

Título do capítulo	CAPÍTULO 12 – IMPACTOS DO USO DE AGROTÓXICOS SOBRE A EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGRICULTURA BRASILEIRA
Autores(as)	Edi Flores Reyna Marcelo José Braga Gabriel Alves de Sampaio Morais
DOI	http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0/cap12

Título do livro	UMA JORNADA PELOS CONTRASTES DO BRASIL: CEM ANOS DO CENSO AGROPECUÁRIO
Organizadores(as)	José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho José Garcia Gasques
Volume	-
Série	-
Cidade	Brasília
Editora	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
Ano	2020
Edição	-
ISBN	978-65-5635-011-0
DOI	http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2020

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

IMPACTOS DO USO DE AGROTÓXICOS SOBRE A EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGRICULTURA BRASILEIRA

Edi Flores Reyna¹
Marcelo José Braga²
Gabriel Alves de Sampaio Morais³

1 INTRODUÇÃO

No Brasil e no mundo, o uso de agrotóxicos na agricultura é uma prática que tem como fim o controle de pragas e doenças que afetam as lavouras cultivadas e, conseqüentemente, a oferta de alimentos. Os agrotóxicos podem ser utilizados durante a produção, o armazenamento e o beneficiamento dos produtos agrícolas (Brasil, 1989), e contribuem para elevar as taxas de produtividade do setor agrícola, o que, por sua vez, assegura a renda e reduz os índices de insegurança alimentar.

O Censo Agropecuário 2017 revelou que 33,1% dos estabelecimentos agropecuários declararam ter usado agrotóxicos, o que corresponde a 6,1 pontos percentuais (p.p.) a mais na proporção de estabelecimentos quando comparado com o Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2017). O aumento do consumo de agrotóxicos pela agropecuária brasileira tornou o Brasil o maior consumidor do mundo desses produtos químicos. Em 2012, por exemplo, foram consumidos no país 6,9 kg/ha de agrotóxicos, com destaque para o herbicida Glifosato e seus sais (Santos e Glass, 2018; Ibama, 2016).

A soja, o milho, a cana-de-açúcar e o algodão são as culturas que utilizam 85% do total de agrotóxicos consumidos no Brasil. Excluindo a cultura do algodão, as outras três culturas mencionadas são responsáveis por 78,96% do total do valor de produção das lavouras temporárias. Além disso, as quatro culturas representam 51% do total exportado pelo agronegócio brasileiro, o qual representa 43% do total exportado pelo país.⁴ O crescimento médio da produção dessas culturas foi de 86% entre 2006 e 2017, com destaque para a soja (123%), enquanto a expansão das respectivas áreas cultivadas foi de 44% no mesmo período (IBGE, 2017). Estas informações fornecem os primeiros indícios de que parte do aumento da produtividade do setor agropecuário, principalmente das culturas citadas, pode ser explicado, em parte, pelo uso de agrotóxicos.

Levando em conta o uso crescente de agrotóxicos no Brasil, esta pesquisa tem o objetivo de responder ao seguinte questionamento: os produtores intensivos no uso de agrotóxicos são mais eficientes do que aqueles não intensivos? Para tal, pretende-se analisar o efeito da intensidade da adoção de agrotóxicos sobre a eficiência técnica na produção agropecuária dos municípios brasileiros. A metodologia utilizada combina a técnica de balanceamento de entropia, o modelo de seleção amostral em dois estágios desenvolvida por Heckman (1979) e a estrutura de fronteira de produção estocástica (SFA). O uso conjunto dessas técnicas tem como finalidade tornar as estimativas mais robustas e comparáveis entre os grupos analisados, além de mitigar o viés de seleção oriundo da decisão de uso de agrotóxicos. Além disso, exploramos o recebimento de orientação técnica e a associação a cooperativas como fatores que influenciam a eficiência técnica entre municípios intensivos e não intensivos no uso de agrotóxicos.

Esta pesquisa contribui para a literatura mostrando evidências acerca dos efeitos do uso de agrotóxicos sobre a eficiência técnica da produção agropecuária dos municípios brasileiros. Os resultados encontrados podem auxiliar os *policy makers* a identificar as regiões mais e menos eficientes e orientar as políticas de desenvolvimento rural adequadas

1. Doutorando em economia aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada (PPGEA) na Universidade Federal de Viçosa (UFV). *E-mail*: <edi.reyna@ufv.br>.

2. Professor titular do Departamento de Economia Rural (DER) da UFV e diretor do Instituto de Pesquisas Públicas e Desenvolvimento Sustentável (IPPDS) da UFV. *E-mail*: <mjbraga@ufv.br>.

3. Pesquisador do Subprograma de Pesquisa para Desenvolvimento Nacional (PNPD) do Programa de Mobilização da Competência Nacional para Estudos sobre Desenvolvimento (Promob) na Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura (Diset) do Ipea/Rio de Janeiro. *E-mail*: <gabriel.morais@ipea.gov.br>.

4. AGROSTAT – Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: <<https://bit.ly/2EziRzX>>. Acesso em: 20 fev. 2020.

para aquelas regiões mais deficitárias em termos de eficiência, provendo assistência técnica focalizada aos produtores quanto ao uso de agrotóxicos, bem como aquelas políticas voltadas às melhores práticas agrícolas.

2 USO DE AGROTÓXICOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA

A evolução do uso de agrotóxicos pelos estabelecimentos agropecuários brasileiros pode ser vista na tabela 1. Entre 1975 e 2017, o número de estabelecimentos que declararam ter usado agrotóxicos teve um comportamento crescente, com aumento de 3,9 p.p. no período. Ao comparar os Censos Agropecuários 2006 e 2017, observa-se que a proporção de estabelecimentos que adotaram a prática do uso de agrotóxicos aumentou 6,1 p.p. (IBGE, 2017).

TABELA 1
Utilização de agrotóxicos no Brasil (1975-2017)

Uso de agrotóxicos	Censos Agropecuários					
	1975	1980	1985	1995	2006	2017
Estabelecimentos	1.456.127	1.981.269	1.947.786	1.714.169	1.396.077	1.681.740
Percentual com declaração de uso	29,2	38,4	33,6	35,3	27	33,1

Fonte: IBGE (2017).
Elaboração dos autores.

