

Título do capítulo	CAPÍTULO 11 – EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGROPECUÁRIA: CAPACIDADE DE ARMAZENAGEM E DENSIDADE DE RODOVIAS
Autores(as)	Marcelo Dias Paes Ferreira José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho
DOI	http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0/cap11
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.

EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGROPECUÁRIA: CAPACIDADE DE ARMAZENAGEM E DENSIDADE DE RODOVIAS

Marcelo Dias Paes Ferreira¹
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho²

1 INTRODUÇÃO

O avanço da produção agropecuária brasileira deu-se pela ocupação de novas áreas em direção ao interior. Houve incremento expressivo na produção de soja e milho, tendo-se como eixos de expansão as áreas de transição do Cerrado e da floresta amazônica, assim como as do oeste da Bahia (Garcia e Buainain, 2016; Garcia e Vieira Filho, 2019). A cana-de-açúcar, outra cultura tradicional, também apresentou expansão em direção ao Centro-Oeste (Abdala e Ribeiro, 2011; Garcia e Vieira Filho, 2019), ainda que de forma menos pronunciada em comparação à soja e ao milho. Esse processo de ocupação do interior trouxe desafios significativos para o setor agropecuário. Tal mudança da dinâmica geográfica da produção agrícola faz com que seja necessária a evolução da infraestrutura logística, a fim de evitar perda de competitividade do setor no contexto de expansão para áreas mais distantes dos principais portos e centros populacionais.

Há indícios de que tal infraestrutura não tem evoluído de forma satisfatória para algumas regiões do Brasil, uma vez que são recorrentes os problemas no transporte e no armazenamento de produtos agrícolas. Em comparação a outros países, a densidade da malha rodoviária pavimentada é menor, e há deficiências estruturais na pavimentação, na sinalização, entre outros exemplos (Garcia e Vieira Filho, 2019). A política de tabelamento de fretes rodoviários, que estipulou um piso de preços para a prestação do serviço, foi apontada como instrumento equivocado, que trouxe impactos negativos para a agropecuária e o agronegócio brasileiros (Ferreira e Vieira Filho, 2019). Ademais, há *déficits* na armazenagem de grãos nas regiões Centro-Oeste e Sul, sendo que a capacidade de armazenagem estática cresceu menos que a produção de grãos, passando a ser inferior a essa em meados da década de 2000 (Silva Neto e Santos, 2019). O Brasil também carece de rede ferroviária e hidroviária, bem como de armazéns condizentes com o novo padrão geográfico da produção agropecuária brasileira.

Não obstante o cenário desafiador da infraestrutura logística, a agropecuária brasileira alcançou expressivos ganhos de produtividade ao longo das últimas décadas. O crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) foi da ordem de 2,62% a 2,97% ao ano, de 1985 a 2006, com especial destaque para a pecuária nas regiões Sul e Sudeste do Brasil (Gasques *et al.*, 2010; Rada, 2013; Rada e Buccola, 2012). Tal incremento foi decorrente de processo de inovação institucional induzida, em que entidades públicas (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Embrapa, empresas de pesquisa estaduais e universidades) e agentes privados tiveram participação preponderante (Vieira Filho e Fishlow, 2017). Apesar desse número expressivo, dois fatores destacaram-se negativamente. O primeiro foi a heterogeneidade espacial da variação da PTF (Rada, 2013; Rada e Buccola, 2012). Enquanto o leste do Brasil (biomas Mata Atlântica, Pampa e Caatinga) apresentou forte crescimento da PTF, regiões como o Cerrado e o oeste do Brasil (biomas Amazônia e Pantanal) apresentaram estagnação no crescimento da produtividade (Rada, 2013). O segundo fator mostrou que boa parte do ganho de produtividade veio do avanço tecnológico – ou seja,

1. Professor adjunto da Escola de Agronomia da Universidade Federal de Goiás (UFG), com atuação no Programa de Pós-Graduação em Agronegócio (PPGAGRO) e no Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON), ambos da UFG. *E-mail*: <marcelo.ferreira@ufg.br>.

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea; diretor de programa da Secretaria Executiva do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa); professor do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio da Universidade de Brasília (Propaga/UnB); e professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV). *E-mail*: <jose.vieira@ipea.gov.br>.

do deslocamento da fronteira de produção, ao passo que a eficiência técnica³ média tem caído (Lázari e Magalhães, 2019; Rada, 2013; Rada e Buccola, 2012; Rada, Helfand e Magalhães, 2019; Silva *et al.*, 2019).

Assim, o cenário observado foi que parte da agropecuária brasileira expandiu as possibilidades de produção com a fronteira tecnológica, enquanto a outra parte não acompanhou esse processo. Ressalta-se que a eficiência técnica é um dos componentes da PTF, em conjunto com as mudanças tecnológicas, as transformações na escala de produção e os fatores aleatórios (Kumbhakar, Wang e Horncastle, 2015; Sickles e Zelenyuk, 2019). Assim, ganhos de produtividade podem ser alcançados se a lacuna entre os produtores menos eficientes e a fronteira de melhor prática for estreitada. É preciso avaliar possíveis ações que complementem as políticas públicas voltadas à promoção das inovações e à geração de novos conhecimentos.

