



Produção orgânica na renda bruta agropecuária: Estudo baseado nos dados do censo agropecuário de 2017

Organic production on gross agricultural income: Study based on data from the 2017 agricultural census

Geraldo da Silva e Souza¹, Eliane Gonçalves Gomes², Rosaura Gazzola³

¹PhD em Estatística, Universidade de Brasília, Departamento de Estatística, Prédio CIC/EST, Campus Universitário Darcy Ribeiro - Asa Norte; 70910-900, Brasília, DF; (61)3368-5909, geraldosouza@unb.br; ²D.Sc. em Engenharia de Produção (Pesquisa Operacional), Embrapa, Secretaria de Inteligência e Relações Estratégicas, PqEB, Av. W3 Norte final, 70770-901, Brasília, DF; (61)3448-4476, eliane.gomes@embrapa.br; ³Dra. Engenheira Agrônoma, Embrapa, Secretaria de Inteligência e Relações Estratégicas, PqEB, Av. W3 Norte final, 70770-901, Brasília, DF; (61)3448-4283, rosaura.gazzola@embrapa.br

ARTIGO

Recebido: 23/08/2020

Aprovado: 28/12/2020

Palavras-chave:

Renda bruta

Agricultura orgânica

Análise de covariância

Análise de fronteira estocástica

Análise de qui-quadrado

Key words:

Gross income

Organic Agriculture

Analysis of covariance

Stochastic frontier analysis

Chi square analysis

RESUMO

O objetivo do trabalho é estudar a presença da agricultura e/ou pecuária orgânica na renda bruta dos estabelecimentos agropecuários recenseados em 2017. A análise está baseada nos dados agregados em escala municipal. Caracteriza-se regionalmente a presença da produção orgânica por meio de tabelas de contingência, via qui-quadrado e análise de covariância, tomando-se como variáveis contextuais: regiões, classes de renda, área, assistência técnica, cooperativismo, alfabetização, crédito e área. Ajusta-se, também, uma fronteira de produção estocástica que identifica, em nível do município, o efeito de fatores que afetam diretamente a produção (renda bruta) e a componente de ineficiência técnica. O número de estabelecimentos que praticam agricultura e/ou pecuária orgânica diminuiu de 90.498 (em 2006) para 64.690 (em 2017). A predominância de agricultura orgânica está no Sudeste e a menor proporção está no Centro-Oeste. A classe de renda bruta predominante para os estabelecimentos que praticam pecuária e/ou agricultura orgânica, em todas as regiões, é a classe entre zero a dois salários mínimos. O acesso ao crédito, a associação em cooperativas, o nível de alfabetização e o acesso à assistência técnica são os principais fatores necessários para promover a melhoria da renda. Os fatores de produção fundamentais para a inclusão produtiva são tecnologia e trabalho, com dominância da tecnologia.

ABSTRACT

The objective of the work is to study the presence of organic agriculture and/or livestock on the income of agricultural establishments registered in the 2017 agricultural census. The analysis is based on data aggregated in a municipal scale. The presence of organic production is characterized regionally through contingency tables, via chi-square and covariance analysis, taking as contextual variables: regions, income classes, area, technical assistance, cooperatives, literacy, credit and area. A stochastic production frontier is also fit and identifies, at the municipality level, the effect of factors that directly affect production (gross income) and the technical inefficiency component. The number of establishments that practice organic agriculture and/or livestock decreased from 90,498 (in 2006) to 64,690 (in 2017). The predominance of organic agriculture is in the Southeast and the smallest proportion is in the Center-West. The predominant gross income class for establishments that practice livestock and/or organic agriculture, in all regions, is the class between zero to two minimum wages. Access to credit, membership in cooperatives, the level of literacy and access to technical assistance are the main factors necessary to promote income improvement. The fundamental input factors for productive inclusion are technology and labor with technology dominance.



INTRODUÇÃO

Com base nos dados dos censos agropecuários de 2006 e 2017, estudos mostram que há forte concentração de renda na agricultura brasileira (SOUZA et al., 2013; 2020a). Em 2006, 0,62% do total de estabelecimentos no Brasil era responsável por 51% do valor total da produção. Em 2017, a ordem de grandeza dessa relação não foi alterada. O índice de concentração de Gini, medido no nível do estabelecimento, passou de 0,85 em 2006 para 0,90 em 2017, o que mostra uma alta concentração, persistente, da renda da produção agropecuária (SOUZA et al., 2020a).

As imperfeições de mercado podem ser responsáveis pelas diferenças no campo. Por imperfeições de mercado entende-se assimetrias no acesso ao crédito para produção, infraestrutura, informação, extensão rural e assistência técnica que inibem o acesso dos agricultores de pequeno porte à tecnologia e, portanto, à inclusão produtiva. Como os pequenos agricultores, em geral, vendem seus produtos a valores mais baixos e compram insumos a preços mais altos, experimentam dificuldades no acesso e na adoção de melhores tecnologias.

Em um contexto de aumento da demanda por alimentos e por alimentos que apresentem atributos de qualidade (relacionados tanto aos aspectos de preservação da saúde quanto de qualidade ambiental dos processos produtivos), os sistemas orgânicos de produção ganham cada vez mais atenção. Segundo Sebrae (2018, 2020), o Brasil tem cerca de 17 mil propriedades certificadas, com a maior parte da produção oriunda de pequenos produtores (a maioria produtores de frutas e hortaliças), em geral organizados em cooperativas e que fazem vendas diretas ao consumidor e em feiras. As regiões Sul, Sudeste e Nordeste são as que têm maior presença desses produtores, com destaque para os estados do Paraná, Rio Grande do Sul, São Paulo, Santa Catarina, Pará, Minas Gerais, Pernambuco, Rio de Janeiro, Ceará e Bahia.

As verduras lideram entre os alimentos orgânicos mais consumidos no Brasil, com destaque para alface, rúcula e brócolis. Em seguida, os consumidores também preferem opções orgânicas de legumes, frutas (como banana e maçã) e cereais, como o arroz (MAPA, 2020).

Segundo o Conselho Brasileiro da Produção Orgânica e Sustentável (Organis) (MAPA, 2020), que reúne cerca de 60 empresas do setor, o mercado brasileiro de orgânicos faturou em 2018 R\$ 4 bilhões, resultado 20% maior do que o registrado em 2017. No mundo, a atividade movimentou US\$ 97 bilhões. A agricultura orgânica cresceu em todos os continentes, atingindo área recorde de 70 milhões de hectares, aproximadamente. O Brasil é apontado como líder do mercado de orgânicos da América Latina. Contudo, quando se leva em consideração a extensão de terra destinada à agricultura orgânica, o país fica em terceiro lugar na região, depois da Argentina e do Uruguai, e em 12º no mundo.

O objetivo do trabalho é estudar o efeito da presença de agricultura e/ou pecuária orgânica na renda agrícola dos estabelecimentos agropecuários recenseados em 2017. Para caracterizá-la, foram usados os testes de qui-quadrado, a análise de covariância e o ajuste da fronteira de produção estocástica.

