





A relação entre a estrutura fundiária e o produto no Brasil

The relationship between land structure and product in Brazil

Pedro Rodrigues Oliveira¹ , Alexandre Nunes de Almeida² , Cassiano Bragagnolo³ , Weslem Rodrigues Faria⁴ 

¹Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Universidade de São Paulo (USP), Piracicaba (SP), Brasil. E-mail: pedro.r.oliveira@usp.br

²Departamento de Economia, Administração e Sociologia, Universidade de São Paulo (USP), Piracicaba (SP), Brasil. E-mail: alex.almeida@usp.br

³Departamento de Economia, Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), Sorocaba (SP), Brasil. E-mail: cassiano@ufscar.br

⁴Departamento de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), Juiz de Fora (MG), Brasil. E-mail: weslem.faria@ufjf.br

Como citar: Oliveira, P. R., Almeida, A. N., Bragagnolo, C., & Faria, W. R. (2024). A relação entre a estrutura fundiária e o produto no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 62(4), e289004. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2023.289004>

Resumo: Este estudo busca analisar a relação entre a distribuição da posse da terra e os níveis de produto e produto agropecuário no Brasil e em suas cinco regiões geográficas. Para isso, construiu-se um índice de Gini da posse da terra a partir dos dados dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017. Posteriormente, foram estimados modelos de Mínimos Quadrados em Dois Estágios com Variável Instrumental (MQ2E-VI) controlando para efeitos fixos, para estabelecer a relação entre este índice e os níveis de produto dos municípios brasileiros. Os resultados indicam que, no Brasil e nas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sul, o índice de Gini se relaciona de maneira positiva com as variáveis de produto. Na região Centro-Oeste, este índice mostra uma resposta mais significativa sobre o produto em comparação às outras regiões analisadas. Compreender a relação entre a distribuição da posse da terra e os níveis de produto é essencial para o debate sobre a estrutura fundiária no Brasil, um tema complexo. Os resultados também podem contribuir para a formulação de políticas públicas que visem a estimular o produto agropecuário no Brasil, considerando as especificidades regionais.

Palavras-chave: índice de Gini, produto, produto agropecuário.

Abstract: This study aims to analyze the relationship between land ownership distribution and levels of product and agricultural product in Brazil and its five geographic regions. To this end, a Gini index of land ownership was constructed using data from the Agricultural Censuses of 2006 and 2017. Subsequently, Two-Stage Least Squares models with Instrumental Variable (2SLS-IV) were estimated, controlling for fixed effects, to establish the relationship between this index and the product levels of Brazilian municipalities. The results indicate that, in Brazil and the Northeast, Center-West, and South regions, the Gini index is positively related to product variables. In the Center-West region, this index shows a more significant response on the product compared to other analyzed regions. Understanding the relationship between land ownership distribution and product levels is essential for the debate on land structure in Brazil, a complex issue. The results can also contribute to the formulation of public policies aimed at stimulating agricultural production in Brazil, considering regional specificities.

Keywords: Gini index, product, agricultural product.

1. Introdução

No Brasil, existem mais de 5 milhões de estabelecimentos agropecuários que ocupam uma área superior a 350 milhões de hectares (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2017). A distribuição dessa área, no entanto, não é igualitária (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2017). Enquanto a área média no país é de 69,24 hectares, alguns municípios possuem fazendas com uma média de 5.949 hectares, outros têm apenas 0,05 hectare de terras.



Para compreender melhor essa heterogeneidade na estrutura agrária, pode-se utilizar a medição da distribuição da posse de terras por meio de um índice de Gini. Esse indicador avalia o grau de igualdade na distribuição das terras disponíveis entre os estabelecimentos agropecuários. O índice de Gini varia de 0 a 1, sendo que valores próximos a 1 indicam maior desigualdade na distribuição de terras e valores próximos a 0 apontam para maior igualdade na distribuição (Costa, 1979).

No Brasil, o índice de Gini é de 0,866 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2017), indicando uma “concentração” de forte a muito forte de terras pela definição de Câmara (1949). Devido à ausência de políticas substanciais de redistribuição de terras, por motivos políticos e culturais, e em razão da influência histórica da formação econômica do país, essa característica da estrutura agrária brasileira tem se mantido ao longo do tempo (Silva, 1997; Furtado, 2003; Alcântara Filho, 2010; Hoffmann, 2020).

Assim, estes estabelecimentos agropecuários caracterizados por uma distribuição desigual da posse de terra representam a materialização do setor agropecuário brasileiro, o qual possui relevante expressividade na economia nacional e internacional. Mais especificamente, o setor agropecuário é responsável por gerar mais de 400 bilhões de reais em valor adicionado e 160 bilhões de dólares em exportações (Garcia et al., 2022; Brasil, 2023), além de ser responsável pela manutenção de 26,9% dos vínculos empregatícios no Brasil (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, 2023).

Este bom desempenho, por sua vez, é também distribuído por toda a economia. Amorim et al. (2009) indicam que a agropecuária é chave para o crescimento da economia ao demandar bens e serviços dos outros setores econômicos, gerando efeitos multiplicadores de renda e emprego (Haddad et al., 1989; Alencar et al., 2011). Além disso, devido aos ganhos de produtividade da agropecuária, estima-se uma transferência de renda deste setor para os demais setores da economia na magnitude de R\$ 837 bilhões (Silva, 2010; Barros, 2016; Barros et al., 2019).

Apesar da expressividade econômica crescente do setor agropecuário, a estrutura agrária brasileira permaneceu praticamente inalterada ao longo das últimas décadas (Silva, 1976; Souza et al., 2007; Hoffmann, 2020). Dado, porém, que o setor agropecuário brasileiro é marcado pela distribuição desigual de terras, levanta-se a hipótese de que essa estrutura agrária, mesmo com pouca variação ao longo do tempo, tem influenciado positivamente os níveis do Produto Interno Bruto (PIB) e do Produto Agropecuário (PIB Agro) dos municípios brasileiros. A premissa central que orienta este trabalho é a de que a existência de uma cadeia produtiva com alto valor agregado, observada em diversas regiões agrícolas que exibem valores elevados no índice de Gini, possa estar relacionada positivamente com o PIB e com o PIB Agro. Ademais, apesar da desigualdade na distribuição de terras, conjectura-se que os ganhos econômicos do setor agropecuário são compartilhados com toda a economia por meio de efeitos multiplicadores de renda e emprego (Haddad et al., 1989). Esses efeitos resultam do aumento da atividade econômica em diversos setores para atender à crescente demanda agropecuária, promovendo a criação de cadeias de valor e o crescimento econômico (Haddad et al., 1989; Amorim et al., 2009). Com base nisso, este trabalho busca estudar a influência da desigualdade na distribuição da posse da terra sobre o PIB e o PIB Agropecuário dos municípios brasileiros em 2006 e 2017.

O estudo está dividido em quatro partes, além desta introdução. Primeiro, apresenta-se uma revisão da literatura sobre a relação entre diferentes métricas de estrutura fundiária e variáveis econômicas. Em seguida, expõe-se a metodologia utilizada. Posteriormente, são discutidos os resultados da análise descritiva e econométrica. Por último, são feitas as considerações finais.