Parte desse padrão de redução na eficiência técnica pode ser devido a problemas de infraestrutura logística, posto a heterogeneidade dessa questão entre as regiões brasileiras. De fato, a densidade de estradas é apontada como importante condicionante da produtividade da agropecuária brasileira (Rada, 2013; Rada e Buccola, 2012). Ademais, há evidências de que investimentos em estradas têm afetado positivamente a produtividade da agropecuária brasileira (Mendes, Teixeira e Salvato, 2009) e da economia como um todo (Cruz, Teixeira e Braga, 2010). Tal relação pode se dar na eficiência técnica, que está associada a habilidades de gestão do tomador de decisões, que, por sua vez, estão relacionadas às variáveis do ambiente de atuação, quais sejam: pressão competitiva; qualidade do insumo; redes de contatos; regime de propriedade; etc. (Kumbhakar e Lovell, 2000). Logo, assume-se que variáveis concernentes à infraestrutura restringiriam a gestão de propriedades rurais, comprometendo o processo de decisão de alguma maneira. Uma menor disponibilidade de estradas, por exemplo, faz com que o produtor rural não opte por certa atividade ou técnica, que a princípio seria mais produtiva, se tais atividades demandarem insumos ou assistência técnica específica não disponibilizados em locais de difícil acesso. No caso de limitação de armazenagem, o produtor vê-se forçado a tomar decisões de venda de forma abrupta, o que impossibilita avaliar eventuais opções mais vantajosas de venda futura. Ademais, o processo de armazenagem evita perdas do produto e conserva suas qualidades físicas e químicas (Silva Neto e Santos, 2019), tornando o desempenho da atividade agropecuária associado à armazenagem. Ressalta-se que a capacidade de armazenagem é relevante para estocar tanto o produto quanto insumos utilizados na produção. Um exemplo seria a armazenagem de insumos como grãos, volumosos e ração para a produção pecuária.

Do exposto, pretendeu-se avaliar o papel da densidade de rodovias pavimentadas e da capacidade de armazenamento nas propriedades rurais sobre a eficiência técnica na agropecuária brasileira, utilizando-se dados do Censo Agropecuário 2017 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (IBGE, 2017), bem como conceitos e técnicas de economia da produção. Assim, este trabalho contribui para a produção de informações relevantes à formulação de políticas públicas, uma vez que é possível medir o benefício de incremento de tais variáveis sobre a produtividade da agropecuária brasileira.

Para tanto, o capítulo está subdividido em quatro seções, incluindo-se esta breve introdução. A segunda seção apresenta os procedimentos metodológicos utilizados para estimar o papel da armazenagem em propriedades e densidades de rodovias como condicionante da eficiência técnica. A terceira seção analisa e discute os principais resultados. Por fim, seguem as conclusões.

2 METODOLOGIA

Para atingir o objetivo elencado, partiu-se da estimação da seguinte função de produção Cobb-Douglas em forma logarítmica para a agropecuária brasileira:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k \ln x_{ik} + \sum_{l=1}^n \gamma_l c_{il} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

em que y_i é o valor da produção agropecuária no município i ; β_0 é o intercepto; β_k é o coeficiente de cada insumo k , que representa as elasticidades de produção; x_{ik} significa a quantidade do insumo k utilizado no município i ; γ_l representa o coeficiente da l -ésima variável de controle; c_{il} significa a variável de controle l no município i ; e ε_i é o termo de erro que captura o efeito de variáveis aleatórias que afetam o processo produtivo.

3. A eficiência técnica na orientação do produto é dada pela comparação do produto observado em relação ao potencial, mantendo-se constantes a tecnologia e o nível de insumos. Há também uma medida de orientação em termos dos insumos, que mede o potencial de redução potencial nestes, mantendo-se constante a produção. Não se tem a intenção de estender essa explicação em tais definições. O leitor que não estiver familiarizado com tais conceitos, favor conferir a literatura especializada (Kumbhakar e Lovell, 2000; Kumbhakar, Wang e Horncastle, 2015; Murillo-Zamorano, 2004; Sickles e Zelenyuk, 2019).

A estimação de (1) normalmente dá-se por meio de mínimos quadrados ordinários (MQO). Contudo, tal abordagem estima uma função de produção média, e não a fronteira em si (Sickles e Zelenyuk, 2019). Assim, todos os municípios analisados seriam eficientes, e os desvios da função seriam computados como efeitos de variáveis ambientais não observadas pelo analista. A hipótese de eficiência de todas as unidades analisadas é muito restritiva. Para contornar tal situação, foi proposto o modelo de análise de fronteira estocástica (SFA – em inglês, *stochastic frontier analysis*), em que o termo de erro ε_i é segmentado em dois componentes: um representando as variáveis aleatórias que afetam a produção; e o outro, a ineficiência técnica (Aigner, Lovell e Schmidt, 1977; Meeusen e Van Den Broeck, 1977). Tal característica faz com que a estimação de fronteira estocástica seja preferível às técnicas de fronteira determinística baseadas em MQO ou programação linear e quadrática, pois consideram, ao mesmo tempo, o papel de variáveis aleatórias influenciando o processo produtivo e a ineficiência (Murillo-Zamorano, 2004).

Neste estudo, baseando-se em Wang (2002) e Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015), assume-se que ε_i exposto em (1) pode apresentar a seguinte estrutura, com vistas à estimação de fronteira estocástica de produção:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad (2)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_{v,i}^2) \quad (3)$$

$$u_i \sim N^+(0, \sigma_{u,i}^2) \quad (4)$$

$$\sigma_{v,i}^2 = \exp(w_i \lambda) \quad (5)$$

$$\sigma_{u,i}^2 = \exp(z_i \delta), \quad (6)$$

em que v_i representa o termo de erro normalmente distribuído com média 0 e variância $\sigma_{v,i}^2$ que usualmente aparece em modelos de regressão; u_i é o componente do termo de erro que representa a ineficiência técnica, com distribuição truncada em zero *half-normal*;⁴ e $w_i(z_i)$ é um vetor de variáveis que explica $\sigma_{v,i}^2$ ($\sigma_{u,i}^2$) a partir do vetor de coeficientes λ (δ). O processo gerador dos dados apresentado em (1) a (6) pode ser estimado por máxima-verossimilhança (MV).

As expressões (5) e (6) fazem com que o modelo considere a possibilidade de heterocedasticidade. Tal fenômeno acarreta problemas mais graves do que estimadores não eficientes, como no caso de MQO. Caso haja heterocedasticidade em v_i e esta for ignorada, os coeficientes β_k ainda são consistentes; porém, β_0 e u_i são viesados (Kumbhakar e Lovell, 2000; Kumbhakar, Wang e Horncastle, 2015). Consequência mais grave pode surgir no caso de ignorar a heterocedasticidade em u_i . Nesse caso, u_i , β_0 e os demais parâmetros da fronteira (β_k) estariam viesados (Kumbhakar e Lovell, 2000; Kumbhakar, Wang e Horncastle, 2015).

