

# Função de produção com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2017<sup>1,2</sup>

Geraldo da Silva e Souza<sup>3</sup>  
Eliane Gonçalves Gomes<sup>4</sup>  
Eliseu Roberto de Andrade Alves<sup>5</sup>

**Resumo** – Este artigo traz os principais resultados das análises feitas, na sala de acesso a dados restritos do IBGE, com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2017. Ajustou-se uma fronteira de produção estocástica a uma amostra dos estabelecimentos investigados pelo censo. As informações foram exploradas para avaliar a significância estatística das elasticidades dos fatores de produção e de outras variáveis contextuais (relacionadas às imperfeições de mercado) que afetam a produção, direta e indiretamente, por meio da componente de eficiência técnica. Foi usada uma representação Cobb-Douglas para a fronteira. Os insumos tecnológicos têm a maior elasticidade relativa, seguidos por mão de obra e terra. Foi usada a correção de Murphy-Topel para a matriz de variância-covariância. Os fatores contextuais que afetam significativamente e positivamente a eficiência de produção são associação a cooperativas, obtenção de financiamento e probabilidade de renda líquida positiva; a prática de agricultura e/ou pecuária orgânica afeta negativamente a eficiência de produção.

**Palavras-chave:** correção de Murphy-Topel, eficiência técnica, fronteira estocástica, renda líquida positiva.

## Production function based on 2017 agricultural census microdata

**Abstract** – In this paper we present the main results of the analyzes carried out in the IBGE restricted data access room based on the 2017 agricultural census microdata. A stochastic production frontier was fit to a sample of rural establishments investigated by the census. The information from the 2017 Brazilian agricultural census was explored to assess the statistical significance of the production factors' elasticities and of other contextual variables (related to market imperfections) that affect production directly and indirectly through the technical efficiency component. A Cobb-Douglas

<sup>1</sup> Original recebido em 12/5/2020 e aprovado em 18/6/2020.

<sup>2</sup> Os dados utilizados neste trabalho são do Censo Agropecuário, Florestal e Aquícola 2017, do IBGE, e foram obtidos mediante ingresso autorizado à sala de acesso a dados restritos da instituição. Os resultados, análises e interpretações apresentados são de responsabilidade única dos autores, não representando a visão oficial do IBGE nem estatística oficial.

<sup>3</sup> Universidade de Brasília (UnB) – Departamento de Estatística. E-mail: geraldosouza@unb.br

<sup>4</sup> Embrapa – Secretaria de Inteligência e Relações Estratégicas (Sire). E-mail: eliane.gomes@embrapa.br

<sup>5</sup> Embrapa – Diretoria Executiva. E-mail: eliseu.alves@embrapa.br

representation was used for the frontier. Technological inputs have the highest relative elasticity, followed by labor and land. The Murphy-Topel correction was used for the variance-covariance matrix. The contextual factors that significantly and positively affect production efficiency are association to cooperatives, financing and the probability of positive net income; the practice of organic agriculture and/or livestock farming negatively affects production efficiency.

**Keywords:** Murphy-Topel correction, technical efficiency, stochastic frontier, positive net income.

## Introdução

Em 2019, a agricultura respondeu por 4,4% do PIB brasileiro (Agência IBGE Notícias, 2020) e o agronegócio, por 21,4% (Cepea, 2020). O Brasil lidera as exportações mundiais de vários produtos. De acordo com os dados mais recentes da FAO (FAO, 2020), em 2017 o Brasil era o maior exportador mundial de café, carnes (bovino, suíno, frango), soja e açúcar refinado; o 2º exportador mundial de milho (atrás dos Estados Unidos); e o 4º de algodão (atrás de Estados Unidos, Índia e Austrália, nessa ordem). Conforme OECD-FAO... (2015), o Brasil pode se tornar o maior fornecedor mundial de alimentos, capaz de suprir a demanda mundial adicional, proveniente principalmente da Ásia.

Segundo dados do Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2019), existem 5.073.324 estabelecimentos rurais no Brasil e mais de 15 milhões de trabalhadores rurais. Os estabelecimentos com menos de 100 hectares compreendem 89% do total e empregam 80% da força de trabalho rural. A agricultura brasileira é extremamente concentrada em termos de renda: menos de 1% das fazendas foram responsáveis por cerca de 50% do valor total da produção em 2017. Durante muito tempo, a suposição da causa da concentração de alta renda nas áreas rurais do Brasil era a distribuição desigual de terras. No entanto, estudos recentes (Souza et al., 2018; Souza & Gomes, 2019) mostram que o acesso à tecnologia é a principal causa da concentração da produção e, provavelmente, da pobreza rural. Nesse contexto, são necessárias políticas públicas adequadas para melhorar o acesso à tecnologia e aumentar a inclusão produtiva.

Conforme discutido em OECD-FAO... (2019), o principal fator de crescimento da pro-

dutividade na América Latina foi a pesquisa e desenvolvimento (P&D), acompanhada de investimentos na agricultura e assistência técnica/extensão rural aos agricultores – o investimento público em P&D tem sido fundamental para o aumento da produtividade da agropecuária na região. Conforme Moretti (2020), a agricultura brasileira é uma agricultura movida a ciência, e esse fato foi o responsável nas últimas cinco décadas por mudar a condição brasileira de importador para um dos maiores exportadores mundiais de alimentos, fibras e bioenergia.

As relações de produção da agricultura brasileira podem ser avaliadas via modelos de produção que permitem medir seu desempenho (eficiência e/ou produtividade) e identificar os fatores causais. Nesse sentido, é possível revelar caminhos para as políticas públicas melhorarem o desempenho da produção dos estabelecimentos rurais e da agricultura brasileira como um todo.

Muitos estudos tratam do conceito de produtividade e eficiência em agricultura: Färe et al. (1985), Battese (1992), Bravo-Ureta & Pinheiro (1993), Thiam et al. (2001), Pereira et al. (2002), Helfand & Levine (2004), Nkamleu (2004), Fuglie & Schimmelpfennig (2010), Latruffe (2010), O'Donnell (2012), Souza et al. (2013, 2017, 2018), Souza & Gomes (2015, 2019), entre outros – a análise da produtividade total dos fatores (PTF) para a agricultura brasileira pode ser apreciada, por exemplo, nos trabalhos recentes de Gasques et al. (2012, 2014, 2016, 2018).

O objetivo deste estudo é propor um modelo de produção para a agricultura brasileira utilizando os dados do Censo Agropecuário de 2017. A função de produção aqui proposta foi estimada por meio de uma fronteira de produ-

ção estocástica do tipo Cobb-Douglas (Coelli et al., 2005), que modela a renda bruta dos estabelecimentos rurais em função dos insumos trabalho, terra e capital (tecnologia). São consideradas também covariáveis de interesse que afetam a componente de ineficiência técnica. A fronteira de produção foi especificada para a produção agropecuária do estabelecimento rural como um todo, sob hipótese de erros idiossincráticos normais e de ineficiência meia normal. Uma característica inovadora desse modelo foi a construção de uma *proxy* para capital, já que no questionário do censo não há variáveis econômicas (custos) associadas a esse insumo. Igualmente considera-se uma *proxy* para o insumo terra. Uma das covariáveis utilizadas na especificação da ineficiência foi a probabilidade de renda líquida positiva, o que demandou tratamento específico para a estimativa dos desvios padrão das variáveis; a correção de Murphy-Topel (Murphy & Topel, 1985) foi usada para esse fim.

Como o ajuste de observações de produção a modelos de fronteiras de produção demanda forte interação do investigador com o objeto da análise estatística, foi adotada a mesma estratégia de Souza et al. (2013). A análise tomou por base uma amostra aleatória estratificada (Cochran, 1977) de todos os estabelecimentos investigados no censo. A população censitária de 2017 foi estratificada por regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul, Centro-Oeste) e classes de renda definidas com base na renda bruta anual dos estabelecimentos. Consideraram-se três classes de renda bruta, com base nos rendimentos mensais em unidades de salário mínimo: (0, 2], (2, 10] e (10, 200]. Foi também incluída a população dos estabelecimentos de renda bruta acima de 200 salários mínimos de média mensal.

