32,1	30,1	-6,2	27,2	25,4	-6,6	26,1	27,6	5,7
Rio de Janeiro	2,3	2,3	-1,1	8,7	9,5	9,1	24,8	25,6	3,1	38,0	39,7	4,5	26,2	23,0	-12,4
São Paulo	0,8	0,7	-13,7	5,5	4,9	-10,5	17,3	14,0	-19,4	28,3	24,2	-14,4	48,1	56,2	16,9
Paraná	1,6	1,5	-11,3	10,7	8,9	-17,2	23,5	21,1	-10,1	33,5	29,7	-11,3	30,6	38,8	26,8
Santa Catarina	1,4	1,4	-3,1	17,1	14,7	-13,8	33,9	32,3	-4,6	21,1	21,3	1,0	26,5	30,2	14,2
Rio Grande do Sul	1,1	0,8	-24,9	10,4	7,8	-24,6	22,0	19,6	-10,8	24,2	23,2	-4,3	42,3	48,6	14,8
Mato Grosso do Sul	0,1	0,1	10,6	0,7	0,9	23,0	2,3	2,2	-5,0	8,8	8,4	-4,7	88,1	88,4	0,4
Mato Grosso	0,0	0,0	-0,3	0,4	0,4	0,9	5,0	4,6	-8,3	9,3	8,4	-8,8	85,3	86,6	1,4
Goiás	0,1	0,2	31,8	1,3	1,5	17,6	9,9	11,0	11,6	24,7	24,3	-1,6	64,0	63,0	-1,6
Distrito Federal	1,3	2,8	119,2	5,0	7,3	46,4	16,1	17,3	7,5	33,1	30,4	-8,1	44,6	42,3	-5,3

Fonte: Elaboração própria a partir dos censos agropecuários (IBGE).

É possível notar que no Brasil cerca de 37% das propriedades são “muito pequenas” (Tabela 7) e que essas propriedades ocupam 1% da área total dos estabelecimentos agropecuários (Tabela 8). As “pequenas” propriedades representam 27% das propriedades e se apropriam de cerca de 4% da área total. Por sua vez, as “pequenas/médias” propriedades caracterizam um quarto das propriedades e ocupam 15% das áreas disponíveis. Avançando, as “médias/grandes” propriedades representam 7% do total de propriedades e detêm cerca de 22% da sua área total. Por fim, as “grandes” propriedades rurais representam 2% do total dos estabelecimentos, mas se apropriam de mais de 55% das terras.

A região Centro-Oeste detém nos dois períodos a maior proporção de “grandes” fazendas no Brasil, enquanto o Nordeste apresenta a menor proporção. Entretanto, quando trata-se da maior proporção de propriedades classificadas como “muito pequenas”, este resultado se inverte. Por sua vez, as propriedades “muito pequenas” e as “pequenas” ocupam proporcionalmente as menores áreas no Centro-Oeste e as maiores áreas nas regiões Sul e Nordeste.

Estes padrões de apropriação da terra por parte dos estabelecimentos podem ser melhor mensurados através de um índice de Gini para a distribuição da posse da terra. Através desse, é possível obter uma medida objetiva para analisar a desigualdade na posse de terras e compreender as disparidades existentes na estrutura agrária do país, assim como apresenta a Tabela 9.

Tabela 9 - Índice de Gini para a distribuição da posse da terra.

Unidade de Análise	Índice de Gini		$\Delta\%$
	2006	2017	
Brasil	0,865	0,867	0,16
Norte	0,820	0,825	0,61
Nordeste	0,867	0,857	-1,15
Sudeste	0,804	0,807	0,37
Sul	0,766	0,781	1,96
Centro-Oeste	0,849	0,860	1,30
Rondônia	0,723	0,740	2,35
Acre	0,738	0,750	1,58
Amazonas	0,866	0,850	-1,85
Roraima	0,683	0,811	18,72
Pará	0,838	0,848	1,11
Amapá	0,871	0,885	1,60
Tocantins	0,796	0,789	-0,91
Maranhão	0,894	0,888	-0,65
Piauí	0,870	0,859	-1,35
Ceará	0,877	0,859	-2,04
Rio Grande do Norte	0,834	0,793	-4,95
Paraíba	0,830	0,818	-1,43
Pernambuco	0,837	0,807	-3,62
Alagoas	0,877	0,861	-1,91
Sergipe	0,826	0,811	-1,81
Bahia	0,846	0,852	0,71
Minas Gerais	0,803	0,796	-0,92
Espírito Santo	0,736	0,747	1,54
Rio de Janeiro	0,806	0,806	0,05
São Paulo	0,808	0,834	3,14
Paraná	0,777	0,793	2,08
Santa Catarina	0,689	0,705	2,27
Rio Grande do Sul	0,778	0,792	1,82
Mato Grosso do Sul	0,857	0,867	1,25
Mato Grosso	0,867	0,876	0,98
Goiás	0,783	0,789	0,80
Distrito Federal	0,818	0,860	5,09

Nota: Índice de Gini variando no intervalo de 0 a 1. Variação percentual entre os períodos 2006 e 2017.

Fonte: Elaboração própria a partir dos censos agropecuários (IBGE).

Primeiramente, é possível visualizar uma estabilidade na distribuição da posse da terra entre todas as unidades de análise, com as taxas de variação do índice de Gini se mostrando sistematicamente baixas. Entre os anos de 2006 e 2017 o índice de Gini aumentou apenas 0,16% no Brasil. Nas grandes regiões, a maior variação positiva foi registrada pela região Sul (1,96%) e a única variação negativa é observada na região Nordeste (-1,15%).

Dirigindo-se para as unidades da federação, entretanto, é possível visualizar que o estado de Roraima apresentou uma variação de 18,72% em seu índice, a mais elevada. Todavia, percebe-se que esta variação expressiva representa um *outlier* na amostra, fato explicitado ao observar a segunda maior taxa de variação, que ocorre no Distrito Federal (5,09%) e é significativamente menor. Por outro lado, a variação negativa mais significativa se deu no estado do Rio Grande do Norte (-4,95%).

Em nível, é possível constatar que as regiões Nordeste e Centro-Oeste apresentam os maiores valores para o índice de Gini. Em 2006 o Nordeste apresentou o índice no valor de 0,867 e o Centro-Oeste no valor de 0,849. Já em 2017, é possível observar que este padrão se sustenta, o Nordeste e o Centro-Oeste apresentam, respectivamente, índices nos valores de 0,857 e 0,860. Em relação aos estados, o Maranhão apresentou um índice no valor de 0,894 em 2006 e 0,888 em 2017, os maiores entre as unidades da federação. Por outro lado, os menores valores em 2006 e 2017 foram observados em Roraima (0,683) e Santa Catarina (0,689), respectivamente.

A Figura 11 ilustra o índice de Gini para a distribuição da posse da terra em nível municipal. É possível notar que este índice pouco variou entre os períodos, além de ter se mantido em patamares elevados.

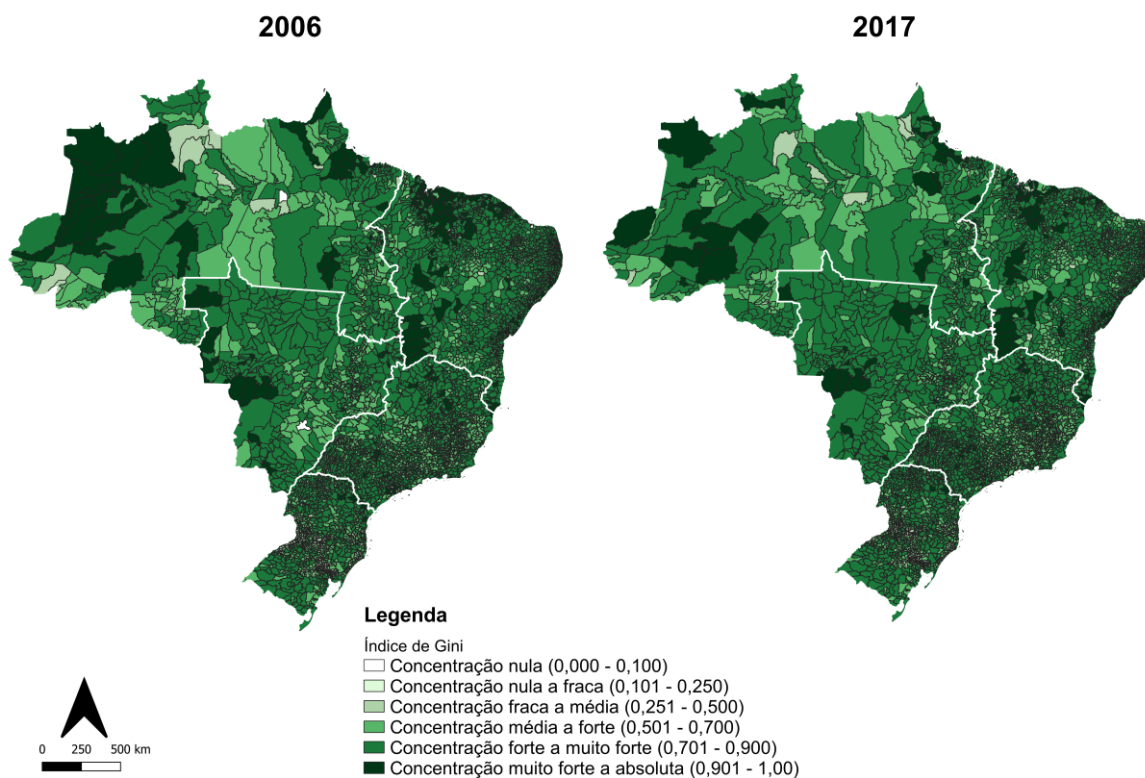


Figura 11 - Índice de Gini para distribuição da posse da terra no Brasil (2006 e 2017).

Nota: Índice de Gini variando no intervalo de 0 a 1.

Fonte: Elaboração própria a partir dos censos agropecuários (IBGE) e Câmara (1949, p. 517).

Embora o comportamento da estrutura fundiária tenha permanecido consistente entre os períodos, destaca-se a variação observada no estado de Roraima. Como é possível visualizar na Tabela 9, o índice de Gini para este estado aumentou 18,72%, passando de 0,683 para 0,811. Esta variação representou uma transição de uma estrutura agrária caracterizada por uma “concentração média a forte” da posse das terras para uma estrutura agrária com “concentração forte a muito forte” (Câmara, 1949). Este fenômeno pode ser melhor compreendido ao observar algumas outras dinâmicas da estrutura agrária roraimense.

Primeiramente, é possível notar que em 2006 em Roraima os estabelecimentos classificados como “muito pequenos” representavam 5,5% do número total de estabelecimentos do estado (Tabela 7). Já em 2017 este número saltou para 29,5%, representando uma significativa variação positiva de 434% (Tabela 7). A área total dos estabelecimentos “muito pequenos”, entretanto, não observou aumentos significativos (Tabela 8).

Somado a isso, neste estado a proporção de terras pertencentes aos 50% menores produtores diminuiu 71% enquanto as proporções de terras pertencentes aos 10%, 5% e 1% maiores produtores aumentaram em 14%, 17% e 21%, respectivamente (Tabela 6). Tais mudanças são capazes de gerar maiores níveis de desigualdade na distribuição da posse das terras. Isso ocorreu devido ao fato de que uma quantia numerosa de pequenos estabelecimentos reduziu a proporção de terras da qual se apropriavam, simultaneamente enquanto uma quantidade menor de grandes produtores passou a se apropriar de maiores extensões dessas terras, gerando um desequilíbrio na distribuição da posse da terra dentre os estabelecimentos.

Além disso, o número de estabelecimentos aumentou mais que proporcionalmente ao aumento na área total, fazendo com que a área média dos estabelecimentos diminuísse em 6% (Tabela 5). Diante disso, observa-se que o surgimento de pequenas propriedades (Tabela 6) em Roraima entre os anos de 2006 e 2017, elevou seu nível de desigualdade na distribuição da posse da terra, isto é, fez com que novos estabelecimentos passassem a ocupar parcelas menores de terras, tornando a distribuição deste fator mais desigual (Hoffmann, 2020).

Uma ponderação importante, entretanto, é observar que embora a variação no índice de Gini em Roraima tenha sido substancial em relação às demais unidades da federação, esta variação não fez do estado de Roraima um *outlier* em relação a seus níveis de desigualdade na distribuição da posse da terra, pelo contrário. Em 2006, Roraima apresentava um índice de Gini

que diferia dos valores dos demais estados da região Norte. No ano de 2017, o aumento de 18,72% no valor deste indicador fez com que Roraima convergisse para os valores observados nas demais unidades da federação do Norte.

As Tabelas 7 e 8 trazem, ainda, importantes reflexões a respeito dos resultados encontrados sobre o índice de Gini. É possível inferir da Tabela 9 que as regiões Nordeste e Centro-Oeste apresentam os maiores valores para índice de Gini, isto é, são as regiões onde existe a maior desigualdade na distribuição da posse da terra. Entretanto, esses resultados podem surgir de razões diferentes.