2. Fundamentação teórica

A literatura oferece uma gama de estudos que investigam a relação entre a estrutura fundiária e variáveis econômicas em diversos países. Esses estudos geralmente se concentram na análise da relação entre o tamanho das propriedades e sua produtividade (Lamb, 2003; Helfand & Levine, 2004; Eastwood et al., 2010; Rada et al., 2019; Ferreira & Almeida, 2021; Helfand & Taylor, 2021). Além da produtividade, outras pesquisas buscam evidências sobre a relação entre o tamanho médio das propriedades e o Produto Interno Bruto (PIB) (Eastwood et al., 2010), a produção de alimentos, a 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).

Usando como medida de estrutura agrária a desigualdade na posse de terras, 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 que a estrutura fundiária desempenha um papel determinante na produtividade agrícola, que, por sua vez, é fundamental para o crescimento econômico de longo prazo. O aumento da Produtividade Total dos Fatores (PTF) permite incrementar a produção sem necessidade de modificar a dotação dos fatores de produção, conforme argumentado por Krugman (1997). Portanto, a PTF é essencial para entender os níveis de crescimento econômico na América Latina (Marinho & Bittencourt, 2007), no Brasil (Negri & Cavalcante, 2014) e, especificamente, no setor agropecuário brasileiro (Mendes, 2010), destacando a relação indireta entre a estrutura fundiária e o crescimento econômico.

Essa relação, todavia, não é apenas observada indiretamente, mas também há uma conexão direta entre a estrutura fundiária e indicadores econômicos. Heady e Sonka (1974), através da programação linear, testaram o efeito dos diferentes tamanhos de fazendas sobre a renda e o emprego nos Estados Unidos. Os autores concluem que o aumento do tamanho das fazendas reduz a renda líquida total do setor agrícola, o número de fazendas e o emprego agrícola total, devido aos impactos multiplicadores da renda. Sobre essa relação negativa, Mellor (1976) argumenta que pequenas propriedades, com distribuição mais igualitária de terras, têm maior propensão marginal a consumir nos mercados locais, gerando efeitos multiplicadores significativos (Amorim et al., 2009; Haddad et al., 1989; Alencar et al., 2011).

Em contraste, grandes propriedades, com distribuição desigual de terras, tendem a dominar a produção local sem estimular a economia rural local, restringindo a circulação de renda e atenuando os efeitos multiplicadores (Johnston & Kilby, 1975). Isso reduz a capacidade dessas grandes propriedades de gerar riqueza localmente (Deininger & Squire, 1998; Deininger & Xia, 2016; Quan & Koo, 1985; Vollrath, 2007).

Testando essa hipótese, Nguyen & Martinez Saldivar (1979) estudaram os efeitos de uma reforma agrária na produção agrícola, emprego e distribuição de renda no México, de 1959 a 1969, concluindo que a reforma aumentou a área cultivada, a produtividade por unidade de área, o retorno sobre insumos externos e a produção total. Após a reforma, no entanto, o setor agropecuário tornou-se trabalho-intensivo, resultando em encargos salariais elevados. Os autores sugerem que, além da reforma agrária, a substituição de trabalho por capital é crucial para ganhos de produtividade em países emergentes.

Debruçando-se sobre países menos desenvolvidos, Bongole (2016) observa que o aumento do tamanho das fazendas na Tanzânia aumenta a parcela da renda proveniente da agricultura.

Noack & Larsen (2019) encontraram resultados semelhantes em Uganda, onde o aumento do tamanho da fazenda levou a maior renda agrícola, mas também a uma oferta de alimentos mais baixa e volátil, sugerindo 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 & 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 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. Os resultados apontaram que a maioria dos indicadores que medem a “concentração” de terras agrícolas mostraram uma correlação positiva com a renda rural das famílias (Chamberlin & Jayne, 2020). Os ganhos familiares provenientes de fontes agrícolas e não agrícolas estão positivamente associados à exploração de terras de 5 a 10 hectares e 5 a 20 hectares. Esses benefícios, porém, são menos pronunciados e estatisticamente menos robustos em distritos onde mais terras agrícolas estão sob o controle de fazendas com mais de 20 hectares (Chamberlin & Jayne, 2020).

Sitko et al. (2018) notaram que investimentos de comerciantes de grande escala tendem a se concentrar em áreas com fazendas de médio porte, melhorando as condições de acesso ao mercado e fornecendo benefícios indiretos a todas as propriedades. A produção excedente dessas fazendas atrai investimentos privados em compra de safras, armazenamento, transporte, fornecimento de insumos e financiamento, beneficiando indiretamente todas as famílias locais (Collier & Dercon, 2014). Além disso, grandes propriedades podem exercer influência política e econômica, atraindo fornecedores e comerciantes para essas áreas, tornando-as menos acessíveis aos pequenos produtores (Binswanger & Deininger, 1997; Sokoloff & Engerman, 2000; Jayne et al., 2016; Sitko et al., 2018).

Os investimentos em médias e grandes propriedades, por sua vez, melhoram suas condições de mercado e facilitam a transferência de conhecimento para fazendas menores, gerando efeitos *spillover* na economia (Schutter, 2011; Mujenja & Wonani, 2012). Além disso, fazendas maiores tendem a ter maior renda agrícola e não agrícola devido às economias de escala e melhor capacidade de gestão (Velandia et al., 2009; Bojnec & Latruffe, 2013). Assim, a consolidação de terras pode aumentar a renda agrícola e reduzir custos de produção (Ibekwe, 2001; Nwaru, 2004). As economias de escala permitem a especialização da mão de obra e a implementação de técnicas mais eficientes, reduzindo os custos médios de produção e beneficiando a economia em geral (Miragaya, 2014). Ainda, essas propriedades também podem exercer influência sobre as cadeias de abastecimento e preços de mercado, gerando economias pecuniárias mediante a compra em grande escala de insumos (Rodigheri, 1996).

Deste modo, constata-se que, embora o tamanho da fazenda seja frequentemente usado para estudar a relação entre estrutura fundiária e variáveis econômicas (Bojnec & Latruffe, 2013), os padrões de distribuição da posse da terra também são fatores importantes para o desempenho econômico (Stanton, 1991). Até o presente, todavia, trabalhos que consideraram essas variáveis ao analisar a relação entre estrutura agrária e o produto ainda são escassos. Assim, este trabalho contribui para a literatura ao explorar a influência da distribuição da posse da terra sobre os níveis do PIB e do PIB Agro dos municípios brasileiros, preenchendo uma lacuna nos estudos sobre a estrutura fundiária e a geração de produto.

3. Metodologia

3.1 Fonte e Tratamento dos Dados

Com a finalidade de estudar a influência da estrutura fundiária sobre o produto no Brasil, foram utilizados dados em níveis municipais referentes aos períodos de 2006 e 2017, anos de coleta dos Censos Agropecuários do IBGE. O PIB e o PIB Agropecuário municipal, também do IBGE, foram utilizados para retratar o produto.

Além disso, variáveis referentes ao número de estabelecimentos agropecuários por grupo de área total são utilizadas para controlar o caráter multidimensional da estrutura fundiária, permitindo que o índice de Gini capture a influência da distribuição desigual da posse da terra (Stanton, 1991). Para isso, utiliza-se a definição de Rada et al. (2019) para criar variáveis para o número de estabelecimentos agropecuários em cinco estratos, como mostra a Tabela 1.

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 et al. (2019).

A Tabela 2 apresenta e descreve as variáveis utilizadas na estimação do modelo econométrico e suas respectivas fontes.