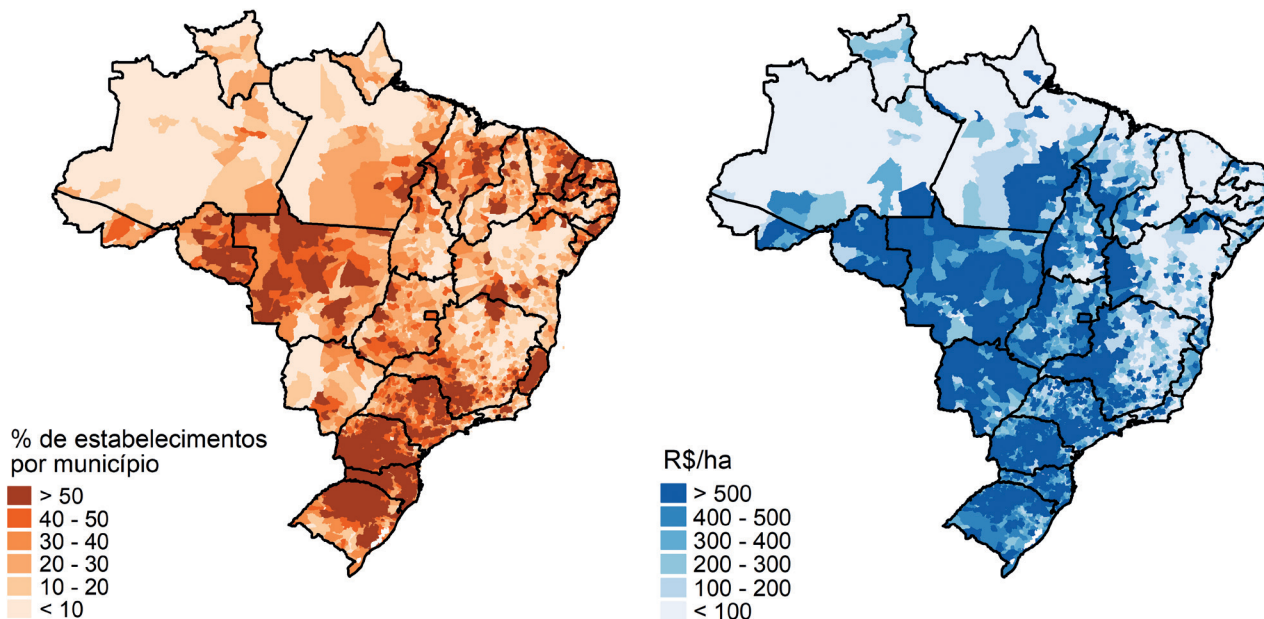
Os dados do Censo Agropecuário 2017 ainda revelam que os estabelecimentos com mais de 500 ha de área de lavouras foram os que tiveram a maior variação no tocante à adoção do uso de agrotóxicos entre 2006 e 2017, 66% a mais na proporção de estabelecimentos com declaração de uso. Além disso, 41,3% desses estabelecimentos estão localizados na região Centro-Oeste do país (IBGE, 2017).

Em relação à distribuição espacial do uso de agrotóxicos no Brasil, observa-se que há uma grande heterogeneidade pelo território. A figura 1 apresenta tanto a proporção de estabelecimentos que utilizaram agrotóxicos por município quanto a despesa com agrotóxicos por hectare em 2017. Pode-se perceber que há uma forte concentração no uso de agrotóxicos na região Sul, onde a taxa de adoção de agrotóxicos por parte dos produtores ultrapassa 50% na maioria dos municípios.

FIGURA 1
Proporção de estabelecimentos agropecuários que adotaram o uso de agrotóxicos e a despesa com agrotóxicos/hectare por município (2017)

1A – Uso do agrotóxico (2017)

1B – Despesa com agrotóxicos/hectare (2017)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

É evidente também a concentração na região Sudeste, principalmente em São Paulo, parcialmente explicada pela produção de laranja, algodão e cana-de-açúcar; e no sul de Minas Gerais e em todo o estado do Espírito Santo, onde a produção de café e milho é extensiva. Na região Centro-Oeste, o uso de agrotóxico está mais concentrado em Mato Grosso, onde a produção de grãos, principalmente soja, já é consolidada, sendo esta região conhecida como a fronteira agrícola do Brasil. Na região Nordeste, o uso de agrotóxicos está concentrado em partes isoladas, onde a fruticultura, a horticultura e a produção de cana-de-açúcar são bem desenvolvidas. O estado de Rondônia, na região Norte, apresenta também uma alta concentração de uso de agrotóxico, parcialmente explicado pelo aumento da participação da soja e do milho no valor de produção das lavouras temporárias. A participação da soja passou de 27%, em 2006, para 62,2%, em 2017; já a do milho passou de 18,6% para 21,7% no mesmo período.

Analisando as despesas com agrotóxico, observa-se que facilmente as despesas ultrapassam os R\$ 500 por hectare plantado em lavouras temporárias e permanentes das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste; regiões essas onde a agricultura é bem desenvolvida em termos de tecnologia e mercados, implicando que esse tipo de despesa é um componente importante do processo produtivo na agricultura dessas regiões.

Vale destacar que foi realizado, para esta pesquisa, um cruzamento de informações sobre o uso de agrotóxicos e o recebimento de orientação técnica, bem como a associação a cooperativas. Os dados mostram que, dos 33,1% dos estabelecimentos que declararam ter usado agrotóxicos em 2017, 36,7% receberam orientação técnica, e grande parte deles se encontram na região Sul (60,53%). Outra informação importante é que a taxa de recebimento de orientação técnica é maior para as fazendas com mais de 500 ha, 91%, em contraste com aquelas propriedades com menos de 1 ha, onde a taxa de recebimento foi de 12,8%. Freitas *et al.* (2019) mostraram como a orientação técnica pode elevar os níveis de eficiência técnica dos produtores brasileiros.

Com relação à associação a cooperativas, os dados mostram que 24,4% dos estabelecimentos que usaram agrotóxicos eram associados a uma cooperativa em 2017. Na região Sul, as proporções são acima da média nacional, pois 45,7% dos produtores são cooperados, seguida das regiões Sudeste (28,2%) e Centro-Oeste (21,4%). A relevância de ser associado a cooperativas é amplamente discutida por Galawat e Yabe (2012). Estes autores afirmam que o compartilhamento de informações e os riscos da produção e do mercado são facilmente transmitidos para os produtores cooperados.

Diante do exposto e dado que o uso de agrotóxicos permite o controle de pragas e doenças nas culturas, além de assegurar a produção dos estabelecimentos, será analisado como a orientação técnica e a associação a cooperativas influenciam a eficiência técnica dos produtores intensivos e não intensivos em agrotóxicos na agricultura brasileira.

3 METODOLOGIA

Duas etapas metodológicas serão utilizadas para identificar o efeito da intensidade do uso de agrotóxicos sobre a eficiência técnica dos municípios – que serão transformados em fazendas representativas, usando, para as diversas variáveis, um valor médio por município. Devido à possibilidade de existência de viés de seleção, oriunda de características não observáveis dos estabelecimentos agropecuários, a comparação direta entre os escores de eficiência técnica dos intensivos no uso de agrotóxicos e dos não intensivos torna-se inapropriada. Nesse sentido, recorre-se primeiro ao método de balanceamento por entropia para encontrar um grupo de municípios não intensivos em agrotóxicos que sejam o mais similar possível ao grupo de municípios que são intensivos em agrotóxico, tornando-os, assim, estatisticamente iguais nas características observáveis e reduzindo, portanto, o viés causado pelas características não observáveis por meio de uma estrutura de ponderação amostral.

Após o balanceamento da amostra, o segundo passo da estratégia consiste na estimação da fronteira estocástica de produção. Entretanto, sabe-se que a decisão de se utilizar agrotóxico (ou ser intensivo em seu uso ou não) é uma ação de otimização do produtor, influenciada por suas características pessoais, condições econômicas, fatores climáticos, condições do solo, tipos de cultura, entre outros fatores. Portanto, o procedimento metodológico em dois estágios proposto por Heckman (1979) será utilizado nesta etapa. No primeiro estágio, estima-se um modelo de escolha binária, com o intuito de explicar a probabilidade de as fazendas representativas serem intensivas ou não no uso de agrotóxicos. Já no segundo estágio, estima-se a equação de interesse, ou seja, a fronteira estocástica de produção para cada grupo considerado, intensivos e não intensivos. Assim, na função de produção estocástica, incorpora-se a razão inversa de Mills, obtida no primeiro estágio, com o intuito de corrigir o viés de seleção amostral. Abordagem semelhante foi utilizada por Jiang e Sharp (2015) e Morais (2019).

3.1 Balanceamento amostral por entropia

Hainmueller (2012) desenvolveu um método que permite ponderar um conjunto de dados de modo que as distribuições das covariadas nas observações reponderadas satisfaçam um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio sobre o primeiro e o segundo, e, possivelmente, maiores momentos das distribuições das variáveis independentes nos grupos de tratamento e controle. Esse método permite que o pesquisador especifique um nível de equilíbrio desejável para as covariadas usando um conjunto de condições associadas aos momentos da distribuição.