No caso do Nordeste, observa-se na Tabela 7 que mais da metade das propriedades são classificadas como “muito pequenas” e que estas ocupam em torno de 3% da área total dos estabelecimentos (Tabela 8). Isto indica que muitas propriedades ocupam uma pequena parcela da terra, contribuindo para o desequilíbrio na distribuição da posse da terra entre os estabelecimentos e gerando uma desigualdade mensurada pelo índice de Gini (Leite, 2018; Hoffmann; Ney, 2010).

Inversamente, no Centro-Oeste as “grandes” propriedades representam em torno de 10% dos estabelecimentos, mas se apossam de mais de 80% das terras (Tabelas 7 e 8), ou seja, relativamente poucas propriedades ocupam grandes parcelas da terra. Isto contribui para o desequilíbrio na distribuição da posse da terra e, conseqüentemente, para a elevação da desigualdade, contribuindo para a elevação do índice de Gini (Leite, 2018).

Assim, visualiza-se um importante resultado. A desigualdade mensurada pelo índice de Gini pode ser afetada de sobremaneira tanto pelo extremo inferior quanto pelo extremo superior da função da distribuição cumulativa da posse da terra (Figura 1). Isto é, quando um grande número de pequenos estabelecimentos ocupa pequenas parcelas de terras ou quando um pequeno número de grandes estabelecimentos se apossa de grandes parcelas de terras. Em ambos os casos se observa um desequilíbrio na distribuição da posse da terra dentre os estabelecimentos, assim, o valor do índice de Gini tenderá a 1 devido ao aumento na desigualdade. Todavia, é importante ter ciência das distintas origens dessa desigualdade.

Por fim, os resultados e discussões apresentados nesta seção sustentam que a estrutura agrária é rígida às mudanças no Brasil. No período de 11 anos estudados, o número total de estabelecimentos, a área total dos estabelecimentos e a distribuição da posse da terra não apresentaram mudanças substanciais no Brasil e em suas regiões. A forma como o setor agropecuário se manifesta e se organiza permaneceu estável entre os anos de 2006 e 2017 (Hoffmann, 2020).

Contudo, neste período de tempo os níveis de PIB e PIB Agro apresentaram uma elevação no Brasil (Figuras 4 e 5). O aumento da riqueza do setor agropecuário, entretanto, não adveio de expansões significativas das áreas cultivadas ou do aumento do número de propriedades produtoras, mas sim de ganhos substanciais de produtividade. O setor agropecuário apresenta-se como o setor mais produtivo da economia brasileira e como um dos setores agropecuários mais produtivos do mundo. Embora a estrutura fundiária brasileira não tenha variado substancialmente, os aumentos significativos da PTF neste setor sustentaram o elevado crescimento do produto agropecuário e, até mesmo, do produto total da economia brasileira (Gasques; Bastos; Bacchi, 2008; Gasques *et al.*, 2014, Gasques *et al.*, 2021; Gasques *et al.*, 2023).

Diante do que foi exposto, constrói-se uma boa referência sobre a evoluções nos níveis de produto e, sobretudo, sobre a estrutura fundiária brasileira nos anos de 2006 e 2017. Somando-se a isso, com a finalidade de fornecer um panorama da amostra utilizada de um painel balanceado para abordar o presente problema de pesquisa, a Tabela 10 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação dos modelos apresentados na Seção 4.2. É importante destacar que 258 municípios, incluindo capitais e municípios essencialmente urbanos foram excluídos da análise. Adicionalmente, a proporção do valor adicionado bruto da administração pública em relação ao valor adicionado bruto total também não foi considerado na análise.

Tabela 10 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Variáveis Dependentes					
PIB	10.624	756.909,70	8.581.865	3.651,525	6,99e+08
PIB Agro	10.624	35.877,29	69.120,66	6,60	1.361.279
Variáveis Independentes					
Índice de Gini	10.624	0,723	01119029	0,27	0,909
Número de Estabelecimentos (1)	10.624	321,94	559,63	0	8.806
Número de Estabelecimentos (2)	10.624	253,55	286,92	0	4.802
Número de Estabelecimentos (3)	10.624	228,89	274,02	0	3.664
Número de Estabelecimentos (4)	10.624	67,54	101,91	0	1.812
Número de Estabelecimentos (5)	10.624	18,39	40,45	0	636
Área Média (1)	10.583	2,13	0,80	0	4,84
Área Média (2)	10.593	10,86	1,88	0	19,18
Área Média (3)	10.588	42,06	7,95	0	87,82
Área Média (4)	10.425	182,67	61,86	0	474
Área Média (5)	8.730	2727,96	23.256,25	0	1.204.918
VAB Agropecuária (%)	10.624	0,21	0,15	8,59e-07	0,84
VAB da Indústria (%)	10.624	0,13	0,14	0,01	0,94
VAB Serviços (%)	10.624	0,32	0,13	0,02	0,90
Importações	10.596	166,08	1.448,69	0	63.078,34
Exportações	10.596	505,44	3.076,35	0	129.437,70
Cooperativas/Sindicatos	10.570	0,39	0,22	0,001	0,98
Produtores com Ensino Fundamental	10.570	0,81	0,13	0,11	0,99

Completo, Ensino Médio Incompleto ou Sem Instrução (%)					
Produtores com Ensino Médio (%)	10.088	0,14	0,08	0,006	0,89
Produtores com Ensino Superior (%)	10.601	0,05	0,07	0	0,57
Número de Bovinos	10.577	19.782,59	54.217,98	0	1.927.002
Período (2017) - Binária	10.624	0,50	0,5	0	1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

4.2. Resultados Econométricos

Com o objetivo de estudar a relação entre a estrutura fundiária e os níveis de produto no Brasil, foram estimados uma série de modelos econométricos. As variáveis utilizadas para representar a estrutura fundiária foram o número de estabelecimentos por grupos de área total, a área média dos estabelecimentos por grupos de área total e o índice de Gini para a distribuição da posse da terra. A representação da estrutura agrária através dessas variáveis mostra-se importante a fim de capturar o caráter multidimensional da estrutura fundiária, que não pode ser resumida em um único elemento sem que se reduza sua capacidade explicativa (Stanton, 1991).

A fim de evitar problemas nas estimações advindos da elevada correlação entre as variáveis que captam o número de estabelecimentos e a área média dos estabelecimentos por grupos de área (Tabela A1 nos apêndices), foram estimados dois grupos de modelos, um para cada conjunto dessas variáveis.

Além disso, com a finalidade de melhor compreender a influência da estrutura fundiária sobre o produto, o presente estudo se utilizou das variações nos níveis do PIB e do PIB Agropecuário como métricas para “crescimento econômico”. Por fim, para captar as dinâmicas regionais, foram estimados modelos para o Brasil e para cada uma de suas cinco grandes regiões geográficas.

Após realizar os testes de especificação dos modelos (Tabela A2 nos apêndices), assim como abordado na seção 3.3.4, foi observado que todos os modelos apresentam heterogeneidade individual invariante no tempo que se correlaciona com as variáveis explicativas utilizadas. Para todos os casos a melhor especificação foram os modelos que controlam os Efeitos Fixos. Apesar do fato de que os modelos de Efeitos Fixos tenham se mostrado como os mais adequados de acordo com o teste de Hausman, também foram estimados os modelos em *Pooled* (Tabelas B1 e B2 nos apêndices) e de Efeitos Aleatórios (Tabelas B3 e B4 nos apêndices) a fim de analisar os resultados partindo de diferentes pressuposições.

A seguir, a Tabela 11 apresenta as estimações realizadas através do Modelo de Efeitos Fixos para o PIB e o PIB Agropecuário no Brasil e em suas cinco regiões, considerando como variáveis independentes o número de estabelecimentos por grupos de área total. A Tabela 12,

por sua vez, aborda os resultados do Modelo de Efeitos Fixos para o PIB e o PIB Agropecuário no Brasil e em suas cinco regiões considerando as variáveis de área média dos estabelecimentos por grupos de área.

Tabela 11 - Resultados do Modelo de Efeitos Fixos para o Brasil e suas cinco regiões considerando o número de estabelecimentos por grupos de área seguindo a classificação de Rada, Helfand e Magalhães (2019).

Variáveis	Brasil		Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro
Índice de Gini	0,91*** (0,06)	0,70*** (0,07)	0,84 (0,20)	1,02 (0,22)	-0,53*** (0,14)	-0,64*** (0,18)	1,94*** (0,25)	1,94*** (0,35)	1,78*** (0,14)	1,66*** (0,17)	0,86*** (0,10)	0,87*** (0,11)
Número de Estabelecimentos (1)	0,02** (0,01)	-0,04*** (0,01)	0,03** (0,02)	0,01 (0,02)	0,05** (0,02)	-0,01 (0,03)	0,03 (0,02)	-0,04 (0,03)	-0,01 (0,02)	-0,10*** (0,02)	0,00 (0,03)	-0,07** (0,03)
Número de Estabelecimentos (2)	0,06*** (0,02)	0,10*** (0,02)	0,04 (0,03)	0,00 (0,03)	0,06 (0,04)	0,12*** (0,04)	-0,03 (0,03)	-0,03 (0,04)	0,07** (0,03)	0,18*** (0,04)	0,09** (0,04)	0,15*** (0,05)
Número de Estabelecimentos (3)	-0,02 (0,02)	0,00 (0,02)	0,06 (0,06)	0,10 (0,06)	-0,00 (0,04)	-0,09*** (0,03)	-0,18*** (0,03)	-0,16*** (0,04)	-0,03 (0,04)	0,05 (0,07)	0,18*** (0,05)	0,23*** (0,07)
Número de Estabelecimentos (4)	0,00 (0,01)	0,03*** (0,01)	0,09*** (0,03)	0,13*** (0,03)	-0,07*** (0,03)	0,01 (0,02)	0,14*** (0,05)	0,15** (0,06)	0,05 (0,04)	0,14*** (0,04)	-0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)
Número de Estabelecimentos (5)	-0,00 (0,01)	-0,01** (0,01)	0,01 (0,01)	0,025** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01** (0,01)	0,01 (0,01)	0,02** (0,01)	-0,01** (0,01)	-0,02*** (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)
VAB Agropecuária (%)	-0,47*** (0,01)		-0,52*** (0,05)		-0,21*** (0,04)		-0,43*** (0,05)		-0,52*** (0,02)		-0,73*** (0,03)	
VAB da Indústria (%)	0,31*** (0,01)		0,22*** (0,04)		0,42*** (0,02)		0,32*** (0,04)		0,35*** (0,02)		0,14*** (0,02)	
VAB Serviços (%)	0,41*** (0,03)		0,20*** (0,06)		0,77*** (0,07)		0,27*** (0,08)		0,49*** (0,06)		0,37*** (0,04)	
Número de Bovinos	0,02** (0,01)	0,08*** (0,01)	-0,02 (0,02)	0,01 (0,02)	0,12*** (0,02)	0,16*** (0,03)	-0,01 (0,03)	0,05 (0,04)	-0,07*** (0,02)	-0,05** (0,02)	0,03* (0,02)	0,06*** (0,02)
Cooperativas/Sindicatos	0,03*** (0,01)	0,07*** (0,01)	-0,01 (0,02)	-0,02 (0,03)	-0,05*** (0,02)	-0,07*** (0,02)	0,12*** (0,03)	0,21*** (0,03)	0,07*** (0,02)	0,09*** (0,02)	0,08*** (0,03)	0,21*** (0,03)
Produtores com Ensino Médio	0,42*** (0,02)	0,50*** (0,02)	0,40*** (0,06)	0,42*** (0,06)	0,28*** (0,02)	0,43*** (0,03)	0,61*** (0,06)	0,65*** (0,07)	0,54*** (0,03)	0,56*** (0,04)	0,30*** (0,04)	0,33*** (0,04)
Produtores com Ensino Superior	0,17*** (0,02)	0,20*** (0,02)	0,14*** (0,06)	0,12*** (0,06)	0,19*** (0,02)	0,26*** (0,03)	0,32*** (0,06)	0,35*** (0,07)	0,16*** (0,03)	0,22*** (0,04)	0,08*** (0,04)	0,08*** (0,04)

Importações	(0,01) 0,00***	(0,01) -0,00***	(0,04) 0,00***	(0,04) 0,00	(0,02) 0,00**	(0,02) -0,00	(0,03) 0,00***	(0,04) 0,00**	(0,01) 0,00**	(0,02) -0,00	(0,02) 0,00**	(0,02) -0,00**
Exportações	(0,00) 0,05***	(0,00) 0,04***	(0,00) 0,04***	(0,00) 0,03***	(0,00) 0,06***	(0,00) 0,06***	(0,00) 0,05***	(0,00) 0,05***	(0,00) 0,05***	(0,00) 0,04***	(0,00) 0,03***	(0,00) 0,02***
Período (2017)	(0,01) 0,26***	(0,01) -0,02	(0,01) 0,47***	(0,01) 0,51***	(0,01) 0,07	(0,01) -0,45***	(0,01) 0,17	(0,01) 0,17	(0,01) 0,27***	(0,01) -0,06	(0,01) 0,77***	(0,01) 0,75***
Constante	(0,03) 10,81***	(0,03) 7,73***	(0,12) 9,90***	(0,13) 7,40***	(0,06) 11,75***	(0,07) 7,64***	(0,12) 11,88***	(0,14) 9,26***	(0,06) 11,40***	(0,06) 8,23***	(0,05) 8,91***	(0,05) 7,13***
Observações	(0,11) 10.016	(0,10) 10.016	(0,33) 783	(0,26) 783	(0,26) 3.012	(0,26) 3.012	(0,40) 881	(0,43) 881	(0,18) 3.043	(0,17) 3.043	(0,18) 2.297	(0,15) 2.297
R ²	0,81	0,66	0,86	0,79	0,79	0,60	0,82	0,72	0,84	0,62	0,87	0,71
F	1.963,32	861,15	208,70	148,97	483,37	187,18	240,21	173,05	721,74	285,23	776,96	359,71
Hausman	12.316,06** *	2.746,37** *	531,06** *	366,67** *	2.762,33** *	600,35** *	549,56** *	846,21** *	12.260,50** *	3.269,28** *	2.142,41** *	793,86** *

Nota: Erros-padrões entre parênteses. * = $p < 0.10$, ** = $p < 0.05$, *** = $p < 0.01$

Fonte: Elaboração própria com resultados da pesquisa.