MATERIAL E MÉTODOS

A base de dados aqui usada é a mesma descrita em Souza et al. (2020b). Foi gerada pelos autores na sala de sigilo do IBGE, liberada em 20/02/2020 aos autores, processo no. 0001727.00000215/2018-13. As informações dos estabelecimentos rurais recenseados pelo censo agropecuário de 2017 foram agregadas por município. Há dados válidos para 5.236 municípios (94% do total). Esses municípios compreendem 97% do total de estabelecimentos recenseados em 2017. Nesta base municipal, o total de estabelecimentos que praticam agricultura e/ou pecuária orgânica é de 36.656, valor diferente daquele apresentado por IBGE (2020). Isto se deve às restrições de liberação de informação concernentes ao uso da sala de acesso restrito do IBGE, que eliminam observações que podem potencialmente infringir a confidencialidade do respondente. Isso ocorre notadamente para observações nas classes de renda superiores.

Os 36.656 estabelecimentos que afirmam praticar agropecuária orgânica presentes nesta base municipal foram classificados por região e em quatro grupos ou classes de renda bruta, definidas por rendimentos em salários mínimos mensais (slmm). As classes consideradas foram [0, 2], (2, 10], (10, 200] e > 200. Essas classes de renda são as mesmas usadas por Souza et al. (2013, 2020a).

Análise do Qui-Quadrado

Para comparar as regiões Centro-Oeste, Nordeste, Norte, Sudeste e Sul e as classes de renda [0, 2], (2, 10], (10, 200] e >200 slmm do ponto de vista da incidência de agricultura e/ou pecuária orgânica foi utilizada a análise do qui-quadrado (χ^2) (STEEL, TORRIE E DICKEY, 1997, pg. 485-523). A análise estatística foi feita com o uso do SAS 9.2.

Análise de covariância

Com o intuito de analisar os efeitos regionais e de classes de renda, ajustado pela área e covariáveis (assistência técnica, cooperativas, alfabetização e crédito) na presença de agricultura orgânica, considera-se o modelo de análise de covariância (Eq. 1) (STEEL et al., 1997, pg. 429):

$$E(p_{ijl}) = \varphi + \alpha_i + \tau_j + \alpha\tau_{ij} + \eta a_{ijl} + \rho b_{ijl} + \delta c_{ijl} + \theta d_{ijl} + \lambda e_{ijl} \quad (1)$$

Nesta representação, p_{ijl} é a proporção de estabelecimentos no município l da região i e classe de renda j que apresentaram presença de agricultura orgânica, a_{ijl} a proporção de estabelecimentos com área superior a 100 hectares na mesma classificação de região e renda. As variáveis b_{ijl} , c_{ijl} , d_{ijl} e e_{ijl} representam intensidades (proporções) da presença de assistência técnica, cooperativas, alfabetização e crédito. As constantes φ , α_i , τ_j , $\alpha\tau_{ij}$, η , δ , θ , λ são parâmetros a serem estimados e representam a média geral, o efeito de região, o efeito de classe de renda, a interação região x classe de renda e as elasticidades da área, assistência técnica, cooperativas, alfabetização e crédito respectivamente. O modelo é analisado em log *ranks* para torná-lo robusto relativamente a não

normalidade e heteroscedasticidade (CONOVER, 1999) e produzir os coeficientes das covariáveis interpretáveis como elasticidades.

Fronteira estocástica

Foi feito o ajuste de uma fronteira de produção estocástica, em nível municipal, estudando o efeito de fatores que afetam diretamente a produção (renda bruta) onde se considera uma componente de ineficiência técnica. Esta análise toma por base os dados e o modelo proposto por Souza et al. (2020b). O software utilizado foi o Stata (2019). A abordagem de fronteiras estocásticas aqui usada tem como referências básicas Aigner e Lovell (1977), Khumbhakar e Lovell (2000), Coelli et al. (2005), Greene (2011) e Stata (2019).

Postula-se a existência de uma função de produção real não negativa $f(x, z, \theta)$, dependente do vetor de insumos x de dimensão k , do vetor de variáveis contextuais z de dimensão g e de um vetor de parâmetros θ de dimensão d . A produção máxima y_j que pode ser obtida pelo município j com a utilização do nível de insumos x_j , dadas as covariáveis z_j , vem dado por $y_j = f(x_j, z_j, \theta)$, na ausência de erros idiossincráticos e de ineficiência.

A inclusão de ineficiência no processo produtivo pressupõe a existência de uma componente estocástica $\eta_j \in (0, 1)$, de modo que a produção observada obtém-se da equação $y_j = f(x_j, z_j, \theta)\eta_j$. Quanto mais η_j se aproxima de 1, o município j tem sua produção próxima do nível ótimo definido pela função de produção $f(x, z, \theta)$. Quando $\eta_j < 1$, o município j não produz o máximo possível definido pela tecnologia disponível incorporada na função de produção $f(x, z, \theta)$.

As observações de produção também contêm variações aleatórias de pequena magnitude que deslocam o produto. A presença de choques estocásticos na relação de produção é postulada pela inclusão de variáveis aleatórias reais v_j , de modo que $y_j = f(x_j, z_j, \theta)\eta_j \exp(v_j)$. Esta especificação é

equivalente a $\ln y_j = \ln f(x_j, z_j, \theta) + v_j - u_j$, onde u_j é uma variável aleatória positiva que representa a componente de ineficiência, isto é, $u_j = -\ln(\eta_j)$.

A especificação Cobb-Douglas $f(x, z, \theta) = C \prod_{v=1}^k x_v^{\beta_v} \exp(z'w)$ é uma função de produção de uso comum na Teoria da Produção. Aqui $\theta = (\beta, w)$, onde $\beta_v > 0$ é a elasticidade do fator de produção x_v e w_l é o parâmetro associado ao efeito da l -ésima componente de z . Portanto, na forma logarítmica,

$$\ln(y_j) = \ln(C) + \sum_{v=1}^k \beta_v \ln(x_{v,j}) + \sum_{l=1}^g w_l z_{l,j} + v_j - u_j.$$

As componentes de erro podem assumir representações distintas, o que conduz a modelos de fronteira estocástica alternativos. Supõe-se que v_j seja independente de u_j . Os erros idiossincráticos representam uma amostra aleatória da distribuição normal, com média zero e variância σ^2 . Os u_j representam realizações independentes da distribuição exponencial com variância σ_u^2 , da distribuição meia-normal obtida pelo truncamento positivo da distribuição normal com média zero e variância σ_u^2 , ou ainda da distribuição normal truncada resultante do truncamento positivo da distribuição normal com média μ e variância $\mu\delta^2$. Valores esperados dessas distribuições são σ_u^2 no caso exponencial (Eq. 2), $\sqrt{2/\pi}\sigma_u$ para a meia-normal (Eq. 3) e $\mu + \phi\lambda$, com $\lambda = \phi(\mu/\delta)/\Phi(\mu/\delta)$, para a normal truncada (Eq. 4), onde $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ representam a função densidade de probabilidade e a função de distribuição da distribuição normal padrão, respectivamente.