Considerando o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade de controle, inicialmente, escolhe-se a covariada que será incluída na reponderação. Para cada covariada, especifica-se um conjunto de restrições de balanceamento para equiparar os momentos das distribuições das covariadas entre os grupos de tratamento e controle reponderados. A restrição de momento aplicada nesta pesquisa refere-se à imposição de que o primeiro momento das covariadas seja ajustado. Assim, para todas as variáveis explicativas, o método calcula as médias no grupo de tratamento e busca um conjunto de pesos de entropia tal que as médias ponderadas do grupo de controle sejam similares à média do grupo tratado. Tais pesos são utilizados nas etapas seguintes, de modo a obter estimativas livres do viés de seleção causado por observáveis.

3.2 Modelo de seleção amostral

A equação de seleção, correspondente ao primeiro estágio do procedimento proposto por Heckman (1979), é estimada por meio do modelo de escolha *Probit*. Considerando d_i^* uma variável binária que representa o critério de seleção como função de um vetor de variáveis exógenas (z_i), o modelo *Probit* pode ser definido como:

$$d_i = \alpha'z_i + w_i. \quad (1)$$

Na equação (1), α é o vetor de parâmetros a serem estimados e w_i , o termo de erro distribuído como $N(0, \sigma_w^2)$. A variável latente d_i^* é observada e recebe o valor 1 quando $\alpha'z_i + w_i > 0$ e zero caso contrário:

$$d_i^* = 1[\alpha'z_i + w_i > 0], \quad w_i \sim N(0,1). \quad (2)$$

Assim, a equação de seleção estimada é:

$$\begin{aligned} d_i^* = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{area. estab} + \alpha_2 \text{energia} + \alpha_3 \text{cond. produtor} + \alpha_4 \text{local. resid} \\ & + \alpha_5 \text{ativ. economica} + \alpha_6 \text{grupo. area} + \alpha_7 \text{tipo. agricultor} \\ & + \alpha_8 \text{assist. técnica} + \alpha_9 \text{sexo} + \alpha_{10} \text{classe. idade} + \alpha_{11} \text{escolaridade} \\ & + \alpha_{12} \text{prat. agricola} + \alpha_{13} \text{entid. classe} + \alpha_{14} \text{adubação} + \alpha_{15} \text{corretivos} \\ & + \alpha_{16} \text{agr. orgânica} + \alpha_{17} \text{prep. solo} + \alpha_{18} \text{irrigação} + \alpha_{19} \text{area. irrig} \\ & + \alpha_{20} \text{rec. hidrico} + \alpha_{21} \text{financiamento} + \alpha_{22} \text{prog. sociais} \\ & + \alpha_{23} \text{fin. produção} \\ & + \varepsilon_i. \end{aligned} \quad (3)$$

Em que:

- *area. estab* é a área do estabelecimento;
- *energia* diz respeito à existência de energia elétrica nas propriedades;
- *cond. produtor* é a condição do produtor em relação às terras;
- *local. resid* refere-se ao local de residência do produtor;
- *ativ. economica* informa qual a atividade econômica principal;
- *grupo. area* refere-se ao tamanho do estabelecimento, agrupado em quatro grupos de área, a saber, muito pequeno (mais de zero a menos de 1 ha), pequeno (de 1 a menos de 20 ha), médio (de 20 a menos de 500 ha) e grande (acima de 500 ha);

- *tipo.agricultor* informa se o agricultor é do tipo familiar ou patronal;
- *assist.técnica* é o indicativo de recebimento de orientação técnica;
- *sexo* é o gênero do dirigente do estabelecimento;
- *classe.idade* é a classe de idade à qual pertence o produtor;
- *escolaridade* é o nível educacional dos produtores;
- *prat.agricola* refere-se a alguma prática agrícola que os produtores exercem, como plantio em nível, rotação de culturas etc.;
- *entid.classe* é a associação do produtor a alguma entidade de classe;
- *adubação* e *corretivos* informam a utilização de fertilizantes e a aplicação de calcário ou outros corretivos de solo, respectivamente;
- *agr.orgânica* informa a prática de agricultura orgânica certificada;
- *prep.solo* refere-se a algum sistema de preparação de solo;
- *irrigação* e *area.irrig* diz respeito ao uso de irrigação e à área irrigada, respectivamente;
- *rec.hidrico* é a dotação de recursos hídricos de quaisquer natureza;
- *financiamento* é o recebimento de qualquer tipo de financiamento;
- *prog.sociais* informa se o recebimento de crédito ou recurso é oriundo de programas sociais do governo; e
- *fin.produção* informa a finalidade principal da produção, a saber, consumo próprio ou comércio; e
- ε é o termo de erro aleatório.

3.3 Fronteira estocástica de produção

Após o pareamento da amostra por meio do método da entropia, as funções de produção e a obtenção dos escores de eficiência técnica, levando em conta o viés de seletividade, serão estimadas pela abordagem da fronteira estocástica de produção. Entende-se por eficiência técnica, conforme Lima (2006), como o processo pelo qual o produtor busca a maximização da produção, dada uma combinação ótima dos fatores de produção utilizados. Em outras palavras, de acordo com Freitas *et al.* (2019), a eficiência técnica trata da relação entre o insumo e o produto total final, dado um nível de tecnologia. A abordagem da SFA tem sido amplamente utilizada em estudos sobre eficiência e produtividade agrícola (Battese, 1992; Coelli, 1995; Bravo-Ureta *et al.*, 2007). De acordo com Battese e Coelli (1995), o modelo de fronteira estocástica que simultaneamente modela a ineficiência técnica de produção pode ser especificado da seguinte forma:

$$Y_i = f(X_i\beta)e^{(v_i-u_i)}. \quad (4)$$

Em que Y_i denota a produção do *i*-ésimo município ($i = 1, \dots, N$); X_i é um vetor ($1 \times k$) de insumos e outras variáveis explicativas associadas à produção do *i*-ésimo município; β é um vetor ($k \times 1$) de parâmetros desconhecidos a serem estimados; v_i é o termo de erro aleatório que capta choques que estão fora do controle do produtor (pragas e doenças, erros de medida etc.), no qual é assumido ser independente e identicamente distribuído (*iid*) $N(0, \sigma_v^2)$; e u_i são variáveis aleatórias não negativas associadas com a ineficiência técnica de produção, ou seja, é a parte que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção. Assume-se que u_i são independentemente distribuídas e obtidas pela truncção (em zero) de uma distribuição normal com média $Z_i\delta$ e variância σ_u^2 , tal que $N(Z_i\delta, \sigma_u^2)$.

Seguindo a especificação de Battese e Coelli (1995), o termo que explica a ineficiência técnica de produção, u_i , pode ser representado por:

$$u_i = z_i\delta + w_i. \quad (5)$$

Em que Z_i é um vetor ($1 \times m$) de variáveis explanatórias que estão associadas à ineficiência técnica de produção da i -ésima unidade produtiva;⁵ δ é um vetor ($m \times 1$) de coeficientes desconhecidos; e w_i são erros aleatórios definidos pela truncação⁶ de uma distribuição normal com média zero e variância σ^2 .

Ainda de acordo com Battese e Coelli (1995), deve-se, inicialmente, definir a forma funcional da fronteira estocástica. Várias formas funcionais podem ser utilizadas em análises produtivas, como as funções de produção do tipo Cobb-Douglas e Translog, por exemplo. Esta última apresenta certas propriedades desejáveis, como uma maior flexibilidade, dado que não impõem, *a priori*, restrições sobre a estrutura da tecnologia, permitindo um relacionamento não linear entre a variável dependente e os fatores de produção. Além disso, ela fornece uma aproximação local de segunda ordem para qualquer fronteira de produção (Christensen, Jorgenson e Lau, 1973). Ainda assim, a forma funcional da função de produção que mais se adequa à estrutura dos dados será verificada, seguindo Battese (1992), pelo teste da razão de *log*-verossimilhança (log-likelihood ratio test – LR Test).