Tabela 12 - Resultados do Modelo de Efeitos Fixos para o Brasil e suas cinco regiões considerando a área média dos estabelecimentos por grupos de área seguindo a classificação de Rada, Helfand e Magalhães (2019).

Variáveis	Brasil		Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agro
Índice de Gini	0,83*** (0,06)	0,48*** (0,07)	0,74 (0,14)	0,72 (0,16)	-0,63*** (0,10)	-0,65*** (0,14)	1,10*** (0,31)	1,11* (0,41)	1,68*** (0,13)	1,31*** (0,16)	0,49*** (0,10)	0,18* (0,11)
Área Média (1)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,02* (0,01)	0,01 (0,01)	-0,02 (0,02)	-0,02 (0,03)	0,01 (0,01)	0,01 (0,02)	-0,01 (0,01)	-0,02 (0,01)	-0,06** (0,03)	-0,08*** (0,03)
Área Média (2)	-0,02 (0,01)	-0,02 (0,02)	-0,02* (0,01)	-0,04*** (0,02)	-0,02 (0,04)	-0,02 (0,05)	-0,05 (0,07)	-0,04 (0,07)	0,01 (0,02)	-0,01 (0,04)	0,04 (0,03)	0,08** (0,04)
Área Média (3)	-0,04* (0,02)	-0,03 (0,03)	-0,07 (0,04)	0,02 (0,04)	-0,03 (0,02)	-0,02 (0,03)	-0,10 (0,17)	-0,18 (0,21)	-0,12* (0,06)	-0,11 (0,06)	0,00 (0,03)	0,10** (0,04)
Área Média (4)	-0,02*** (0,01)	-0,01 (0,01)	0,05** (0,02)	0,06** (0,03)	-0,03*** (0,01)	-0,04*** (0,012)	-0,17* (0,10)	-0,20* (0,11)	-0,06*** (0,02)	-0,00 (0,021)	-0,01 (0,01)	0,02 (0,02)
Área Média (5)	0,01*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,06*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,00)	0,02*** (0,01)	0,03*** (0,00)
VAB Agropecuária (%)	-0,46*** (0,02)		-0,51*** (0,05)		-0,17*** (0,04)		-0,44*** (0,06)		-0,50*** (0,02)		-0,76*** (0,03)	
VAB da Indústria (%)	0,33*** (0,01)		0,23*** (0,04)		0,44*** (0,03)		0,32*** (0,04)		0,36*** (0,02)		0,13*** (0,03)	
VAB Serviços (%)	0,41*** (0,03)		0,21*** (0,07)		0,72*** (0,08)		0,26*** (0,01)		0,47*** (0,06)		0,35*** (0,05)	
Número de Bovinos	0,02 (0,01)	0,06*** (0,01)	-0,02 (0,02)	0,02 (0,02)	0,12*** (0,02)	0,16*** (0,02)	-0,00 (0,03)	0,02 (0,04)	-0,04** (0,02)	0,01 (0,02)	0,03* (0,02)	0,06*** (0,02)
Cooperativas/Sindicatos	0,02** (0,01)	0,054*** (0,012)	-0,011 (0,025)	-0,022 (0,030)	-0,029* (0,017)	-0,06*** (0,020)	0,06 (0,038)	0,15*** (0,046)	0,07*** (0,016)	0,11*** (0,020)	0,14*** (0,031)	0,28*** (0,03)
Produtores com Ensino Médio	0,49*** (0,01)	0,56*** (0,01)	0,53*** (0,04)	0,55*** (0,04)	0,39*** (0,02)	0,49*** (0,02)	0,52*** (0,05)	0,50** (0,06)	0,60*** (0,02)	0,71*** (0,03)	0,56*** (0,03)	0,59*** (0,03)
Produtores com Ensino Superior	0,13*** (0,01)	0,18*** (0,01)	0,09*** (0,03)	0,07* (0,03)	0,12*** (0,02)	0,23*** (0,02)	0,31*** (0,04)	0,35*** (0,04)	0,16*** (0,02)	0,22*** (0,02)	0,03 (0,02)	0,02 (0,02)
Importações	0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00* (0,00)	0,00* (0,00)	0,00** (0,00)	-0,00* (0,00)	0,00** (0,00)	-0,00*** (0,00)
Exportações	0,05*** (0,00)	0,04*** (0,00)	0,04*** (0,00)	0,03*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,06*** (0,00)	0,05*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,05*** (0,00)	0,03*** (0,00)	0,03*** (0,00)	0,02*** (0,00)

Período (2017)	0,35*** (0,03)	0,05 (0,03)	0,51*** (0,13)	0,53*** (0,13)	0,23*** (0,06)	-0,40*** (0,067)	0,20* (0,12)	0,19 (0,13)	0,22*** (0,05)	-0,17*** (0,06)	0,84*** (0,05)	0,84*** (0,06)
Constante	10,96*** (0,14)	7,98*** (0,17)	10,17*** (0,37)	7,34*** (0,28)	11,63*** (0,25)	7,80*** (0,28)	12,51*** (0,76)	10,75*** (0,86)	11,87*** (0,29)	8,70*** (0,29)	8,64*** (0,25)	6,52*** (0,21)
Observações	8.195	8.195	743	743	2.631	2.631	608	608	2.647	2.647	1.566	1.566
R ²	0,82	0,66	0,85	0,77	0,80	0,61	0,83	0,75	0,84	0,60	0,86	0,68
F	1.573,97	684,26	179,84	126,87	437,34	184,22	151,20	105,87	612,46	227,83	521,96	230,39
Hausman	5.747,18** *	1.541,61** *	2.125,36** *	1.497,34** *	1.133,05** *	516,76** *	415,55** *	148,20** *	5.324,01** *	43.234,79** *	1.658,70** *	424,38** *

Nota: Erros-padrões entre parênteses. *= p < 0.10, **= p < 0.05, ***= p < 0.01

Fonte: Elaboração própria com resultados da pesquisa.

As Tabelas 11 e 12 mostram que a nível nacional o índice de Gini para a distribuição da posse da terra exerce um efeito positivo e estatisticamente significativo para determinar os níveis de produto no Brasil. Nos modelos que consideram o número total de estabelecimentos (Tabela 11), o índice de Gini apresentou um coeficiente no valor de 0,91 para o PIB e de 0,70 para o PIB Agro. Nos modelos que consideram a área média dos estabelecimentos (Tabela 12), esta variável apresentou os valores de 0,83 para o PIB e 0,48 para o PIB Agro.

Deste modo, é possível observar que a desigualdade na distribuição da posse da terra, embora elevada, teve um efeito maior sobre o PIB no Brasil do que sobre o PIB Agro entre 2006 e 2017. Este resultado sugere uma relação entre a estrutura agrária e o desempenho econômico do setor primário e como, de forma conjunta, toda a economia é beneficiada. A promoção do aumento nos níveis de produto de toda a economia representa os ganhos econômicos do setor agropecuário que são compartilhados com os demais setores através de efeitos multiplicadores de renda e emprego (Haddad *et al.*, 1989). Quando o setor agropecuário ganha mais expressividade, este passa a demandar mais serviços e insumos para a agropecuária, como insumos da indústria, tecnologias da informação, serviços logísticos, mão de obra, dentre outros. Isto faz com que diversos setores aumentem sua atividade a fim de sanar este aumento na demanda do setor agropecuário, resultando na criação de cadeias de valor (Haddad *et al.*, 1989; Amorim; Coronel; Teixeira, 2009). Analogamente, quando este setor aumenta seu produto, ele é capaz suprir as necessidades de outros setores que demandam seus produtos e serviços, como é o caso da agroindústria (Takasago; da Cunha; Olivier, 2017). Além disso, no Brasil os aumentos da produção agropecuária são acompanhados pela queda de seus preços relativos, proporcionando uma transferência de renda do setor primário para os demais setores (Silva, 2010).

Assim como no Brasil, o índice de desigualdade da região Sul também apresenta uma relação positiva com o produto. Essa variável assume o valor de 0,86 para o PIB e de 0,87 para o PIB Agro nos modelos com o número total de estabelecimentos (Tabela 11). Enquanto isso, nos modelos para a área média dos estabelecimentos, esta variável representa o valor de 0,49 para o PIB e 0,18 para PIB Agro (Tabela 12). Conforme esperado, estes resultados demonstram a importância relativa da agricultura, sobretudo a agricultura familiar, no crescimento da economia sulista com efeitos multiplicadores sobre a renda local (Stoffel, 2013).

Contudo, é importante destacar que no Brasil e no Sul os coeficientes da variável que mensura o índice de Gini mostraram-se inelásticos, isto é, inferiores a unidade. Deste modo,

variações percentuais positivas no índice de Gini são capazes de gerar um efeito multiplicador de produto menos que proporcional sobre o PIB e o PIB Agro.

No Sudeste e Centro-Oeste, este padrão se altera. Embora o índice de Gini também influencie positivamente os níveis de produto, nestas regiões seu coeficiente excede a unidade, indicando uma relação elástica entre PIB e PIB Agro com a desigualdade na distribuição da posse da terra.

O parâmetro do índice de Gini assume o valor de 1,78 para o PIB e 1,66 para o PIB Agro quando consideram-se os modelos do número total de estabelecimentos (Tabela 11) no Sudeste. Para os modelos de área média, o coeficiente do índice assume o valor de 1,68 para o PIB e de 1,31 para o PIB Agro (Tabela 12).

Nesta mesma linha, na região Centro-Oeste o índice de Gini também exibe uma relação positiva e elástica com o PIB e o PIB Agro. No modelo para o número de estabelecimentos, a desigualdade na distribuição da posse da terra é representada por um coeficiente de 1,94 para o PIB e 1,94 para o PIB Agro (Tabela 11). Em relação aos modelos para a área média, o coeficiente do índice assume valores de 1,10 para o PIB e 1,11 para o PIB Agro (Tabela 12).

Embora a desigualdade da distribuição da posse da terra seja elevada para todas as regiões do Brasil (Tabela 9), apenas nas regiões Sudeste e Centro-Oeste os parâmetros do índice de Gini apresentaram-se elásticos. Isso demonstra a elevada responsividade desta variável para a determinação do PIB e PIB Agro nas regiões onde o setor agropecuário é altamente intensivo em capital (Felema; Spolador, 2022). Deste modo, a elevada mecanização da agropecuária e a existência de uma cadeia produtiva com alto valor agregado nessas regiões agrícolas mais desenvolvidas sugerem que a desigualdade na distribuição da posse da terra desencadeie efeitos multiplicadores maiores sobre a economia durante o período analisado.

Contrariamente, na região Nordeste o índice de Gini se relaciona de forma negativa com o produto. Nos modelos com o número total de estabelecimentos (Tabela 11), o coeficiente desta variável assume o valor de -0,53 e - 0,64 para determinar o PIB e o PIB Agro, respectivamente. Para os modelos que consideram a área média dos estabelecimentos (Tabela 12) o índice de Gini assume o valor de -0,63 sobre o PIB e de -0,65 sobre o PIB Agro. Neste caso, os coeficientes do índice de Gini apresentam valores negativos e inferiores a unidade, implicando que mudanças percentuais positivas no índice de Gini irão repercutir em uma diminuição menos que proporcional do PIB e PIB Agro.

Com isso, é possível observar que tanto no Brasil quanto nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, o índice de Gini influencia positivamente os níveis de produto. No Brasil e na

região Sul, esta influência ocorre de maneira inelástica, enquanto no Sudeste e Centro-Oeste acontece de modo elástico. Na região Nordeste este índice se relaciona negativamente de forma inelástica com as variáveis econômicas, enquanto na região Norte ele não exerce influência estatisticamente significativa sobre o PIB ou PIB Agro.