Tabela 2 – Descrição e fonte das variáveis.

Variável	Descrição	Fonte
Variável Dependente		
PIB	Logaritmo natural do Produto Interno Bruto municipal (Mil Reais) a preços fixos	IBGE
PIB Agro	Logaritmo natural do Valor Adicionado Bruto municipal da agropecuária (Mil Reais) a preços fixos	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
Número de Estabelecimentos (1)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 1	Calculado com dados do CA a partir de Rada et al. (2019)
Número de Estabelecimentos (2)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 2	Calculado com dados do CA a partir de Rada et al. (2019)

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE.

¹ Censo Agropecuário do IBGE.

Tabela 2 – Continued...

Variável	Descrição	Fonte
Variáveis Independentes		
Número de Estabelecimentos (3)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 3	Calculado com dados do CA a partir de Rada et al. (2019)
Número de Estabelecimentos (4)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 4	Calculado com dados do CA a partir de Rada et al. (2019)
Número de Estabelecimentos (5)	Logaritmo natural do número de estabelecimentos pertencentes ao Estrato 5	Calculado com dados do CA a partir de Rada et al. (2019)
Despesas de Capital	Logaritmo natural das Despesas de Capital (Mil Reais) a preços fixos	STN ²
Importações	Logaritmo natural das exportações (FOB) - US\$ FOB (mil)	SECEX ³
Exportações	Logaritmo natural das importações (FOB) - US\$ FOB (mil)	SECEX
VAB Agropecuária (%)	Logaritmo natural da proporção do Valor Adicionado Bruto da agropecuária no Valor Adicionado Bruto Total	IBGE
VAB Serviços (%)	Logaritmo natural da proporção do Valor Adicionado Bruto dos serviços no Valor Adicionado Bruto Total	IBGE
VAB da Indústria (%)	Logaritmo natural da proporção do Valor Adicionado Bruto da indústria no Valor Adicionado Bruto Total	IBGE
Produtores com Ensino Médio	Logaritmo natural da proporção de estabelecimentos dirigidos por produtor com ensino médio completo	Calculado com dados do CA
População	Logaritmo natural do número de indivíduos residentes no município	Calculado com dados do CA

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE.

3.2 O Índice de Gini

O índice de Gini é uma métrica frequentemente utilizada para avaliar a desigualdade na distribuição de terras em uma região. Ele varia de 0 a 1, onde 0 representa uma distribuição totalmente igualitária e 1 indica total desigualdade na distribuição de terras. Segundo Costa (1979), a mensuração do índice de Gini é apresentada na Equação 1.

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

² Secretaria do Tesouro Nacional.

³ Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços.

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.

Após compreender a mecânica do índice de Gini para a distribuição de terras, é possível avaliar e classificar esses resultados segundo o grau de igualdade ou desigualdade que este indica. Câmara (1949) propõe uma classificação amplamente aceita, conforme apresentado na Tabela 3.

Tabela 3 – 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).

É importante ressaltar que o índice de Gini representa a desigualdade na distribuição da terra, não necessariamente a concentração (Leite, 2018), devendo o termo “concentração” ser usado com cautela (Hoffmann, 1998; Hoffmann & Ney, 2010). Medidas de concentração referem-se à proporção de terras sob a posse de cada estabelecimento em relação à quantidade total de terras agricultáveis. Já a desigualdade mede o desequilíbrio na distribuição da posse da terra. Embora relacionados, são conceitos distintos (Leite, 2018).

3.3 Modelo Econométrico

Com a finalidade de controlar os efeitos fixos e a endogeneidade entre as variáveis que mensuram o produto e o índice de Gini para distribuição da posse da terra (Cipollina et al., 2018), utiliza-se um modelo de Mínimos Quadrados em Dois Estágios com Variável Instrumental (MQ2E-VI), como é possível observar na Equação 2.

$$Produto_{it} = \alpha_i + \alpha_0 + \beta_1 \text{Índice de Gini}_{it} + \sum_{n=2}^N \beta_n x_{nij} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde:

$Produto_{it}$ representa o PIB ou o PIB Agro no município i no período t ;

α_i é um termo constante no tempo que varia entre os i municípios;

$\text{Índice de Gini}_{it}$ é o índice de Gini para a distribuição da posse da terra no município i no tempo t que será estimado com variáveis instrumentais;

x_{nij} é um vetor com as $N-1$ variáveis de controle do modelo descritas na Tabela 1.

O método MQ2E-VI é uma técnica estatística usada para obter estimativas consistentes em modelos de regressão que enfrentam problemas de endogeneidade como nos casos do PIB e do

índice de Gini. Este método opera em duas fases: primeiro, utilizam-se variáveis instrumentais, correlacionadas com as variáveis endógenas, mas não com o termo de erro, para estimar as variáveis endógenas. No segundo estágio, estas estimativas são usadas para realizar uma regressão dos mínimos quadrados ordinários (Loureiro & Costa, 2009; Greene, 2011).

Para ser considerada adequada, uma variável instrumental deve satisfazer duas condições principais: relevância e exogeneidade. A relevância significa que a variável instrumental deve estar correlacionada com a variável endógena que se pretende instrumentar, garantindo que possa efetivamente explicar a variação na variável endógena. A exogeneidade, por sua vez, requer que a variável instrumental não esteja correlacionada com o termo de erro do modelo, assegurando que ela não seja afetada por fatores ocultos que influenciam a variável dependente (Loureiro & Costa, 2009; Cerqueira & Moura, 2015).

A falta de instrumentos adequados é um problema prático e recorrente em modelos econômicos de regressão (Greene, 2011). No caso do presente estudo, o instrumento utilizado como *proxy* para estimar o índice de Gini para a distribuição da posse da terra foi a área mediana dos estabelecimentos agrícolas. Essa medida destaca o tamanho do estabelecimento que divide o conjunto de propriedades em duas partes iguais, com 50% das propriedades sendo menores e 50% maiores, sendo, assim como o índice de Gini, um indicador de desigualdade (Hoffmann, 2020). O uso da área mediana dos estabelecimentos sugere não existir uma relação teórica e direta com os indicadores de produto segundo Loureiro & Costa (2009), configurando-se, assim, como um bom instrumento.

4. Resultados e Discussão

4.1 A Estrutura Fundiária no Brasil

Os padrões de distribuição da posse da terra no Brasil podem ser mensurados por meio do índice de Gini para distribuição da posse da terra, como ilustra a Tabela 4.

Tabela 4 - Índice de Gini para a distribuição da posse da terra.

Unidade de Análise	Índice de Gini		Δ%
	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

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

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 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%).

É possível constatar também 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. Pelas definições de Câmara (1949) (Tabela 3), o Brasil e todas as regiões geográficas apresentam uma “concentração” forte a muito forte da posse da terra. A natureza dessa desigualdade, todavia, deve ser mais bem compreendida.

De maneira complementar, partindo das definições de Rada et al. (2019) (Tabela 1), pode-se visualizar a proporção de estabelecimentos em cada um dos cinco estratos de área (Tabela 5) e a proporção da área total ocupada por esses estabelecimentos nos mesmos cinco estratos (Tabela 6).