O vetor paramétrico θ é estimado pelo método da máxima verossimilhança. O processo inferencial é assintótico. As funções de verossimilhança para cada um dos casos que podem ser considerados são dadas por:

$$\text{Modelo normal-exponencial: } L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ -\ln \sigma_u + \frac{\sigma^2}{2\sigma_u^2} + \ln \left(\frac{-\varepsilon_j - \frac{\sigma^2}{\sigma_u}}{\sigma} \right) + \frac{\varepsilon_j}{\sigma} \right\} \quad (2)$$

$$\text{Modelo normal-meia-normal: } L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{\pi} \right) - \ln(\sigma_s) + \ln \left(-\frac{\rho\varepsilon_j}{\sigma_s} \right) - \frac{\varepsilon_j^2}{2\sigma_s^2} \right\} \quad (3)$$

Modelo normal-normal truncada:

$$L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \ln(2\pi) - \ln(\sigma_s) - \ln \Phi \left(\frac{\mu}{\sigma_s \sqrt{\gamma}} \right) + \ln \Phi \left(\frac{(1-\gamma)\mu - \gamma\varepsilon_j}{\sigma_s \sqrt{\gamma(1-\gamma)}} \right) \right\} - \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \left(\frac{\varepsilon_j + \mu}{\sigma_s} \right)^2 \right\} - \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \left(\frac{\varepsilon_j + \mu}{\sigma_s} \right) \right\} \quad (4)$$

Nessas expressões $\varepsilon_j = v_j - u_j$ é a diferença $\ln y_j - \ln f(x_j, z_j, \theta)$, $\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_u^2$, $\rho = \sigma_u / \sigma$ e $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$. O parâmetro θ^* inclui θ e qualquer parametrização adicional presente na componente de ineficiência.

Os efeitos associados às variáveis contextuais nas componentes de ineficiência são modelados por parâmetros da especificação da componente de ineficiência. Para as distribuições exponencial (Eq. 2) e meia-normal (Eq. 3) postula-se que $\sigma_u^2 = \exp(m'b)\sigma_u^2 = \exp(m'b)\sigma_u^2 = \exp(m'b)\sigma_u^2 = \exp(m'b)$, onde m é o vetor de covariáveis e b o vetor paramétrico correspondente. Para a distribuição normal truncada (Eq. 4) postula-se que $\mu = m'b$.

Em qualquer caso, a média esperada da distribuição é uma função monotônica do construto linear $m'b$. É possível também modelar dependência na componente de variância idiossincrática σ^2 .

A medida de eficiência técnica é definida por Stata (2019) (Eq. 5):

$$te_j = \left(\frac{1 - \Phi(\sigma_* - \mu_{*j} / \sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*j} / \sigma_*)} \right) \exp\left(-\mu_{*j} + \frac{1}{2} \sigma_*^2\right), \quad (5)$$

onde $\mu_{*j} = -\varepsilon_j \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2}$, $\sigma_* = \frac{\sigma_u \sigma}{\sigma_s}$ para o modelo normal-meia-

normal, $\mu_{*j} = -\varepsilon_j - \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2}$, $\sigma_* = \sigma$ para o caso normal-

exponencial, e $\mu_{*j} = \frac{-\varepsilon_j \sigma_u^2 + \mu \sigma^2}{\sigma_s^2}$, $\sigma_* = \frac{\sigma_u \sigma}{\sigma_s}$ para o caso

normal-normal truncada.

Assim, para o caso aqui em apreço, considera-se a especificação Cobb-Douglas (Eq. 6) seguinte da função de produção:

$$\begin{aligned} \ln(y_j) = & \ln(C) + \beta_1 \ln(x_{1j}) + \beta_2 \ln(x_{2j}) + \beta_3 \ln(x_{3j}) + \\ & w_1 \ln(g_{1j}) + w_2 \ln(g_{2j}) + w_3 \ln(g_{3j}) + w_4 \ln(g_{4j}) + w_5 \ln(g_{5j}) \\ & + w_5 d_{1j} + w_6 d_{2j} + w_7 d_{3j} + w_8 d_{4j} \end{aligned} \quad (6)$$

onde y representa renda bruta, os x 's representam os fatores de produção terra, trabalho e tecnologia, os g 's representam as

variáveis contextuais cooperativas, crédito, alfabetização, assistência técnica e agricultura orgânica, e os d 's são variáveis indicadoras das regiões geográficas Norte, Nordeste, Sudeste e Sul. O Centro-Oeste não foi considerado com o intuito de eliminar singularidade da matriz de *dummies* regionais.

Para calcular o efeito líquido total das covariáveis na renda bruta agropecuária é necessário considerar os efeitos parciais, tanto na função de produção quanto na componente de eficiência técnica. Represente por y o *log* neperiano da renda bruta, x o vetor de variáveis especificadas na fronteira, z o conjunto de variáveis especificadas na componente de eficiência, β o vetor de parâmetros da fronteira e δ o vetor de parâmetros da componente de ineficiência. Seja *cov* a variável contextual de interesse no cálculo da elasticidade e que aparece nas duas especificações (fronteira e ineficiência). Tem-se, admitindo-se u com distribuição exponencial (Eq. 7):

$$\begin{aligned} y &= x'\beta + v - u \\ E(v) &= 0 \\ E(y) &= x'\beta - E(u) \\ E(u) &= \sigma_u \\ \ln \sigma_u^2 &= z'\delta \\ \sigma_u &= \exp(z'\delta / 2) \\ \partial E(y) / \partial \text{cov} &= \beta_{\text{cov}} - (\delta_{\text{cov}} / 2) \sigma_u \end{aligned} \quad (7)$$

No caso exponencial e meia-normal a variância da componente de ineficiência, σ_u^2 , é uma função de todas as covariáveis g 's, d 's, e práticas agrícolas. A variância idiossincrática (σ^2) é uma função dos d 's.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Breve descrição da produção orgânica segundo os censos agropecuários de 2006 e 2017

Os dados do censo agropecuário de 2017 (IBGE, 2020) mostram que 64.690 estabelecimentos agropecuários fazem uso de agricultura e/ou pecuária orgânica. Este total equivale a 1,28% do total de estabelecimentos em 2017 (5.073.324). No censo agropecuário de 2006, Lourenço et al. (2017) mostraram que havia 90.498 estabelecimentos que produziam orgânicos, o que perfazia 1,75% do total de estabelecimentos (BARBOSA e SOUSA, 2012) (Tabela 1). Assim, tanto em termos absolutos quanto relativos, houve diminuição na quantidade de estabelecimentos que produzem orgânicos nos 11 anos de intervalo entre os dois últimos censos agropecuários.

Tabela 1. Brasil e regiões. Censos agropecuários de 2006 e 2017. Total de estabelecimentos (total), total de estabelecimentos que praticam agricultura e/ou pecuária orgânica (total orgânicos) e porcentagem (%) em relação ao total.

	2006			2017		
	TOTAL	Total Orgânicos	%	TOTAL	Total Orgânicos	%
Centro-Oeste	317.498	4.138	1,30	347.263	6.826	1,97
Nordeste	2.454.060	42.236	1,72	2.322.719	16.710	0,72
Norte	475.778	6.133	1,29	580.613	7.935	1,37
Sudeste	922.097	18.715	2,03	969.415	19.666	2,03
Sul	1.006.203	19.276	1,92	853.314	13.553	1,59
Brasil	5.175.636	90.498	1,75	5.073.324	64.690	1,28

Fonte: Lourenço et al. (2017) e IBGE (2020).

A comparação entre as regiões, mostra que houve decréscimo de estabelecimentos com presença de agricultura e/ou pecuária orgânica no Brasil e nas regiões Sul e Nordeste. Nas regiões Centro-Oeste e Norte houve aumento na proporção de estabelecimentos que produzem orgânicos. A região Sudeste manteve a proporção (Tabela 1).