Ademais, é possível ponderar que embora as regiões Nordeste e Centro-Oeste tenham apresentado os maiores valores para o índice de Gini (Tabela 9), a desigualdade na distribuição da posse da terra não influencia igualmente o desempenho econômico nessas duas regiões. Na região Nordeste, o índice de Gini se correlaciona negativamente com o produto (Tabelas 11 e 12), enquanto que na região Centro-Oeste esta variável é um determinante positivo do PIB e PIB Agro (Tabelas 11 e 12).

Embora contraintuitivo, este resultado pode ser melhor compreendido devido ao fato de que a desigualdade na distribuição de terras no Nordeste e no Centro-Oeste advém de fontes distintas. No Nordeste essa desigualdade decorre, sobretudo, do fato de que um elevado número de pequenas propriedades ocupa parcelas pequenas de terras, ao contrário da região Centro-Oeste, onde um pequeno número de grandes propriedades ocupa parcelas significativas das terras disponíveis. No Nordeste, 54% das propriedades são classificadas como “muito pequenas” (Tabela 7) e estas ocupam em média 2,7% das terras disponíveis (Tabela 8). No Centro-Oeste, as propriedades consideradas como “grandes” representam em torno de 10% do total de propriedades (Tabela 7), mas se apropriam de cerca de 80% das terras disponíveis (Tabela 8).

Tais resultados oferecem uma compreensão da relação entre o índice de Gini e o produto: este pode se relacionar com o PIB e PIB Agro tanto positivamente, quanto negativamente. A desigualdade na distribuição da posse da terra, quando influenciada de sobremaneira pela existência de um pequeno número de grandes propriedades ocupando significativas parcelas de terra, influenciará positivamente o desempenho econômico, como ilustra o caso da região Centro-Oeste. Por outro lado, essa desigualdade quando influenciada em maior grau pela existência de um grande número de pequenas propriedades ocupando pequenas extensões de terras, influenciará negativamente essas variáveis econômicas, como mostra a região Nordeste.

Este argumento se reforça ao observar os resultados referentes às variáveis de número total de estabelecimentos (Tabela 11) e da área média dos estabelecimentos (Tabela 12). Em generalidade, tanto a quantidade de fazendas quanto sua área média se relacionaram positivamente com o desempenho econômico. Sobretudo, ressalta-se a influência das

propriedades grandes, com mais de 500 ha de área média, na determinação do PIB e PIB Agro (Tabela 12).

Como apresentado, o índice de Gini no Centro-Oeste se relaciona positivamente com o produto. Nesta região, o elevado nível de desigualdade se deve, sobretudo, pela presença de grandes propriedades “concentrando” a posse da terra, o que explicita a influência positiva da área média das grandes propriedades sobre o produto (Tabela 12). Opostamente, o índice de Gini no Nordeste se relaciona negativamente com o PIB e PIB Agro. Nesta região a alta desigualdade deve-se, sobretudo, à elevada presença de pequenas propriedades (Tabela 7). Visto que a área média das grandes propriedades influencia positivamente o crescimento econômico, compreende-se melhor a relação negativa entre o índice de Gini e os níveis de produto no Nordeste.

Esta elevada presença de pequenos estabelecimentos na região Nordeste pode fazer com que os produtores sejam incapazes de intensificar seus sistemas produtivos por conta de suas dificuldades em obter crédito, elemento fundamental para o financiamento de obras de infraestrutura (Castro, 2012). Além disso, o Nordeste do Brasil apresenta um setor agropecuário menos intensivo em capital, com um atraso tecnológico e um menor acesso a assistência técnica em relação às demais regiões do país (Castro, 2012; Felema; Spolador, 2022). Ainda, esta região apresenta um solo com características desfavoráveis à agricultura, além de uma seca que aflige de forma constante o Semiárido (Castro, 2012). Conjuntamente, estas características estruturais da economia nordestina contribuem para que o índice de Gini para a distribuição da posse da terra tenha um efeito menos robusto e contrário ao crescimento econômico.

Assim, a relevância das grandes propriedades que “concentram” a posse da terra na determinação do PIB e PIB Agro pode ser compreendida devido aos ganhos de escalas obtidos através do monopólio de um fator de produção extremamente relevante para a economia brasileira, isto é, a terra (Xavier, 2015).

O monopólio de grandes parcelas da terra, por sua vez, pode conceder a seus proprietários o poder político e econômico necessário para influenciar as cadeias de abastecimento locais e os preços de mercado, exercendo forças sobre fornecedores de insumos, prestadores de serviço, comerciantes e consumidores a fim de maximizar a produção e o lucro (Binswanger; Deininger, 1997; Sokoloff; Engerman, 2000; Jayne *et al.*, 2016). Isto, por sua vez, promove um compartilhamento dos ganhos do setor agropecuário com os demais setores da sociedade (Haddad *et al.*, 1989).

Finalmente, é possível observar que os coeficientes das variáveis de controle utilizadas nas duas especificações (Tabelas 11 e 12) mostraram-se coerentes com a literatura. Primeiramente, em relação à variável que captura a proporção de estabelecimentos dirigidos por produtor associado à cooperativas ou sindicatos, esperava-se que esta assumisse sinal positivo, assim como foi visualizado. As cooperativas e sindicatos conferem aos pequenos produtores a capacidade de barganha para negociar conjuntamente frente a fornecedores e consumidores e, assim, adquirir poderes de mercado semelhantes aos obtidos pelas grandes propriedades “concentradoras” de terras. Deste modo, um maior número de produtores associados a sindicatos e cooperativas tem a capacidade de tornar os pequenos estabelecimentos competitivos e gerar maiores níveis de PIB e PIB Agro (Anjos; Rocha; Silva, 2017).

As cooperativas conferem aos pequenos estabelecimentos o que as economias de escala representam às grandes propriedades, guardadas suas devidas proporções. Uma propriedade grande, como discutido, auferir ganhos de escala que se relacionam positivamente com sua produção e com o crescimento econômico setorial e total (Stigler, 1958; Krugman, 1980). Pequenas propriedades, individualmente, não necessariamente são capazes de auferir os mesmos ganhos. Todavia, conjuntamente, tais estabelecimentos ganham escala e podem se beneficiar das estruturas de mercado (Anjos; Rocha; Silva, 2017). Destaca-se o maior efeito dessa variável sobre o produto da região Sul em detrimento das demais regiões (Tabelas 11 e 12), ressaltando a expressividade da agricultura familiar na economia sulista (Stoffel, 2013).

A proporção dos estabelecimentos dirigidos por produtores com ensino médio ou com ensino superior mostrou-se significativa e positivamente relacionada com o PIB e PIB Agro⁴, assim como esperado. É destacado que, em ambas as especificações adotadas, a resposta ao PIB e ao PIB Agro para o Brasil e entre as regiões, observada pelas magnitudes dos coeficientes, é maior para produtores com ensino médio completo do que para produtores com ensino superior. Produtores com ensino superior na região Sul, na especificação que utiliza a área média dos estabelecimentos (Tabela 12), são uma exceção. A educação mostra-se como fator determinante do aumento do estoque de capital humano, proporcionando ganhos na produtividade marginal do trabalho (Bilhim, 2000) que refletem sobre a produtividade e sobre o desempenho econômico. Além disso, o nível de instrução de um produtor é determinante de sua capacidade de gerenciamento e de absorção e reprodução novas tecnologias no processo produtivo, competências fundamentais para a geração de riqueza (Vieira Filho *et al.*; 2013).

⁴ A variável com a proporção dos estabelecimentos dirigidos por produtores com ensino fundamental completo, com ensino médio incompleto ou sem instrução foi omitida para evitar problemas de multicolinearidade.

Em relação às exportações, observa-se que estas se relacionam de forma positiva com o PIB e PIB Agro, ressaltando seu papel na composição do produto (Gomes *et al.*, 2019). Aumentos nas exportações implicam em elevações na produção para atender à demanda externa e na entrada de divisas nos municípios, relacionando-se, assim, positivamente com as variáveis econômicas estudadas.

Por outro lado, a variável que mensura as importações pode assumir dois resultados. Primeiramente, sinais negativos associados a essa variável podem estar captando a saída de divisas dos municípios devido ao consumo de produtos e serviços estrangeiros (Gremaud; Braga; de Vasconcellos, 2017). Por outro lado, a variável de importações pode assumir sinal positivo quando esta representa a compra de máquinas, equipamentos e insumos para o processo de produção, isto é, formação bruta de capital fixo, como baseou-se historicamente o modelo de desenvolvimento brasileiro (Tyler, 1982).

O número de cabeças de bovinos foi utilizado como representativo do nível de atividade da pecuária com a finalidade de controlar a influência de municípios com baixa produtividade agrícola. Era esperado que esta variável se relacionasse de maneira positiva com o PIB e o PIB Agro, dado que se configura como uma importante atividade econômica no Brasil (Coutinho *et al.*, 2013). Entretanto, uma vez que a pecuária se trata de uma atividade econômica de baixa produtividade, foi esperado que esta se relacionasse de maneira inelástica com os indicadores econômicos (Vilela; Martha Jr.; Marchão, 2012), assim como foi verificado.

Conforme previsto, a participação do VAB da indústria e a participação do VAB dos serviços no VAB total apresentaram sinais positivos, enquanto a participação do VAB da agropecuária no VAB total apresentou sinal negativo. A importância relativa da indústria e serviços na composição do VAB total se traduz pela maior capacidade destes setores em realizar encadeamentos, isto é, de demandar produtos e serviços advindos de outras atividades econômicas para o seu processo produtivo, estimulando, assim, a economia. O setor industrial apresenta os maiores indicadores de encadeamento para a produção e valor adicionado, enquanto o setor de serviços apresenta os maiores indicadores de encadeamento para o emprego, tornando evidente a influência positiva entre essas variáveis e o PIB e PIB Agro (Passoni; Freitas, 2017). Além disso, o setor industrial configura-se historicamente como o setor com a maior capacidade ociosa da economia brasileira, de modo que aumentos em sua importância relativa implicam em um maior uso de sua capacidade instalada e, conseqüentemente, uma maior contribuição para o produto (Neves, 1978).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou estudar a relação entre a estrutura fundiária e o crescimento econômico do Brasil e de suas cinco regiões. Aqui, a estrutura fundiária foi representada pelo índice de Gini para a distribuição da posse da terra, pelo número total e pela área média dos estabelecimentos agropecuários, ambos distribuídos em cinco grupos de área total. O crescimento econômico, por sua vez, foi definido neste estudo pelas variações percentuais nos níveis do Produto Interno Bruto (PIB) municipal e do Produto Agropecuário (PIB Agro).

As estimações dos modelos proporcionaram observar a existência de uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o índice de Gini para a distribuição da posse da terra e os níveis do PIB e PIB Agro no Brasil e nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Todavia, o índice de Gini demonstrou uma influência negativa sobre o crescimento econômico no Nordeste, e não significativa na região Norte.

As diferentes relações entre o índice de Gini e as variações nos níveis de produto advém, dentre outras coisas, das origens distintas da desigualdade na distribuição da posse da terra e suas implicações. No Brasil e nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, a desigualdade mensurada pelo índice de Gini é afetada, sobretudo, pela existência de um pequeno número de grandes propriedades com a posse de grandes extensões de terras. Por outro lado, no Nordeste os altos níveis de desigualdade são influenciados de sobremaneira pela existência de um grande número de pequenas propriedades ocupando pequenas parcelas de terras.

Assim, um elevado índice de Gini traduzido pela existência de um pequeno grupo de grandes propriedades se apropriando de vastas áreas tem capacidade de influenciar positivamente os níveis do PIB e PIB Agro. Este modelo de estrutura agrária ressalta a influência dos poderes políticos, econômicos e oligopolísticos associados a tais propriedades.

Grandes propriedades que “concentram” a posse da terra têm a capacidade de operar de maneira mais eficiente e com economias de escala, assim, podem investir em tecnologia, equipamentos modernos e práticas agrícolas mais eficientes, resultando em maior produtividade por unidade de terra (Stigler, 1958; Miragaya, 2014). Ao adotarem práticas agrícolas avançadas, é possível visualizar aumentos significativos na produção, contribuindo para o crescimento do setor agropecuário e, por consequência, para a economia como um todo.

Além disso, grandes produtores têm maior poder de negociação no mercado. Estes podem influenciar os preços de insumos, produtos e serviços agrícolas, resultando na obtenção de economias pecuniárias que repercutem em condições economicamente mais favoráveis para

a fazenda. Somado a esse poder de barganha, grandes fazendas muitas vezes podem atrair investimentos em infraestrutura, tecnologia e logística devido à sua escala e potencial gerador de lucro (von Braun; Meinzen-Dick, 2009).

Esses aumentos de produtividade e produção fazem, ainda, com que as grandes propriedades tenham uma maior capacidade de competir internacionalmente, participando ativamente nas exportações de produtos agropecuários. A maior participação no mercado externo, por sua vez, impulsiona a entrada de divisas estrangeiras na economia do país, promovendo o bom desempenho econômico.