Os microdados do censo foram disponibilizados pelo IBGE para uso público em outubro de 2019. A análise aqui descrita foi integralmente feita na sala de acesso a dados restritos do IBGE, em novembro de 2019. Dada a restrição de confidencialidade das respostas dos entrevistados pelo censo, os resultados obtidos passaram por

verificação de conformidade pela área técnica do IBGE antes de serem autorizados para uso. Os resultados aqui apresentados são os que foram liberados/autorizados por aquela instituição em fevereiro de 2020.

## Plano amostral

A partir dos arquivos em formato SAS disponibilizados pelo IBGE na sala de acesso a dados restritos, com os microdados do Censo Agropecuário de 2017, foi gerada uma base de dados personalizada do censo para este estudo. Essa base foi obtida pela fusão das bases de microdados referentes a: características dos estabelecimentos, lavoura permanente, silvicultura, pecuária e agroindústria. Para as bases de lavoura permanente, silvicultura, pecuária e agroindústria foram selecionadas apenas as variáveis de interesse. No total, estão disponíveis 5.073.324 observações, referentes ao total de estabelecimentos rurais no País contemplados no censo.

A partir da base criada, foram geradas variáveis derivadas – renda bruta, classes de renda, despesas com insumos, indicador de capital, indicador de terra e índice de Gini, por exemplo. Foram eliminadas as observações com renda bruta nula ou sem informação.

Tomou-se, então, uma amostra aleatória estratificada da população de 3.771.803 estabelecimentos rurais no Censo Agropecuário de 2017 (com valores não nulos para renda bruta e com renda bruta inferior a 200 salários mínimos mensais). A amostra foi obtida admitindo-se alocação proporcional (Cochran, 1977). A escolha da alocação proporcional força a representatividade de todas as classes de renda na amostra. Para seguir o critério usado em Souza et al. (2013), o nível de precisão adotado foi de R\$ 461,38 na estimativa da renda média bruta no censo, com probabilidade de 95%, seguindo o mesmo critério de Souza et al. (2013). O salário mínimo adotado para 2017 foi de R\$ 922,75. Cabe a seguinte observação: o Censo Agropecuário de 2017 tem como período de referência 1º de outubro de 2016 a 30 de

setembro de 2017. Assim, para calcular o salário mínimo mensal correspondente ao período do censo, considerou-se 75% do salário mínimo de 2017 (R\$ 937) e 25% do salário mínimo de 2016 (R\$ 880), o que resulta no valor de R\$ 922,75 mensais.

As classes de renda consideradas em cada região (no-Norte, ne-Nordeste, se-Sudeste, sul-Sul, ce-Centro-Oeste) com base na renda bruta anual em 2017 foram A: (0; 22.146,00]; B: (22.146,00; 110.730,00]; e C: (110.730,00; 2.214.600,00]. A amostra para esses 15 grupos (combinação de cinco regiões e três classes de renda) compreendeu 240.124 estabelecimentos rurais.

O grupo com renda bruta acima de R\$ 2.214.600,00 (200 salários mínimos) foi observado em separado e populacionalmente, ou seja, sem amostragem. Para esse grupo, a população é composta por 24.791 estabelecimentos rurais.

O ajuste de fronteiras de produção depende de observações válidas de renda bruta, efeitos técnicos e utilização de insumos (terra, mão de obra e outros insumos). Estabelecimentos sem informações dos efeitos técnicos de interesse ou com valores nulos de insumos ou renda bruta foram eliminados da análise.

## Fronteiras de produção estocástica

A discussão a seguir tem como referências básicas Khumbhakar & Lovell (2000), Coelli et al. (2005), Greene (2011), Souza et al. (2013) e StataCorp (2019). A referência seminal para os modelos de fronteira de produção estocástica é Aigner et al. (1977).

Seja a especificação de uma função de produção real  $f(x, z, \theta)$  dependente do vetor de insumos  $x$  de dimensão  $k$ , do vetor de efeitos contextuais  $z$  de dimensão  $g$  e de um vetor paramétrico de dimensão finita  $d$ . Sem erros

aleatórios e ineficiência, o máximo de produção  $y_j$  que pode ser obtido pelo estabelecimento  $j$  com o uso de  $x_j$ , na presença das covariáveis  $z_j$ , é dado por  $y_j = f(x_j, z_j, \theta)$ .

A ineficiência no processo de produção pressupõe a existência de uma componente estocástica  $\eta_j \in (0,1)$  tal que a produção seja dada por  $y_j = f(x_j, z_j, \theta)\eta_j$ . Se  $\eta_j$  se aproxima de 1, isso significa que a produção do estabelecimento rural é próxima do ótimo definido por  $f(x, z, \theta)$ . Quando  $\eta_j < 1$ , o estabelecimento não está produzindo o máximo possível em face da tecnologia disponível para o conjunto de estabelecimentos e incorporada em  $f(x, z, \theta)$ .

As observações de produção estão sujeitas também a variações aleatórias resultantes de efeitos de *per se* desprezáveis, mas que exibem deslocamentos na produção. É comum, portanto, postular a presença de choques estocásticos na função de produção e presumir a existência de variáveis aleatórias reais  $v_j$ , tais que  $y_j = f(x_j, z_j, \theta)\eta_j \exp(v_j)$ .

A especificação acima é equivalente ao modelo estatístico  $\ln y_j = \ln f(x_j, z_j, \theta) + v_j - u_j$ , em que  $u_j$  é uma variável aleatória não negativa representando a componente de ineficiência do modelo, i.e.,  $u_j = -\ln(\eta_j)$ .

Uma função de produção de uso corrente em teoria de produção é a chamada especificação Cobb-Douglas:<sup>6</sup>

$$f(x, z, \theta) = C \prod_{v=1}^k x_v^{\beta_v} \exp(z'w)$$

Nessa representação,  $\theta = (\beta, w)$ , sendo  $\beta_v > 0$  a elasticidade do insumo  $x_v$ . Portanto,

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

<sup>6</sup> Não foi testada a adequabilidade da especificação Cobb-Douglas contra formas mais gerais. A rigor, isso deveria ser feito contra a única forma realmente flexível, que é a Forma Flexível de Fourier. Isso envolveria o uso de restrições paramétricas artificiais e não permitiria comparações com outros estudos, como em Souza & Gomes (2019). Optou-se por fixar a forma mais simples da superfície resposta e testar a adequabilidade do conjunto superfície resposta-distribuição da eficiência.

Especificações estocásticas distintas para as componentes de erro levam a modelos de fronteira alternativos. Admite-se que os  $v_j$  são distribuídos independentemente da componente de ineficiência  $u_j$ . Representam uma amostra aleatória da distribuição normal, com média zero e variância  $\sigma^2$ . Para  $u_j$ , admitem-se observações independentes provenientes da distribuição exponencial com variância  $\sigma_u^2$ , da distribuição meia normal proveniente do truncamento positivo da normal com média zero e variância  $\sigma_u^2$  ou da distribuição normal truncada resultante do truncamento positivo da distribuição normal com média  $\mu$  e variância  $\delta^2$ . As ineficiências são dadas por  $\sigma_u^2$  para a distribuição exponencial, por  $\sqrt{2/\pi} \sigma_u$  para a distribuição meia normal, e por  $\mu + \phi\lambda$ , com  $\lambda = \phi(\mu/\delta)/\Phi(\mu/\delta)$ , para a distribuição normal truncada, em que  $\phi(\cdot)$  e  $\Phi(\cdot)$  são as funções densidade de probabilidades e de distribuição de probabilidades da normal padrão.