Pela incorporação da razão inversa de Mills, obtida na etapa anterior, e a inclusão das variáveis *dummies* para os estados federativos, bem como variáveis climáticas e suas interações com os fatores de produção, a forma funcional *translog*, de acordo com Battese e Coelli (1995), pode ser especificada como:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^N \beta_k \ln x_{ki} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \sum_{h=1}^N \beta_{kh} \ln x_{ki} \ln x_{hi} + \rho \text{Mills} + \sum_{h=1}^{26} UF_h + v_i - u_i. \quad (6)$$

Em que Y_i representa a produção da observação i ; X_k representa as quantidades utilizadas dos fatores de produção k , que são a terra, o trabalho, o capital e as despesas com insumos comprados; e UF_h representa as *dummies* para os 26 estados da Federação, e foram incluídas para captar características fixas, além de tentar controlar possível autocorrelação espacial, de forma a obter uma estimativa da eficiência técnica que seja livre desses efeitos. Ressalta-se, ainda, que os erros-padrões foram obtidos via *clusters* ao nível de microrregiões. A equação (5) foi modelada com intuito de explicar o termo de ineficiência, sendo especificada da seguinte forma:

$$u_i = \delta_0 + \delta_1 \text{assist. técnica} + \delta_2 \text{cooperativismo} + w_i. \quad (7)$$

Em que:

- *assist. técnica* refere-se ao recebimento de qualquer tipo de assistência técnica;
- *cooperativismo* diz respeito à associação a cooperativas; e
- w_i é o termo de erro aleatório.

Após a estimação da fronteira de produção estocástica, os escores de eficiência técnica são obtidos de acordo com a especificação de Battese e Coelli (1988), sendo esta medida de eficiência baseada na expectativa condicional de u_i , dado o erro aleatório. A separação dos desvios da fronteira em seus componentes aleatórios e de ineficiência, segundo o procedimento de Battese e Coelli (1988), pode ser definida como a razão entre o produto observado e o produto potencial:

$$ET_{ij} = \frac{Y_{ij}}{Y_{ij}^*} = \frac{Y_{ij}}{f(X_{ij})} = \frac{\exp(X_{ij}\beta + v_{ij}) E[\exp(-u_{ij})|e]}{\exp(X_{ij}\beta + v_{ij})} = E[\exp(-u_{ij})|e]. \quad (8)$$

Em que o valor de ET_{ij} estará situado no intervalo $[0;1]$, sendo que zero representa completa ineficiência e 1, plena eficiência.

5. Este termo unilateral pode seguir a distribuição meio-normal, normal truncada e exponencial.

6. O ponto de truncação de w_i é $(-z_i\delta)$, ou seja, $w_i \geq -z_i\delta$.

3.4 Fonte de dados

A base de dados contendo as variáveis utilizadas neste estudo é proveniente do Censo Agropecuário 2017, acessadas pelo Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra). Como já mencionado, a adequação da base de dados para a realização da pesquisa envolveu a construção de *fazendas representativas*, isto é, as variáveis utilizadas (que estão agregadas por município) foram divididas pela quantidade de estabelecimentos no respectivo município. Nesse sentido, cada município funciona agora como se fosse uma propriedade rural, e as variáveis representam uma média. O *threshold* utilizado nessa pesquisa, que indica se o município é intensivo ou não no uso de agrotóxico, é de 35%, ou seja, se a proporção de estabelecimentos que usam agrotóxicos for igual ou maior a 35%, ele será considerado como intensivo (tratado), e não intensivo caso contrário (controle).

Foi definido como *output* a soma do valor bruto da produção (VBP) animal e das lavouras temporárias e permanentes em 2017. Os fatores de produção foram definidos da seguinte forma: *terra* representa a soma das áreas (em hectares) colhidas com lavouras temporárias e permanentes e aquelas destinadas às pastagens naturais;⁷ *trabalho* representa o total de pessoal ocupado na agropecuária; e *despesas*⁸ são as despesas com sementes e mudas, transportes na produção, energia elétrica, compras de máquinas e veículos, combustíveis e lubrificantes. A *proxy* para *capital* foi construída como sendo a soma de todas as máquinas, implementos e veículos, que são: tratores, semeadeiras/plantadeiras, colheitadeiras, adubadeiras e/ou distribuidoras de calcário, caminhões, utilitários, automóveis, motos e aviões. Por fim, para lidar com o problema de informações faltantes (*missing values*), devido à confidencialidade dos dados, foi realizada uma imputação da média da microrregião para todas as variáveis com informações faltantes.

As variáveis climáticas foram obtidas do banco de dados do Terrestrial Hydrology Research Group (THRG), por meio da metodologia descrita em Sheffield, Goteti e Wood (2006) e são: *i*) temperatura média mensal (°C); e *ii*) precipitação acumulada mensal (mm) no período compreendido entre 1980 e 2016. A partir daí, foi calculada uma média de verão (dezembro/janeiro/fevereiro) e de inverno (junho/julho/agosto) para todo o período. A segregação em estações, verão e inverno, se deu basicamente pela mudança significativa que é observada do clima entre as estações, sendo utilizada em diversos trabalhos para a agricultura brasileira, como em Cunha, Coelho e Féres (2015), Pereda (2012) e Morais (2019).

4 RESULTADOS

4.1 Análise descritiva e balanceamento por entropia

Inicia-se a apresentação dos resultados discutindo as estatísticas descritivas do processo de balanceamento. A tabela 2 exhibe as médias das variáveis utilizadas no método de balanceamento por entropia e no modelo de seleção amostral, bem como aquelas utilizadas na fronteira de produção estocástica. De forma geral, se observa que foi possível encontrar um equilíbrio nas covariadas após a ponderação das unidades amostrais, uma vez que todas as variáveis utilizadas se tornaram, em média, estatisticamente iguais. Ou seja, para cada unidade do grupo de tratados, existe um contrafactual similar, diferenciando-se apenas pela intensidade do uso de agrotóxico, ou, em outras palavras, pela adoção do uso de agrotóxicos.

7. Diversas especificações foram testadas, porém a especificação que obteve resultados consistentes com os obtidos por Helfand, Magalhães e Rada (2015), Freitas, Silva e Braga (2017), Freitas *et al.* (2019) e Morais (2019) sobre o tipo de retorno apresentado pela agricultura brasileira foi mantida no trabalho.

8. Foram excluídas das despesas os gastos com agrotóxicos realizados pelas fazendas representativas com a finalidade de obter fronteiras de produção iguais entre os dois grupos. Todavia, para garantir a robustez dos resultados, também foram estimadas fronteiras de produção considerando as despesas por agrotóxicos, e as estimativas encontradas não apresentaram mudanças estatisticamente significativas.