Ademais, embora o índice de Gini para a distribuição da posse da terra também tenha mostrado uma influência positiva sobre os níveis do PIB e PIB Agro no Brasil e na região Sul, apenas no Sudeste e Centro-Oeste este apresentou coeficientes elásticos. Isso explicita a influência da desigualdade na distribuição da posse da terra sobre o nível do produto nas regiões com um setor primário altamente intensivo em capital, capaz de gerar maiores efeitos multiplicadores sobre toda a economia.

Em relação ao número total de estabelecimentos por grupos de área total, quando estatisticamente significativo, em generalidade este se relacionou positivamente com os níveis do PIB e PIB Agro. Tal resultado ressalta a influência de um maior número de estabelecimentos para suprir a demanda de mercados pré-existentes e a criar novos, gerando, assim, maiores níveis de produção e encadeamentos que resultarão em efeitos multiplicadores de trabalho e renda, resultando em crescimento econômico.

A última medida da estrutura fundiária, a área média dos estabelecimentos por grupos de área total, se mostrou por via de regra positivamente relacionada com os níveis de produto e produto agropecuário. Tal resultado demonstra a influência da relação positiva entre o tamanho das grandes propriedades e sua produtividade, um importante determinante do crescimento econômico. Além disso, o aumento da área média das grandes propriedades confere a estas a obtenção de economias de escala. Esses ganhos de escala, por sua vez, permitem que os estabelecimentos aumentem sua produção reduzindo seu custo médio, o que contribui para o aumento do produto setorial e total da economia (Stigler, 1958; Krugman, 1980).

Em vista do que foi exposto, os resultados encontrados representam uma relevante contribuição para a compreensão da relação entre a estrutura fundiária e os níveis de produto no Brasil. Até então, não foram encontrados na literatura nacional ou internacional trabalhos que explorassem a relação direta entre essas duas variáveis. Deste modo, o presente trabalho apresenta uma contribuição ao debate e ao embasamento de políticas públicas.

Sendo o Brasil um país de dimensões continentais com uma elevada oferta de terras agricultáveis e com um setor agropecuário pujante de expressividade nacional e internacional, é imprescindível que políticas que visem o benefício econômico do setor agropecuário e da economia como um todo levem em consideração a estrutura agrária das regiões e suas especificidades.

Entretanto, mudanças na estrutura fundiária não tendem a ocorrer de maneira expressiva no Brasil ao longo do tempo devido a ausência de políticas substanciais de redistribuição de terras, por razões políticas e culturais, além da influência histórica da formação econômica do país (Silva, 1997; Furtado, 2003; Alcantara Filho, 2010). Tanto o índice de Gini para a distribuição da posse da terra, quanto o número total de estabelecimentos agropecuários e a área desses estabelecimentos apresentaram pouca variação entre os anos de 2006 e 2017. Assim, políticas públicas que busquem pelo aumento nos níveis de produto do setor agropecuário ou de toda a economia através da estrutura agrária devem considerar sua rigidez às mudanças.

Por sua vez, políticas que busquem uma reorganização da estrutura fundiária no Brasil devem ter em conta sua relação com o produto. Considerando apenas o âmbito econômico, reestruturações dos sistemas de distribuição da posse da terra podem ser contraproducentes na medida em que podem reduzir o PIB e o PIB Agro no Brasil.

No entanto, é preciso ponderar que os aumentos nos níveis do produto não são, necessariamente, a finalidade de toda política pública. Os debates acerca da reconfiguração da estrutura de distribuição da posse da terra no Brasil exigem uma abordagem multidimensional, de modo que o presente trabalho não possui a pretensão de esgotar discussões, mas sim de oferecer uma nova e importante métrica aos debates.

Neste sentido, é necessário ressaltar que os resultados e discussões apresentados neste estudo estabelecem unicamente uma relação entre estrutura fundiária e os níveis de produto, aqui representados pelas variações no PIB e PIB Agro. Entre as limitações do presente trabalho, aponta-se que não foi o escopo estabelecer relações entre a estrutura fundiária e variáveis que mensuram o desenvolvimento humano, a pobreza, a segurança alimentar, a distribuição de renda ou até mesmo com indicadores ambientais. Estas análises são igualmente importantes na situação de extrema desigualdade que o país vive por décadas, de modo atender os princípios dos ODS estabelecidos pela ONU. Além disso, pontua-se que não foi explorada uma possível relação de endogeneidade entre os indicadores de produto e o índice de Gini, de modo que a abordagem do problema através de um estimador de Métodos de Momentos Generalizados

(GMM) pode ser capaz de gerar resultados mais consistentes. Tais limitações, todavia, constituem-se como avenidas promissoras para estudos futuros.

REFERÊNCIAS

ALENCAR, S. B.; NERI, A. D. do N.; de SOUSA, E. P. Encadeamentos do setor agropecuário brasileiro no período de 1997 a 2007. **Revista de Política Agrícola**, n. 4, p. 58-68, 2011.

ALCANTARA FILHO, J. L. **Análise Exploratória dos Fatores Determinantes da Estrutura Fundiária em Minas Gerais**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa, UFV. Viçosa, 2010.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7. ed. Londres: Pearson, 2011.

AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A.; TEIXEIRA, E. C. A agropecuária na economia brasileira: uma análise de insumo-produto. **Perspectiva Econômica**, São Leopoldo, v. 5, n. 2, p. 1-19, 2009.

BACHA, C. J. C.; STEGE, A. L.; HARBS, R. Ciclos de preços de terras agrícolas no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 4, p. 18-37, 2016.

BARROS, G. S. de C. **Medindo o crescimento do agronegócio: bonança externa e preços relativos**. In: VIEIRA FILHO, J. E. R. (Org.); GASQUES, J. G. (Org). Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade. Brasília: IPEA, p. 221- 249, 2016.

BARROS, G. S. de C; CASTRO, N. R.; SILVA, A. F.; FACHINELLO, A. L.; GILIO, L. Os ganhos de produção se refletiram em geração de maior renda para o agronegócio brasileiro nas últimas décadas? **Brazilian Review of Economics & Agribusiness/Revista de Economia e Agronegócio**, v. 17, n. 2, 2019.

BERRY, R. A. Farm Size Distribution, Income Distribution, and the Efficiency of Agricultural Production: Colombia. **The American Economic Review**, v. 62, n. 1/2, p. 403-408, 2023.

BERRY, R. A.; CLINE, W. R. **Agrarian structure and productivity in developing countries: a study prepared for the International Labour Office within the framework of the World Employment Programme**. Baltimore, Maryland: Johns Hopkins Univ. Press, 1979.

BILHIM, J. A. de F. **Investimento em educação e desenvolvimento de recursos humanos**. 3. ed. In: TAVARES, M. J. F. (Org.). Discursos: estudos em memória do Prof. Doutor Luís Sá. Lisboa: Universidade Aberta, p. 75-91, 2000.

BINSWANGER, H. P.; DEININGER, K. Explaining agricultural and agrarian policies in developing countries. **Journal of economic literature**, v. 35, n. 4, p. 1958-2005, 1997.

BOJNEC, Š.; LATRUFFE, L. Farm size, agricultural subsidies and farm performance in Slovenia. **Land Use Policy**, v. 32, p. 207–217, maio 2013.

BONGOLE, A. J. Determinants of farm and non-farm activities as sources of income amongst rural households: evidence from Kahama district in Tanzania. **Journal of Economics and Sustainable Development**, v. 7, n. 4, 2016.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The review of economic studies**, v. 47, n. 1, p. 239-253, 1980.

CÂMARA, L. A concentração da propriedade agrária no Brasil. **Boletim Geográfico**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 77, p. 516-528, 1949.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Mercado de trabalho do agronegócio brasileiro**. 2023b. Disponível em: [https://cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/2T2023%20-%20Boletim%20MT%20Agro%20\(002\).pdf](https://cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/2T2023%20-%20Boletim%20MT%20Agro%20(002).pdf). Acesso em: 23/10/2023.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **PIB do agronegócio cresce no segundo trimestre e acumula alta de 0,5% em 2023**. 2023a. Disponível em:

CHAMBERLIN, J.; JAYNE, T. S. Does farm structure affect rural household incomes? Evidence from Tanzania. **Food Policy**, v. 90, p. 101805, 2020.

COLLIER, P.; DERCON, S. African Agriculture in 50Years: Smallholders in a Rapidly Changing World? **World Development**, v. 63, p. 92–101, 2014.

COSTA, M. B. da; BRUMATTI, L. M.; BORGES, A. C. G. Estrutura de mercado e poder de barganha de agroindústrias sucroalcooleiras do estado de São Paulo, Brasil. **Revista de Ciências Agrárias**, v. 39, n. 2, p. 318-329, 2016.

COSTA, R. A. Algumas medidas de concentração e desigualdade e suas aplicações. **Estudos Econômicos**, v. 9, n. 1, p. 49-77, 1979.

COUTINHO, M. J. F.; CARNEIRO, M. S. de S.; EDVAN, R. L.; PINTO, A. P. A pecuária como atividade estabilizadora no semiárido brasileiro. **Veterinária e Zootecnia**, v. 20, n. 3, p. 434-441, 2013.

de SCHUTTER, O. How not to think of land-grabbing: three critiques of large-scale investments in farmland. **Journal of Peasant Studies**, v. 38, n. 2, p. 249–279, 2011.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259–287, 1998.

DEININGER, K.; XIA, F. Quantifying Spillover Effects from Large Land-based Investment: The Case of Mozambique. **World Development**, v. 87, p. 227–241, 2016.

EASTWOOD, R.; LIPTON, M.; NEWELL, A. Chapter 65 Farm Size. In: PINGALI, P. L. (Ed.); EVENSON, R (Ed.). E. **Handbook of Agricultural Economics**. Elsevier, v. 4, p. 3323-3397, 2010.

FAMA, E. F.; LAFFER, A. B. The Number of Firms and Competition. **The American Economic Review**, v. 62, n. 4, p. 670-674, 1972.

FELEMA, J.; SPOLADOR, H. F. S. Características regionais da produtividade e da mecanização da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, v. 31, n. 3, p. 37-51, 2022.

FERREIRA, A. A. S.; ALMEIDA, A. N. A relação inversa entre o tamanho das propriedades agrícolas e a produtividade no Brasil: uma análise não paramétrica usando regressões *kernel*. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 59, n. 3, p. e224128, 2021.

- FURTADO, C. **Raízes do subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Cicilização Brasileira, 2003.
- GARCIA, P. M.; SERVO, F.; SOUZA JÚNIOR, J. R. de C. Projeção do valor adicionado do setor agropecuário para 2022 e 2023. **Carta de Conjuntura IPEA**, v. 57, n. 26, 2022.
- GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T.; VALDEZ, C. PTF e impactos de políticas públicas. **Revista de Política Agrícola**, v. 30, n. 3, p. 72, 2021.
- GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P. Produtividade e fontes de crescimento da agricultura brasileira. *In*: de NEGRI, J. A.; KUBOTA, L. C. (Org.). **Políticas de incentivo à inovação tecnológica no Brasil**, Brasília: IPEA, 2008. p. 435-459.
- GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; VALDEZ, C. Produtividade da agricultura brasileira. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Org.). **Agropecuária Brasileira: evolução, resiliência e oportunidades**. Rio de Janeiro: IPEA, 2023. p. 21-35.
- GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; VALDES, C.; BACCHI, M. R. P. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 3, p. 87-98, 2014.
- GOMES, C. E.; LIMA, L. L.; FRAGA, G. J.; PARRÉ, J. L. Comércio internacional e PIB per capita: uma análise utilizando a abordagem espacial. **Revista de Economia**, v. 40, n. 71, P. 1-27, 2019.
- GREMAUD, A. P.; BRAGA, M. B.; VASCONCELLOS, M. A. S de. **A macroeconomia do setor externo: uma introdução**. Manual de comércio exterior e negócios internacionais. São Paulo: Saraiva, 2017.
- HADDAD, P. R.; FERREIRA, C. M. C.; BOISIER, S.; ANDRADE, T.A. **Economia regional: teorias e métodos de análise**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 1989.
- HARBS, R.; BACHA, C. J. C. Análise da distribuição dos preços de terras para lavouras no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 31, n. 2, p. 87, 2022.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica: Journal of the econometric society**, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.
- HEADY, E. O.; SONKA, S. T. Farm Size, Rural Community Income, and Consumer Welfare. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 56, n. 3, p. 534-542, 1974.
- HELFAND, S. M.; TAYLOR, M. P. H. The inverse relationship between farm size and productivity: Refocusing the debate. **Food Policy**, v. 99, p. 101977, 2021.
- HELFAND, S.; LEVINE, E. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. **Agricultural Economics**, v. 31, n. 2-3, p. 241-249, 2004.
- HOFFMANN, R. A distribuição da posse de terra no Brasil (1985-2017). *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R. (Org.); GASQUES, J. G. (Org.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário**, p. 77-90, 2020.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. **Estrutura fundiária e propriedade agrícola no Brasil: grandes regiões e unidades da federação**. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário, 2010.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

IBEKWE, U. C. **Income Distribution Among Farm Households in Orlu Agricultural zone of Imo State, Nigeria**. Tese (Doutorado em Economia) - University of Nigeria, Nsukka, p. 9-20, 2001.