O vetor de parâmetros  $\theta$  do modelo é estimado para  $n$  observações (estabelecimentos rurais) pelo método de máxima verossimilhança. O processo de inferência estatística é válido assintoticamente. Para obter a estimativa de estimativa  $\hat{\theta}$  do vetor  $\theta$ , otimizam-se as seguintes funções log-verossimilhanças (StataCorp, 2019):

#### Modelo normal-exponencial

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

#### Modelo normal-meia normal

$$L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \ln \left( \frac{2}{\pi} \right) - \ln(\sigma_s) + \ln \left( -\frac{\rho\varepsilon_j}{\sigma_s} \right) - \frac{\varepsilon_j^2}{2\sigma_s^2} \right\}$$

#### Modelo normal-normal truncada

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

Nas expressões acima,  $e_j = j_v - u_j$  representa a diferença  $\ln y_j - \ln f(x_j, z_j, \theta)$  entre a variável resposta e a parte determinística do modelo,  $\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_u^2$ ,  $\rho = \sigma_u/\sigma$  e  $\gamma = \sigma_u^2/\sigma_s^2$ . O parâmetro  $\theta'$  inclui  $\theta$  e a parametrização adicional usada na componente de ineficiência.

Efeitos associados a variáveis contextuais que afetam a eficiência técnica são modelados pelos parâmetros envolvidos nas especificações das distribuições associadas à ineficiência. Nos casos exponencial e meia normal, postula-se que  $\sigma_u^2 = \exp(m'b)$ , em que  $m$  é um vetor de covariáveis, e  $b$  é o vetor de efeitos correspondentes. Para a distribuição normal truncada, postula-se  $\mu = m'b$ . O valor esperado da ineficiência em qualquer caso é uma função monótona do construto linear  $m'b$ . Heteroscedasticidade na componente  $v$  é obtida impondo um tipo análogo de especificação para  $\sigma^2$ . Tal opção é tipicamente utilizada nas especificações exponencial e meia normal e não está disponível em (StataCorp, 2019) para a normal truncada.

O modelo escolhido aqui (os demais não convergiram) foi o definido pela especificação normal-meia normal, com a consideração de variáveis contextuais nas duas componentes de erro e na função de produção. Nesse contexto, a medida de eficiência técnica  $te_j$  é estimada por (StataCorp, 2019) :

$$te_j = \{ [1 - \Phi(\sigma_s - \mu_{*j}/\sigma_s)] / [1 - \Phi(-\mu_{*j}/\sigma_s)] \} \exp(-\mu_{*j} + 1/2\sigma_s^2),$$

onde  $\mu_j = -\varepsilon_j (\sigma_u^2/\sigma_s^2)$ ,  $s^* = \sigma_u \sigma/\sigma_s$

Neste estudo, o termo de erro  $u_j$  é a componente de ineficiência técnica com distribuição meia normal com variância dependente dos efeitos técnicos contextuais – probabilidade de renda líquida positiva ( $p$ ), orientação técnica, cooperativas, cadastro ambiental rural, alfabetização, agricultura e/ou pecuária orgânicas, financiamento, acrescidos das variáveis indicadores regionais.

A probabilidade de renda líquida positiva ( $p$ ) foi estimada externamente por uma regressão com variável dependente binária em que se supõe  $p = \Phi(l'c)$ , sendo  $c$  um vetor de parâme-

tros, e  $l$  é definido com o uso de um conjunto de variáveis instrumentais. Nessa regressão,  $p$  é uma variável binária que assume o valor 1 para estabelecimento com renda líquida positiva e 0 para os outros casos. A função  $\Phi(\cdot)$  é a função de distribuição de probabilidades da normal padrão.

O uso da variável  $p$  na modelagem da componente de ineficiência demanda tratamento específico para a estimativa dos desvios padrão. Essa variável guarda potencial endogeneidade com a variável resposta (renda bruta) e, por isso, a matriz de variância-covariância deve ser corrigida. Para esse fim, foi usada a correção descrita em Murphy & Topel (1985). Aqui, endogeneidade é entendida como a correlação de uma variável com o termo  $v_j$ . A correção da matriz de variância-covariância é brevemente descrita a seguir.

Seja  $\hat{\delta}$  a estimativa de máxima verossimilhança obtida a partir da regressão de variáveis instrumentais ( $p = \Phi(l'c)$ ,  $c = \delta$ ), com matriz de variância  $\hat{V}_1$ . A função de verossimilhança é  $f_1(l, \delta)$ . Seja  $\hat{\theta}$  o estimador de máxima verossimilhança resultante do modelo de fronteira obtido fazendo  $p = \Phi(l'\hat{\delta})$  e supondo esse valor conhecido. A matriz de variância é  $\hat{V}_2$  e a função de verossimilhança é  $f_2(x, \theta, p)$ . O vetor  $x$  inclui insumos e covariáveis. Seguindo Greene (2011, p.537), definem-se  $\hat{C}$  e  $\hat{R}$  por

$$\hat{C} = 1/n \sum_{i=1}^n (\partial \ln f_{2i} / \partial \hat{\theta}) (\partial \ln f_{2i} / \partial \hat{\delta})'$$

$$\hat{R} = 1/n \sum_{i=1}^n (\partial \ln f_{2i} / \partial \hat{\theta}) (\partial \ln f_{1i} / \partial \hat{\delta})'$$

A matriz de variância corrigida  $\hat{V}$  é dada por

$$\hat{V} = 1/n [\hat{V}_2 + \hat{V}_2 (\hat{C} \hat{V}_1 \hat{C}' - \hat{R} \hat{V}_1 \hat{R}' - \hat{C} \hat{V}_1 \hat{R}') \hat{V}_2]$$

Os cálculos utilizados na determinação de  $\hat{V}$  foram efetuados na sala de acesso a dados restritos do IBGE com os softwares Stata e SAS.

## Dados

Como descrito anteriormente, da população de 5.073.324 estabelecimentos rurais investigados no Censo Agropecuário de 2017, utilizou-se aqui uma amostra estratificada de 240.124 observações para os 15 estratos de renda bruta X região, e 24.791 observações com renda bruta superior a 200 salários mínimos mensais.

A variável resposta da função de produção é a receita bruta declarada da agricultura (soma de receitas de origem animal, receitas de origem vegetal e receita da agroindústria), e os insumos são terra, mão de obra e insumos tecnológicos. O trabalho é medido como a soma de despesa com salário e despesa com contratação de serviços. As despesas com os insumos terra e tecnologia não estão disponíveis diretamente nos dados do censo; para elas, foram construídas *proxies* apropriadas. Como *proxy* para a terra, considerou-se a soma da área utilizada na agricultura nos estabelecimentos com a terra arrendada. Para a tecnologia (insumos tecnológicos), adotou-se um modelo fatorial aplicado a várias variáveis. Um único escore tecnológico foi obtido pela média ponderada das classificações (*ranks*) dessas variáveis. Os pesos aplicados foram as comunalidades relativas derivadas do modelo fatorial. Dois fatores foram retidos com o uso da regra do valor próprio mínimo = 1. Os insumos tecnológicos incluem: despesas com sementes de mudas, sal, ração, medicamentos, adubos, corretivos, agrotóxicos; despesas com combustíveis, energia elétrica, outras despesas, transporte da produção; capacidade de armazéns, infláveis, graneleiros, silos; número de tratores, semeadeiras ou plantadeiras, colheitadeiras, adubadeiras ou distribuidoras de calcário; número de caminhões, utilitários, automóveis, motos, aviões e aeronaves de uso agrícola; quantitativo de animais (bovinos, bubalinos, equinos, asininos, muares, suínos, caprinos, ovinos, galinhas, galos, frangas, frangos e pintos, codornas, patos, gansos, marrecos, perdizes e faisões, coelhos, perus, avestruzes); patrimônio (caixas de abelha, total de pés de lavouras permanentes, total de pés de silvicultura).