TABELA 2
Média das variáveis utilizadas no balanceamento por entropia, no modelo de seleção amostral e na fronteira de produção estocástica

Variáveis	Amostra não balanceada		Amostra balanceada	
	Não intensivos (controle)	Intensivos (tratados)	Não intensivos (controle)	Intensivos (tratados)
Área total	95,90	94,06 ^{ns}	94,07	94,06 ^{ns}
Energia elétrica	0,8233	0,8704 ^{***}	0,8704	0,8704 ^{ns}
Proprietário	0,8067	0,8210 ^{***}	0,8210	0,8210 ^{ns}
Concessionário	0,0560	0,0376 ^{***}	0,0376	0,0376 ^{ns}
Arrendatário	0,0366	0,0572 ^{***}	0,0572	0,0572 ^{ns}
Parceiro	0,0191	0,0227 ^{***}	0,0227	0,0227 ^{ns}
Comandatário	0,0439	0,0392 ^{***}	0,0392	0,0392 ^{ns}
Ocupante	0,0229	0,0122 ^{***}	0,0122	0,0122 ^{ns}
Residência (propriedade)	0,6703	0,6791 [*]	0,6791	0,6791 ^{ns}
Lavouras temporárias	0,2535	0,3441 ^{***}	0,3440	0,3440 ^{ns}
Horticultura e floricultura	0,0338	0,0500 ^{***}	0,0500	0,0500 ^{ns}
Lavouras permanentes	0,0812	0,1218 ^{***}	0,1218	0,1218 ^{ns}
Sementes e mudas	0,0006	0,0010 ^{***}	0,0010	0,0010 ^{ns}
Pecuária e criação	0,5874	0,4480 ^{***}	0,4480	0,4480 ^{ns}
Florestas plantadas	0,0139	0,0213 ^{***}	0,0213	0,0213 ^{ns}
Florestas nativas	0,0201	0,0088 ^{***}	0,0088	0,0088 ^{ns}
Pesca	0,0020	0,0004 ^{***}	0,0004	0,0004 ^{ns}
Aquicultura	0,0004	0,0044 ^{***}	0,0044	0,0044 ^{ns}
Área_1 (muito pequeno)	0,1159	0,0633 ^{***}	0,0633	0,0633 ^{ns}
Área_2 (pequeno)	0,4714	0,5348 ^{***}	0,5348	0,5348 ^{ns}
Área_3 (médio)	0,3662	0,3636 ^{ns}	0,3636	0,3636 ^{ns}
Área_4 (grande)	0,0318	0,0283 ^{**}	0,0283	0,0283 ^{ns}
Agricultura familiar	0,7166	0,7367 ^{***}	0,7367	0,7367 ^{ns}
Agricultor patronal	0,2632	0,2834 ^{***}	0,2632	0,2632 ^{ns}
Assistência técnica	0,1844	0,3962 ^{***}	0,3961	0,3962 ^{ns}
Homens	0,8102	0,8619 ^{***}	0,8619	0,8619 ^{ns}
Mulheres	0,1823	0,1291 ^{***}	0,1291	0,1291 ^{ns}
Idade (menos de 25)	0,0158	0,0134 ^{***}	0,0134	0,0134 ^{ns}
Idade (de 25 a menos 35)	0,0719	0,0776 ^{***}	0,0719	0,0719 ^{ns}
Idade (de 35 a menos 45)	0,1616	0,1567 ^{***}	0,1567	0,1567 ^{ns}
Idade (de 45 a menos 55)	0,2362	0,2501 ^{***}	0,2501	0,2501 ^{ns}
Idade (de 55 a menos 65)	0,2445	0,2570 ^{***}	0,2570	0,2570 ^{ns}
Idade (de 65 a menos 75)	0,1683	0,1654 ^{**}	0,1654	0,1654 ^{ns}
Idade (75 anos e mais)	0,0883	0,0763 ^{***}	0,0764	0,0764 ^{ns}
Nunca frequentou escola	0,1495	0,0812 ^{***}	0,0812	0,0812 ^{ns}
Classe de alfabetização	0,1164	0,0681 ^{***}	0,0681	0,0681 ^{ns}
Alfab. jovens e adultos	0,0150	0,0075 ^{***}	0,0075	0,0075 ^{ns}
Antigo primário	0,2176	0,2989 ^{***}	0,2989	0,2989 ^{ns}
Antigo ginásial	0,0635	0,0804 ^{***}	0,0804	0,0804 ^{ns}
Fundamental ou 1º grau	0,1704	0,1767 [*]	0,1767	0,1767 ^{ns}
EJA e supletivo (1º grau)	0,0037	0,0031 ^{**}	0,0031	0,0031 ^{ns}
Antigo científico (2º ciclo)	0,0064	0,0059 [*]	0,0059	0,0059 ^{ns}

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Amostra não balanceada		Amostra balanceada	
	Não intensivos (controle)	Intensivos (tratados)	Não intensivos (controle)	Intensivos (tratados)
Ensino médio ou 2º grau	0,1398	0,1509***	0,1509	0,1509 ⁹⁵
Técnico de ensino médio	0,0196	0,0222***	0,0222	0,0222 ⁹⁵
EJA e supletivo (2º grau)	0,0023	0,0028***	0,0028	0,0028 ⁹⁵
Ensino superior	0,0832	0,0887**	0,0887	0,0887 ⁹⁵
Mestrado e doutorado	0,0047	0,0043*	0,0043	0,0043 ⁹⁵
Plantio em nível	0,0794	0,2050***	0,2050	0,2050 ⁹⁵
Rotação de culturas	0,1303	0,3043***	0,3043	0,3043 ⁹⁵
Pousio ou desc. de solos	0,1285	0,1405***	0,1405	0,1405 ⁹⁵
Prote/conservde encostas	0,0360	0,0781***	0,0781	0,0781 ⁹⁵
Recuper de mata ciliar	0,0273	0,0507***	0,0507	0,0507 ⁹⁵
Reflor prote de nascentes	0,0271	0,0452***	0,0452	0,0452 ⁹⁵
Estabiliz. de voçorocas	0,0086	0,0147***	0,0147	0,0147 ⁹⁵
Manejo florestal	0,0161	0,0203***	0,0203	0,0203 ⁹⁵
Outra	0,2089	0,1825***	0,1825	0,1825 ⁹⁵
Nenhuma	0,5238	0,3594***	0,3594	0,3594 ⁹⁵
Entidade de classe	0,1728	0,2048***	0,2048	0,2048 ⁹⁵
Adução	0,3548	0,6259***	0,6259	0,6259 ⁹⁵
Correção de solo (Ph)	0,1268	0,2724***	0,2724	0,2724 ⁹⁵
Ag. Orgânica certificada	0,0201	0,0140***	0,0140	0,0140 ⁹⁵
Sist. Preparo de solo	0,4730	0,6416***	0,6416	0,6416 ⁹⁵
Uso de irrigação	0,1270	0,1304***	0,1304	0,1304 ⁹⁵
Área irrigada	2,9610	5,4270***	5,4260	5,4270 ⁹⁵
Recursos hídricos	0,8218	0,8604***	0,8604	0,8604 ⁹⁵
Financiamento	0,1345	0,2762***	0,2761	0,2762 ⁹⁵
Prog. sociais	0,0609	0,1596***	0,1596	0,1596 ⁹⁵
Finalid. prod (Consumo)	0,3967	0,2279***	0,2279	0,2279 ⁹⁵
Finalid. prod (Comércio)	0,6033	0,7720***	0,7720	0,7720 ⁹⁵
VBP (mil R\$)	118.8146	280.1451	-	-
Terra (hectares)	30.37	57.50	-	-
Trabalho (nº pessoas)	3.56	4.62	-	-
Despesas (mil R\$)	15.6360	36.6192	-	-
Capital (unidades)	0.893	2.408	-	-
Temp. de verão (°C)	25.91	25.22	-	-
Temp. de inverno (°C)	23.19	20.44	-	-
Prec. de verão (mm)	172.59	181.55	-	-
Prec. de inverno (mm)	52.35	72.93	-	-
Total de observações	3.059	2.504	3.059	2.504

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Obs.: *** p-valor<0,01, ** p-valor<0,05, * p-valor<0,1.