IBEKWE, U. C.; EZE, C. C.; ONYEMAUWA, C. S.; HENRI-UKOHA, A.; KORIE, O. C.; Nwaiwu, I.U. Determinants of farm and off-farm income among farm households in South East Nigeria. **Academia Arena**, v. 2, n. 10, p. 58-61, 2010.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006**, 2006. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>. Acesso em: 01/03/2023.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017**, 2017a. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017/resultados-definitivos> . Acesso em: 01/03/2023.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário: o que é**, 2017b. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/21814-2017-censo-agropecuario.html?=&t=o-que-e>. Acesso em: 01/03/2023.

JAYNE, T. S.; CHAMBERLIN, J.; TRAUB, L.; SITKO, N.; MUYANGA, M.; YEBOAH, F. K.; ANSEEUW, W.; CHAPOTO, A.; WINEMAN, A.; NKONDE, C.; KACHULE, R.. Africa's changing farm size distribution patterns: the rise of medium-scale farms. **Agricultural Economics**, v. 47, n. S1, p. 197–214, 2016.

JOHNSTON, B. F.; KILBY, P. Agriculture and structural transformation; economic strategies in late-developing countries. **Agriculture and structural transformation; economic strategies in late-developing countries**. Nova Iorque: Oxford University Press, 1975.

KLEEMANN, L.; LAY, J.; NOLTE, K.; OTT, K.; THIELE, R.; VOGET-KLESCHIN, L. Economic and Ethical Challenges of “Land Grabs” in Sub-Saharan Africa. **Kiel Policy Brief**, n. 67, 2013.

KRUGMAN, P. R. **The age of diminished expectations: US economic policy in the 1990s**. 3. ed. Cambridge: MIT Press, 1997.

KRUGMAN, P. Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade. **The American Economic Review**, v. 70, n. 5, p. 950-959, 1980.

LAMB, R. L. Inverse productivity: land quality, labor markets, and measurement error. **Journal of Development Economics**, v. 71, n. 1, p. 71–95, 2003.

LÁZARI, N. C. D.; MAGALHÃES, M. M. D. Crescimento da PTF segundo tamanho de estabelecimentos rurais na região Sudeste, de 1985 a 2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, n. 2, p. 198–214, 2019.

LEITE, A. Z. Análise da concentração fundiária no Brasil: desafios e limites do uso do índice de Gini. **Revista NERA**, n. 43, v. 21, p. 10–28, 2018.

LOCATEL, C. D.; LIMA, F. L. S. de. Agronegócio e poder político: políticas agrícolas e o exercício do poder no Brasil. **Sociedade e Território**, v. 28, n. 2, p. 57-81, 2016.

LORENZ, M. O. Methods of measuring the concentration of wealth. **Publications of the American statistical association**, v. 9, n. 70, p. 209-219, 1905.

MAPA. Ministério da Agricultura e Pecuária. **Exportações do agronegócio fecham 2022 com US\$ 159 bilhões em vendas**, 2022. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/exportacoes-do-agronegocio-fecham-2022-com-us-159-bilhoes-em-vendas#:~:text=As%20exporta%C3%A7%C3%B5es%20do%20agroneg%C3%B3cio%2C%20em,elevados%20tamb%C3%A9m%20explicam%20a%20expans%C3%A3o.> Acesso em: 01/03/2023.

MARINHO, E.; BITTENCOURT, A. Produtividade e crescimento econômico na América Latina: a abordagem da fronteira de produção estocástica. **Estudos Econômicos**, v. 37, p. 5-33, 2007.

MELLOR, J. **The New Economics of Growth: A Strategy for India and the Developing World**. Ithaca: Cornell University Press, 1976.

MENDES, G. M. **Produtividade Total Dos Fatores e crescimento econômico na agropecuária brasileira: 1970-2006**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, p. 1-120, 2010.

MIRAGAYA, J. F. G. O desempenho da economia na Região Centro-Oeste. *In*: CAVALCANTI, I. M.; BURNS, V. A. C.; ELIAS, L. A. R.; MAGALHÃES, W. de A.; LASTRES, H. M. M. (Org.). **Um olhar territorial para o desenvolvimento: Centro-Oeste**. Rio de Janeiro : Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2014. p. 424-452.

MUJENJA, F.; WONANI, C. **Long-term outcomes of agricultural investments: lessons from Zambia**. London: International Institute for Environment and Development, p. 1-60, 2012.

NEGRI, F. de.; CAVALCANTE, L. R. **Os dilemas e os desafios da produtividade no Brasil**. *In*: NEGRI, F. D. (Org.); CAVALCANTE, L. R. (Org.). **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**, Brasília: ABDI, v. 1, p. 15-51, 2014.

NEVES, R. B. A utilização da capacidade produtiva na indústria brasileira-1955/75. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 8, n. 2, 1978.

NGUYEN, D. T.; MARTINEZ SALDIVAR, M. L. The effects of land reform on agricultural production, employment and income distribution: A statistical study of Mexican states, 1959-69. **The Economic Journal**, v. 89, n. 355, p. 624-635, 1979.

NOACK, F.; LARSEN, A. The contrasting effects of farm size on farm incomes and food production. **Environmental Research Letters**, v. 14, n. 8, p. 084024, 2019.

NWARU, J. C. **Rural credit markets and resource use in arable crop production in Imo State of Nigeria**. Tese (Doutorado em Economia) - Department of Agricultural Economics, Michael Okpara University of Agriculture, Umudike, Nigeria, 2004.

OJIMA, R.; MARANDOLA JR., E. **Dispersão urbana e mobilidade populacional: implicações para o planejamento urbano e regional**. São Paulo: Editora Edgard Blücher, 2016.

PASSONI, P. A.; FREITAS, F. Estrutura produtiva e indicadores de encadeamento na economia brasileira entre 2010 e 2014: uma análise multisetorial baseada no modelo insumo-produto. *In: Encontro Nacional de Economia Industrial e Inovação, 2., 2017, Rio de Janeiro. Anais....* Rio de Janeiro: Editora Clucher, 2017, p. 1-20. Disponível em: <https://pdf.blucher.com.br/engineeringproceedings/enei2017/31.pdf>. Acesso em 10/08/2023.

QUAN, N. T.; KOO, A. Y. C. Concentration of land holdings. **Journal of Development Economics**, v. 18, n. 1, p. 101–117, 1985.

RADA, N.; HELFAND, S.; MAGALHÃES, M. Agricultural productivity growth in Brazil: Large and small farms excel. **Food Policy**, v. 84, p. 176–185, 2019.

ROBERTS, J. H.; STEENROD, N. E. Monotone transformations of two-dimensional manifolds. **Annals of Mathematics**, v. 39, n. 4, p. 851-862, 1938.

RODIGHERI, H. R. Economias de Escala na Agricultura: Uma Discussão. **Perspectiva**, v. 20; n. 70, p. 13-19, 1996.

SILVA, A. F. **Transferências interna e externa de renda do agronegócio brasileiro**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2010.

SILVA, A. J. da. **A política fundiária do Regime militar: Legitimação privilegiada e grilagem especializada (Do instituto de Sesmaria ao Estatuto da Terra)**. Tese (Doutorado em Sociologia) - Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo. São Paulo, 1997.

SITKO, N. J.; BURKE, W. J.; JAYNE, T. S. The Quiet Rise of Large-Scale Trading Firms in East and Southern Africa. **The Journal of Development Studies**, v. 54, n. 5, p. 895–914, 2018.

SITKO, N. J.; JAYNE, T. S. Structural transformation or elite land capture? The growth of “emergent” farmers in Zambia. **Food Policy**, v. 48, p. 194-202, 2014.

SOKOLOFF, K. L.; ENGERMAN, S. L. History lessons: institutions, factor endowments, and paths of development in the new world. **Journal of Economic perspectives**, v. 14, n. 3, p. 217-232, 2000.

STANTON, B. F. Farm Structure: Concept and Definition. **Cornell Agricultural Economics Staff Paper**, n. 91-96, 1991.

STIGLER, G. J. The economies of scale. **The Journal of Law and Economics**, v. 1, p. 54-71, 1958.

STOFFEL, J. **A influência da agricultura familiar no desenvolvimento rural na região Sul do Brasil**. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Regional) – Universidade Santa Clara do Sul, Santa Clara do Sul, 2013.

TAKASAGO, M.; CUNHA, C. A. da; OLIVIER, A. K. G. Relevância da agropecuária brasileira: uma análise insumo-produto. **Revista Espacios**, v. 38, p. 31, 2017.

TYLER, W. G. Substituição de importações e expansão das exportações como fontes de crescimento industrial no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 12, n. 3, p. 125-134, 1982.

VARIAN, H. R. **Microeconomia: uma abordagem moderna**. 9ª Ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

VELANDIA, M.; REJESUS, R. M; KNIGHT, T. O.; SHERICK, B. J. Factors Affecting Farmers' Utilization of Agricultural Risk Management Tools: The Case of Crop Insurance, Forward Contracting, and Spreading Sales. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 41, n. 1, p. 107–123, 2009.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; DOS SANTOS, G. R.; FORNAZIER, A. Distribuição produtiva e tecnológica da agricultura brasileira e sua heterogeneidade estrutural. **CEPAL**, 2013.

VILELA, L.; MARTHA JR, G. B.; MARCHÃO, L. Integração lavoura-pecuária-floresta: alternativa para intensificação do uso da terra. **Revista UFG**, v. 13, n. 13, p. 92-99, 2012.

VOLLRATH, D. Land Distribution and International Agricultural Productivity. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 1, p. 202–216, 2007.

von BRAUN, J; MEINZEN-DICK, R. S. Land grabbing" by foreign investors in developing countries: risks and opportunities. **International Food Policy Research Institute**, v. 13, 2009.

Wooldridge, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 2. ed. Massachusetts: The MIT Press, 2010.

XAVIER, G. L. Padrões à moda antiga: Monopólio da terra, patronato rural e relações de trabalho no campo brasileiro. *In*: Congresso Brasileiro de Sociologia, 17., 2015, Porto Alegre. **Anais....** Porto Alegre: XVII Congresso Brasileiro de Sociologia, 2015. p. 1-17. Disponível em: <http://automacaodeeventos.com.br/sociologia/sis/inscricao/resumos/0001/R0217-1.PDF>. Acesso em 10/08/2023.

CASTRO, C. N. de. A agricultura no Nordeste brasileiro: oportunidades e limitações ao desenvolvimento. **Texto para discussão - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, Rio de Janeiro: IPEA, 2012.

ANJOS, E. G. dos; ROCHA, A. G. P.; SILVA, D. de O. O cooperativismo como estratégia de fortalecimento da agricultura familiar na Bahia: uma análise baseada no Censo Agropecuário 2017. **DRd-Desenvolvimento Regional em Debate**, v. 12, n. ed. esp. 2 (DossieCooperativismo), p. 8-31, 2022.

APÊNDICES

APÊNDICE A. Testes de Especificação

Tabela A1 – Matriz de correlação entre as variáveis que mensuram o número total de estabelecimentos por grupos de área total e a área média dos estabelecimentos por grupos de área total.

	Estabelecimentos(1)	Estabelecimentos(2)	Estabelecimentos(3)	Estabelecimentos(4)	Estabelecimentos(5)	Área Média (1)	Área Média (2)	Área Média (3)	Área Média (4)	Área Média (5)
Estabelecimentos(1)	1									
Estabelecimentos(2)	0,55	1								
Estabelecimentos(3)	0,23	0,57	1							
Estabelecimentos(4)	0,06	0,19	0,68	1						
Estabelecimentos(5)	-0,04	0,03	0,20	0,32	1					
Área Média (1)	0,96	0,70	0,32	0,09	-0,04	1				
Área Média (2)	0,50	0,99	0,60	0,20	0,04	0,65	1			
Área Média (3)	0,20	0,48	0,98	0,76	0,21	0,27	0,50	1		
Área Média (4)	0,11	0,27	0,80	0,95	0,25	0,15	0,29	0,89	1	
Área Média (5)	-0,07	-0,02	0,23	0,38	0,52	-0,07	0,01	0,26	0,30	1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Tabela A2 – P-Valores dos testes de especificação dos modelos.

	Modelos		P-Valor		
			Teste F de Chow	Teste do Multiplicador de Lagrange	Teste de Hausman
Brasil	Número Total de	PIB	0,00	0,00	0,00
	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00
	Área Média dos	PIB	0,00	0,00	0,00
Norte	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00
	Número Total de	PIB	0,00	0,00	0,00
	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00
Nordeste	Área Média dos	PIB	0,00	0,00	0,00
	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00
	Número Total de	PIB	0,00	0,00	0,00
Centro-Oeste	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00
	Área Média dos	PIB	0,00	0,00	0,00
	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00
Sudeste	Número Total de	PIB	0,00	0,00	0,00
	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00
	Área Média dos	PIB	0,00	0,00	0,00
Sul	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00
	Número Total de	PIB	0,00	0,00	0,00
	Estabelecimentos	PIB Agro	0,00	0,00	0,00

Nota: Testes de especificação dos modelos econométricos, assim como descritos na seção 3.3.4.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

APÊNDICE B. Modelos Econométricos Complementares

Tabela B1 - Resultados do Modelo *Pooled* para o Brasil e suas cinco regiões considerando o número de estabelecimentos por grupos de área seguindo a classificação de Rada, Helfand e Magalhães (2019).