Todas as variáveis de produção (inclusive a variável dependente) foram medidas em *rank* e transformadas para a escala logarítmica. Essas transformações permitem minimizar questões de escala e emprestam propriedades não paramétricas às análises (Conover, 1999).

Na modelagem da componente de ineficiência, foram consideradas as seguintes variáveis contextuais, medidas no censo como variáveis indicadoras (0-1): o estabelecimento recebe orientação de técnico especializado em agropecuária; o produtor é associado à cooperativa; o estabelecimento possui cadastro ambiental rural; o produtor sabe ler e escrever (alfabetização); faz agricultura orgânica e/ou pecuária orgânica; obteve financiamentos.

Assim como em Souza et al. (2013), foi também considerada como variável contextual a probabilidade de o estabelecimento ter renda líquida positiva ( $p$ ). A renda líquida foi calculada como a diferença entre a renda bruta (conforme definido em parágrafos anteriores) e a despesa total (variável calculada pelo IBGE, disponível na base de microdados do censo). A probabilidade de renda líquida positiva foi estimada externamente por meio de uma regressão com variável dependente binária, em que se supõe que  $p = \Phi(l'c)$ ,  $c$  é um vetor de parâmetros, e  $l$  é definido com o uso de um conjunto de variáveis instrumentais. A função  $\Phi(\cdot)$  é a função de distribuição de probabilidades da normal padrão.

## Resultados estatísticos

### Aspectos descritivos

A mediana da renda é mais intensa no Centro-Oeste, seguido pelo Sul, Norte, Sudeste e Nordeste. A variação é menor no Centro-Oeste e no Sul. A maior variação ocorre no Nordeste. Os valores medianos do Norte e Sudeste não diferem muito. Capital/tecnologia segue a mesma ordem. O Centro-Oeste domina claramente. O Norte tem a maior variabilidade. O uso da terra é mais intenso no Centro-Oeste, seguido pelo

Norte, Sudeste, Nordeste e Sul. O Centro-Oeste e o Norte dominam e mostram variações menores. O trabalho é mais intenso no Centro-Oeste, seguido pelo Sudeste, Sul, Norte e Nordeste. O Centro-Oeste tem também a menor variabilidade. A evidência resultante das observações das estatísticas descritivas dos fatores de produção é a clara dominância do Centro-Oeste e Sul.

Observa-se o domínio do Sul em quase todas as covariáveis, seguido pelo Sudeste e Centro-Oeste, em termos da mediana. A exceção é na variável renda líquida positiva, para a qual o Norte exhibe maior proporção de estabelecimentos com essa característica. O Nordeste, tipicamente, mostra medianas mais baixas, exceto em orgânicos e financiamento – nesses casos, com valores similares aos do Norte.

A Tabela 1 mostra os valores totais e percentuais do quantitativo de estabelecimentos, renda bruta dos estabelecimentos e área total dos estabelecimentos segundo os estratos (classe de renda e região). São aqui considerados os estabelecimentos com renda bruta e área total não nulos, num total de 3.796.594 estabelecimentos (3.771.803 de renda bruta igual ou inferior a 200 salários mínimos + 24.791 de renda acima de 200 salários mínimos). Nota-se que as áreas médias por estabelecimento são maiores nos estratos de maior renda. O Nordeste possui a menor renda bruta média no estrato de renda inferior e a maior no estrato de renda superior. O Centro-Oeste concentra os maiores valores percentuais de área total e renda bruta e o menor valor do percentual de estabelecimentos. O Nordeste exhibe o maior percentual de estabelecimentos, enquanto o Norte apresenta o menor valor para percentual de renda bruta e o Sul, para percentual de área total.

A Tabela 2 mostra o quantitativo de estabelecimentos e o percentual em relação ao total do País, por estrato (renda bruta X região), considerando as categorias de área total até 100 hectares e maior do que 100 hectares. Cerca de 90% dos estabelecimentos do País possuem área total abaixo de 100 ha. O Nordeste concentra os estabelecimentos de área total menor do que

**Tabela 1.** Número de estabelecimentos, renda bruta (R\$) e área total (ha) por estrato.

Região	Classe de renda	Variável	Total	Percentual em relação ao total	Valor médio (por estabelecimento)
Centro-Oeste	A	Estabelecimentos	124.636	3,28	
		Renda bruta	1.070.188.682	0,26	8.587
		Área total	5.950.350	2,00	48
	B	Estabelecimentos	91.990	2,42	
		Renda bruta	4.702.032.900	1,16	51.115
		Área total	12.491.684	4,20	136
	C	Estabelecimentos	52.432	1,38	
		Renda bruta	25.008.587.211	6,18	476.972
		Área total	41.147.722	13,83	785
	> 200 sm	Estabelecimentos	8.912	0,23	
		Renda bruta	85.935.055.866	21,23	9.642.623
		Área total	35.741.193	12,02	4.010
Nordeste	A	Estabelecimentos	1.381.393	36,39	
		Renda bruta	5.592.110.896	1,38	4.048
		Área total	24.944.777	8,39	18
	B	Estabelecimentos	143.254	3,77	
		Renda bruta	6.477.454.351	1,60	45.217
		Área total	12.260.504	4,12	86
	C	Estabelecimentos	31.449	0,83	
		Renda bruta	10.566.150.348	2,61	335.977
		Área total	11.615.254	3,91	369
	> 200 sm	Estabelecimentos	2.100	0,06	
		Renda bruta	23.228.548.815	5,74	11.061.214
		Área total	8.409.706	2,83	4.005
Norte	A	Estabelecimentos	353.755	9,32	
		Renda bruta	2.476.650.514	0,61	7.001
		Área total	14.700.042	4,94	42
	B	Estabelecimentos	111.613	2,94	
		Renda bruta	5.192.409.187	1,28	46.522
		Área total	14.390.222	4,84	129
	C	Estabelecimentos	26.620	0,70	
		Renda bruta	9.166.413.107	2,26	344.343
		Área total	19.159.223	6,44	720
	> 200sm	Estabelecimentos	1.410	0,04	
		Renda bruta	10.878.442.975	2,69	7.715.208
		Área total	7.497.170	2,52	5.317

Continua...



**Tabela 1.** Continuação.

Região	Classe de renda	Variável	Total	Percentual em relação ao total	Valor médio (por estabelecimento)
Sudeste	A	Estabelecimentos	404.125	10,64	
		Renda bruta	3.107.398.853	0,77	7.689
		Área total	8.622.646	2,90	21
	B	Estabelecimentos	234.191	6,17	
		Renda bruta	11.873.275.020	2,93	50.699
		Área total	12.254.759	4,12	52
	C	Estabelecimentos	100.148	2,64	
		Renda bruta	37.663.978.116	9,30	376.083
		Área total	18.919.536	6,36	189
	> 200sm	Estabelecimentos	6.345	0,17	
		Renda bruta	57.075.766.354	14,10	8.995.393
		Área total	10.198.583	3,43	1.607
Sul	A	Estabelecimentos	303.933	8,01	
		Renda bruta	2.377.962.398	0,59	7.824
		Área total	4.612.576	1,55	15
	B	Estabelecimentos	268.410	7,07	
		Renda bruta	14.602.653.338	3,61	54.404
		Área total	7.954.538	2,67	30
	C	Estabelecimentos	143.854	3,79	
		Renda bruta	51.490.165.896	12,72	357.934
		Área total	18.334.208	6,16	127
	> 200sm	Estabelecimentos	6.024	0,16	
		Renda bruta	36.368.361.123	8,98	6.037.245
		Área total	8.234.435	2,77	1.367
<b>Total</b>	<b>Estabelecimentos</b>	<b>3.796.594</b>	<b>100,00</b>		
<b>Renda bruta</b>	<b>404.853.605.950</b>	<b>100,00</b>	<b>106.636</b>		
<b>Área total</b>	<b>297.439.130</b>	<b>100,00</b>	<b>78</b>		

A = [0,2) salários mínimos mensais; B = [2, 10) salários mínimos mensais; C = [10, 200) salários mínimos mensais; > 200 sm = acima de 200 salários mínimos mensais. Percentual calculado em relação ao total da amostra.