Algumas características importantes apresentadas na tabela 2 merecem ser comentadas. Focando nas informações das colunas de pré-balanceamento, se observa que a proporção das fazendas representativas intensivas em agrotóxicos que têm como atividade principal a produção de lavouras temporárias e permanentes é maior do que a proporção das não intensivas. Este resultado, juntamente com as informações elencadas na seção 2, indica que a utilização de agrotóxico está associada à produção de lavouras, principalmente as temporárias.

Outra informação relevante é o recebimento de orientação técnica por parte das fazendas intensivas em agrotóxicos, onde a taxa de recebimento chega a quase 40%, contra 18,44% das não intensivas. Esse resultado é importante porque o recebimento de orientação técnica é visto como um dos fatores que pode auxiliar os produtores a utilizarem os recursos produtivos de forma mais eficiente. Além disso, os níveis de escolaridade dos intensivos, no geral, são mais altos do que os dos não intensivos. A utilização de adubação (fertilizantes) e a aplicação de calcário também são maiores para os intensivos em agrotóxicos. O mesmo padrão é observado na proporção de associados a alguma entidade de classe, como as cooperativas.

O recebimento de financiamentos e de recursos de programas sociais do governo também é maior nas fazendas representativas intensivas em agrotóxicos. Além disso, as áreas irrigadas são quase o dobro para os intensivos. Ressalta-se que estas características, de acordo com Freitas *et al.* (2019), influenciam positivamente a eficiência técnica de produção.

Ainda na tabela 2, percebe-se que as fazendas representativas intensivas em agrotóxicos possuem mais que o dobro do VBP, em média, quando comparados com as fazendas não intensivas. Esse resultado pode ser um indicativo do aumento da produtividade dessas fazendas por meio da adoção de inovações tecnológicas como a utilização de agrotóxicos.

4.1 Elasticidade de produção

O segundo estágio do modelo de seleção amostral requer a estimação da equação de interesse, ou seja, da função fronteira estocástica de produção, que foi estimada tanto para a amostra total como para as fazendas representativas intensivas e não intensivas em agrotóxicos. Além dos fatores de produção e das variáveis climáticas, foi incorporada à função de produção a razão inversa de Mills. Os parâmetros da função foram obtidos pelo método da máxima verossimilhança e as elasticidades de produção, por meio da derivada da função de produção em relação a cada fator de produção, que devem ser positivas, devido à propriedade de monotonicidade ($\partial y / \partial x_i > 0$). Os testes da forma funcional (teste LR) indicaram a função do tipo *translog* como sendo a que melhor se ajusta aos dados. Os resultados dos testes podem ser observados na tabela 3.

TABELA 3
Resultado do teste LR para a forma funcional da função de produção

Grupo	Log-likelihood Cobb-Douglas	Log-likelihood Translog	LR test	Decisão
<i>Pooled</i>	-4199,5414	-3220,1740	1958,73***	Translog
Intensivos	-1671,3886	-1392,6507	557,48***	Translog
Não intensivos	-2032,6195	-831,3349	2402,57***	Translog

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Obs.: *** p -valor < 0,01, ** p -valor < 0,05 e * p -valor < 0,1.

As elasticidades de produção podem ser vistas na tabela 4. A estatística de Wald indica um bom ajustamento do modelo, rejeitando-se a 1% a hipótese nula de insignificância conjunta das variáveis para os três modelos estimados. A hipótese de viés de seletividade amostral foi estatisticamente confirmada pela significância do coeficiente estimado para a razão inversa de Mills, tanto para os intensivos quanto para os não intensivos, sugerindo que há fatores não observáveis que influenciam a decisão dos produtores quanto ao uso de agrotóxicos.

As elasticidades de produção diferem entre os intensivos e os não intensivos, principalmente em relação às elasticidades do trabalho e das despesas. Mas no geral, os resultados são consistentes entre os modelos. Na especificação que considera a amostra total da agricultura brasileira (*pooled*), se observa que os insumos trabalho e despesas apresentaram as maiores elasticidades de produção em 2017. O incremento em 10% desses insumos levaria ao incremento, em média, de 3,36% e 3,8% do VBP, respectivamente. Resultados símeis são observados nos trabalhos de Freitas (2017), Morais (2019) e Helfand, Magalhães e Rada (2015). Foram encontradas algumas diferenças nas elasticidades entre as fazendas intensivas e as não intensivas em agrotóxicos. Os coeficientes da elasticidade do trabalho e das despesas têm maior contribuição no VBP nas fazendas representativas intensivas no uso de agrotóxicos. A diferença é significativa principalmente na elasticidade da despesa (tabela 4).

TABELA 4
Elasticidades de produção e determinantes da ineficiência técnica (2017)¹

Ly(VBP)	Amostra total (<i>pooled</i>)	Intensivo em agrotóxico	Não intensivo em agrotóxico
lx1 (Terra)	0,247** (0,0252)	0,328** (0,0358)	0,337** (0,0475)
lx2 (Trabalho)	0,336* (0,0685)	0,326* (0,0907)	0,262* (0,1360)
lx3 (Despesas)	0,380** (0,0264)	0,301** (0,0423)	0,1816* (0,0416)
lx4 (Capital)	0,242** (0,0352)	0,188** (0,0579)	0,161* (0,0553)
Mills (Intensivo)	- -	0,123*** (0,0307)	- -
Mills (Não Intensivo)	- -	- -	0,111*** (0,0209)
Constante	-174,64*** (27,7806)	-236,79*** (43,3063)	-99,68** (46,7649)
Função coeficiente	1,205	1.143	0,9416
Ineficiência			
Assistência técnica	0,226** (0,1082)	-1,251*** (0,2388)	7,335*** (0,0167)
Cooperativismo	-5,551*** (0,9425)	-4,345*** (0,9919)	-137,198*** (39,25002)
Constante	0,408*** (0,0616)	0,885*** (0,0738)	-26,162*** (8,4697)
Efeito marginal			
Assistência técnica	0,101	-0,414	0,0733
Cooperativismo	-2,482	-1,438	-1,3711
Sigma_u	0,238*** (0,0307)	0,393*** (0,0335)	3,153*** (0,4921)
Sigma_v	0,408*** (0,0054)	0,364*** (0,0083)	0,205*** (0,0054)
Lambda (λ)	0,368	0,519	0,938
Wald test	34079,84***	14047,93***	80387,01***
Total de observações	5.560	2.503	3.057

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Para uma melhor visualização, os coeficientes dos quadrados e interações dos fatores de produção; das variáveis climáticas, seus quadrados e interações, bem como das *dummies* representativas de cada unidade da Federação foram omitidos.

Obs.: *** p -valor <0.01, ** p -valor <0.05, * p -valor <0.1. Erros-padrões robustos entre parêntese; e erros-padrões *clusterizados* no nível das regiões geográficas imediatas.

A variância do modelo foi reparametrizada de acordo com Battese e Coelli (1995), tal que $\sigma_s^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ e $\lambda = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$. O valor de λ está entre zero e a unidade, de modo que se λ está próximo ao valor zero, implica que os desvios à fronteira de produção são inteiramente devidos aos ruídos aleatórios, enquanto um valor próximo à unidade indica que a maior parte dos desvios é devida à ineficiência técnica.

Assim, para a função de produção agrícola brasileira (*pooled*), de acordo com o valor de λ , pode-se inferir que 36,8% dos desvios à fronteira eficiente são oriundos das fontes de ineficiência técnica. Para os intensivos, 51,9% dos desvios são devidos às fontes de ineficiência, enquanto para as fazendas não intensivas em agrotóxicos o valor de *lambda* subiu para 93,8%. Esse resultado é um forte indício de que os intensivos em agrotóxicos são mais eficientes do que os não intensivos. Esse resultado também indica que a abordagem da fronteira estocástica de produção é adequada. Caso λ fosse igual à zero, a função de produção poderia ser estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO).