Além de modelar a heterocedasticidade, a expressão (6) permite a estimação dos determinantes da ineficiência, uma vez que a média não condicional de u_i é função de $\sigma_{u,i}^2$ pelo fato da distribuição de u_i ser truncada. Assim, avalia-se o sinal de cada elemento de δ para verificar se tal elemento contribuiu para aumentar ou reduzir a ineficiência técnica. A partir das equações (1) e (2), o efeito marginal de cada variável z_i sobre o nível de produção é dado por: $\partial \ln y_i / \partial z_i^k = -\partial u_i / \partial z_i^k$ (Wang, 2002). Portanto, é possível medir o efeito marginal de uma variável que afeta a ineficiência sobre o nível de produção. Como variáveis que explicam a ineficiência técnica (z_i), foram selecionadas a capacidade de armazenagem relativa e a densidade de rodovias. Kumbhakar e Lovell (2000) argumentam que a análise da eficiência deve levar em conta fatores que não são insumos, mas que interferem na *performance* de produção. Esse seria o caso das variáveis elencadas, uma vez que tais variáveis interferem na característica da gestão. Os coeficientes contidos no vetor δ não representam o efeito marginal de w_i sobre u_i , sendo tais efeitos marginais sobre a média não condicional de u_i calculada a partir de procedimento proposto por Wang (2002). Como variáveis w_i que explicam $\sigma_{v,i}^2$, foram selecionados os logaritmos das variáveis explicativas x_k , que representam os insumos de produção expostos em (1).

Como a função produção é estimada no logaritmo de y_i , a ineficiência técnica representada em u_i indica o potencial de aumento da produção mantendo constante a quantidade de insumos. A partir das expressões (1) e (2), é possível chegar a seguinte expressão para a eficiência técnica com orientação do produto:

4. A literatura apresenta outras distribuições mais flexíveis para o termo de ineficiência, como versões da *truncated-normal*, entre outras. No entanto, tal flexibilidade na representação do fenômeno apresenta um custo na estimação, o que, no caso deste capítulo, levou a não convergência na computação da função de *log MV*.

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i, c_i; \beta, \gamma) \exp v_i} = \exp(-u_i), \quad (7)$$

em que TE_i é o coeficiente de eficiência técnica que mede a proporcionalidade entre o produto observado e o produto potencial. Tal indicador varia de 0 a 1, sendo que a observação eficiente apresenta $TE_i = 1$. Foram utilizados os procedimentos propostos por Jondrow *et al.* (1982) e Battese e Coelli (1988), com o objetivo de calcular a ineficiência técnica u_i e a eficiência técnica TE_i , respectivamente, para cada município. As estimações foram realizadas no *software Stata*[®], versão 14, sendo utilizado o comando *regress* para a estimação por MQO e o comando *sf_model*, desenvolvido por Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015), para a estimação da fronteira estocástica.

2.1 Variáveis e fonte dos dados

Para estimar o modelo proposto, considerou-se como variável de produto y_i o valor total da produção agropecuária municipal em mil reais. Os insumos de produção, que compõem o vetor x_i , foram a quantidade de trabalho aplicada na agricultura, a terra agrícola, o número de tratores como *proxy* de capital fixo, os gastos com insumos variáveis e o capital animal, representado pelo rebanho bovino. A escolha das variáveis de produto e insumos foi baseada na literatura recente para a agricultura brasileira, utilizando-se dados dos censos agropecuários anteriores (Ferreira e Féres, 2018b; Rada, Helfand e Magalhães, 2019). Como variáveis de controle do vetor c_i , utilizaram-se o percentual da área do município coberto por oito classes de solo, o percentual coberto por cinco classes de topografia e as variáveis de precipitação e temperatura para 2017. Com o intuito de evitar multicolinearidade perfeita, as classes de referência para cada atributo foram a classe de solo 1 e topografia 1. No último grupo de variáveis de controle, estão *dummies* estaduais. Para representar o armazenamento, a capacidade de armazenagem em toneladas nas propriedades foi dividida pela quantidade de terras em hectares. A densidade de rodovias foi calculada por estado, dividindo-se a extensão de rodovias pavimentadas em quilômetros em cada estado em 2015 – ano mais recente disponível na base de dados de forma completa – pela área do estado em quilômetros quadrados. Essas duas últimas variáveis formam o vetor de variáveis z_i , que explica a variância do termo de ineficiência $\sigma_{u,i}^2$. Detalhes das variáveis estão expostos no quadro 1.

QUADRO 1
Descrição das variáveis utilizadas nas análises

Variável	Unidade de medida	Descrição	Fonte
Valor da produção	R\$ mil	Valor da produção animal e vegetal por município.	IBGE (2017)
Trabalho	Unidades	Pessoal ocupado em estabelecimentos agropecuários por município.	IBGE (2017)
Terra	ha	Área total das propriedades nos municípios decrescidas de: áreas cobertas por água e caminhos e outras áreas impróprias para a agricultura; áreas de florestas naturais destinadas à reserva legal e áreas de preservação permanente.	IBGE (2017)
Capital	Unidades	Soma do número de tratores existentes nos estabelecimentos de cada município.	IBGE (2017)
Despesas	R\$ mil	Total de despesas das propriedades em cada município com: adubos e corretivos; sementes e mudas; defensivos agrícolas; medicamentos para animais; sal, rações e outros suplementos para animais; energia elétrica; e combustíveis e lubrificantes.	IBGE (2017)
Rebanho	Cabeças	Número de cabeças de bovinos por município.	IBGE (2017)
Solo e topografia	Proporção	Proporção da área do município coberta pelas oito classes de solo e cinco classes de topografia.	Núcleo de Estudos e Modelos Espaciais Sistêmicos (Nemesis) ¹
Temperatura e precipitação	c° e mm	Temperatura média nos municípios e precipitação anual acumulada.	Monitor Global do Clima ²
Armazenagem	t/ha	Capacidade de armazenagem declarada pelos produtores em cada município dividida pela variável terra descrita anteriormente.	IBGE (2017)
Densidade de rodovias ³	km/área	Extensão das rodovias pavimentadas em cada estado dividida pela área do estado.	CNT (2018) (rodovias) e IBGE (2020) (área do estado)

Fontes: IBGE (2017; 2020) e CNT (2018).
Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Os dados do Nemesis utilizados neste trabalho não estão disponíveis on-line e foram gentilmente fornecidos por Eustáquio José Reis e José Gustavo Féres, ambos pesquisadores do Ipea.