É possível notar que, no Brasil, cerca de 37% das propriedades são “muito pequenas” (Tabela 5) e que essas propriedades representam 1% da área total dos estabelecimentos agropecuários (Tabela 6). As “pequenas” propriedades representam 27% do número de propriedades e 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 apresentou nos dois períodos dos Censos a maior proporção de “grandes” fazendas no Brasil, enquanto o Nordeste apresenta a menor proporção (Tabela 5). Quando se trata, entretanto, da maior proporção de propriedades classificadas como “muito pequenas”, este resultado se inverte (Tabela 5). 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 (Tabela 6).

Estes resultados ajudam a compreender os elevados níveis de desigualdades observados no Brasil e, em especial, nas regiões Nordeste e Centro-Oeste. Ambas as regiões apresentam os maiores níveis de desigualdade na distribuição da posse da terra, como é possível atestar por meio da Tabela 4. Essa elevada desigualdade, todavia, advém de origens distintas.

No caso do Nordeste, observa-se na Tabela 5 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 6). 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 5 e 6), 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, sobremaneira, tanto pelo extremo inferior quanto pelo extremo superior da função da distribuição cumulativa da posse da terra. 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, observa-se um desequilíbrio na distribuição da posse da terra dentre os estabelecimentos, assim, o valor do índice de Gini tenderá a 1 devido o crescimento na desigualdade.

Por fim, a título de ilustração, pode-se recorrer à Figura 1 para visualizar que a distribuição da posse da terra em todo o Brasil reflete um elevado nível de desigualdade que se mantém ao longo do tempo.

Tabela 5 – 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

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

Tabela 6 - 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

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

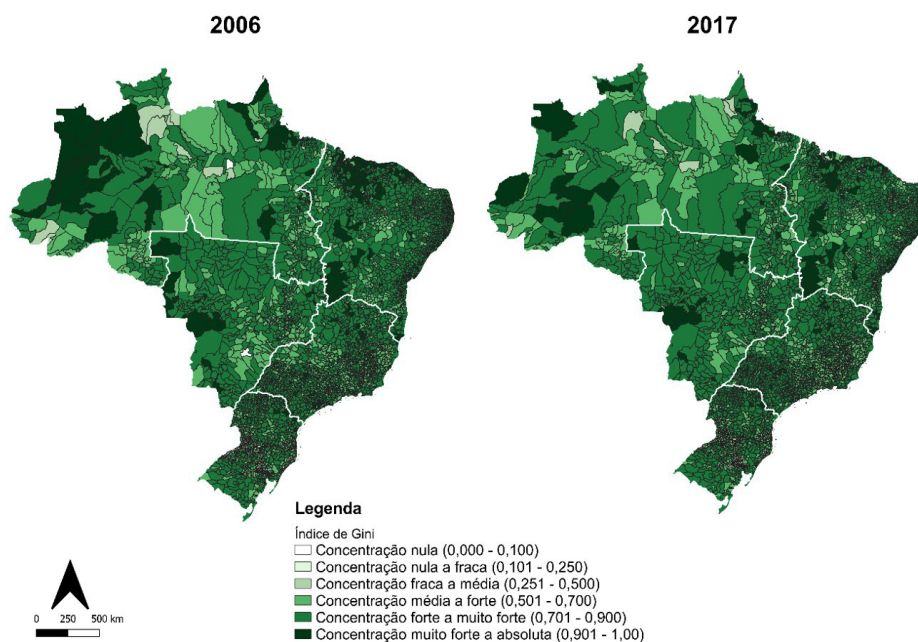


Figura 1 - Índice de Gini para distribuição da posse da terra no Brasil (2006 e 2017).

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).

Finalmente, a Tabela 7 expõe as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação dos modelos da Seção 3.3, fornecendo um panorama da amostra do painel balanceado, totalizando 10.120 observações.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

Variável	2006		2017	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
PIB	274.420,50	1.169.592	772.615,10	2.686.171
PIB Agro	19.227,09	28.874,74	55.490,27	95.812,65
Índice de Gini	0,745	0,09	0,746	0,09
Número de Estabelecimentos (1)	338,85	577,74	346,94	586,31
Número de Estabelecimentos (2)	243,51	282,45	248,50	286,74
Número de Estabelecimentos (3)	226,48	264,80	230,15	282,54
Número de Estabelecimentos (4)	70,54	96,49	69,47	101,67
Número de Estabelecimentos (5)	19,61	40,15	20,40	43,31
VAB Agropecuária (%)	22,08	14,42	19,46	15,39
VAB da Indústria (%)	13,37	14,75	12,67	13,36
VAB Serviços (%)	30,44	12,31	33,65	13,04
Importações	1,16e+07	1,14e+08	1,98e+07	1,63e+08
Exportações	2,07e+07	1,73e+08	3,46e+07	2,34e+08
Despesas de Capital	3.230.311	1,02e+07	4.839.063	1,38e+07
Produtores com Ensino Médio	0,11	0,07	0,25	0,10
População	25.628,80	59.411,73	28.484,92	65.271,02
Observações	5.060		5.060	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

4.2 Resultados Econométricos

Com a finalidade de observar o efeito do índice de Gini para a distribuição da posse da terra e o PIB e o PIB Agro, as Tabelas 8 e 9 evidenciam as regressões dos modelos de MQ2E-VI controlados os efeitos fixos para o Brasil e suas cinco regiões geográficas. As regressões foram estimadas através do *software* STATA v. 14.

Inicialmente, observa-se que o índice de Gini se relaciona de maneira positiva e estatisticamente significativa com o PIB no Brasil e nas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sul (Tabela 8). Mais especificamente, essa variável assume um valor maior que a unidade quando se analisa o Brasil, o Centro-Oeste e a região Sul. Como o modelo foi estimado na estrutura log-log, é possível interpretar os parâmetros como a elasticidade do índice de Gini. Deste modo, para esses três estratos, uma variação no índice de Gini gera uma variação mais que proporcional no PIB. Este resultado é especialmente acentuado na região Centro-Oeste, onde uma variação de 1% no índice de Gini irá gerar uma variação de 2,63% no PIB.

Ao analisar a influência do índice de Gini sobre o PIB Agropecuário, resultados semelhantes são encontrados. A desigualdade na distribuição da posse da terra tem efeito elástico sobre o Produto Agropecuário nas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sul, enquanto para o Brasil tende à unidade (Tabela 9). Mais uma vez, foi na região Centro-Oeste que o índice de Gini apresentou a maior resposta sobre as variações no produto. Para o PIB Agro, uma variação de 1% no índice de Gini reflete em uma variação de 4,16% sobre o Produto Agropecuário, variação ainda maior do que em relação ao PIB.

Assim, observa-se que o índice de Gini possui, *ceteris paribus*, uma influência positiva e elástica tanto sobre o PIB quanto sobre o PIB Agro no Brasil e nas regiões Nordeste, Sul e Centro-Oeste, sendo especialmente acentuado nesta última. Isso sinaliza a elevada resposta desta variável para a determinação do PIB e PIB Agro em uma região onde o setor agropecuário é altamente intensivo em capital (Felema & Spolador, 2022). Deste modo, a alta mecanização da agropecuária e a existência de uma cadeia produtiva com alto valor agregado nessa região agrícola mais desenvolvida sugerem que a desigualdade na distribuição da posse da terra tenha efeitos mais robustos sobre os níveis de produto, em especial, o produto agropecuário (Baccarin, 2024).