Os determinantes da ineficiência técnica apresentaram resultados bem diferentes para os três modelos. Um sinal negativo do coeficiente indica que aquele fator contribui para diminuir a ineficiência, portanto, aumenta a eficiência técnica de produção. O resultado para os intensivos em agrotóxicos apresentou os sinais esperados, e os efeitos marginais foram calculados, indicando que um aumento de 10% no recebimento de orientação técnica e a associação a cooperativas diminuiriam a ineficiência técnica em 4,14% e 14,38%, respectivamente. O papel destas variáveis na redução da ineficiência também foi destacado por Freitas *et al.* (2019) e Morais (2019). Os autores argumentam que a irrigação, a orientação técnica e as cooperativas aumentam a eficiência técnica dos produtores.

Os resultados para a amostra total e para os não intensivos divergem daqueles encontrados para os intensivos, principalmente no que se refere ao recebimento de orientação técnica, o que aqui indicaria que a ineficiência aumentaria ligeiramente. Entretanto, esse resultado deve ser analisado com precaução, porque essa variável capta o recebimento de orientação técnica de qualquer natureza, seja ela governamental, seja privada, seja oriunda de cooperativas, seja de empresas integradoras, seja de empresas privadas de planejamento, seja de organizações não governamentais (ONGs), seja do Sistema S, seja de outras fontes. O fato de não termos dados sobre a qualidade da orientação recebida, bem como a discrepância da taxa de recebimento entre as regiões pode fazer que esse resultado não represente relação de causalidade. Já para a associação a cooperativas, o efeito marginal indica que um aumento de 10% de associação a esse tipo de entidade diminuiria a ineficiência técnica em 24,82% e 13,71% para a amostra total e para os não intensivos, respectivamente. Entende-se que fazer parte de uma cooperativa torna-se vantajoso, visto que a participação nestas organizações pode fornecer ao produtor acesso a diversos tipos de informações, como os serviços de extensão rural disponíveis, o crédito rural, os preços dos insumos e as novas tecnologias de produção, que podem contribuir para o aumento da produtividade e a eficiência do estabelecimentos (Baron, 2007; Galawat e Yabe, 2012)

4.2 Eficiência técnica da produção

Os escores de eficiência técnica foram obtidos para todos os modelos analisados após estimadas as fronteiras de produção estocásticas. A tabela 6 apresenta os escores de eficiência técnica média por regiões brasileiras. A eficiência técnica para os intensivos em agrotóxicos foi de 77,23% em média, enquanto para os não intensivos, a eficiência foi de 59,65% em média. Assim, pode-se afirmar que as fazendas intensivas em agrotóxico são mais eficientes do que as não intensivas em 17.56 p.p., sendo esta diferença estatisticamente significativa pelo teste *t-Student* para diferença de médias.⁹

Os resultados da tabela 5 apontam para uma divergência significativa entre as regiões brasileiras quanto aos níveis de eficiência técnica. As fazendas que apresentaram os maiores níveis de eficiência, em média, são aquelas da região Sul, seguidas das fazendas das regiões Sudeste e Centro-Oeste. Esse resultado já era esperado, dado que nessas regiões a agropecuária é bem desenvolvida, tecnicamente avançada e orientada ao mercado. Esse padrão não é observado entre o grupo das não intensivas em agrotóxicos, cujas fazendas mais eficientes estão localizadas na região Centro-Oeste, seguida das regiões Sul e Sudeste.

TABELA 5
Escores de eficiência técnica por regiões brasileiras (2017)

Região	Amostra total	Intensivos	Não intensivos
Centro-Oeste	0,8429	0,7768	0,7570
Nordeste	0,6899	0,5254	0,4499
Norte	0,6987	0,5955	0,6576
Sudeste	0,8511	0,8180	0,6938
Sul	0,9323	0,8917	0,7177
Brasil	0,8035	0,7723	0,5965

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

9. Teste *t-student* = -25.1935. Graus de liberdade: 5558. *P*-valor = 0.000.

Em suma, para todas as regiões, as fazendas intensivas em agrotóxicos são mais eficientes, em média, do que as não intensivas, exceto para a região Norte. Esse resultado é consistente, no sentido de que na região Norte não há predominância de áreas plantadas com lavouras permanentes e temporárias, mas sim com pastagens naturais, principalmente nos estados do Pará e Tocantins, estados onde a pecuária extensiva vem sendo cada vez mais desenvolvida, sendo o uso de agrotóxicos em pastagens considerado moderado, resultado esse já confirmado pela análise descritiva apresentada na tabela 2.

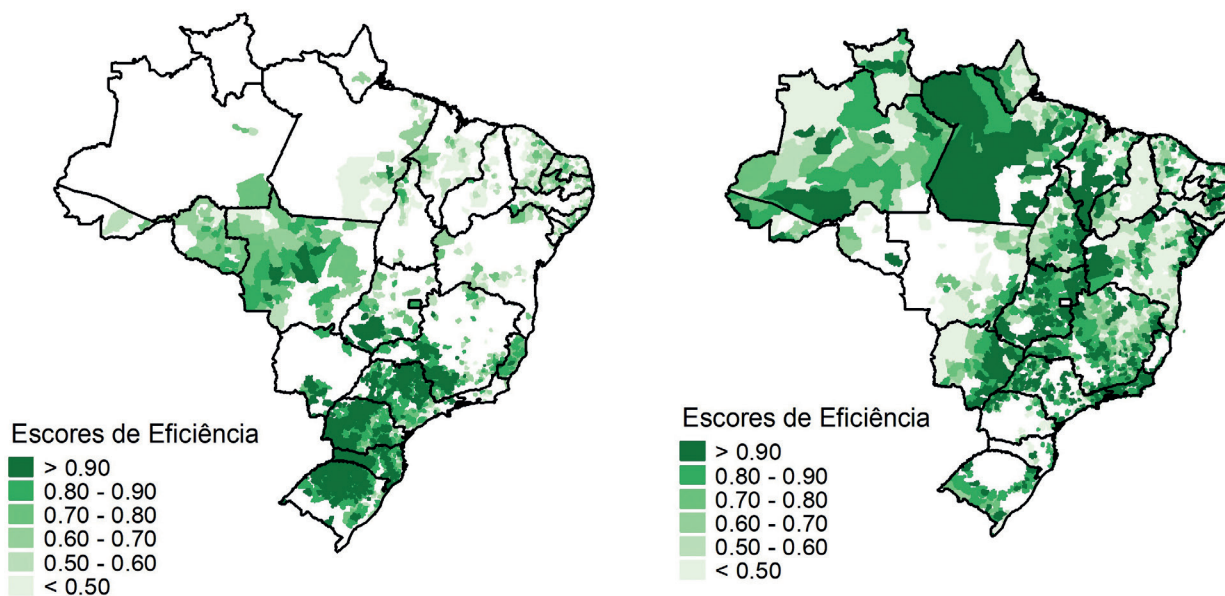
A figura 2 apresenta a distribuição da eficiência técnica das fazendas representativas pelo território brasileiro por tipo de intensidade no uso de agrotóxico. Como já observado, os mais eficientes do grupo de intensivos estão distribuídos, em sua maioria, pela região Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Na região Sudeste, eles estão concentrados no sul de Minas Gerais e Norte de São Paulo, onde há extensiva produção de lavouras, principalmente as de milho, laranja, cana-de-açúcar, café (concentrado também no Espírito Santo) e produção leiteira.