² Tais dados foram coletados no site do Global Climate Monitor (Disponível em: <<https://bit.ly/3hvQ2Tz>>), sendo preparados e disponibilizados por Helson Gomes de Souza e Edward Costa (Universidade Federal do Ceará – UFC).

³ Os autores agradecem a Bernard Silva de Oliveira (Instituto Mauro Borges), Paulo Roberto Scalco (Universidade Federal de Goiás – UFG e Instituto Mauro Borges) e Junior Ruiz Garcia (Universidade Federal do Paraná – UFPR) pelo apoio prestado na definição da variável de rodovia.

A maioria das variáveis foi retirada do Censo Agropecuário 2017 (IBGE, 2017). Devido a dados faltantes, a amostra consistiu em 3.629 municípios de um total de 5.570 possíveis. A variável valor da produção e os insumos sofreram transformação logarítmica para a estimação da função Cobb-Douglas. As estatísticas descritivas da variável dependente, dos insumos e das variáveis de infraestrutura logística estão apresentadas na tabela 1.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis da fronteira de produção e variância da ineficiência (2017)

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Valor da produção (R\$ 1 mil)	115.013,910	202.980,621	1.140	3.248.127
Trabalho (pessoal ocupado)	2.975,706	3.032,393	117	40.690
Terra (ha)	59.561,260	114.061,309	419	3.438.017
Tratores (unidades)	308,519	383,579	3	4.646
Despesas (R\$ 1 mil)	42.173,943	87.111,052	461	1.423.489
Rebanho (cabeças)	40.746,802	85.595,485	57	1.927.002
Armazenagem (t/ha)	0,266	0,639	0,000	12,868
Densidade de rodovias (km/área)	0,058	0,033	0,001	0,169

Fonte: IBGE (2017; 2020) e CNT (2018).
Elaboração dos autores.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da estimação das funções de produção por MQO e por fronteira estocástica (SFA) estão expostos na tabela 2. De maneira geral, as estimativas são bem semelhantes entre as duas abordagens, com exceção da elasticidade do rebanho bovino, que foi negativa e não significativa para MQO e positiva e marginalmente significativa a 10% (p-valor igual a 10,6%) para SFA. O teste F para MQO e o teste χ^2 para SFA indicaram que todos os coeficientes são conjuntamente significativos. A estatística χ^2 para verificar se a especificação por SFA, que leva em conta a ineficiência, se adéqua melhor aos dados apresenta valor relativamente alto. Tal valor, de acordo com o teste proposto por Coelli (1995) e utilizando-se os valores críticos de Kodde e Palm (1986) para 8 graus de liberdade (3 graus da equação da variância da ineficiência e 5 graus para tratar a heterocedasticidade de $\sigma_{v_i}^2$), indica que a hipótese nula de que a especificação por MQO é suportada pelos dados e rejeitada ao nível de 1% de significância.

Os critérios de Akaike (*Akaike information criterion* – AIC) e bayesiano (*bayesian information criterion* – BIC) também confirmaram que a estimação por SFA foi mais adequada que por MQO, uma vez que tais indicadores apresentaram valores menores para a estimação por SFA. Nesse sentido, entende-se que há ineficiência técnica na produção agropecuária nos municípios brasileiros e existe potencial de crescimento na produção mediante os ganhos de eficiência. A estimação por SFA mostrou-se mais apropriada para captar a elasticidade do rebanho bovino. Provavelmente, isso ocorreu pelo fato de as variáveis de armazenagem nas propriedades e densidade de rodovias estarem correlacionadas ao rebanho bovino. Isso evidencia o potencial da correção da heterocedasticidade do termo de ineficiência para o processo de estimação de uma função de produção. Os coeficientes das variáveis de controle na função de produção e da equação da variância de v_i ($\sigma_{v_i}^2$) não foram expostos na tabela 2 por questão de espaço.

A análise dos resultados focará na estimação por SFA, devido ao melhor ajuste do modelo. Assim, a soma dos coeficientes dos insumos indica que a agropecuária brasileira trabalhou sobre retornos constantes a escala em 2017, pois a soma dos coeficientes foi igual a 1 a 1% de significância pelo teste de Wald. Assim, espera-se que o aumento no uso de todos os insumos eleve a produção agropecuária de forma proporcional. A literatura diverge sobre a estimativa de economias de escala na agricultura brasileira. Para o período 1985-2006, em média, a agropecuária brasileira apresentou retornos crescentes à escala (Rada, 2013; Rada e Buccola, 2012; Rada, Helfand e Magalhães, 2019). Em contexto regional, foram observados retornos constantes para a Amazônia Legal

em 1995 (Marchand, 2012) e retornos crescentes em 2006 (Ferreira e Féres, 2018b), retornos crescentes para a região Sudeste (Lázari e Magalhães, 2019) e retornos decrescentes para a região Nordeste (Silva *et al.*, 2019).