Além disso, o elevado nível de desigualdade na distribuição da posse da terra na região Centro-Oeste origina-se da existência de um número relativamente pequeno de estabelecimentos tendo a posse de parcelas relativamente expressivas de terra como exposto nas Tabelas 5 e 6. 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 escala obtidos por essas propriedades através do “monopólio” de um fator de produção extremamente relevante para a economia brasileira, isto é, a terra (Xavier, 2015). Ao ganhar escala, evidências apontam que os estabelecimentos agropecuários são capazes de produzir mais com custos médios menores, aumentando, assim, seus ganhos e gerando produto (Ibekwe, 2001; Nwaru, 2004; Velandia et al., 2009; Bojnec & Latruffe, 2013).

Esse “monopólio” de grandes parcelas da terra, por sua vez, pode conceder a seus proprietários o poder econômico necessário para influenciar 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), uma hipótese não explorada pelo presente trabalho e deixada para estudos futuros.

Na região Nordeste, o índice de Gini apresenta valores relativamente menos expressivos em comparação com outras regiões onde este coeficiente é significativo. Ainda, no modelo para o PIB municipal, o índice de Gini mostrou-se inelástico, ou seja, uma mudança nessa variável resultará em uma variação menos que proporcional no PIB municipal nordestino. Este resultado pode ser entendido ao analisar os padrões de ocupação da terra nesta região, onde um número elevado de pequenas propriedades ocupa extensões relativamente reduzidas de terra.

Tabela 8 – Resultados dos modelos de MQ2E-VI para o Produto Interno Bruto Municipal.

Variáveis	Estrato					
	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Índice de Gini	1,21*** (0,30)	1,52 (1,24)	0,93* (0,51)	2,63** (1,07)	0,00 (0,45)	1,85** (0,83)
Número de Estabelecimentos (1)	0,02 (0,01)	0,06** (0,03)	-0,01 (0,02)	0,03 (0,03)	-0,00 (0,03)	-0,13** (0,06)
Número de Estabelecimentos (2)	0,04*** (0,01)	0,02 (0,04)	0,06 (0,02)	0,10** (0,04)	0,16*** (0,04)	0,09 (0,06)
Número de Estabelecimentos (3)	-0,05** (0,02)	0,22*** (0,09)	-0,04 (0,03)	0,01 (0,06)	-0,13** (0,07)	-0,25*** (0,06)
Número de Estabelecimentos (4)	-0,10*** (0,01)	-0,13*** (0,04)	-0,12 (0,02)	-0,31** (0,12)	-0,05** (0,02)	-0,08* (0,04)
Número de Estabelecimentos (5)	-0,01** (0,00)	-0,80** (0,04)	-0,03 (0,01)	-0,10** (0,04)	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
Despesas de Capital	0,17*** (0,00)	0,02*** (0,01)	0,01** (0,00)	0,01* (0,01)	0,02*** (0,01)	0,15*** (0,02)
Exportações	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01 (0,00)	0,01** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01* (0,00)
Importações	0,01*** (0,00)	0,01* (0,01)	0,01 (0,00)	0,01** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)
População	1,26*** (0,05)	0,70*** (0,13)	1,13 (0,08)	0,92*** (0,12)	1,76*** (0,11)	1,40*** (0,15)
Produtores com Ensino Médio	0,69*** (0,01)	0,60*** (0,03)	0,50 (0,02)	0,83*** (0,03)	0,66*** (0,02)	0,76*** (0,03)
VAB Agropecuária	-0,16*** (0,01)	-0,05 (0,05)	-0,27 (0,02)	0,06* (0,05)	-0,15*** (0,01)	-0,07** (0,03)
VAB Indústria	0,16*** (0,01)	-0,02 (0,05)	0,16 (0,03)	0,24*** (0,05)	0,22*** (0,03)	0,18*** (0,05)
VAB Serviços	0,40*** (0,04)	-0,18 (0,16)	0,88 (0,07)	-0,31** (0,13)	0,67*** (0,08)	0,07 (0,10)
Constante	1,16** (0,56)	7,35*** (1,42)	0,60 (0,95)	7,50 (1,45)	-5,91*** (1,13)	1,30* (1,56)
Observações	10.120	808	3.388	918	3.240	1.766
R^2	0,80	0,76	0,78	0,76	0,87	0,77

Nota: Erros-padrões entre parênteses. *= p < 0,10, **= p < 0,05, ***= p < 0,01.

Fonte: Elaboração própria com resultados da pesquisa.

Tabela 9 – Resultados dos modelos de MQ2E-VI para o Produto Agropecuário Municipal.

Variáveis	Estrato					
	Brasil	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Índice de Gini	0,99*** (0,33)	1,53 (1,50)	1,16** (0,05)	4,16*** (1,30)	-0,60 (0,50)	1,82** (0,86)
Número de Estabelecimentos (1)	0,04*** (0,01)	0,07** (0,03)	-0,01 (0,03)	0,02 (0,03)	0,05* (0,03)	-0,16** (0,06)
Número de Estabelecimentos (2)	0,03* (0,02)	0,01 (0,05)	0,07 (0,03)	0,10** (0,03)	0,11** (0,05)	0,05 (0,06)
Número de Estabelecimentos (3)	-0,00 (0,02)	0,30** (0,10)	-0,02 (0,03)	0,05 (0,07)	-0,10 (0,07)	-0,28*** (0,06)
Número de Estabelecimentos (4)	-0,10* (0,01)	-0,10* (0,05)	-0,12*** (0,02)	-0,42** (0,15)	-0,06** (0,02)	-0,08** (0,04)
Número de Estabelecimentos (5)	-0,00 (0,00)	-0,08* (0,05)	-0,01* (0,01)	-0,14** (0,05)	0,02** (0,01)	-0,01 (0,01)
Despesas de Capital	0,01*** (0,00)	0,01 (0,01)	0,01* (0,00)	0,02** (0,01)	0,01** (0,00)	0,14*** (0,01)
Exportações	0,01*** (0,00)	0,01** (0,00)	0,00 (0,00)	0,01 (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00* (0,00)
Importações	0,01*** (0,00)	0,01 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,01** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00** (0,00)
População	0,78*** (0,06)	0,30** (0,15)	0,50*** (0,10)	0,63*** (0,15)	1,33*** (0,12)	0,87*** (0,15)
Produtores com Ensino Médio	0,63*** (0,01)	0,70*** (0,03)	0,45*** (0,01)	1,00*** (0,04)	0,54*** (0,02)	0,75*** (0,03)
Constante	4,37*** (0,60)	8,90*** (1,50)	6,60*** (0,93)	9,40*** (1,60)	-2,20** (1,15)	5,30*** (1,52)
Observações	10.120	808	3.388	918	3.240	1.766
R^2	0,50	0,67	0,40	0,73	0,41	0,61

Nota: Erros-padrões entre parênteses. *= p < 0,10, **= p < 0,05, ***= p < 0,01.

Fonte: Elaboração própria com resultados da pesquisa.

Por sua vez, a elasticidade do índice de Gini na região Sul pode estar associada a elevada expressividade de sua agricultura familiar na economia. Nesta região, a agricultura familiar é bastante consolidada e caracteriza o setor agropecuário como uma relevante fonte de trabalho e renda (Stoffel, 2013).