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

100 ha, e o Sul tem a menor quantidade percentual de estabelecimentos de área acima de 100 ha.

A Tabela 3 mostra os valores do índice de concentração de Gini (renda bruta) por região e por categoria de área total (até 100 ha e acima de 100 ha). Nota-se que as maiores concentrações de renda estão no Centro-Oeste e Nordeste, o que

coincide com o deslocamento da fronteira agrícola no País. O índice de Gini para o País, corrigido por grau de liberdade, é da ordem de 0,904.

### Fronteira de produção

Uma fronteira de produção estocástica foi ajustada aos dados da agricultura brasileira,

**Tabela 2.** Número de estabelecimentos por classe de área total e estrato.

Região	Classe de renda	Variável	Área total ≤ 100 ha	Área total > 100 ha	Total
Centro-Oeste	A	Estabelecimentos	330.108	23.647	353.755
		Percentual em relação ao total	8,69	0,62	9,32
	B	Estabelecimentos	81.893	29.720	111.613
		Percentual em relação ao total	2,16	0,78	2,94
	C	Estabelecimentos	7.232	19.388	26.620
		Percentual em relação ao total	0,19	0,51	0,7
Nordeste	A	Estabelecimentos	1.344.852	36.541	1.381.393
		Percentual em relação ao total	35,42	0,96	36,39
	B	Estabelecimentos	116.538	26.716	143.254
		Percentual em relação ao total	3,07	0,7	3,77
	C	Estabelecimentos	15.843	15.606	31.449
		Percentual em relação ao total	0,42	0,41	0,83
Norte	A	Estabelecimentos	392.380	11.745	404.125
		Percentual em relação ao total	10,34	0,31	10,64
	B	Estabelecimentos	207.024	27.167	234.191
		Percentual em relação ao total	5,45	0,72	6,17
	C	Estabelecimentos	59.607	40.541	100.148
		Percentual em relação ao total	1,57	1,07	2,64
Sudeste	A	Estabelecimentos	300.161	3.772	303.933
		Percentual em relação ao total	7,91	0,1	8,01
	B	Estabelecimentos	257.339	11.071	268.410
		Percentual em relação ao total	6,78	0,29	7,07
	C	Estabelecimentos	105.161	38.693	143.854
		Percentual em relação ao total	2,77	1,02	3,79
Sul	A	Estabelecimentos	115.582	9.054	124.636
		Percentual em relação ao total	3,04	0,24	3,28
	B	Estabelecimentos	66.453	25.537	91.990
		Percentual em relação ao total	1,75	0,67	2,42
	C	Estabelecimentos	13.952	38.480	52.432
		Percentual em relação ao total	0,37	1,01	1,38
> 200sm	Estabelecimentos	2.653	22.138	24.791	
	Percentual em relação ao total	0,07	0,58	0,65	
Total	Estabelecimentos	3.416.778 <sup>(1)</sup>	379.816	3.796.594	
	Percentual em relação ao total	90,00	10,00	100,00	

A = [0,2] salários mínimos mensais; B = [2, 10] salários mínimos mensais; C = [10, 200] salários mínimos mensais; > 200sm = acima de 200 salários mínimos mensais. Percentual calculado sobre o total da amostra.

<sup>(1)</sup> Esta tabela foi construída a partir de uma base municipal criada na sala de acesso restrito do IBGE. Linhas com número de observações menor do que três não são liberadas pelo IBGE. Por isso, esse valor é inferior ao total de estabelecimentos das tabelas anteriores (3.796.594).

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

**Tabela 3.** Índice de concentração de Gini por região e por categoria de área total.

Região	Área	Gini			
		Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Centro-Oeste	Global	0,8510	0,0774	0,4499	0,9802
	Área total > 100 ha	0,7208	0,1046	0,2576	0,9794
	Área total ≤ 100 ha	0,7742	0,0957	0,3853	0,9779
Nordeste	Global	0,8457	0,0841	0,4677	0,9966
	Área total > 100 ha	0,8028	0,0926	0,3776	0,9949
	Área total ≤ 100 ha	0,7400	0,1290	0,1594	0,9962
Norte	Global	0,7919	0,1079	0,4778	0,9895
	Área total > 100 ha	0,6869	0,1056	0,3956	0,9865
	Área total ≤ 100 ha	0,7636	0,1152	0,3642	0,9960
Sudeste	Global	0,8184	0,0918	0,3465	0,9894
	Área total > 100 ha	0,7554	0,0921	0,3336	0,9966
	Área total ≤ 100 ha	0,7246	0,1240	0,2415	1,0000
Sul	Global	0,7698	0,1054	0,3465	0,9889
	Área total > 100 ha	0,7096	0,1056	0,3457	0,9931
	Área total ≤ 100 ha	0,6113	0,1721	0,1451	1,0000

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

conforme amostra de microdados do Censo Agropecuário de 2017. A função de produção é definida seguindo a especificação da seção *Fronteiras de produção estocástica* e tem a forma

$$\ln(y_j) = \beta_0 + \beta_1 \ln(xtrab_j) + \beta_2 \ln(xterra_j) + \beta_3 \ln(xtec_j) + \beta_4 D_{1j} + \beta_5 D_{2j} + \beta_6 D_{3j} + \beta_7 D_{4j} + v_j + u_j$$

Nessa expressão,  $\ln$  é o log neperiano;  $y$ , a renda bruta;  $xtrab$ , gastos com mão de obra;  $xterra$ , gastos com terra; e  $xtec$ , gastos com insumos tecnológicos. As variáveis  $D$  são indicadoras regionais, com a eliminação de uma região, o Centro-Oeste, para evitar singularidade. As componentes  $v_j$  e  $u_j$  são as componentes de erro aleatório e de ineficiência do modelo. A representação com convergência foi a normal-meia normal, e o ajuste é levado a efeito tendo como variável resposta o log do *rank* da renda bruta.

O erro aleatório  $v_j$  tem distribuição normal, com média zero e variância dependente da combinação de classes de renda/regiões (estratos). A dependência na classe de renda leva em conta a heteroscedasticidade herdada do plano amostral. Desse modo, controla-se a variabilidade regional na função de produção e dos estratos na variância do erro.

O erro  $u_j$ , conforme mencionado, é a componente de ineficiência técnica com distribuição meia normal e variância dependente das covariáveis probabilidade de renda líquida positiva ( $p$ ), orientação técnica, cooperativas, cadastro ambiental rural, alfabetização, agricultura e/ou pecuária orgânicas, financiamento, acréscimos das variáveis indicadores regionais.

A parte sistemática do modelo representa, portanto, uma função de produção na família Cobb-Douglas. O modelo foi ajustado a uma amostra aleatória de 129.318 produtores rurais com observações válidas (não nulas nas variáveis envolvidas) pelo método de máxima verossimi-

lhança. Foi também estimada uma fronteira de produção estocástica eliminando os estabelecimentos com renda bruta superior a 200 salários mínimos mensais (para essa análise, omitiu-se o estrato Cco na componente de erro idiossincrático). O número de observações foi assim reduzido para 105.080. A Tabela 4 mostra os resultados estatísticos (valores dos coeficientes) dessas duas estimativas (considerando todos os estratos de renda bruta e eliminando os estabelecimentos de renda bruta superior a 200 salários mínimos men-

saís). Como representatividade do ajuste econométrico, considerou-se a correlação entre valores observados e preditos. Para a primeira regressão, o valor foi 82,9%; para a segunda, 72,3%.