TABELA 2
Funções de produção estimadas para a agropecuária brasileira (2017)

Fronteira de produção	MQO	SFA
Insumo trabalho	0,0328** (0,0124)	0,0369** (0,0122)
Insumo terra	0,168** (0,0132)	0,147** (0,0142)
Insumo tratores	0,145** (0,0118)	0,132** (0,0116)
Insumo despesas	0,656** (0,0103)	0,654** (0,0106)
Insumo rebanho	-0,0213* (0,0101)	0,0187 (0,0116)
Constante	3,543 (11,33)	4,017 (8,978)
Variância da ineficiência	-	-
Armazenagem (t/ha)	-	-7,850** (2,581)
Densidade de rodovias (km/área)	-	-42,67** (12,31)
Constante	-	-2,347** (0,396)
Estatística F	805,8	-
Prob, F	0,000	-
Estat, χ^2	-	33.345,0
Prob, χ^2	-	0,000
Log, MV	-1.565,8	-1.355,8
Estat, χ^2 ineficiência	-	420,1
AIC	3.219,7	2.817,6
BIC	3.492,3	3.146,0

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Obs.: Erros-padrão em parênteses: * <0,05; ** p<0,01.

O insumo que apresentou a maior elasticidade foi despesas com insumos, indicando que tais insumos de caráter variável apresentaram maior potencial para aumentar a produção agropecuária. Terra e tratores revelaram elasticidades intermediárias. Por fim, trabalho e rebanho bovino apresentaram elasticidades menores. Tais resultados estão em linha com a literatura, que indica que, em geral, as despesas com insumos revelaram maiores elasticidades do que os demais insumos (Lázari e Magalhães, 2019; Rada, Helfand e Magalhães, 2019; Silva *et al.*, 2019).

A explicação para a baixa elasticidade do rebanho pode ser devido a diversos fatores. A produção pecuária é vista como estratégia de mitigação de risco, em vez de ganho econômico (Ferreira e Féres, 2018a), o que faz com que haja baixa elasticidade desse insumo de produção pelo fato de haver investimento excessivo com fins de mitigar riscos. Para algumas regiões, a pecuária de corte aparenta ser a atividade menos onerosa para a incorporação de novas áreas ao processo produtivo. Assim, a atividade pecuária pode ser vista como geradora de direitos de propriedade (Bowman *et al.*, 2012). A lógica econômica não seria a produção em si, mas o aumento da riqueza mediante a valorização da terra incorporada.

As duas variáveis que explicam a variância da ineficiência apresentaram sinais negativos e significativos, indicando que estão negativamente associadas à ineficiência. Os municípios que apresentaram maior capacidade de armazenagem nas propriedades e/ou estão localizados em estados com maior densidade de rodovias foram mais eficientes. As estatísticas descritivas da eficiência técnica, da ineficiência técnica e dos efeitos marginais do armazenamento e da densidade de rodovias estão expostas na tabela 3. A média da eficiência técnica indicou que a produção agropecuária nos municípios brasileiros representava 94,6% do potencial máximo. A ineficiência técnica revela que, em média, os municípios brasileiros poderiam aumentar a produção agropecuária em 5,9%, se estivessem produzindo na fronteira de produção e utilizando a quantidade corrente de insumos.

TABELA 3

Estatísticas descritivas da eficiência técnica, da ineficiência técnica e dos efeitos marginais da capacidade de armazenagem e da densidade de rodovias sobre a ineficiência técnica na agropecuária brasileira (2017)

	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Eficiência técnica	0,946	0,049	0,617	1,000
Ineficiência	0,059	0,057	0,000	0,501
Efeitos marginais da capacidade de armazenagem	-0,231	0,209	-0,940	-0,000
Efeitos marginais da densidade de rodovias	-1,254	1,137	-5,111	-0,000

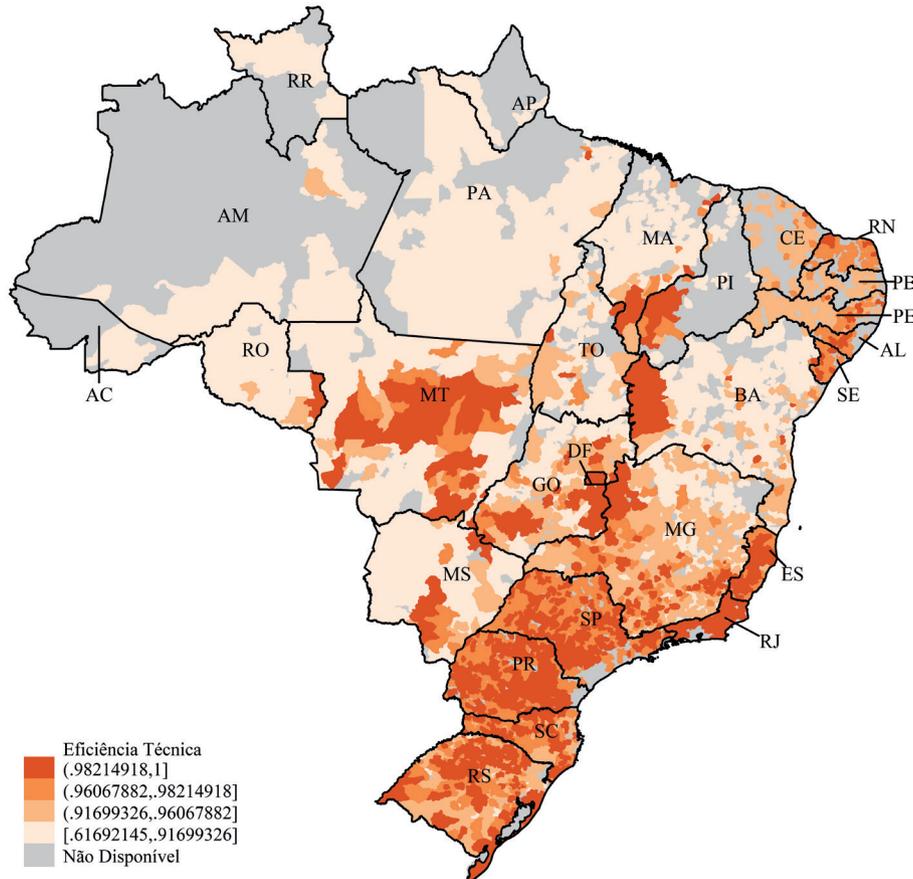
Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

A distribuição espacial da eficiência técnica mostrou-se bastante heterogênea no Brasil (mapa 1). As regiões que se destacaram como mais eficientes foram a Sul, algumas áreas do Nordeste, São Paulo, Rio de Janeiro, Espírito Santo, partes de Minas Gerais, leste e sudoeste de Goiás, partes de Mato Grosso, partes de Mato Grosso do Sul e alguns municípios do Maranhão, do Tocantins, do Piauí e oeste da Bahia (Matopiba). As áreas mais claras foram as menos eficientes. Sobressaíram-se a região Norte, o norte de Minas Gerais, quase a totalidade da Bahia e do Maranhão, bem como áreas de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás.