FIGURA 2

Distribuição espacial da eficiência técnica média por tipo de intensidade no uso de agrotóxicos (2017)

2A – Eficiência técnica: intensivos em agrotóxicos

2B – Eficiência técnica: não intensivos em agrotóxicos



Fonte: Resultados da pesquisa.

Uma análise mais detalhada mostra que, na região Centro-Oeste, os mais eficientes estão no estado do Mato Grosso, principalmente na microrregião de Alto Teles Pires, onde os municípios de Sorriso e Nova Mutum estão localizados, e a produção de grãos é extensiva. Também é possível observar fazendas eficientes em isoladas partes de Goiás e Mato Grosso do Sul. No estado de Rondônia (região Norte), observa-se uma eficiência média, majoritariamente com a produção de arroz irrigado por inundação, mas bem menos eficientes do que aquelas fazendas situadas no norte do Rio Grande do Sul, onde a produção de arroz inundado apresenta níveis elevados de eficiência.

5 CONCLUSÕES

A importância do setor agropecuário na economia brasileira demanda constantes estudos para identificar os direcionadores da produtividade total dos fatores de produção e seus componentes. Nesse sentido, o objetivo desta pesquisa foi analisar o nível de eficiência técnica entre fazendas representativas intensivas e não intensivas no uso de agrotóxicos. Além disso, analisaram-se os determinantes da eficiência técnica por meio do recebimento de orientação técnica e associação a cooperativas.

Os resultados encontrados permitiram afirmar que as fazendas representativas intensivas no uso de agrotóxicos em 2017 foram mais eficientes do que aquelas menos intensivas em 17,5 p.p., em média. As regiões que tiveram destaque nos escores de eficiência foram as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Foi também nessas regiões que se

observou a maior taxa de adoção de uso de agrotóxicos e a maior despesa em agrotóxico por hectare. Estes resultados permitem concluir que o uso de agrotóxicos eleva o nível de eficiência técnica dos produtores. Todavia, embora não fosse o objeto de estudo deste trabalho, recomenda-se para pesquisas futuras uma avaliação que leve em consideração questões relacionadas à externalidade no ambiente e na saúde dos produtores que podem ser gerados pelo uso de agrotóxico. Dessa forma, seria possível ter uma avaliação de custo e benefício sobre o uso de agrotóxico na agropecuária brasileira.

As variáveis relativas ao acesso de orientação técnica e associação a cooperativas se mostraram importantes para influenciar positivamente a eficiência técnica das fazendas representativas intensivas no uso de agrotóxicos. Ter acesso à orientação técnica por parte dos produtores pode tornar o uso de agrotóxico eficaz, evitando o uso inadequado. Ser membro de uma cooperativa contribui para a elevação da eficiência técnica, por meio do mecanismo da informação. Produtores que fazem parte de uma cooperativa podem ter acesso a informações sobre novas tecnologias de produção, linhas de crédito, programas sociais, agrotóxicos mais adequados, de acordo com a lavoura plantada e seu respectivo preço, além de poder compartilhar riscos e despesas com os outros membros das cooperativas. Nesse sentido, os resultados reforçam a importância de políticas públicas que ampliem o acesso à orientação técnica e que difundam a importância de se estar associado às cooperativas ou a alguma outra entidade de classe no âmbito do setor agropecuário brasileiro.

REFERÊNCIAS

- BARON, R. A. Behavioral and cognitive factors in entrepreneurship: entrepreneurs as the active element in new venture creation. **Strategic Entrepreneurship Journal**, v. 1, n. 1, p. 167-182, 2007.
- BATTESE, G. E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agric Econ**, v. 7, p. 185-208, 1992.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, v. 38, n. 3, p. 387-399, 1988.
- _____. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics**, v. 20, p. 325-332, 1995.
- BRASIL. Lei nº 7.802, de 11 de julho de 1989. Dispõe sobre a pesquisa, a experimentação, a produção, a embalagem e rotulagem, o transporte, o armazenamento, a comercialização, a propaganda comercial, a utilização, a importação, a exportação, o destino final dos resíduos e embalagens, o registro, a classificação, o controle, a inspeção e a fiscalização de agrotóxicos, seus componentes e afins, e dá outras providências. Brasília: Presidência da República, 1989. Disponível em: <<https://bit.ly/2EHLivr>>. Acesso em: 13 nov. 2019.
- BRAVO-URETA, B. E. *et al.* Technical efficiency in farming: a meta-regression analysis. **Journal of Productivity Analysis**, v. 27, n. 1, p. 57-72, 2007.
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSEN, D. W.; LAU, L. J. Transcendental logarithmic production frontiers. **The Review of Economics and Statistics**, v. 55, n. 1, p. 28-45, 1973.
- COELLI, T. J. Recent developments in frontier modeling and efficiency measurement. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v. 39, n. 3, p. 219-245, 1995.
- CUNHA, D. A.; COELHO, A. B.; FÉRES, J. G. Irrigation as an adaptive strategy to climate change: an economic perspective on Brazilian agriculture. **Environment and Development Economics**, v. 20, n. 1, p. 57-79, 2015.
- FREITAS, C. O. **Three essays on the effect of rural extension in the Brazilian agricultural sector**. 2017. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2017.
- FREITAS, C. O. *et al.* Technical efficiency and farm size: an analysis based on the Brazilian agriculture and livestock census. **Italian Review of Agriculture Economics**, v. 74, n. 1, p. 33-48, 2019.
- GALAWAT, F.; YABE, M. Profit efficiency in rice production in Brunei Darussalam: a stochastic frontier approach. **Journal of the International Society for Southeast Asian Agricultural Sciences**, v. 18, n. 1, p. 100-112, 2012.

- HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. **Political Analysis**, v. 20, n. 1, p. 25-46, 2012.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometria**, v. 47, p. 153-161, 1979.
- HELFAND, S. M.; MAGALHÃES, M. M.; RADA, N. E. **Brazil's agricultural total fator productivity growth by farm size**. Washington D.C.: Inter-American Development Bank, 2015. (Working Paper Series, n. 609).
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro: IBGE, 2017.
- JIANG, N.; SHARP, B. Technical efficiency and technological gap of New Zealand dairy farms: a stochastic meta-frontier model. **Journal of Productivity Analysis**, v. 44, n. 1, p. 39-49, 2015.
- LIMA, A. L. R. **Eficiência produtiva e econômica da atividade leiteira em Minas Gerais**. 2006. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, Minas Gerais, 2006. 65 p.
- MORAIS, G. A. S. **Three essays on irrigated agriculture in Brazil**. 2019. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2019.
- PEREDA, P. C. **Long-and short-run climate impacts on Brazil: theory and evidence for agriculture and health**. 2012. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.
- SANTOS, M.; GLASS, V. (Org.). **Altas do agronegócio: fatos e números sobre as corporações que controlam o que comemos**. Rio de Janeiro: Fundação Heinrich Böll, 2018.
- SHEFFIELD, J.; GOTETI, G.; WOOD, E. F. Development of a 50-year high-resolution global dataset of meteorological forcings for land surface modeling. **Journal of Climate**, v. 19, p. 3088-3111, 2006.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

- GREENE, W. A stochastic frontier model with correction for sample selection. **Journal of Productivity Analysis**, v. 34, n. 1, p. 15-24, 2010.
- HUGHES, N. *et al.* **Productivity pathways: climate-adjusted production frontiers for the Australian broadacre cropping industry**. Canberra, Australia: Agricultural and Resource Economics Society, 2011.
- IBAMA – INSTITUTO BRASILEIRO DO MEIO AMBIENTE E DOS RECURSOS NATURAIS RENOVÁVEIS. **Relatórios de comercialização de agrotóxicos**. Brasília: Ibama, 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/32xSano>>. Acesso em: 15 nov. 2019.