Variáveis	Brasil		Norte	Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul		
	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o
Índice de Gini	0,68** *	0,37** **	0,81 ***	1,11 ***	0,58* **	0,76 ***	1,76* **	1,74 ***	2,08* **	2,39 ***	0,82 ***	0,88 ***
	(0,06)	(0,08)	(0,2 1)	(0,2 5)	(0,15)	(0,1 8)	(0,25)	(0,3 3)	(0,13)	(0,1 6)	(0,1 0)	(0,1 1)
Número de Estabelecimentos (1)	0,02* *	- 0,07* **	0,09 ***	0,07 ***	0,07* **	0,03	0,05* *	- 0,10 ***	-0,02	- 0,19 ***	0,00	- 0,06 **
	(0,01)	(0,01)	(0,0 2)	(0,0 2)	(0,02)	(0,0 2)	(0,03)	(0,0 3)	(0,01)	(0,0 2)	(0,0 3)	(0,0 3)
Número de Estabelecimentos (2)	0,02	0,10* **	0,04	0,04	0,03	- 0,02	0,01	0,04	0,08* **	0,26 ***	0,10 **	0,15 ***
	(0,02)	(0,02)	(0,0 3)	(0,0 4)	(0,03)	(0,0 3)	(0,03)	(0,0 3)	(0,03)	(0,0 4)	(0,0 4)	(0,0 5)
Número de Estabelecimentos (3)	-0,02	-0,00	0,04	0,10	- 0,06* *	- 0,12 ***	- 0,18* **	- 0,19 ***	- 0,09* *	0,00	0,19 ***	0,23 ***
	(0,02)	(0,02)	(0,0 6)	(0,0 7)	(0,03)	(0,0 3)	(0,04)	(0,0 5)	(0,04)	(0,0 6)	(0,0 5)	(0,0 7)
Número de Estabelecimentos (4)	- 0,02** **	- 0,02* *	0,11 ***	0,13 ***	- 0,08* *	0,03	0,15* **	0,17 ***	0,03	0,07 *	-	- 0,01
	(0,01)	(0,01)	(0,0 3)	(0,0 3)	(0,03)	(0,0 2)	(0,05)	(0,0 7)	(0,04)	(0,0 4)	(0,0 1)	(0,0 1)
Número de Estabelecimentos (5)	0,00* *	-0,00	- 0,01	- 0,00	0,01* *	0,01 **	0,01	0,01	- 0,01* *	- 0,01 **	- 0,00	- 0,00
	(0,01)	(0,00)	(0,0 1)	(0,0 1)	(0,01)	(0,0 1)	(0,01)	(0,0 1)	(0,01)	(0,0 1)	(0,0 0)	(0,0 0)
VAB Agropecuária (%)	- 0,43** **	-	- 0,45 ***	-	- 0,16* **	-	- 0,43* **	-	- 0,52* **	-	- 0,74 ***	-
	(0,01)		(0,0 5)		(0,03)		(0,05)		(0,02)		(0,0 2)	
VAB da Indústria (%)	0,32** *		0,27 ***		0,42* **		0,32* **		0,37* **		0,13 ***	
	(0,01)		(0,0 4)		(0,03)		(0,04)		(0,02)		(0,0 2)	
VAB Serviços (%)	0,32** *		0,06		0,81* **		0,26* **		0,53* **		0,36 ***	
	(0,03)		(0,0 7)		(0,07)		(0,08)		(0,06)		(0,0 4)	
Número de Bovinos	0,04** *	0,11* **	- 0,04 *	0,00	0,17* **	0,25 ***	0,01	0,06	- 0,07* **	- 0,05 *	0,03 **	0,05 ***
	(0,01)	(0,01)	(0,0 2)	(0,0 2)	(0,02)	(0,0 4)	(0,03)	(0,0 4)	(0,02)	(0,0 2)	(0,0 2)	(0,0 2)
Cooperativas/Sindicatos	0,03** *	0,10* **	0,06 **	0,08 **	- 0,07* **	- 0,13 ***	0,12* **	0,21 ***	0,07* **	0,08 ***	0,10 ***	0,21 ***
	(0,01)	(0,01)	(0,0 0)	(0,0 0)	(0,02)	(0,0 0)	(0,03)	(0,0 0)	(0,01)	(0,0 0)	(0,0 0)	(0,0 0)

Produtores com Ensino Médio	0,49** *)	0,58* *)	0,47 *)	0,46 *)	0,29* *)	0,52 *)	0,53* *)	0,62 *)	0,60* *)	0,63 *)	0,27 *)	0,34 *)
	(0,01)	(0,02)	(0,06)	(0,08)	(0,03)	(0,03)	(0,06)	(0,08)	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,04)
Produtores com Ensino Superior	0,16** *)	0,234 ***)	0,06 *)	0,00 *)	0,17* **)	0,21 ***)	0,34* **)	0,38 ***)	0,20* **)	0,33 ***)	0,08 ***)	0,08 ***)
	(0,01)	(0,01)	(0,04)	(0,05)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Importações	0,00** *)	- *)	0,00 ***)	0,00 *)	0,00* *)	- *)	0,00* **)	0,00 **)	0,00* *)	- *)	0,00 ***)	- **)
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Exportações	0,06** *)	0,05* **)	0,05 ***)	0,03 ***)	0,06* **)	0,06 ***)	0,05* **)	0,05 ***)	0,05* **)	0,04 ***)	0,03 ***)	0,02 ***)
	(0,02)	(0,02)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,02)
Período (2017)	0,23** *)	- *)	0,64 ***)	0,77 ***)	0,05 *)	- *)	0,11 *)	0,07 *)	0,11* *)	- *)	0,77 ***)	0,74 ***)
	(0,03)	(0,03)	(0,14)	(0,15)	(0,07)	(0,07)	(0,12)	(0,13)	(0,05)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Constante	10,61** **)	7,66* **)	9,43 ***)	6,55 ***)	11,76 ***)	6,91 ***)	11,69 ***)	9,34 ***)	11,84 ***)	9,13 ***)	8,85 ***)	7,12 ***)
	(0,10)	(0,11)	(0,34)	(0,32)	(0,30)	(0,32)	(0,40)	(0,44)	(0,16)	(0,17)	(0,17)	(0,15)
Observações	10.01 6	10.01 6	783	783	3.012	3.01 2	872	872	3.043	3.04 3	2.29 7	2.29 7
R ²	0,77	0,55	0,81	0,70	0,75	0,51	0,82	0,72	0,83	0,58	0,87	0,71
F	1.805, 06	942,5 2	178, 81	142, 47	521,6 9	221, 05	239,7 4	176, 84	810,0 4	348, 74	807, 39	374, 51

Nota: Erros-padrões entre parênteses. * = p < 0.10, ** = p < 0.05, *** = p < 0.01

Fonte: Elaboração própria com resultados da pesquisa.

Tabela B2 - Resultados do Modelo *Pooled* para o Brasil e suas cinco regiões considerando a área média dos estabelecimentos por grupos de área seguindo a classificação de Rada, Helfand e Magalhães (2019).

Variáveis	Brasil		Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o
Índice de Gini	0,66** *	0,11	0,94* **	1,13* **	0,90* **	1,14 ***	0,98* **	0,48	1,95* **	1,80 ***	0,25 ***	0,11
	(0,06)	(0,07)	(0,17)	(0,20)	(0,11)	(0,15)	(0,30)	(0,39)	(0,12)	(0,16)	(0,10)	(0,10)
	0,01	0,01	0,04* **	0,04* **	-	-	0,01	0,01	-0,01	-	-	-
Área Média (1)					0,04* *	0,10 ***				0,00	0,06 **	0,08 ***
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,03)	(0,03)
	-0,03* *	-	-	-	-0,04	-	-0,05	-0,03	0,02	0,02	0,04	0,08 **
Área Média (2)		0,01	0,04* *	0,05* *		0,02						
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,06)	(0,07)	(0,07)	(0,02)	(0,05)	(0,03)	(0,03)
	-	-	-0,09	-0,01	-	-	-0,18	-0,27	-	-	-	0,09 **
Área Média (3)	0,06** *	0,07 ***			0,04* *	0,04			0,13* *	0,14 **	0,01	
	(0,02)	(0,02)	(0,05)	(0,04)	(0,02)	(0,03)	(0,17)	(0,20)	(0,06)	(0,07)	(0,02)	(0,04)
	-	-	0,04	0,05	-	-	-	-	-	0,00	-	0,01
Área Média (4)	0,04** *	0,01			0,04* **	0,05 ***	0,19* *	0,22* *	0,06* **		0,00	2
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)	(0,01)	(0,11)	(0,11)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)
	0,01** *	0,02 ***	0,01	0,02* *	0,00	0,01 ***	0,03* **	0,05* **	0,01* **	0,01 ***	0,02 ***	0,03 ***
	(0,00)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
VAB Agropecuária (%)	0,42** *		0,43* **		0,15* **		0,44* **		0,51* **		0,78 ***	
	(0,01)		(0,05)		(0,04)		(0,06)		(0,02)		(0,03)	
VAB da Indústria (%)	0,34** *		0,28* **		0,42* **		0,32* **		0,39* **		0,11 ***	
	(0,01)		(0,05)		(0,03)		(0,04)		(0,02)		(0,03)	
VAB Serviços (%)	0,31** *		0,10		0,72* **		0,26* **		0,50* **		0,33 ***	
	(0,03)		(0,07)		(0,07)		(0,10)		(0,06)		(0,04)	
Número de Bovinos	0,02	0,08 ***	- 0,04* *	0,01	0,13* **	0,23 ***	0,01	0,03	- 0,06* **	- 0,02	0,05 ***	0,07 ***
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
	0,03** *	0,08 ***	0,09* **	0,11* **	- 0,06* **	- 0,13 ***	0,06* **	0,15* **	0,05* **	0,10 ***	0,18 ***	0,30 ***
	(0,01)	(0,01)	(0,03)	(0,03)	(0,01)	(0,02)	(0,04)	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)
Produtores com	0,53** *	0,58	0,68* **	0,72* **	0,39* **	0,52	0,52* **	0,50* **	0,62* **	0,70	0,52	0,57

Ensino Médio	*	***	**	**	**	***	**	**	**	***	***	***
	(0,01)	(0,02)	(0,037)	(0,05)	(0,02)	(0,02)	(0,05)	(0,06)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
Produtores com Ensino Superior	0,14**	0,26***	-0,041	-0,12**	0,13**	0,21***	0,32**	0,37*	0,20*	0,35***	0,03	0,02
	(0,01)	(0,01)	(0,039)	(0,04)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Importações	0,00**	-0,00*	0,00*	0,00	0,00*	-0,00	0,00**	0,00*	0,00*	-0,00	0,00**	-0,00***
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Exportações	0,06**	0,05***	0,050***	0,04**	0,05**	0,06***	0,05**	0,05**	0,050***	0,03***	0,03***	0,02***
	(0,00)	(0,00)	(0,006)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Período (2017)	0,33**	-0,17***	0,771***	0,90**	0,17**	-0,47***	0,13	0,10	0,10*	-0,48***	0,85***	0,85***
	(0,03)	(0,03)	(0,148)	(0,16)	(0,06)	(0,07)	(0,12)	(0,13)	(0,05)	(0,06)	(0,05)	(0,06)
Constante	11,01***	8,26***	9,622***	6,26**	11,77***	7,27***	12,86***	11,12***	12,33***	9,73***	8,58***	6,56***
	(0,13)	(0,14)	(0,392)	(0,33)	(0,28)	(0,31)	(0,69)	(0,79)	(0,27)	(0,29)	(0,23)	(0,19)
Observações	8.195	8.195	743	743	2.631	2.631	608	608	2.647	2.647	1.566	1.566
R^2	0,77	0,55	0,79	0,66	0,75	0,53	0,83	0,75	0,83	0,56	0,86	0,68
F	1.491,62	791,75	168,03	126,61	467,31	224,88	185,09	158,65	700,48	270,18	527,37	236,21

Nota: Erros-padrões entre parênteses. * = $p < 0.10$, ** = $p < 0.05$, *** = $p < 0.01$

Fonte: Elaboração própria com resultados da pesquisa.

Tabela B3 - Resultados do Modelo de Efeitos Aleatórios para o Brasil e suas cinco regiões considerando o número de estabelecimentos por grupos de área seguindo a classificação de Rada, Helfand e Magalhães (2019).