Conforme destacado por Garcia e Buainain (2016), o padrão observado no Matopiba (denominado Cerrado Nordestino) foi bastante heterogêneo, em que se observaram “bolsões” de eficiência técnica nos resultados aqui apresentados. O padrão de diferença de produtividade entre o Sul e o Norte do Brasil destacado por Rada e Buccola (2012) também foi verificado. O padrão de produtividade alta para o leste do Brasil (biomas Mata Atlântica, Caatinga e Pampa), intermediária para o Cerrado e baixa para o oeste do Brasil (biomas Pantanal e Amazônico), encontrado por Rada (2013), também foi constatado neste estudo. A exceção mais clara a esse padrão da literatura precedente foi a distribuição espacial da eficiência técnica no norte de Minas Gerais e na maioria do estado da Bahia. Assim, o padrão observado para o período 1985-2006, encontrado na literatura, ainda foi verificado para 2017. Todavia, os resultados deste trabalho não podem ser diretamente comparados aos de Rada e Buccola (2012) e Rada (2013), pois tais autores calcularam a PTF incorporando, além da eficiência técnica, o efeito da mudança tecnológica.

MAPA 1

Distribuição espacial dos escores de eficiência técnica da agropecuária brasileira (2017)



Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

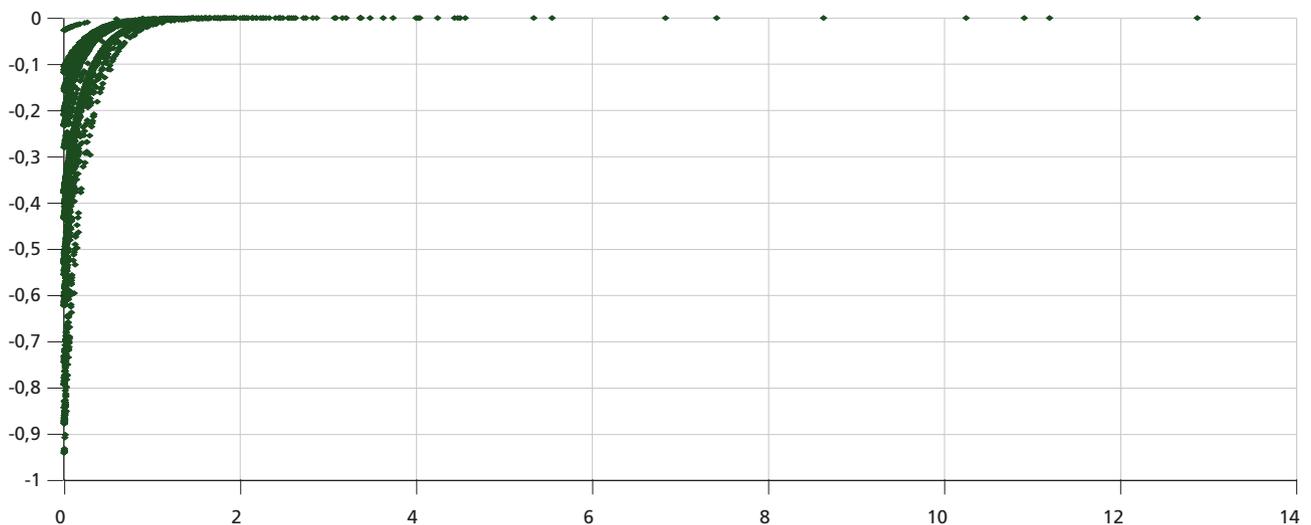
Com relação aos efeitos marginais, deve-se salientar que o armazenamento nas propriedades e a densidade de rodovias variam em escala menor do que a unidade. De acordo com os resultados na tabela 3, variação de 0,1 t por hectare na capacidade de armazenamento nas propriedades eleva a produção em 2,31%. No caso do efeito marginal de rodovias, aumento de 0,01 km por área no estado eleva a produção em 1,25%. Tal relação da densidade de rodovias com produção foi mais expressiva do que encontrado na literatura, uma vez que estudos anteriores indicaram que: a elasticidade da densidade de rodovias sobre a eficiência técnica no Brasil era muito próxima de zero (Rada e Buccola, 2012); e a elasticidade de rodovias era negativa para o oeste e zero para o leste do Brasil, sendo somente significativa e positiva para o Cerrado (Rada, 2013). Nesse sentido, de acordo com os resultados deste estudo, investimentos em armazenagem nas propriedades e em rodovias pavimentadas trariam ganhos de produtividade para a agropecuária brasileira.

Esses valores médios podem trazer conclusões equivocadas, haja visto que o efeito marginal das variáveis de infraestrutura selecionadas é não linear (gráfico 1). No caso da armazenagem, os efeitos marginais se igualam a zero para níveis relativamente baixos de capacidade de armazenagem (gráfico 1A). Níveis de armazenagem acima de 1 t por hectare não têm efeito nenhum sobre a ineficiência técnica. Ademais, o efeito para capacidades baixas de armazenagem foi heterogêneo, uma vez que se observou grande dispersão em níveis baixos de capacidade instalada nas propriedades. Isso indica que a agropecuária em alguns municípios é mais dependente da armazenagem do que em outros. O efeito marginal da densidade de rodovias também foi heterogêneo entre os municípios de cada estado (gráfico 1B). Contudo, ressalta-se que houve efeitos marginais diferentes de zero para praticamente todos os níveis de densidade de rodovias observados. Isso indica que há espaço para ganhos de produtividade na agropecuária em municípios que apresentaram densidade de rodovias relativamente altas, como 0,1 km/área.