A queda de estabelecimentos com presença de agricultura e/ou pecuária orgânica na região Nordeste chama a atenção, já que o número de estabelecimentos diminuiu para menos da metade do que havia em 2006. Lourenço et al. (2017) encontraram que, em quantidade, no censo de 2006, a região Nordeste é a que possuía maior número de estabelecimentos agropecuários (42.236) que faziam uso da produção orgânica. Os dados do último censo agropecuário (2017) mostram a região Sudeste com maior número de estabelecimentos com presença de produção orgânica, seguida pelo Nordeste. A diminuição do número de estabelecimentos da região Nordeste e em vários estados, é possível que esteja relacionada com a concentração da área de produção orgânica em áreas maiores, próximas de centros urbanos, assim como de agricultores melhor inseridos no mercado.

No censo agropecuário de 2006, Barbosa e Sousa (2012) encontraram predominância de produtores orgânicos com propriedades entre 5 e 50 hectares. Lourenço et al. (2017) evidenciaram que a maioria dos estabelecimentos com produção orgânica possuía entre 20 e 50 hectares. Dentro dessa classe de área, no censo de 2006, eram 13.884 estabelecimentos e representavam 15,34% de todos estabelecimentos orgânicos do país. Assim, nas propriedades rurais com menos de 50 hectares era onde se concentrava a maioria dos estabelecimentos agropecuários que realizavam produção orgânica no país.

Outro fator que pode ter contribuído para diminuir a quantidade de estabelecimentos com prática de agropecuária orgânica é o relacionado ao custo de certificação (LOURENÇO et al., 2017; KHANAL et al., 2018). A certificação é tida como limitante à formalização das experiências e há agricultores que preferem deixar a certificação devido às exigências. Entre elas: alto custo, pouco reconhecimento, exigências em torno do bem-estar animal, infestação dos campos por doenças e pragas (diminuindo seus rendimentos) (LOURENÇO et al., 2017).

Caracterização da produção orgânica: resultados da análise do qui-quadrado

Na Tabela 2, apresenta-se nas colunas, as classes de renda e a distribuição das frequências dos 36.656 estabelecimentos que afirmam praticar agropecuária orgânica e estão assim distribuídos: [0,2]= 29.319; (2,10)= 5.896; (10,200)= 1.416 e >200= 25.

Nas linhas da Tabela 2 ilustra-se a distribuição das frequências dos 36.656 estabelecimentos que afirmam praticar agropecuária orgânica às regiões: 10.749 estão na região Sudeste, 9.132 na região Nordeste, 8.579 na região Sul, 4.886 na região Norte e 3.310 na região Centro-Oeste.

A análise do qui-quadrado que considera as quatro classes de renda mostra diferenças significativas na distribuição das classes relativamente a distribuição uniforme ($\chi^2 = 61158,5$; p-valor<0,0001). Nas regiões, mostra que essas são diferentes estatisticamente ($\chi^2 = 5269,3$; p-valor< 0,0001) relativamente a

distribuição uniforme. Os perfis regionais diferem por classe de renda ($\chi^2 = 827,1$; p-valor<0,0001).

Tabela 2. Total de estabelecimentos com produção orgânica para a distribuição conjunta de regiões (linhas) e classes de renda (slmm) (colunas).

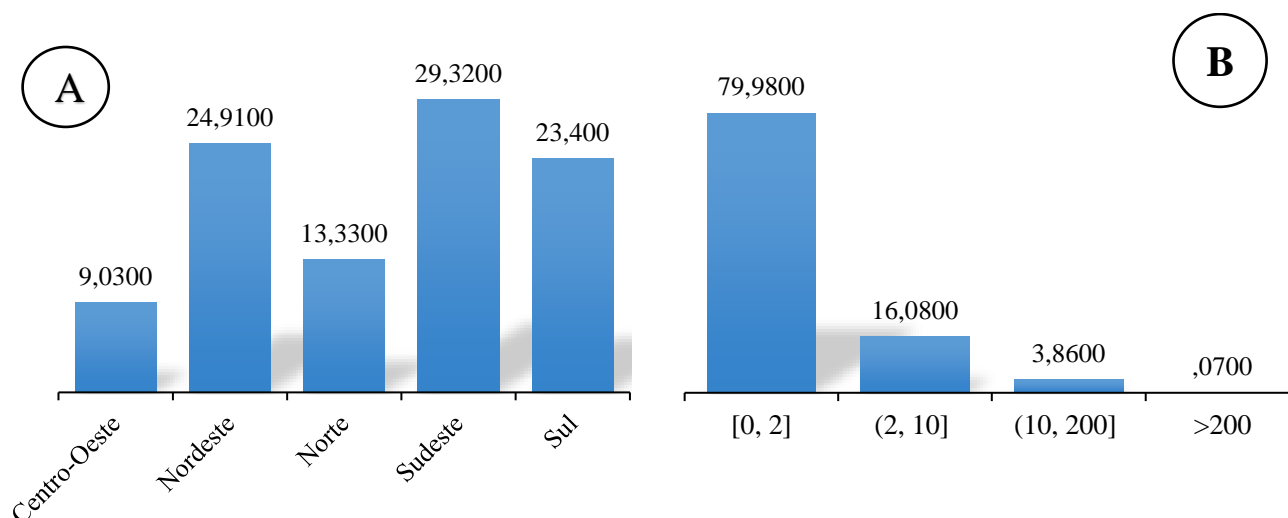
Região	[0,2]	(2,10]	(10,200]	> 200	Total
Centro-Oeste	2.380	722	205	3	3.310
Nordeste	8.080	879	169	4	9.132
Norte	4.103	686	96	1	4.886
Sudeste	8.351	1.875	510	13	10.749
Sul	6.405	1.734	436	4	8.579
Total	29.319	5.896	1.416	25	36.656

A distribuição percentual (estabelecimentos com presença de agropecuária orgânica na região em relação ao total de estabelecimentos com presença de agropecuária orgânica) é apresentada na Figura 1A. Nota-se que a região Sudeste é a que tem a maior proporção de estabelecimentos e a região Centro-Oeste é a que tem a menor proporção. Em proporção, assim estão distribuídos os estabelecimentos de agricultura orgânica por região: Centro-Oeste com 9%; Nordeste com 24,9%; Norte com 13,3%; Sudeste com 29,3% e Sul com 23,4%. Cabe ainda salientar, que as proporções em cada região são similares àquelas que consideram no denominador o total de estabelecimentos com prática orgânica do censo agropecuário de 2017 (64.690 estabelecimentos), ao invés da amostra da base municipal (36.656 estabelecimentos). As proporções são como seguem: Centro-Oeste = 10,6%; Nordeste= 25,8%; Norte = 12,3%; Sudeste = 30,4%; Sul = 21,0%.

A distribuição percentual (estabelecimentos com presença de agropecuária orgânica nas diferentes classes de renda) é apresentada na Figura 1B. Observe que, aproximadamente 80% dos estabelecimentos que praticam agricultura e/ou pecuária orgânica estão na classe de renda de 0 a 2 salários mínimos mensais. As proporções de agricultores nas outras classes são as seguintes: De 2 a 10 slmm estão 16,1% dos estabelecimentos que praticam agricultura e/ou pecuária orgânica; de 10 a 100 slmm estão 3,9% dos estabelecimentos que praticam agricultura e/ou pecuária orgânica e acima de 200 slmm estão 0,1% dos estabelecimentos que praticam agricultura e/ou pecuária orgânica.