Neste sentido, a dinâmica da estrutura agrária regional pode ter relação com a maneira em que os níveis de produto respondem à desigualdade na distribuição da posse da terra. Além disso, uma característica do setor agropecuário é a elevação de sua demanda por serviços e insumos de outros setores quando sua produção aumenta. Quando está aquecido, o setor agropecuário passa a consumir 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 atender este aumento na demanda, resultando na criação de cadeias de valor (Haddad et al., 1989; Amorim et al., 2009). Analogamente, quando este setor aumenta seu produto, ele é capaz de suprir as necessidades de outros setores que demandam seus produtos e serviços, como é o caso da agroindústria (Takasago et al., 2017).

Em relação às variáveis de controle utilizadas no modelo, observa-se que a proporção de estabelecimentos dirigidos por produtores com ensino médio mostrou uma relação significativa e positiva com o PIB e o PIB Agro. A educação é fundamental para aumentar o estoque de capital humano e melhorar a produtividade marginal do trabalho em uma economia (Bilhim, 2000). Além disso, o nível de instrução do produtor relaciona-se positivamente com sua capacidade de gerenciamento e adoção de novas tecnologias, competências essenciais para a geração de riqueza (Vieira Filho et al., 2013).

As exportações se relacionam positivamente com o PIB e o PIB Agro, ressaltando seu papel na composição do produto. Aumentos nas exportações implicam em elevações na produção para atender à demanda externa e na entrada de divisas nos municípios, impactando positivamente as variáveis econômicas estudadas (Gomes et al., 2019). Similarmente, as importações também se relacionam positivamente com os níveis de produto, uma vez que podem representar a compra de máquinas, equipamentos e insumos para a produção, contribuindo para a formação bruta de capital fixo, conforme o modelo de desenvolvimento brasileiro (Tyler, 1982).

Com exceção da região Centro-Oeste, a participação do VAB da indústria e dos serviços no VAB total apresentou sinais positivos, enquanto a agropecuária mostrou sinal negativo. A maior importância da indústria e dos serviços no VAB total deve-se à sua capacidade de demandar produtos e serviços de outras atividades econômicas, estimulando a economia. O setor industrial destaca-se pelos maiores indicadores de encadeamento para produção e valor adicionado, enquanto o setor de serviços se destaca para o emprego, influenciando positivamente o PIB e PIB Agro (Passoni & Freitas, 2017). Por outro lado, no Centro-Oeste o VAB da agropecuária apresenta um sinal positivo, explicitando a especialização desta região na agropecuária de alta produtividade (Miragaya, 2014; Souza Junior et al., 2020; Felema & Spolador, 2022).

As despesas de capital, a população residente e o número de estabelecimentos por grupos de área total configuram-se como *proxies* para fatores de produção, assim, relacionando-se positivamente com o PIB e PIB Agro (Mincer, 1975; Cornia, 1985; Barro, 1990; Silva & Santolin, 2012). Em relação ao número de estabelecimentos por grupos de área total, observa-se uma relação menos consistente com o produto, justamente devido às diferentes relações que o tamanho das propriedades guarda com o nível de produtividade da terra, podendo esta ser uma relação direta, inversa e, até mesmo em formato de U (Lázari & Magalhães, 2019; Berry & Cline, 1979; Helfand & Levine, 2004; Rada et al., 2019).

Assim, é possível observar que, de modo geral, a desigualdade na distribuição da posse da terra guarda uma relação positiva, elástica e estatisticamente significativa com o PIB e o PIB Agro no Brasil e nas regiões Nordeste, Sul e Centro-Oeste. Dentre elas, na região Centro-Oeste esses resultados são mais pronunciados devido às características da estrutura agrária e do modelo de agropecuária praticado.

5. Conclusão

O presente estudo buscou avaliar a relação entre a desigualdade na distribuição de terras, mensurada pelo índice de Gini, e os níveis do Produto Interno Bruto Municipal (PIB) e do Produto Agropecuário Municipal (PIB Agro) no Brasil e em suas cinco regiões geográficas. Para isso, foram estimados modelos de MQ2E-VI controlando-se os efeitos fixos com o intuito de lidar com a endogeneidade advinda da simultaneidade entre as variáveis do produto e do índice de Gini.

Observou-se que o índice de Gini para a distribuição da posse da terra relaciona-se de maneira positiva e elástica com os níveis do PIB e PIB Agro no Brasil e nas regiões Nordeste, Sul e Centro-Oeste. Essa relação positiva com o produto, por sua vez, pode estar relacionada às economias pecuniárias e de escala, além da influência de grandes propriedades “concentradoras” de terras sobre as variáveis do mercado local, permitindo que essas produzam com custos médios menores e aumentem sua produção e lucratividade.

Na região Centro-Oeste, a resposta do índice de Gini sobre o produto pode ter sido especialmente acentuada devido às características da estrutura agrária da região, com a presença de um número relativamente pequeno de propriedades detendo a posse de uma parcela relativamente significativa das terras, além de possuir um setor agropecuário altamente intensivo em capital.

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 estudos que explorassem a relação direta entre essas duas variáveis. Deste modo, espera-se que o presente trabalho contribua para o debate sobre o tema e para o embasamento de políticas públicas.

Dado que o Brasil possui uma elevada oferta de terras agricultáveis e um setor agropecuário pujante, é essencial que políticas públicas que visem ao benefício econômico do setor agropecuário e da economia como um todo levem em consideração a estrutura agrária das regiões e suas especificidades.

Embora a temática da reconfiguração da posse da terra no Brasil exija uma abordagem multidimensional, este estudo debruçou-se apenas na relação entre a desigualdade na distribuição da terra e as variações nos níveis do PIB e PIB Agro. Uma limitação enfrentada é a de que não foram consideradas neste trabalho outras variáveis igualmente importantes que também podem estar relacionadas à estrutura fundiária, como medidas de segurança alimentar, pobreza, desenvolvimento humano e indicadores ambientais. Essas análises são essenciais para compreender a desigualdade no país e para atender aos princípios dos ODS estabelecidos pela ONU, configurando-se como promissoras vertentes de estudos futuros.

Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com o apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