Na Tabela 4, observa-se que o financiamento exerce a maior influência na redução da ineficiência técnica (em valores absolutos), seguido de orientação técnica e associação a cooperativas. Nota-se também que, de modo geral, a influência do aumento da terra na renda bruta é relativa-

**Tabela 4.** Resultados da estimação dos modelos de fronteira de produção estocástica (coeficientes).

	Coeficiente da regressão	
	Todos os estratos de renda bruta	Eliminando renda bruta > 200 sm
<b>Renda bruta (função de produção)</b>		
Trabalho	0,4567	0,2598
Terra	0,1638	0,1139
Tecnologia	0,5350	0,5775
Norte	-0,9239	-0,0300
Nordeste	-1,4736	-0,5352
Sudeste	-0,9305	-0,0585
Sul	-0,7110	0,0686
Constante	0,0790	0,6812
<b>Insig2v (componente de erro idiossincrático)</b>		
Ano	-1,6792	-0,7795
Bno	-2,2882	-1,7293
Cno	-1,6648	-0,1050
Ane	-2,0167	-1,0481
Bne	-2,2290	-1,4375
Cne	-1,1109	0,3576
Ase	-2,7347	-1,7021
Bse	-2,5288	-2,2293
Cse	-1,9399	-0,2316
Asul	-3,0745	-2,2605
Bsul	-2,6061	-2,3602
Csul	-1,8593	-0,2200
Aco	-2,6982	-1,8157
Bco	-1,8058	-2,5018
Cco	-2,4012	-
Constante	1,7042	0,6974

Continua...

**Tabela 4.** Continuação.

	Coeficiente da regressão	
	Todos os estratos de renda bruta	Eliminando renda bruta > 200 sm
<b>Insig2u (componente de ineficiência)</b>		
<i>p</i>	-6,6425	-7,3160
Norte	-0,3941	0,5830
Nordeste	-1,5027	-0,4208
Sudeste	-0,7581	0,0066
Sul	-0,7155	0,1379
Orientação técnica	-0,4340	-0,4262
Cooperativa	-0,2824	-0,3522
CAR	0,0110	-0,0732
Alfabetização	-0,0134	-0,1404
Orgânico	0,1259	0,0796
Financiamento	-0,7140	-0,7007
Constante	4,9966	4,3824

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

mente pequena. Os insumos tecnológicos têm a maior participação relativa (Tabela 5), seguidos de trabalho – a importância é ainda maior quando se desconsidera o estrato de renda bruta superior a 200 salários mínimos –, resultado que traz implicações para a difusão de tecnologias: os produtores que não tiverem condições de usar os insumos tecnológicos ficarão à margem do processo de produção. Aqui, cabe considerar não só as ações de assistência técnica e extensão rural, mas também de melhoria da qualificação da mão de obra,

principalmente sob o paradigma das tecnologias emergentes, da conectividade e da digitalização no campo. Quando se consideram todos os estratos, a agricultura brasileira opera sob retornos crescentes à escala; no segundo caso, a tecnologia opera sob retornos decrescentes à escala. Um teste formal da hipótese de retornos constantes foi feito para a amostra completa. Não há evidência suficiente para a rejeição da hipótese com a correção de Murphy-Topel. Condicionalmente a *p*, as afirmações sobre retornos são significantes a 1%.

**Tabela 5.** Elasticidades relativas das variáveis de produção e retorno à escala.

	Todos os estratos de renda bruta		Eliminando renda bruta > 200 sm	
	Coeficiente	Proporção em relação à soma das elasticidades	Coeficiente	Proporção em relação à soma das elasticidades
Trabalho	0,4567	0,3953	0,2598	0,2731
Terra	0,1638	0,1417	0,1139	0,1198
Tecnologia	0,5350	0,4630	0,5775	0,6071
Retorno	1,1555	1,0000	0,9512	1,0000

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

Nesse contexto, também o são todos os coeficientes de regressão da Tabela 4, com exceção de CAR e alfabetização, na primeira coluna, e orgânico, na segunda (componente de efeitos na eficiência técnica).

Conforme discutido, o uso da variável probabilidade de renda líquida positiva ( $p$ ) na modelagem da componente de ineficiência demanda tratamento específico para a estimativa dos des-

vios padrão. A matriz de variância-covariância foi corrigida segundo a proposta de Murphy & Topel (1985). A Tabela 6 mostra os resultados para a amostra com todos os estratos de renda bruta/região. Observa-se que, com a correção da matriz de variância-covariância, as variáveis que afetam significativamente a ineficiência são  $p$ , cooperativa, financiamento e orgânico, sendo a última no sentido de aumento da ineficiência técnica e as demais no sentido de redução.

**Tabela 6.** Resultados da estimação do modelo de fronteira de produção estocástica com a correção de Murphy-Topel (amostra com todos os estratos de renda bruta).

	Coeficiente	Desvio padrão (Murphy-Topel)	P >  z  (Murphy-Topel)	Intervalo de confiança 95% (Murphy-Topel)	
<b>Renda bruta (função de produção)</b>					
Trabalho	0,4567	0,1394	0,0011	0,1835	0,7300
Terra	0,1638	0,0145	0,0000	0,1353	0,1922
Tecnologia	0,5350	0,0226	0,0000	0,4907	0,5794
Norte	-0,9239	0,0134	0,0000	-0,9501	-0,8977
Nordeste	-1,4736	0,2267	0,0000	-1,9179	-1,0293
Sudeste	-0,9305	0,1990	0,0000	-1,3206	-0,5405
Sul	-0,7110	0,0990	0,0000	-0,9051	-0,5169
Constante	0,0790	0,1405	0,5740	-0,1964	0,3544
<b>Insig2v (componente de erro idiossincrático)</b>					
Ano	-1,6792	0,0618	0,0000	-1,8003	-1,5581
Bno	-2,2882	0,1640	0,0000	-2,6095	-1,9668
Cno	-1,6649	0,1407	0,0000	-1,9405	-1,3892
Ane	-2,0167	0,0933	0,0000	-2,1996	-1,8338
Bne	-2,2290	0,2701	0,0000	-2,7583	-1,6997
Cne	-1,1109	0,0932	0,0000	-1,2935	-0,9282
Ase	-2,7347	0,0321	0,0000	-2,7976	-2,6719
Bse	-2,5288	0,8210	0,0021	-4,1379	-0,9197
Cse	-1,9399	0,3208	0,0000	-2,5687	-1,3111
Asul	-3,0745	0,2087	0,0000	-3,4836	-2,6654
Bsul	-2,6061	1,2485	0,0369	-5,0531	-0,1591
Csul	-1,8593	0,2574	0,0000	-2,3638	-1,3548
Aco	-2,6982	0,1506	0,0000	-2,9933	-2,4031
Bco	-1,8059	4,8717	0,7109	-11,3544	7,7427
Cco	-2,4012	0,7543	0,0015	-3,8795	-0,9228
Constante	1,7042	0,6359	0,0074	0,4579	2,9505

Continua...

**Tabela 6.** Continuação.

	Coeficiente	Desvio padrão (Murphy-Topel)	P >  z  (Murphy-Topel)	Intervalo de confiança 95% (Murphy-Topel)	
<b>Insig2u (componente de ineficiência)</b>					
$\rho$	-6,6425	1,1236	0,0000	-8,8448	-4,4402
Norte	-0,3942	2,5691	0,8781	-5,4296	4,6413
Nordeste	-1,5027	0,7036	0,0327	-2,8817	-0,1238
Sudeste	-0,7581	0,2447	0,0020	-1,2378	-0,2785
Sul	-0,7155	0,2913	0,0141	-1,2866	-0,1445
Orientação técnica	-0,4340	0,3823	0,2563	-1,1832	0,3153
Cooperativa	-0,2824	0,1241	0,0229	-0,5256	-0,0392
CAR	0,0111	0,1677	0,9475	-0,3176	0,3397
Alfabetização	-0,0134	0,0303	0,6587	-0,0728	0,0460
Orgânico	0,1259	0,0260	0,0000	0,0749	0,1768
Financiamento	-0,7140	0,1550	0,0000	-1,0177	-0,4102
Constante	4,9966	0,2239	0,0000	4,5577	5,4355

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

Hazarika & Alwang (2003); Latruffe (2005); Blancard et al. (2006); Fletschner et al. (2010); e Islam et al. (2011), entre outros, avaliaram o efeito do financiamento (crédito) no desempenho agrícola. Em OECD-FAO... (2015), há uma breve discussão sobre o papel do financiamento agrícola para apoiar os produtores agrícolas brasileiros, destacando que esse é o principal instrumento de suporte aos produtores rurais (juntamente com políticas de preços e de seguros) e está disponível tanto a produtores comerciais quanto a produtores familiares de pequena escala.