Variáveis	Brasil		Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
	PIB	PIB Agr	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agr	PIB	PIB Agr	PIB	PIB Agr	PIB	PIB Agr
Índice de Gini	0,63 ^{**}	0,60 ^{***}	0,334	0,63 [*]	0,44 ^{**}	0,73 ^{***}	1,21 [*]	1,65 ^{***}	0,90 [*]	1,61 ^{***}	0,98 ^{***}	1,09 [*]
	(0,06)	(0,08)	(0,17)	(0,24)	(0,12)	(0,17)	(0,24)	(0,30)	(0,12)	(0,22)	(0,09)	(0,10)
Número de Estabelecimentos (1)	0,01	-0,04 ^{***}	0,05 ^{**}	0,06 ^{**}	0,02	0,02	0,03	-0,01	-0,02	-	-	-
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Número de Estabelecimentos (2)	0,03 [*]	0,08 ^{***}	0,01	0,01	0,05 [*]	0,03	0,03	0,02	0,08 ^{**}	0,20 ^{***}	0,01	0,07
	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,05)
Número de Estabelecimentos (3)	0,01	0,05 ^{***}	0,14 ^{**}	0,18 ^{**}	-	-	-	-	-0,01	0,01	0,24 ^{***}	0,33 ^{**}
	(0,01)	(0,02)	(0,04)	(0,07)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,07)	(0,04)	(0,07)
Número de Estabelecimentos (4)	-0,01 [*]	0,01	0,04	0,08 [*]	-	-	0,19 ^{**}	0,24 ^{***}	-0,01	0,10 ^{***}	-	-0,00
	(0,01)	(0,01)	(0,03)	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,06)	(0,07)	(0,03)	(0,04)	(0,01)	(0,01)
Número de Estabelecimentos (5)	-0,01 ^{**}	0,01 ^{***}	0,00	0,01	0,00	0,01	0,00	0,01 [*]	-0,00	0,00	0,01 ^{***}	0,01 ^{**}
	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
VAB Agropecuária (%)	-0,24 ^{**}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(0,02)	(0,06)	(0,03)	(0,03)	(0,07)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
VAB da Indústria (%)	0,32 ^{**}	0,21 ^{**}	0,32 ^{**}	0,32 ^{**}	0,28 ^{**}	0,33 ^{**}	0,20 ^{***}	0,20 ^{***}	0,33 ^{**}	0,33 ^{**}	0,20 ^{***}	0,20 ^{***}
	(0,01)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
VAB Serviços (%)	0,20 ^{**}	-0,01	0,49 ^{**}	0,11	0,29 ^{**}	0,17 ^{***}	0,17 ^{***}	0,17 ^{***}	0,29 ^{**}	0,17 ^{***}	0,17 ^{***}	0,17 ^{***}
	(0,03)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,10)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
Número de Bovinos	0,04 ^{**}	0,12 ^{***}	-0,01	0,01	0,10 ^{**}	0,21 ^{***}	0,06 [*]	0,09 ^{***}	-0,01	0,00	0,01	0,05 [*]
	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,02)

Cooperativas/Sindicatos	0,00	0,05 ***	0,04	0,06*	- 0,03*	- 0,06 ***	0,08* **	0,14 ***	0,04* **	0,08 ***	0,05 **	0,14* **
	(0,01)	(0,0 1)	(0,03)	(0,03)	(0,01)	(0,0 2)	(0,02)	(0,0 3)	(0,01)	(0,0 2)	(0,0 2)	(0,02)
Produtores com Ensino Médio	0,16* **	0,29 ***	0,13* **	0,212 ***	0,15* **	0,31 ***	0,16* **	0,20 ***	0,19* **	0,34 ***	0,10 ***	0,17* **
	(0,01)	(0,0 2)	(0,04)	(0,06)	(0,02)	(0,0 3)	(0,05)	(0,0 6)	(0,02)	(0,0 3)	(0,0 2)	(0,03)
Produtores com Ensino Superior	0,06* **	0,12 ***	0,07* *	0,08* *	0,05* **	0,12 ***	0,12* **	0,14 ***	0,07* **	0,13 ***	- 0,02 **	- 0,03* *
	(0,01)	(0,0 1)	(0,03)	(0,04)	(0,01)	(0,0 2)	(0,02)	(0,0 3)	(0,01)	(0,0 2)	(0,0 1)	(0,01)
Importações	0,00* **	0,00	0,00*	0,00*	0,00*	0,00	0,00* **	0,00 ***	0,00*	0,00	0,00 ***	- 0,00* *
	(0,00)	(0,0 0)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,0 0)	(0,00)	(0,0 0)	(0,00)	(0,0 0)	(0,0 0)	(0,00)
Exportações	0,03* **	0,04 ***	0,03* **	0,03* **	0,03* **	0,04 ***	0,04* **	0,03 ***	0,03* **	0,03 ***	0,02 ***	0,01* **
	(0,00)	(0,0 1)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,0 1)	(0,01)	(0,0 0)	(0,00)	(0,0 0)	(0,0 0)	(0,00)
Período (2017)	0,79* **	0,29 ***	0,98* **	0,82* **	0,66* **	- 0,06	0,83* **	0,86 ***	0,66* **	0,24 ***	1,17 ***	1,11* **
	(0,02)	(0,0 3)	(0,10)	(0,13)	(0,05)	(0,0 6)	(0,08)	(0,0 9)	(0,04)	(0,0 5)	(0,0 3)	(0,04 4)
Constante	11,18 ***	7,67 ***	10,05 ***	7,62* **	11,33 ***	7,02 ***	10,63 ***	8,44 ***	11,40 ***	8,44 ***	9,62 ***	7,28* **
	(0,11)	(0,1 1)	(0,30)	(0,30 6)	(0,22)	(0,2 7)	(0,45)	(0,4 2)	(0,18 3)	(0,1 8)	(0,1 9)	(0,17)
Observações	10.01 6	10.0 16	783	783	3.012	3.01 2	881	881	3.043	3.04 3	2.29 7	2.29 7

Nota: Erros-padrões entre parênteses. * = $p < 0.10$, ** = $p < 0.05$, *** = $p < 0.01$

Fonte: Elaboração própria com resultados da pesquisa.

Tabela B4 - Resultados do Modelo de Efeitos Aleatórios para o Brasil e suas cinco regiões considerando a área média dos estabelecimentos por grupos de área seguindo a classificação de Rada, Helfand e Magalhães (2019).

Variáveis	Brasil		Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agro	PIB	PIB Agr o	PIB	PIB Agr o
Índice de Gini	0,66* **	0,33 ***	0,35	0,61 ***	0,54* **	0,86 ***	0,78* *	0,54	1,08* **	1,45 ***	0,78 ***	0,47 ***
	(0,06)	(0,0 7)	(0,15)	(0,2 0)	(0,12)	(0,1 6)	(0,30)	(0,37)	(0,13)	(0,1 6)	(0,1 0)	(0,1 0)
Área Média (1)	0,01* *	0,01 **	0,01*	0,02	-0,01	- 0,05 *	0,03* *	0,02	0,01	0,01	-	- 0,03 0,05
	(0,00)	(0,0 1)	(0,01)	(0,0 1)	(0,02)	(0,0 3)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,0 1)	(0,0 3)	(0,0 4)
Área Média (2)	-0,00	- 0,01	0,00	- 0,01	- 0,05* *	- 0,05	-0,07	-0,06	0,01	0,01	-	0,01
	(0,01)	(0,0 1)	(0,01)	(0,0 2)	(0,02)	(0,0 4)	(0,06)	(0,05)	(0,02)	(0,0 3)	(0,0 2)	(0,0 3)
Área Média (3)	- 0,04* **	- 0,05 **	- 0,14* *	- 0,05	- 0,05* **	- 0,05 *	- 0,46* *	- 0,50* *	-0,02	- 0,08 **	0,06	0,17 ***
	(0,01)	(0,0 2)	(0,07)	(0,0 5)	(0,01)	(0,0 3)	(0,19)	(0,22)	(0,03)	(0,0 4)	(0,0 6)	(0,0 6)
Área Média (4)	- 0,01* *	0,01	0,03* **	0,06 **	-0,01	- 0,02 **	-0,06	-0,11	- 0,04* *	0,00	0,00	0,02
	(0,01)	(0,0 1)	(0,01)	(0,0 3)	(0,01)	(0,0 1)	(0,05)	(0,07)	(0,01)	(0,0 1)	(0,0 1)	(0,0 2)
Área Média (5)	0,01* **	0,02 ***	0,01	0,01 **	0,00	0,00 *	0,05* **	0,06* **	0,01* **	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***
	(0,00)	(0,0 0)	(0,00)	(0,0 1)	(0,00)	(0,0 0)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,0 0)	(0,0 0)	(0,0 0)
VAB Agropecuária (%)	- 0,26* **	-	- 0,31* **	-	- 0,09* *	-	- 0,39* **	-	- 0,42* **	-	- 0,65 ***	-
	(0,02)		(0,06)		(0,03)		(0,07)		(0,03)		(0,0 4)	
VAB da Indústria (%)	0,33* **		0,22* **		0,32* **		0,32* **		0,35* **		0,18 ***	
	(0,01)		(0,04)		(0,02)		(0,05)		(0,03)		(0,0 3)	
VAB Serviços (%)	0,22* **		0,01		0,48* **		0,17		0,28* **		0,18 ***	
	(0,03)		(0,08)		(0,07)		(0,10)		(0,07)		(0,0 5)	
Número de Bovinos	0,05* **	0,11 ***	0,01	0,03	0,13* **	0,22 ***	0,06	0,07* *	0,00	0,04 **	0,06 ***	0,10 ***
	(0,01)	(0,0 1)	(0,02)	(0,0 2)	(0,01)	(0,0 3)	(0,04)	(0,04)	(0,01)	(0,0 2)	(0,0 2)	(0,0 2)
Cooperativas/Sin dicatos	0,00	0,06 ***	0,05* *	0,10 ***	- 0,03* *	- 0,08 ***	0,10* **	0,15* **	0,02	0,08 ***	0,12 ***	0,24 ***

	(0,01)	(0,0 1)	(0,03)	(0,0 4)	(0,01)	(0,0 2)	(0,04)	(0,04)	(0,02)	(0,0 2)	(0,0 3)	(0,0 3)
Produtores com Ensino Médio	0,23 [*] *	0,38 ^{***}	0,26 [*] **	0,41 ^{***}	0,20 [*] **	0,36 ^{***}	0,33 [*] **	0,389 ^{***}	0,27 [*] **	0,44 ^{***}	0,27 ^{***}	0,41 ^{***}
	(0,01)	(0,0 1)	(0,03)	(0,0 5)	(0,02)	(0,0 2)	(0,05)	(0,06)	(0,02)	(0,0 3)	(0,0 3)	(0,0 3)
Produtores com Ensino Superior	0,06 [*] **	0,14 ^{***}	0,04 ^{***}	0,04 ^{***}	0,04 [*] *	0,13 ^{***}	0,21 [*] **	0,27 [*] **	0,07 [*] **	0,15 ^{***}	- 0,02	- 0,03
	(0,01)	(0,0 1)	(0,03)	(0,0 4)	(0,02)	(0,0 2)	(0,04)	(0,04)	(0,01)	(0,0 2)	(0,0 1)	(0,0 2)
Importações	0,00 [*] **	0,00	0,00	0,00	0,00 [*] **	0,00	0,00 [*] **	0,00 [*] **	0,00	0,00	0,00 ^{**}	- 0,00 [*]
	(0,00)	(0,0 0)	(0,00)	(0,0 0)	(0,00)	(0,0 0)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,0 0)	(0,0 0)	(0,0 0)
Exportações	0,04 [*] **	0,04 ^{***}	0,03 [*] **	0,03 ^{***}	0,03 [*] **	0,04 ^{***}	0,04 [*] **	0,04 [*] **	0,03 [*] **	0,03 ^{***}	0,02 ^{***}	0,02 ^{***}
	(0,00)	(0,0 0)	(0,01)	(0,0 1)	(0,00)	(0,0 1)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,0 0)	(0,0 0)	(0,0 0)
Período (2017)	0,72 [*] **	0,20 ^{***}	0,93 [*] **	0,78 ^{***}	0,63 [*] **	- 0,14 ^{**}	0,47 [*] **	0,37 [*] **	0,58 [*] **	0,10 [*]	1,07 ^{***}	0,99 ^{***}
	(0,02)	(0,0 3)	(0,10)	(0,1 4)	(0,05)	(0,0 6)	(0,09)	(0,10)	(0,04)	(0,0 5)	(0,0 4)	(0,0 4)
Constante	11,26 ^{***}	8,02 ^{***}	10,95 ^{***}	8,04 ^{***}	11,25 ^{***}	7,21 ^{***}	12,98 ^{***}	11,13 ^{***}	11,58 ^{***}	8,88 ^{***}	9,38 ^{***}	6,63 ^{***}
	(0,12)	(0,1 4)	(0,37)	(0,3 4)	(0,24)	(0,3 0)	(0,81)	(0,85)	(0,21)	(0,2 3)	(0,3 4)	(0,2 7)
Observações	8.195	8.195	743	743	2.631	2.631	608	608	2.647	2.647	1.566	1.566
		5				1				7	6	6

Nota: Erros-padrões entre parênteses. * = $p < 0.10$, ** = $p < 0.05$, *** = $p < 0.01$

Fonte: Elaboração própria com resultados da pesquisa