Referências bibliográficas

- Alcântara Filho, J. L. (2010). *Análise exploratória dos fatores determinantes da estrutura fundiária em Minas Gerais* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- Alencar, S. B., Neri, A. D. N., & Sousa, E. P. (2011). Encadeamentos do setor agropecuário brasileiro no período de 1997 a 2007. *Revista de Política Agrícola*, 4, 58-68.
- Amorim, A. L., Coronel, D. A., & Teixeira, E. C. (2009). A agropecuária na economia brasileira: uma análise de insumo-produto. *Perspectiva Econômica*, 5(2), 1-19. <http://doi.org/10.4013/pe.2009.52.01>
- Baccarin, J. G. (2024). Expansão sucroenergética/canvieira e concentração da terra agrícola no estado de São Paulo, Brasil, entre 1996 e 2017. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 62(3), e269457. <http://doi.org/10.1590/1806-9479.2023.269457>
- Barro, R. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98(5 Part 2), S103-S125. <http://doi.org/10.1086/261726>
- Barros, G. S. C., Castro, N. R., Silva, A. F., Fachinello, A. L., & Gilio, L. (2019). Os ganhos de produção se refletiram em geração de maior renda para o agronegócio brasileiro nas últimas décadas? *Revista de Economia e Agronegócio*, 17(2), 319-388.
- Barros, G. S. de C. (2016). Medindo o crescimento do agronegócio: bonança externa e preços relativos. In J. E. R. Vieira Filho & J. G. Gasques (Orgs.), *Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade* (pp. 221-249). Brasília: IPEA.
- Berry, R. A., & Cline, W. R. (1979). *Agrarian structure and productivity in developing countries: a study prepared for the International Labour Office within the framework of the World Employment Programme*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Bilhim, J. A. de F. (2000). Investimento em educação e desenvolvimento de recursos humanos. In M. J. F. Tavares (Org.), *Discursos: estudos em memória do Prof. Doutor Luís Sá* (3. ed., pp. 75-91). Lisboa: Universidade Aberta.
- Binswanger, H. P., & Deininger, K. (1997). Explaining agricultural and agrarian policies in developing countries. *Journal of Economic Literature*, 35(4), 1958-2005.
- Bojnec, Š., & Latruffe, L. (2013). Farm size, agricultural subsidies and farm performance in Slovenia. *Land Use Policy*, 32, 207-217. <http://doi.org/10.1016/j.landusepol.2012.09.016>
- Bongole, A. J. (2016). 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*, 7(4)
- Brasi. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. (2023). *Exportações do agronegócio fecham 2022 com US\$ 159 bilhões em vendas*. Brasília, DF: Mapa.
- Câmara, L. (1949). A concentração da propriedade agrária no Brasil. *Boletim Geografico*, 7(77), 516-528.
- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA. (2023). *PIB do agronegócio cresce no segundo trimestre e acumula alta de 0,5% em 2023*. Piracicaba: CEPEA.
- Cerqueira, D., & Moura, R. L. (2015). O efeito das oportunidades no mercado de trabalho sobre as taxas de homicídios no Brasil. In *Anais do Encontro Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia* (pp. 1-20), Florianópolis, SC.
- Chamberlin, J., & Jayne, T. S. (2020). Does farm structure affect rural household incomes? Evidence from Tanzania. *Food Policy*, 90, 101805. <http://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.101805>

- Cipollina, M., Cuffaro, N., & D'Agostino, G. (2018). Land inequality and economic growth: A meta-analysis. *Sustainability*, 10(12), 4655. <http://doi.org/10.3390/su10124655>
- Collier, P., & Dercon, S. (2014). African agriculture in 50 years: smallholders in a rapidly changing world? *World Development*, 63, 92-101. <http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.10.001>
- Cornia, G. A. (1985). Farm size, land yields and the agricultural production function: an analysis for fifteen developing countries. *World Development*, 13(4), 513-534. [http://doi.org/10.1016/0305-750X\(85\)90054-3](http://doi.org/10.1016/0305-750X(85)90054-3)
- Costa, R. A. (1979). Algumas medidas de concentração e desigualdade e suas aplicações. *Estudos Econômicos*, 9(1), 49-77.
- Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, 57(2), 259-287. [http://doi.org/10.1016/S0304-3878\(98\)00099-6](http://doi.org/10.1016/S0304-3878(98)00099-6)
- Deininger, K., & Xia, F. (2016). Quantifying spillover effects from large land-based investment: the case of Mozambique. *World Development*, 87, 227-241. <http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.06.016>
- Eastwood, R., Lipton, M., & Newell, A. (2010). Farm size. In P. L. Pingali & R. Evenson (Eds.), *Handbook of agricultural economics* (Chap. 65, Vol. 4, pp. 3323-3397). Amsterdam: Elsevier.
- Felema, J., & Spolador, H. F. S. (2022). Características regionais da produtividade e da mecanização da agropecuária brasileira. *Revista de Política Agrícola*, 31(3), 37-51.
- Ferreira, A. A. S., & Almeida, A. N. (2021). 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*, 59(3), e224128. <http://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.224128>
- Furtado, C. (2003). *Raízes do subdesenvolvimento*. Rio de Janeiro: Civilização brasileira.
- Garcia, P. M., Servo, F., & Souza Júnior, J. R. C. (2022). Projeção do valor adicionado do setor agropecuário para 2022 e 2023. *Carta de Conjuntura IPEA*, 57(26).
- Gomes, C. E., Lima, L. L., Fraga, G. J., & Parré, J. L. (2019). Comércio internacional e PIB per capita: uma análise utilizando a abordagem espacial. *Revista de Economia*, 40(71), 1-27. <http://doi.org/10.5380/re.v40i71.54775>
- Greene, W. H. (2011). *Econometric analysis* (7th ed.). London: Pearson.
- Haddad, P. R., Ferreira, C. M. C., Boisier, S., & Andrade, T. A. (1989). *Economia regional: teorias e métodos de análise*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil.
- Heady, E. O., & Sonka, S. T. (1974). Farm size, rural community income, and consumer welfare. *American Journal of Agricultural Economics*, 56(3), 534-542. <http://doi.org/10.2307/1238605>
- Helfand, S. M., & Taylor, M. P. H. (2021). The inverse relationship between farm size and productivity: Refocusing the debate. *Food Policy*, 99, 101977. <http://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101977>
- Helfand, S., & Levine, E. (2004). Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. *Agricultural Economics*, 31(2-3), 241-249.
- Hoffmann, R. (1998). *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo.
- Hoffmann, R. (2020). A distribuição da posse de terra no Brasil (1985-2017). In J. E. R. Vieira Filho & J. G. Gasques (Eds.), *Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário* (pp. 77-90). Brasília: Ipea. <http://doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0/cap5>

- Hoffmann, R., & Ney, M. G. (2010). *Estrutura fundiária e propriedade agrícola no Brasil: grandes regiões e unidades da federação*. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário.
- Ibekwe, U. C. (2001). *Income distribution among farm households in Orlu Agricultural zone of Imo State, Nigeria* (Doctoral dissertation). University of Nigeria, Nsukka.
- Ibekwe, U. C., Eze, C. C., Onyemauwa, C. S., Henri-Ukoha, A., Korie, O. C., & Nwaiwu, I. U. (2010). Determinants of farm and off-farm income among farm households in South East Nigeria. *Academia Arena*, 2(10), 58-61.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2017). *Censo agropecuário 2017*. Rio de Janeiro: IBGE. Recuperado em 1 de março de 2023, de <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017/resultados-definitivos>
- Jayne, T. S., Chamberlin, J., Traub, L., Sitko, N., Muyanga, M., Yeboah, F. K., Anseeuw, W., Chapoto, A., Wineman, A., Nkonde, C., & Kachule, R. (2016). Africa's changing farm size distribution patterns: the rise of medium-scale farms. *Agricultural Economics*, 47(S1), 197-214. <http://doi.org/10.1111/agec.12308>
- Johnston, B. F., & Kilby, P. (1975). *Agriculture and structural transformation: economic strategies in late-developing countries*. New York: Oxford University Press.
- Krugman, P. R. (1997). *The age of diminished expectations: US economic policy in the 1990s* (3rd ed.). Cambridge: MIT Press.
- Lamb, R. L. (2003). Inverse productivity: land quality, labor markets, and measurement error. *Journal of Development Economics*, 71(1), 71-95. [http://doi.org/10.1016/S0304-3878\(02\)00134-7](http://doi.org/10.1016/S0304-3878(02)00134-7)
- Lázari, N. C. D., & Magalhães, M. M. D. (2019). Crescimento da PTF segundo tamanho de estabelecimentos rurais na região Sudeste, de 1985 a 2006. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 57(2), 198-214. <http://doi.org/10.1590/1806-9479.2019.175194>
- Leite, A. Z. (2018). Análise da concentração fundiária no Brasil: desafios e limites do uso do índice de Gini. *Revista NERA*, 21(43), 10-28. <http://doi.org/10.47946/rnera.v0i43.5559>
- Loureiro, A. O. F., & Costa, L. O. (2009). *Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel* (Nota Técnica, No. 37). Fortaleza: IPECE.
- Marinho, E., & Bittencourt, A. (2007). Produtividade e crescimento econômico na América Latina: a abordagem da fronteira de produção estocástica. *Estudos Econômicos*, 37(1), 5-33. <http://doi.org/10.1590/S0101-41612007000100001>
- Mellor, J. (1976). *The new economics of growth: a strategy for india and the developing world*. Ithaca: Cornell University Press.
- Mendes, G. M. (2010). *Produtividade total dos fatores e crescimento econômico na agropecuária brasileira: 1970-2006* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- Mincer, J. (1975). População e força de trabalho no crescimento econômico. *Revista Brasileira de Economia*, 29(4), 25-40.
- Miragaya, J. F. G. (2014). O desempenho da economia na Região Centro-Oeste. In I. M. Cavalcanti, V. A. C. Burns, L. A. R. Elias, W. A. Magalhães & H. M. M. Lastres (Eds.), *Um olhar territorial para o desenvolvimento: Centro-Oeste* (pp. 424-452). Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.
- Mujenja, F., & Wonani, C. (2012). *Long-term outcomes of agricultural investments: lessons from Zambia*. London: International Institute for Environment and Development.