Malek et al. (2019), trabalhando com localização espacial de produtores orgânicos, encontraram que, em países desenvolvidos, frequentemente não há diferença entre a localização de produtores convencionais e orgânicos. Já em países em desenvolvimento há grande diferença nas localizações. Os mesmos autores indicam que, particularmente em países onde a agricultura é menos desenvolvida, produtores orgânicos estão presentes em áreas com condições socioeconômicas e climáticas relativamente favoráveis, globalmente e dentro dos países. No censo agropecuário de 2006, o Sudeste era a região com maior proporção de produtores orgânicos (LOURENÇO et al., 2017), posição que foi mantida no censo de 2017.

Figura 1. A) Proporção de estabelecimentos que praticam agricultura/pecuária orgânica nas regiões brasileiras. B) Proporção de estabelecimentos com agricultura/pecuária orgânica em cada classe de renda (slmm).



Produtores orgânicos estão nas regiões mais desenvolvidas e acessíveis. Também a proximidade de mercados nos grandes centros urbanos é um importante diferencial na Europa, Quênia, Coreia e Estados Unidos (MALEK et al., 2019). As três variáveis, densidade populacional, distância de rodovias e influência urbana (KLONSKY, 2000; MARASTEANU; JAENICKE, 2019), enquadram-se na lógica do mercado, podendo indicar um nível mais alto de acesso ao mercado de orgânicos (MARASTEANU; JAENICKE, 2019).

A agricultura orgânica é praticada por agricultores pertencentes à menor classe de renda (AQUINO et al., 2014; GAZZOLA et al., 2018), agricultores familiares especialmente os classificados no Grupo B do Pronaf, que são os mais pobres (LOURENÇO et al., 2017). Esses agricultores possuem “múltiplas vulnerabilidades”, entre elas, restrições técnicas (usam pouca tecnologia) e problemas climáticos (AQUINO et al., 2014; AQUINO et al., 2015). Os insumos tecnológicos são os que têm a maior elasticidade relativa na função de produção que modela a renda bruta para o censo agropecuário de 2017 (SOUZA et al., 2020a; 2020b) e para o censo agropecuário de 2006 (SOUZA et al., 2013).

Faz-se mister observar também que os produtores das classes superiores já eram importantes no censo agropecuário de 2006. Os agricultores familiares “mais estruturados” (grupos D e E do Pronaf), somados aos agricultores Não-Pronaf, formavam o segmento mais dinâmico da agricultura brasileira e respondiam naquele censo por 1/3 dos estabelecimentos que praticavam agricultura orgânica (28,7% dos estabelecimentos). Esse quadro foi mantido no censo agropecuário de 2017 e estão na maior parte localizados na região Sudeste. Os chamados agricultores “intermediários” (grupo C do Pronaf) representavam em 2006, 15,3% da agricultura orgânica (LOURENÇO et al., 2017). Nos resultados acima apresentados, na classe de renda de (2, 10] slmm há 32% de estabelecimentos com produção orgânica na região Sudeste e 29% na região Sul. O Nordeste tem 15% de agricultores nessa classe de renda.

A presença de agricultores orgânicos em classes de renda inferiores não se limita a países que têm baixa renda média *per capita*; os agricultores orgânicos também estão presentes nas classes de renda inferiores em países de alta renda média *per capita*, como Argentina, Canadá, Chile, China e em vários países membros da União Europeia (MALEK et al., 2019).

Para a prática da agricultura orgânica é necessário conhecimento de técnicas complementares àquelas utilizadas na agricultura convencional. Para produzir orgânicos não devem ser usados insumos artificiais, como adubos químicos, agrotóxicos e organismos geneticamente modificados. Porém, é necessário fazer manejo do solo e da água, manejo de plantas invasoras, rotação de culturas, correção do solo, nutrição de plantas, utilizar micronutrientes e fazer adubação orgânica com matéria orgânica originada de esterco de animais e aves, cama de currais, esterco líquido, biofertilizantes, adubos verdes, tortas e farinhas vegetais, vinhaça, húmus de minhocas, restos vegetais e animais, compostos orgânicos. Na parte de manejo do solo e plantas são necessárias técnicas culturais, como rotação de cultivos, uso de cobertura morta (*müliching*), cobertura de solo, incorporação de matéria orgânica e matéria verde ao solo etc. Isto sugere que o agricultor orgânico para ter êxito em sua produção deve ser bem treinado em técnicas de cultivo complementares às convencionais, já que o agricultor convencional também faz uso dessas técnicas, porém, usa fertilizante químico e agrotóxicos para o controle de pragas e ervas daninhas.

Intensidade de uso da agricultura orgânica: análise de covariância

Na Tabela 3, apresenta-se a significância estatística de todos os efeitos analisados na incidência de agricultura orgânica: classe de renda, região e a interação região x classe de renda. As variáveis área >100ha, assistência técnica, cooperativas, alfabetização e crédito são aqui medidas em log dos *ranks* da proporção de estabelecimentos que responderam positivamente a essas questões.

Tabela 3. Análise de covariância na incidência de agricultura orgânica: efeitos classe de renda, região, interação região x classe de renda, área > 100 ha, assistência técnica, cooperativas, alfabetização e crédito. Estatísticas F e t.

	Graus de liberdade	Soma de quadrados	Erro médio quadrático	F
Modelo	24	551,3522	22,9730	160,12 **
Erro	17377	2493,1451	0,1435	
Total corrigido	17401	3044,4974		

	Graus de liberdade	Soma de quadrados	Erro médio quadrático	F
Classe de renda	3	73,1551	24,3850	169,96 **
Região	4	27,0260	6,7565	47,09 **
Região X Classe de renda	12	26,8198	2,2350	15,58 **
Área > 100ha	1	9,5029	9,5029	66,23 **
Assistência técnica	1	1,2821	1,2821	8,94 **
Cooperativas	1	3,9689	3,9689	27,66 **
Alfabetização	1	2,4871	2,4871	17,33 **
Crédito	1	0,8123	0,8123	5,66 *

Parâmetro	Estimativa	Desvio padrão	t
Área > 100ha	0,0456	0,0056	8,14 **
Assistência técnica	0,0125	0,0042	2,99 **
Cooperativas	0,0252	0,0048	5,26 **
Alfabetização	-0,0175	0,0042	-4,16 **
Crédito	-0,0087	0,0037	-2,38 *

** significativo a 1%; * significativo a 5%.

A elasticidade da presença de área superior a 100 hectares é de 0,0456%. As demais elasticidades são 0,0125% para assistência técnica; 0,0252% para cooperativismo; -0,0175% para alfabetização; -0,0087% para crédito. Isto significa, por exemplo, que para cada 1% de aumento na proporção de estabelecimentos com área superior a 100 hectares, há aumento de 0,0456% na proporção de estabelecimentos com produção orgânica, *Ceteris paribus*. A presença de cooperativas e assistência técnica afetam positivamente a proporção de estabelecimentos com prática orgânica, enquanto alfabetização e crédito têm efeito negativo.

Na literatura há estudos que corroboram essas constatações. Wollni e Brümmer (2012), Bravo-Monroy et al. (2016) e Malek et al. (2019) mostram que os agricultores da América Latina são mais propensos a adotar a agropecuária orgânica se fizerem parte de uma cooperativa. Gazzola et al. (2019) mostram a inserção de produtores orgânicos cooperativados no mercado institucional e na venda a supermercados, indicando que a inserção nesses mercados ocorre via agregação de valor aos produtos.