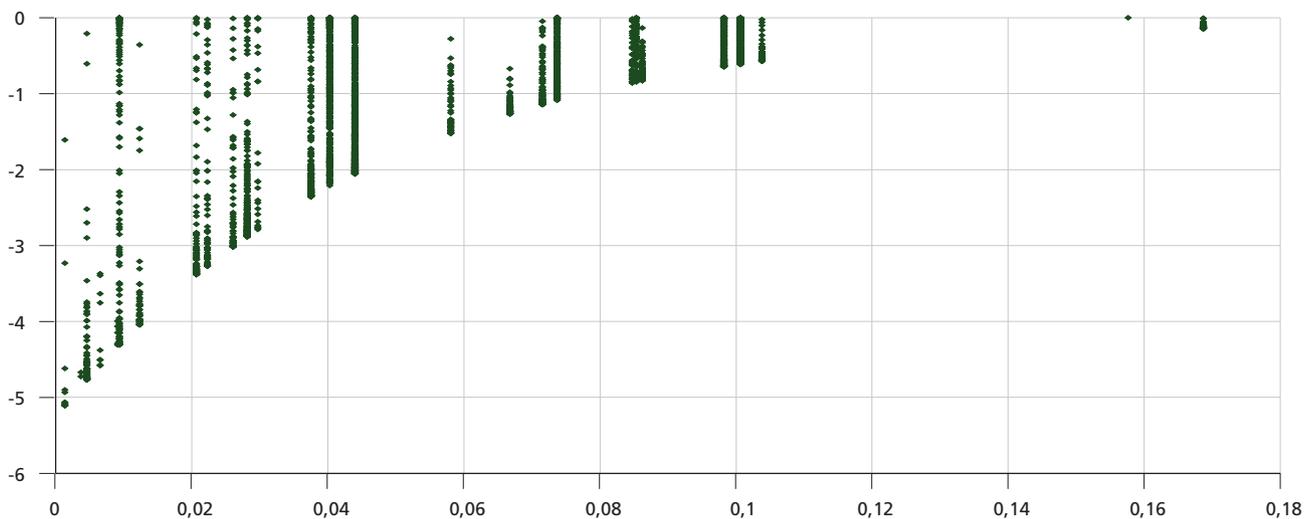
GRÁFICO 1

Efeitos marginais sobre a ineficiência técnica da capacidade de armazenagem e da densidade de rodovias na agropecuária brasileira (2017)

1A – Capacidade de armazenagem



1B – Rodovias



Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Três pontos destacam-se diante de tais resultados. O primeiro diz respeito ao poder de decisão do produtor em relação às variáveis de infraestrutura logística analisadas. No caso da armazenagem, a variável representa decisões internas às fazendas. No caso das rodovias, tais decisões dizem respeito essencialmente a agentes públicos. A concentração de efeitos marginais zero da armazenagem indicou que agentes privados conseguem ajustar-se mais rapidamente na mitigação de eventuais ineficiências produtivas. Contudo, o fato de haver intervalo muito grande (de 1 t a 13 t de armazenamento por hectare) indica que pode haver reduções nos custos de armazenagem sem comprometer a produtividade agrícola. Associado a isso está o fato de a armazenagem ser estratégia de mitigação de risco, o que explicaria esse investimento aparentemente excessivo. No caso da construção de rodovias, os resultados indicaram que os agentes públicos não enxergaram oportunidades de investimento que aumentassem a produtividade da agropecuária brasileira. Há também áreas em que efeitos marginais foram nulos para baixas densidades de rodovias, o que indicou o potencial de adaptação da agricultura a cenários desfavoráveis.

O segundo ponto diz respeito à espacialização dos efeitos marginais, com o objetivo de informar os municípios em que há potencial de ganhos de produtividade mediante ações que promovam estruturas de armazenagem nas propriedades e a construção de rodovias. Neste trabalho, os efeitos marginais estão altamente correlacionados com a eficiência técnica, o que indica que as distribuições dos efeitos marginais são próximas às da apresentada no mapa 1. Os municípios passíveis de maiores ganhos de produtividade mediante incremento na capacidade de armazenamento nas propriedades ou na extensão das rodovias foram os que apresentaram cores mais claras no referido mapa. Nesse contexto, destacam-se municípios da região Norte, do norte do Maranhão e do norte de Mato Grosso, que compõe a Amazônia Legal brasileira. Mesmo não sendo um resultado direto deste trabalho, um dilema de política pública pode ser analisado a partir da comparação com conclusões de outros estudos. Ao mesmo tempo que há pressão por ganhos de produtividade para que o desmatamento de novas áreas não seja necessário, existe evidência empírica que indica que a criação de rodovias na Amazônia Legal eleva o desmatamento a uma distância de 100 km do leito pavimentado (Pfaff *et al.*, 2007). Ademais, apesar de apresentar relacionamento não linear com o desmatamento, ganhos de eficiência geralmente estão relacionados a um maior nível de desmatamento na Amazônia Legal (Marchand, 2012). Dessa forma, políticas de estabelecimento de rodovias pavimentadas têm de levar em conta esse possível impacto ambiental.

O terceiro ponto está associado ao fato de considerar-se a tecnologia da produção agropecuária homogênea entre os municípios brasileiros. Tal pressuposto é restritivo e tem sido tratado de diversas formas na literatura, por meio de segmentação geográfica (Rada, 2013; Rada e Buccola, 2012; Silva *et al.*, 2019) ou da estimação por classe de tamanhos de propriedade (Rada, Helfand e Magalhães, 2019). Assim, as diferenças observadas nos níveis de eficiência podem relacionar-se às diferenças tecnológicas, que a princípio não são condicionadas por variáveis de infraestrutura logística, e não às habilidades gerenciais representadas pela ineficiência.