Sueyoshi (1999); Chen et al. (2013); Godoy-Durán et al. (2017); e Guanzioli & Vinchon (2019) estão entre os que estudaram o efeito de cooperativas e associações de produtores no desempenho agrícola. Conforme OECD-FAO... (2019), o desempenho agrícola beneficia-se da construção de capital humano e social, com impacto na melhoria das habilidades gerenciais e organizacionais dos produtores, que passam a responder mais prontamente às mudanças de tecnologia e de condições do mercado. Nesse

sentido, as cooperativas agrícolas exercem importante papel (OECD-FAO..., 2019).

O efeito da probabilidade de renda líquida positiva foi estudado por Souza et al. (2013), com dados do Censo Agropecuário de 2006 – como aqui, com forte associação à eficiência técnica. Esses autores argumentam que essa variável é dependente do conhecimento dos agricultores, que, por sua vez, tem influência da extensão rural e da assistência técnica.

A associação negativa entre a prática de agricultura e/ou pecuária orgânica e a eficiência técnica não é estranha na literatura. Malá (2011), Tiedemann & Latacz-Lohmann (2013), Gutiérrez et al. (2017) e Lakner et al. (2018) encontraram valores menores de eficiência da produção orgânica em relação à convencional. Matulová & Cechura (2016) verificaram associação negativa entre a prática orgânica e a medida de eficiência técnica. Já na avaliação da produção de oliveiras na Grécia conduzida por Tzouvelekas et al. (2001), o desempenho da agricultura orgânica foi superior ao da agricultura convencional. Kostlivý & Fuksová (2019) afirmam que o tipo de

produto e o tamanho das fazendas influenciam a rentabilidade, o desempenho econômico e a comparabilidade entre as produções orgânica e convencional, e que a eficiência técnica da agricultura orgânica tende a ser crescente no longo prazo.

## Considerações finais

Os modelos de fronteira de produção estocástica ajustados apresentaram boa concordância entre valores preditos e observados e estimaram as elasticidades das funções de produção com sinal correto. A correlação observada para o modelo geral ajustado para o Censo Agropecuário de 2017 considerando todos os estratos de renda é de 82,9%. A exclusão dos estabelecimentos com renda bruta superior a 200 salários mínimos mensais produz o valor 72,3% para a mesma quantidade.

O tamanho relativo das elasticidades estimadas indica a dominância dos insumos tecnológicos na melhora da produção, seguidos de mão de obra e terra. Esse fato é acentuado no ajuste que desconsidera os estabelecimentos de maior renda bruta. Esse resultado tem implicações para as políticas públicas, pois mostra que estabelecimentos que não fazem uso de tecnologia poderão ficar à margem do processo produtivo.

Considerando as estimativas com a correção de Murphy-Topel para a matriz de variância-covariância do modelo que considera todos os estratos de renda bruta, a ineficiência de produção é afetada significativa e positivamente (sentido de redução) pelas variáveis probabilidade de renda líquida positiva, associação a cooperativas e obtenção de financiamento. Segundo esse modelo, a prática de produção orgânica aumenta a ineficiência.

A renda líquida é uma medida de eficiência e divide o universo de estabelecimentos rurais em duas categorias: eficientes, quando é positiva ou nula, e ineficientes, quando é negativa. Nesse contexto, a probabilidade de renda líquida posi-

tiva é uma componente de suma importância na caracterização da eficiência técnica da produção agrícola para qualquer tipo de agricultura.

## Referências

- AGÊNCIA IBGE NOTÍCIAS. **GDP grows 1.1% in 2019 and closes the year at R\$7.3 trillion**. 2020. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/en/agencia-press-room/2185-news-agency/releases-en/27008-gdp-grows-1-1-in-2019-and-closes-the-year-at-r-7-3-trillion>>. Acesso em: 6 mar. 2020.
- 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. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5).
- BATTESE, G.E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural Economics**, v.7, p.185-208, 1992. DOI: [https://doi.org/10.1016/0169-5150\(92\)90049-5](https://doi.org/10.1016/0169-5150(92)90049-5).
- BLANCARD, S.; BOUSSEMART, J.-P.; BRIEC, W.; KERSTENS, K. Short- and long-run credit constraints in French agriculture: a directional distance function framework using expenditure-constrained profit functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v.88, p.351-364, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2006.00863.x>.
- BRAVO-URETA, B.E.; PINHEIRO, A.E. Efficiency analysis of developing country agriculture: a review of the frontier function literature. **Agricultural and Resource Economics Review**, v.22, p.88-101, 1993. DOI: <https://doi.org/10.1017/S1068280500000320>.
- CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **PIB do agronegócio brasileiro [de 1996 a 2019]**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 4 maio 2020.
- CHEN, P.-C.; HSU, S.-H.; CHANG, C.-C.; YU, M.-M. Efficiency measurements in multi-activity data envelopment analysis with shared inputs: an application to farmers' cooperatives in Taiwan. **China Agricultural Economic Review**, v.5, p.24-42, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1108/17561371311294748>.
- COCHRAN, W.G. **Sampling techniques**. 3rd ed. New York: J. Wiley & Sons, 1977.
- COELLI, T.J.; RAO, D.S.P.; O'DONNELL, C.J.; BATTESE, G.E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2nd ed. New York: Springer, 2005.
- CONOVER, W.J. **Practical nonparametric statistics**. 3rd ed. New York: Wiley & Sons, 1999.



- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Faostat**. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/en/#data>>. Acesso em: 6 mar. 2020.
- FÄRE, R.; GRABOWSKI, R.; GROSSKOPF, S. Technical efficiency of Philippine agriculture. **Applied Economics**, v.17, p.205-214, 1985. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036848500000018>.
- FLETSCHNER, D.; GUIRKINGER, C.; BOUCHER, S. Risk, credit constraints and financial efficiency in Peruvian agriculture. **Journal of Development Studies**, v.46, p.981-1002, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1080/00220380903104974>.
- FUGLIE, K.; SCHIMMELPFENNIG, D. Introduction to the special issue on agricultural productivity growth: a closer look at large, developing countries. **Journal of Productivity Analysis**, v.33, p.169-172, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1007/s1123-010-0168-0>.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; BASTOS, E.T. Crescimento e produtividade da agricultura brasileira de 1975 a 2016. **Carta de Conjuntura**, n.38, p.207-214, 2018. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/180302\\_cc38\\_nt\\_crescimento\\_e\\_producao\\_da\\_agricultura\\_brasileira\\_1975\\_a\\_2016.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/180302_cc38_nt_crescimento_e_producao_da_agricultura_brasileira_1975_a_2016.pdf)>. Acesso em: 10 dez. 2018.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E.T.; VALDEZ, C. Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração. In: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G. (Org.). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, 2016. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9241/1/Produtividade%20da%20agricultura.pdf>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; VALDES, C.; BACCHI, M.P.R. Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, ano21, p.83-92, 2012. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/248/>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; VALDES, C.; BACCHI, M.P.R. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.87-98, 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/943>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- GODOY-DURÁN, Á.; GALDEANO- GÓMEZ, E.; PÉREZ-MESA, J.C.; PIEDRA-MUÑOZ, L. Assessing eco-efficiency and the determinants of horticultural family-farming in southeast Spain. **Journal of Environmental Management**, v.204, p.594-604, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2017.09.037>.
- GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 7th ed. New York: Pearson, 2011.
- GUANZIROLI, C.E.; VINCHON, K. Agricultura familiar nas regiões serrana, norte e noroeste fluminense: determinantes do processo de geração de renda. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.57, p.353-367, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2019.186584>.
- GUTIÉRREZ, E.; AGUILERA, E.; LOZANO, S.; GUZMÁN, G.I. A two-stage DEA approach for quantifying and analysing the inefficiency of conventional and organic rain-fed cereals in Spain. **Journal of Cleaner Production**, v.149, p.335-348, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.02.104>.
- HAZARIKA, G.; ALWANG, J. Access to credit, plot size and cost inefficiency among smallholder tobacco cultivators in Malawi. **Agricultural Economics**, v.29, p.99-109, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2003.tb00150.x>.
- HELFAND, S.M.; LEVINE, E.S. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. **Agricultural Economics**, v.31, p.241-249, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agecon.2004.09.021>.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017: resultados definitivos**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: 27 dez. 2019.
- ISLAM, K.M.Z.; SIIPIÄINEN, T.; SUMELIUS, J. Influence of credit constraints on technical, allocative and cost efficiency in peasant farming in Bangladesh. **European Journal of Scientific Research**, v.56, p.229-243, 2011. Disponível em: <[https://kmzahidul.files.wordpress.com/2015/07/ejsr\\_56\\_2\\_11.pdf](https://kmzahidul.files.wordpress.com/2015/07/ejsr_56_2_11.pdf)>. Acesso em: 23 set. 2020.
- KHUMBHAKAR, S.C.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic Frontier Analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- KOSTLIVÝ, V.; FUKSOVÁ, Z. Technical efficiency and its determinants for Czech livestock farms. **Agricultural Economics (Czech Republic)**, v.65, p.175-184, 2019. DOI: <https://doi.org/10.17221/162/2018-AGRICECON>.
- LAKNER, S.; KIRCHWEGER, S.; HOOP, D.; BRÜMMER, B.; KANTELHARDT, J. The effects of diversification activities on the technical efficiency of organic farms in Switzerland, Austria, and Southern Germany. **Sustainability**, v.10, art.1304, 2018. Disponível em: <<https://goedoc.uni-goettingen.de/bitstream/handle/1/15208/sustainability-10-01304.pdf?sequence=1&isAllowed=y>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- LATRUFFE, L. Competitiveness, productivity and efficiency in the agricultural and agri-food sectors. **OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers**, n.30, 2010. Disponível em: <<https://doi.org/10.1787/5km91nkdt6d6-en>>. Acesso em: 10 dez. 2018.

- LATRUFFE, L. The impact of credit market imperfections on farm investment in Poland. **Post-Communist Economies**, v.17, p.349-362, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1080/14631370500204370>.
- MALÁ, Z. Efficiency analysis of Czech organic agriculture. **Ekonomie a Management**, v.1, p.14-28, 2011. Disponível em: <[http://www.ekonomie-management.cz/download/1346061157\\_405e/2011\\_01\\_mala.pdf](http://www.ekonomie-management.cz/download/1346061157_405e/2011_01_mala.pdf)>. Acesso em: 23 set. 2020.
- MATULOVÁ, K.; ČECHURA, L. Technological heterogeneity, technical efficiency and subsidies in Czech agriculture. **Journal of Central European Agriculture**, v.17, p.447-466, 2016. DOI: <https://doi.org/10.5513/JCEA01/17.2.1728>.
- MORETTI, C.L. Agricultura movida a ciência. **O Estado de S. Paulo**, 20 mar. 2020. Disponível em: <<https://opiniao.estadao.com.br/noticias/espaco-aberto,agricultura-movida-a-ciencia,70003240561>>. Acesso em: 20 mar. 2020.
- MURPHY, K.M.; TOPEL, R.H. Estimation and inference in two-step econometric models. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.3, p.370-379, 1985. DOI: <https://doi.org/10.1080/07350015.1985.10509471>.
- NKAMLEU, G.B. Productivity growth, technical progress and efficiency change in African agriculture. **African Development Review**, v.16, p.203-222, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8268.2004.00089.x>.
- O'DONNELL, C.J. Nonparametric estimates of the components of productivity and profitability change in US agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, v.94, p.873-890, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aas023>.
- OECD-FAO Agricultural Outlook 2015-2024. Paris: OECD, 2015. DOI: [https://doi.org/10.1787/agr\\_outlook-2015-en](https://doi.org/10.1787/agr_outlook-2015-en).
- OECD-FAO Agricultural Outlook 2019-2028. Paris: OECD; Rome: FAO, 2019. DOI: [https://doi.org/10.1787/agr\\_outlook-2019-en](https://doi.org/10.1787/agr_outlook-2019-en).
- PEREIRA, M.F.; SILVEIRA, J.S.T. da; LANZER, E.A.; SAMOHYL, R.W. Productivity growth and technological progress in the Brazilian agricultural sector. **Pesquisa Operacional**, v.22, p.133-146, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-74382002000200003>.
- SOUZA, G. da S. e; ALVES, E.R. de A.; GOMES, E.G.; MAGALHÃES, E.; ROCHA, D. de P. Um modelo de produção para a agricultura brasileira e a importância da pesquisa da Embrapa. In: ALVES, E.R. de A.; SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G. (Ed.). **Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil**. Brasília: Embrapa, 2013. p.49-86.
- SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G. A stochastic production frontier analysis of the Brazilian agriculture in the presence of an endogenous covariate. In: PARLIER, G.H.; LIBERATORE, F.; DEMANGE, M. (Ed.). **Operations research and enterprise systems**. Cham: Springer, 2019. p.3-14. (Communications in Computer and Information Science, v.966). DOI: [https://doi.org/10.1007/978-3-030-16035-7\\_1](https://doi.org/10.1007/978-3-030-16035-7_1).
- SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G. Improving agricultural economic efficiency in Brazil. **International Transactions in Operational Research**, v.22, p.329-337, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1111/itor.12055>.
- SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G.; ALVES, E. Imperfeições de mercado e concentração de renda na produção agrícola. **Revista de Política Agrícola**, ano27, p.31-38, 2018. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1410>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G.; ALVES, E.R. de A. Conditional FDH efficiency to assess performance factors for Brazilian agriculture. **Pesquisa Operacional**, v.37, p.93-106, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-7438.2017.037.01.0093>.
- STACORP. **Stata Base Reference Manual**. Release 16. College Station, 2019. Disponível em: <<https://www.stata.com/manuals/r.pdf>>. Acesso em: 27 dez. 2019.
- SUEYOSHI, T. DEA non-parametric ranking test and index measurement: slack-adjusted DEA and an application to Japanese agriculture cooperatives. **Omega**, v.27, p.315-326, 1999. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0305-0483\(98\)00057-7](https://doi.org/10.1016/S0305-0483(98)00057-7).
- THIAM, A.; BRAVO-URETA, B.E.; RIVAS, T.E. Technical efficiency in developing country agriculture: a meta-analysis. **Agricultural Economics**, v.25, p.235-243, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2001.tb00204.x>.
- TIEDEMANN, T.; LATA CZ-LOHMANN, U. Production risk and technical efficiency in organic and conventional agriculture - the case of arable farms in Germany. **Journal of Agricultural Economics**, v.64, p.73-96, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2012.00364.x>.
- TZOUVELEKAS, V.; PANTZIOS, C.J.; FOTOPOULOS, C. Technical efficiency of alternative farming systems: the case of Greek organic and conventional olive-growing farms. **Food Policy**, v.26, p.549-569, 2001. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0306-9192\(01\)00007-0](https://doi.org/10.1016/S0306-9192(01)00007-0).