O papel das cooperativas na produção orgânica, tomando por base dados dos censos agropecuários de 2006 e 2017, é discutido por Tomazzoni e Schneider (2020). Esses autores acreditam que os processos cooperativos são um modo de organização que desenvolve essa categoria de produção, apesar de a produção orgânica brasileira ser pouco expansiva. No entanto, destacam o reconhecimento desse tipo de produção, seu papel para a sustentabilidade ambiental e o crescimento da demanda por produtos orgânicos. Os autores ainda afirmam que as políticas públicas poderiam se beneficiar desta forma de organização para auxiliar na superação das carências socioeconômicas e produtivas desse grupo de estabelecimentos.

Na Tabela 4, pode-se ver que, na análise das médias ajustada pela área e covariáveis, a região Centro-Oeste tem os

efeitos mais intensos e domina todas as outras e todas as regiões diferem entre si.

A presença da interação significativa força análises separadas dos coeficientes da renda por região. As médias de mínimos quadrados ajustadas pelas covariáveis necessárias para essas comparações são dadas na Tabela 4.

Tabela 4. Análise de covariância: para cada classe de renda apresenta-se a distribuição das médias de mínimos quadrados ajustadas pelas covariáveis por região. Apresenta-se também a distribuição das médias de mínimos quadrados ajustadas por classe de renda em cada região.

Região	Classe de renda	Média (LSMean)
Centro-Oeste	[0, 2]	9,2805
Nordeste	[0, 2]	8,9354
Norte	[0, 2]	9,0518
Sudeste	[0, 2]	9,2413
Sul	[0, 2]	9,1934
Centro-Oeste	(2, 10]	9,1076
Nordeste	(2, 10]	8,8538
Norte	(2, 10]	8,9715
Sudeste	(2, 10]	9,0557
Sul	(2, 10]	9,0214
Centro-Oeste	(10, 200]	8,9397
Nordeste	(10, 200]	8,8076
Norte	(10, 200]	8,8688
Sudeste	(10, 200]	8,8938
Sul	(10, 200]	8,8547
Centro-Oeste	> 200	8,8011
Nordeste	> 200	8,7599
Norte	> 200	8,8235
Sudeste	> 200	8,7584
Sul	> 200	8,7622

A impressão da distribuição das médias de mínimos quadrados da renda por região tem o mesmo aspecto já observado na Tabela 2. A agricultura e/ou pecuária orgânica está presente em todas as regiões brasileiras, porém os estabelecimentos que a praticam estão concentrados na classe de renda entre zero e dois salários mínimos mensais.

Observa-se que há alta incidência de agricultura orgânica nas regiões onde há alta proporção de estabelecimentos na classe de renda inferior. Acredita-se que isto possa ser decorrente do fato de que o agricultor que não usa tecnologia (insumos) é considerado agricultor orgânico. Isto vai ao encontro à definição da agricultura orgânica, que é não usar insumos como adubos químicos, agrotóxicos e organismos geneticamente modificados.

O que se depreende das análises é que a agricultura nos mais altos níveis de renda não prática agropecuária orgânica. Para os agricultores que têm alta renda, a agricultura orgânica não difere entre todas as regiões brasileiras.

Ajuste da fronteira estocástica

Os valores obtidos para a função log-verossimilhança calculada nos estimadores ótimos foram -1.429,58 e -1.604,47 para as especificações exponencial e meia-normal, respectivamente. A especificação normal truncada não convergiu. A melhor representação é dada, portanto, pela combinação normal-exponencial.

A Tabela 5 mostra os resultados do processo de estimação para a Eq.2. A correlação entre valores observados e preditos para o modelo de fronteira estocástica, incluindo o valor esperado da componente estocástica, é de 0,7194. A fronteira mostra retornos estritamente decrescentes de escala ($0,879 \pm 0,018$). A elasticidade dominante pertence à tecnologia, seguida pelo trabalho e pela terra. As elasticidades relativas são dominadas pela tecnologia ($54,1\% \pm 1,8\%$), seguida pela mão de obra ($40,6\% \pm 1,5\%$) e pela terra ($5,3\% \pm 1,0\%$).

Tabela 5. Análise de fronteira estocástica – modelo normal-exponencial para a renda bruta. Efeitos analisados: terra, mão de obra, tecnologia, crédito, cooperativas, assistência técnica, alfabetização, orgânicos, práticas ambientais, Norte, Nordeste, Sudeste e Sul.

	Coefficiente	Desvio padrão	z
Função de produção			
Terra	0,0468	0,0086	5,42 **
Mão de obra	0,3569	0,0118	30,12 **
Tecnologia	0,4753	0,0231	20,54 **
Crédito	-0,0420	0,0069	-6,09 **
Cooperativas	0,0329	0,0081	4,05 **
Assistência técnica	0,0512	0,0086	5,98 **
Alfabetização	0,0394	0,0107	3,68 **
Orgânicos	-0,0365	0,0074	-4,96 **
Norte	0,0133	0,0326	0,41 n.s.
Nordeste	-0,1626	0,0264	-6,16 **
Sudeste	0,0050	0,0132	0,38 n.s.
Sul	0,0924	0,0133	6,93 **
Constante	0,8451	0,1791	4,72 **
$\ln \sigma^2$			
Norte	2,5472	0,1708	14,91 **
Nordeste	2,4397	0,1591	15,33 **
Sudeste	1,5134	0,1391	10,88 **
Sul	1,2829	0,1456	8,81 **
Constante	-4,8973	0,1305	-37,54 **
$\ln \sigma_u^2$			
Crédito	-0,4968	0,0455	-10,91 **
Cooperativas	-0,1785	0,0602	-2,97 **
Assistência técnica	0,0548	0,0548	1,00 *
Alfabetização	-0,3114	0,0661	-4,71 **
Orgânicos	-0,1520	0,0706	-2,15 **
Práticas ambientais	-1,0110	0,0915	-11,04 **
Norte	-0,5379	0,4221	-1,27 *
Nordeste	0,8587	0,2205	3,89 **
Sudeste	1,6999	0,1619	10,50 **
Sul	0,6899	0,1791	3,85 **
Constante	12,3735	1,0301	12,01 **

** significativo a 1%; * significativo a 5%; n.s. não significativo.

Na Tabela 5 a variável crédito tem sinal negativo nas especificações da fronteira e da ineficiência. A indicação aqui é que o crédito excessivo pode diminuir a renda. Todas as outras

covariáveis mostram os sinais esperados e afetam significativamente a resposta. A assistência técnica não é significativa na média da ineficiência, mas é altamente

significativa e positiva na fronteira de produção (aumento de renda bruta). A presença de agropecuária orgânica tem sinal negativo na ineficiência, o que tem impacto positivo já que implica na redução da ineficiência. Tem igualmente sinal negativo na especificação da fronteira, o que aqui implica em redução da renda bruta. Para Kostlivý e Fuksová (2019), a rentabilidade, o desempenho econômico e a comparabilidade entre as produções orgânica e convencional são influenciadas pelo tipo de produto e tamanho da propriedade rural, e a eficiência técnica da agricultura orgânica tende a ser crescente a longo prazo.

Em relação aos dados de 2006 (SOUZA; GOMES, 2019), a tecnologia permaneceu aproximadamente constante ($58,7\% \pm 2,2\%$), a mão de obra aumentou ($29,7\% \pm 1,6\%$) e a terra diminuiu acentuadamente ($11,6\% \pm 1,8\%$). Isso mostra a agricultura brasileira menos intensiva em terra, mantendo constante o já elevado nível de tecnologia e migrando para uma força de trabalho mais qualificada.