- Negri, F., & Cavalcante, L. R. (2014). Os dilemas e os desafios da produtividade no Brasil. In F. D. Negri & L. R. Cavalcante (Eds.), *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes* (Vol. 1, pp. 15-51). Brasília: ABDI.
- Nguyen, D. T., & Martinez Saldivar, M. L. (1979). The effects of land reform on agricultural production, employment and income distribution: a statistical study of Mexican states, 1959-69. *Economic Journal (London)*, *89*(355), 624-635. <http://doi.org/10.2307/2231872>
- Noack, F., & Larsen, A. (2019). The contrasting effects of farm size on farm incomes and food production. *Environmental Research Letters*, *14*(8), 084024. <http://doi.org/10.1088/1748-9326/ab2dbf>
- Nwaru, J. C. (2004). *Rural credit markets and resource use in arable crop production in Imo State of Nigeria* (Tese de doutorado). Michael Okpara University of Agriculture, Umudike, Nigeria.
- Passoni, P. A., & Freitas, F. (2017). Estrutura produtiva e indicadores de encadeamento na economia brasileira entre 2010 e 2014: uma análise multissetorial baseada no modelo insumo-produto. In *2º Encontro Nacional de Economia Industrial e Inovação*. Rio de Janeiro: Editora Blucher. Recuperado em 10 de agosto de 2023, de <https://pdf.blucher.com.br/engineeringproceedings/enei2017/31.pdf>.
- Quan, N. T., & Koo, A. Y. C. (1985). Concentration of land holdings. *Journal of Development Economics*, *18*(1), 101-117. [http://doi.org/10.1016/0304-3878\(85\)90009-4](http://doi.org/10.1016/0304-3878(85)90009-4)
- Rada, N., Helfand, S., & Magalhães, M. (2019). Agricultural productivity growth in Brazil: Large and small farms excel. *Food Policy*, *84*, 176-185. <http://doi.org/10.1016/j.foodpol.2018.03.014>
- Rodigheri, H. R. (1996). Economias de escala na agricultura: uma discussão. *Perspectiva*, *20*(70), 13-19.
- Schutter, O. (2011). How not to think of land-grabbing: three critiques of large-scale investments in farmland. *The Journal of Peasant Studies*, *38*(2), 249-279. <http://doi.org/10.1080/03066150.2011.559008>
- Silva, A. F. (2010). *Transferências interna e externa de renda do agronegócio brasileiro* (Tese de doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Silva, A. J. (1997). *A política fundiária do regime militar: legitimação privilegiada e grilagem especializada (do instituto de sesmaria ao estatuto da terra)* (Tese de doutorado). Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Silva, G. J. C., & Santolin, R. S. (2012). Gastos públicos e crescimento econômico recente dos estados brasileiros. *Open Journal Systems*, *8*(3), 19-38.
- Silva, J. F. G. (1976). Os índices de concentração da posse da terra e as modificações da estrutura agrária brasileira em 1960-70. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, *14*(1), 287-310.
- Sitko, N. J., Burke, W. J., & Jayne, T. S. (2018). The quiet rise of large-scale trading firms in east and southern Africa. *The Journal of Development Studies*, *54*(5), 895-914. <http://doi.org/10.1080/00220388.2018.1430773>
- Sokoloff, K. L., & Engerman, S. L. (2000). History lessons: institutions, factor endowments, and paths of development in the new world. *The Journal of Economic Perspectives*, *14*(3), 217-232. <http://doi.org/10.1257/jep.14.3.217>
- Souza Junior, M. L., Castro, N. R., Gilio, L., Morais, A. C. D. P., Sant, G., & Barros, A. C. (2020). Mercado de trabalho do agronegócio no centro-oeste: a importância do setor para o

- dinamismo regional. *Revista de Economia e Agronegócio*, 18(1), 1-20. <http://doi.org/10.25070/rea.v18i1.8426>
- Souza, P. M. D., Ponciano, N. J., & Mata, H. T. D. C. (2007). Estrutura fundiária das regiões Norte e Noroeste do Estado do Rio de Janeiro: 1972 a 1998. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 45(1), 71-91. <http://doi.org/10.1590/S0103-20032007000100004>
- Stanton, B. F. (1991). *Farm structure: concept and definition* (Cornell Agricultural Economics Staff Paper, No. 91-96). Cornell University.
- Stoffel, J. (2013). *A influência da agricultura familiar no desenvolvimento rural na região Sul do Brasil* (Tese de doutorado). Universidade Santa Clara do Sul, Santa Clara do Sul.
- Takasago, M., Cunha, C. A., & Olivier, A. K. G. (2017). Relevância da agropecuária brasileira: uma análise insumo-produto. *Revista Espacios*, 38, 31.
- Tyler, W. G. (1982). Substituição de importações e expansão das exportações como fontes de crescimento industrial no Brasil. *Estudos Econômicos*, 12(3), 125-134.
- Velandia, M., Rejesus, R. M., Knight, T. O., & Sherrick, B. J. (2009). 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*, 41(1), 107-123. <http://doi.org/10.1017/S1074070800002583>
- Vieira Filho, J. E. R., Dos Santos, G. R., & Fornazier, A. (2013). *Distribuição produtiva e tecnológica da agricultura brasileira e sua heterogeneidade estrutural*. Santiago: CEPAL.
- Vollrath, D. (2007). Land distribution and international agricultural productivity. *American Journal of Agricultural Economics*, 89(1), 202-216. <http://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2007.00973.x>
- Xavier, G. L. (2015). Padrões à moda antiga: monopólio da terra, patronato rural e relações de trabalho no campo brasileiro. In *Anais do 17º Congresso Brasileiro de Sociologia*. Porto Alegre. Recuperado em 31 de julho de 2024, de <http://automacaodeeventos.com.br/sociologia/sis/inscricao/resumos/0001/R0217-1.PDF>

Recebido: Julho 31, 2024

Aceito: Agosto 30, 2024

JEL Classification: O13, Q15, R52.