A Tabela 6 traz os efeitos líquidos $\partial E(y) / \partial cov = \beta_{cov} - (\delta_{cov} / 2)\sigma_u$ (elasticidades marginais) para as variáveis contextuais na renda bruta. Observa-

se que, com exceção de crédito e orgânicos, que os efeitos líquidos (médios e medianos) das demais covariáveis são positivos em todas as regiões. Para a presença de agropecuária orgânica cabe salientar que 758 municípios (14,4% do total de municípios aqui analisados) apresentaram efeito líquido positivo na renda para presença de produção orgânica: 559 na região Nordeste, 174 no Sudeste, 16 no Norte, 7 no Sul e 2 no Centro-Oeste.

Os 10 primeiros municípios, em ordem decrescente do efeito líquido da presença de produção orgânica, são: Diogo de Vasconcelos, MG (elasticidade marginal = 0,359); Santa Quitéria do Maranhão, MA (elasticidade marginal = 0,227); Cuité de Mamanguape, PB (elasticidade marginal = 0,195); São Sebastião do Rio Preto, MG (elasticidade marginal = 0,163); Serra Azul de Minas, MG (elasticidade marginal = 0,137); Matinhas, PB (elasticidade marginal = 0,127); Icapuí, CE (elasticidade marginal = 0,126); São Miguel da Baixa Grande, PI (elasticidade marginal = 0,125); Pindoretama, CE (elasticidade marginal = 0,125); Belágua, MA (elasticidade marginal = 0,124). As práticas adotadas nesses municípios parecem ser experiências bem-sucedidas que podem servir de *benchmark* para os demais.

Tabela 6. Mediana, média e desvio padrão (dp) para os efeitos líquidos – elasticidades marginais, das covariáveis, na renda bruta dos municípios, por região e para o Brasil.

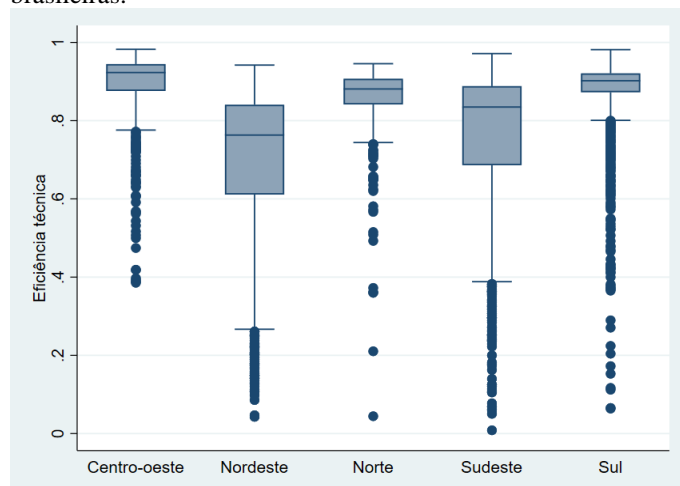
		Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sudeste	Sul	Brasil
Crédito	mediana	-0,0710	-0,1445	-0,0820	-0,1090	-0,0754	-0,1029
	média	-0,0755	-0,1617	-0,0912	-0,1224	-0,0796	-0,1179
	dp	0,0145	0,0688	0,0335	0,0546	0,0170	0,0603
Cooperativas	mediana	0,0433	0,0697	0,0473	0,0570	0,0449	0,0548
	média	0,0449	0,0759	0,0506	0,0618	0,0464	0,0602
	dp	0,0052	0,0247	0,0120	0,0196	0,0061	0,0217
Assistência técnica	mediana	0,0480	0,0399	0,0468	0,0438	0,0475	0,0445
	média	0,0475	0,0380	0,0458	0,0423	0,0471	0,0428
	dp	0,0016	0,0076	0,0037	0,0060	0,0019	0,0067
Alfabetização	mediana	0,0576	0,1037	0,0644	0,0814	0,0603	0,0776
	média	0,0604	0,1144	0,0702	0,0898	0,0630	0,0870
	dp	0,0091	0,0431	0,0210	0,0342	0,0107	0,0378
Orgânicos	mediana	-0,0276	-0,0051	-0,0242	-0,0160	-0,0262	-0,0178
	média	-0,0262	0,0002	-0,0214	-0,0119	-0,0250	-0,0132
	dp	0,0044	0,0210	0,0103	0,0167	0,0052	0,0184
Práticas agrícolas	mediana	0,0591	0,2087	0,0814	0,1364	0,0680	0,1240
	média	0,0681	0,2437	0,1002	0,1636	0,0767	0,1545
	dp	0,0295	0,1400	0,0682	0,1111	0,0346	0,1227

Como pode-se observar na Tabela 6, considerando-se as medianas dos efeitos das covariáveis na renda bruta agropecuária, a região Nordeste é a que mais se beneficia com o aumento em alfabetização, presença de agropecuária orgânica e práticas agrícolas ambientalmente amigáveis e cooperativismo. A região Centro-Oeste, seguida da região Sul, é a que tem menor impacto negativo na renda bruta com o aumento do crédito. O efeito da assistência técnica é similar entre as regiões, mas menor no Nordeste.

A Figura 2 mostra a distribuição da eficiência técnica. A região Centro-Oeste domina (mediana = 0,923), seguida pelas regiões Sul (0,902), Norte (0,881), Sudeste (0,835) e Nordeste (0,763). As maiores variações ocorrem nas regiões Sudeste e Nordeste.

Os níveis tecnológicos, medidos pelas variáveis indicadoras regionais na função de produção, mostram o menor valor para o Nordeste. O melhor valor é para a região Sul. As regiões Norte e Sudeste não diferem estatisticamente da região Centro-Oeste neste critério.

Figura 2. Distribuição da eficiência técnica nas cinco regiões brasileiras.



CONCLUSÕES

O número de estabelecimentos que praticam agricultura e/ou pecuária orgânica passou de 90.498 (em 2006) para 64.690 (em 2017).

A predominância de agricultura orgânica está no Sudeste e a menor proporção está no Centro-Oeste.

A classe de renda bruta predominante para os estabelecimentos que praticam pecuária e/ou agricultura orgânica, em todas as regiões, é a classe entre zero a dois salários mínimos.

O acesso ao crédito, a associação em cooperativas, o nível de alfabetização e o acesso à assistência técnica são os principais fatores contextuais necessários para reduzir as imperfeições de mercado e promover a melhoria da renda.

Os fatores de produção com mais impacto para a inclusão produtiva e a redução da pobreza são a tecnologia e uma força de trabalho qualificada.

Para a presença de agropecuária orgânica cabe salientar que 14,4% do total de municípios aqui analisados (758 municípios) apresentaram efeito líquido positivo na renda: 559 na região Nordeste, 174 no Sudeste, 16 no Norte, 7 no Sul e 2 no Centro-Oeste.

REFERÊNCIAS

AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, v. 6, p. 21–37, 1977. [10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5).

AQUINO, J. R.; RADOMSKY, G. F. W.; SPOHR, G.; PEÑAFIEL, A. P. P.; RADOMSKY, C. W. Dimensão e características do público potencial do Grupo B do PRONAF na região Nordeste e no estado de Minas Gerais. In: SCHNEIDER, S.; FERREIRA, B.; ALVES, F. (Orgs.). Aspectos multidimensionais da agricultura brasileira: diferentes visões do censo agropecuário 2006. Brasília: IPEA, 2014. p. 77–105.

AQUINO, J. R.; GAZOLLA, M.; SCHNEIDER, S. Um retrato do lado pobre da agricultura familiar no Estado do Rio Grande do Sul. 53º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. João Pessoa, 26 a 29 de julho de 2015, 20p.

BARBOSA, W. DE F.; SOUSA, E. P. Agricultura orgânica no Brasil: características e desafios. *Revista Economia & Tecnologia (RET)*, v. 8, n. 4, p. 67–74, 2012. [10.5380/ret.v8i4.30784](https://doi.org/10.5380/ret.v8i4.30784).

BRAVO-MONROY, L.; POTTS, S. G.; TZANOPOULOS, J. Drivers influencing farmer decisions for adopting organic or conventional coffee management practices. *Food Policy*, v. 58, January, p. 49–61, 2016. [10.1016/j.foodpol.2015.11.003](https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2015.11.003).

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J. An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. 2.ed. New York: Springer, 2005. 367p.

CONOVER, W. J. Practical nonparametric statistics. 3ed. New York: Wiley, 1999. 584p.

GAZZOLA, R.; GOMES, E. G.; SOUZA, G. S.; WANDER, A. E. Agricultura orgânica e convencional em Santa Catarina: Análise comparativa dos produtores. *Revista Verde*, v. 13, n. 1, p. 89–96, 2018. [10.18378/rvads.v13i1.4233](https://doi.org/10.18378/rvads.v13i1.4233).

GAZZOLA, R.; SOUZA, G. S.; MARTINELLI, S. S.; SOUSA, A. A.; PROENÇA, R. P. da C. Renda de agricultores y agroindustrias cooperados en Santa Catarina, Brasil. *Revista Verde*, v. 14, n. 1, p. 69–77, 2019. [10.18378/rvads.v14i1.5977](https://doi.org/10.18378/rvads.v14i1.5977).

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*, 6th ed., Prentice Hall, Englewood Cliffs, 2008. 1178p.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Número de estabelecimentos agropecuários, por tipologia, uso de agricultura orgânica ou pecuária orgânica, sexo do produtor, classe de idade do produtor e condição do produtor em relação às terras. 2020. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6853>>. Acesso em: 29 julho 2020.

KHANAL, A. R.; MISHRA, S. K.; HONEY, U. Certified organic food production, financial performance, and farm size: An unconditional quantile regression approach. *Land Use Policy*, v. 78, p. 367–376, 2018. [10.1016/j.landusepol.2018.07.012](https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.07.012).

KHUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. 344p.

KLONSKY, K. Forces impacting the production of organic foods. *Agriculture and Human Values*, v. 17, p. 233–43, 2000. [10.1023/A:1007655312687](https://doi.org/10.1023/A:1007655312687).

KOSTLIVÝ, V.; FUKSOVÁ, Z. Technical efficiency and its determinants for Czech livestock farms. *Agricultural Economics (Czech Republic)*, v. 65, n. 4, p. 175–184, 2019. [10.17221/162/2018-AGRICECON](https://doi.org/10.17221/162/2018-AGRICECON).

- LOURENÇO, A. V.; SCHNEIDER, S.; GAZOLLA, M. A. Agricultura orgânica no Brasil: um perfil a partir do censo agropecuário de 2006. *Extensão Rural*, v. 24, n. 1, p. 42–61, 2017. [10.5902/2318179624514](https://doi.org/10.5902/2318179624514).
- MALEK, Z.; TIESKENS, K. F.; VERBURG, P. H. Explaining the global spatial distribution of organic crop producers. *Agricultural Systems*, v. 176, p. 1–10, 2019. [10.1016/j.agsy.2019.102680](https://doi.org/10.1016/j.agsy.2019.102680).
- MAPA. Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento. Alimentos orgânicos renderam R\$ 4 bilhões a produtores brasileiros em 2018. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/mercado-brasileiro-de-organicos-fatura-r-4-bilhoes>. Atualizado em 29/04/2020. Acesso em: 15 julho 2020.
- MARASTEANU, I. J.; JAENICKE, E. C. Economic impact of organic agriculture hotspots in the United States. *Renewable Agriculture and Food Systems*, v. 34, p. 501–522. 2019. [10.1017/S1742170518000066](https://doi.org/10.1017/S1742170518000066).
- SEBRAE. Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas. Agricultura Orgânica: Cenário brasileiro, tendências e expectativas. 2020. Disponível em: <https://www.sebrae.com.br/sites/PortalSebrae/artigos/o-que-e-agricultura-organica,69d9438af1c92410VgnVCM100000b272010aRCRD>. Acesso em: 29 junho 2020.
- SEBRAE. Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas. Pesquisa com Produtores Orgânicos 2018. Disponível em: https://www.sebrae.com.br/Sebrae/Portal%20Sebrae/Anexos/Pesquisa%20com%20Produtores%20Org%C3%A2nicos%202018%20Sebrae_21.6.2018.pdf. Acesso em: 29 junho 2020.
- SOUZA, G. S.; ALVES, E. R. de A.; GOMES, E. G.; MAGALHÃES, E.; ROCHA, D. P. Um modelo de produção para a agricultura brasileira e a importância da pesquisa da Embrapa. *In: ALVES, E.R.A.; SOUZA, G.S.; GOMES, E.G. (Org.). Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil*. 1ed. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, v. 1, p. 49–86, 2013.
- SOUZA, G. S.; GOMES, E. G. A stochastic production frontier analysis of the Brazilian agriculture in the presence of an endogenous covariate. *In: PARLIER, G.; LIBERATORE, F.; DEMANGE, M. (Org.). Operations Research and Enterprise Systems. ICORES 2018. Communications in Computer and Information Science*. 1ed. Cham: Springer, v. 966, p. 3–14, 2019.
- SOUZA, G. S.; GOMES, E. G.; ALVES, E. R. de A. Estimativa de uma função de produção para a agricultura brasileira com base nos microdados do censo agropecuário 2017. *Revista de Política Agrícola*, ano 29, n. 4, 2020a.
- SOUZA, G. S.; GOMES, E. G.; ALVES, E. R. de A. Uma visão da produção da agricultura brasileira com base em dados recentes do censo agropecuário. *In: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G. Uma Jornada pelos Contrastes do Brasil: 100 Anos de Censo Agropecuário*. Brasília: Ipea, 2020b. Cap.2. pg. 39-50.
- STATA. Stata Base Reference Manual Release 16. College Station: Stata Press, 2019. 2911p.
- STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D.A. Principles and Procedures of Statistics. A Biometrical Approach. McGraw-Hill, 1997. 666 p.
- TOMAZZONI, G. C.; SCHNEIDER, S. Cooperativismo na agricultura orgânica no Brasil: contribuições de Chayanov. *Revista de Gestão e Organizações Cooperativa*, v. 7, Edição Especial, 2020. [10.5902/2359043241660](https://doi.org/10.5902/2359043241660).
- WOLLNI, M.; BRÜMMER, B. Productive efficiency of specialty and conventional coffee farmers in Costa Rica: Accounting for technological heterogeneity and self-selection. *Food Policy*, v. 37, n. 1, p. 67–76, 2012. [10.1016/j.foodpol.2011.11.004](https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2011.11.004).