4 CONCLUSÕES

A evolução de produtividade da agropecuária brasileira é mais frequentemente relacionada aos avanços tecnológicos. Tais avanços permitiram que áreas do interior do Brasil fossem incorporadas a uma agropecuária que tem se mostrado competitiva diante dos principais *players* internacionais. Não obstante tal processo de mudança tecnológica, muitos municípios ainda se mostram ineficientes na produção agropecuária. Nesse sentido, políticas complementares às de pesquisa, desenvolvimento e difusão de novas tecnologias e conhecimentos têm de ser implementadas, com vistas a mitigar tais disparidades, estreitando a lacuna entre a fronteira de melhor prática e os municípios ineficientes. Além de ganhos econômicos, tais ganhos de eficiência geram impactos sociais positivos, uma vez que reduzem as desigualdades regionais.

Os resultados aqui analisados indicaram que a implantação de rodovias pavimentadas e o estabelecimento de armazéns nas propriedades podem ser políticas de aumento de eficiência. Nesse sentido, não se pode dissociar políticas complementares de infraestrutura com as tradicionais políticas que promoveram o avanço tecnológico do setor agropecuário brasileiro nos últimos cinquenta anos. O *deficit* em infraestrutura logística (armazenamento e distribuição) diminui a eficiência das políticas tecnológicas (de fomento à pesquisa, de inovação com transferência de conhecimento, de cooperação e competitivas).

Resultados secundários indicaram que a incorporação de novos insumos ao processo produtivo teria impactos proporcionais pelo fato de a agropecuária apresentar retornos constantes. Por um lado, isso indica que, na tecnologia corrente, expansões no uso dos insumos não reduzem a PTF por questões de não haver presença de deseconomias de escala. Por outro lado, a maioria dos trabalhos que utilizaram dados dos censos agropecuários anteriores indicava que o padrão até então era de retornos crescentes ou economias de escala. Se essa tendência continuar, e a agropecuária passar a apresentar retornos decrescentes ou deseconomias de escala, a PTF poderá apresentar uma redução. Se tal suposição se concretizar, isso evidenciaria o papel de políticas de infraestrutura logística com o intuito de aumentar a eficiência técnica para contrabalançar um eventual efeito de deseconomias de escala sobre a PTF. Todavia, essa constatação ainda é uma conjectura, e análises mais profundas necessitam verificar se esse padrão ocorrerá.

Buscou-se elucidar, a partir dos dados do Censo Agropecuário 2017 (IBGE, 2017), o papel da armazenagem nas propriedades e das rodovias pavimentadas sobre a produtividade da agropecuária brasileira. Temas que podem ser tratados com abordagens semelhantes, mas que representariam um avanço, seriam aqueles que: avaliassem mais

condicionantes da eficiência técnica; utilizassem técnicas para identificar padrões de heterogeneidade tecnológica; e estudassem dados dos censos anteriores, a fim de decompor as mudanças na PTF em mudança tecnológica, mudanças na eficiência técnica e transformações de escala. Tais abordagens trariam informações relevantes sobre a trajetória da produtividade da agropecuária brasileira, subsidiando a formulação de políticas públicas.

REFERÊNCIAS

- ABDALA, K. O.; RIBEIRO, F. L. Análise dos impactos da competição pelo uso do solo no estado de Goiás durante o período 2000 a 2009 provenientes da expansão do complexo sucroalcooleiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 4, p. 373-400, 2011.
- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v. 6, n. 1, p. 21-37, 1977.
- 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, July 1988.
- BOWMAN, M. S. *et al.* Persistence of cattle ranching in the Brazilian Amazon: A spatial analysis of the rationale for beef production. **Land Use Policy**, v. 29, n. 3, p. 558-568, July 2012.
- CNT – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DO TRANSPORTE. **Anuário CNT do Transporte 2018**: estatísticas consolidadas. Brasília: CNT, 2018. Disponível em: <<https://bit.ly/34ywLNC>>. Acesso em: 23 mar. 2020.
- COELLI, T. Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function: a Monte Carlo analysis. **Journal of Productivity Analysis**, v. 6, n. 3, p. 247-268, 1995.
- CRUZ, A. C.; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. Os efeitos dos gastos públicos em infraestrutura e em capital humano no crescimento econômico e na redução da pobreza no Brasil. **Revista EconomiA**, v. 11, n. 4, p. 163-185, 2010.
- FERREIRA, M. D. P.; FÉRES, J. G. The role of climate risk on land allocation in Brazilian Amazon. *In*: ANNUAL MEETING, 2018, Washington, United States of America. **Anais...** Washington: AAEA, 2018a. Disponível em: <<https://bit.ly/3legvHL>>.
- _____. Farm size and productive efficiency in Brazilian Amazon. *In*: INTERNATIONAL CONFERENCE OF AGRICULTURAL ECONOMISTS, 30, 2018, Vancouver, Canada. **Anais...** Vancouver: Icae, 2018b.
- FERREIRA, M. D. P.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Política de preços dos combustíveis. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R. (Ed.). **Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2019. p. 207-228.
- GARCIA, J. R.; BUAINAIN, A. M. Dinâmica de ocupação do Cerrado nordestino pela agricultura: 1990 e 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 2, p. 319-338, 2016.
- GARCIA, J. R.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Logística e armazenamento. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R. (Ed.). **Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2019. p. 59-88.
- GASQUES, J. G. *et al.* Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos censos agropecuários. *In*: GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; NAVARRO, Z. (Eds.). **A agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2010. p. 19-44.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro: IBGE, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3gBDIjD>>. Acesso em: 2 fev. 2020.
- _____. **Estrutura territorial**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. Disponível em: <<https://bit.ly/3gqHuMp>>. Acesso em: 23 mar. 2020.
- JONDROW, J. *et al.* On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, v. 19, n. 2-3, p. 233-238, 1982.
- KODDE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. **Econometrica**, v. 54, n. 5, p. 1243-1248, 1986.

- KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. **Stochastic frontier analysis**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2000.
- KUMBHAKAR, S. C.; WANG, H.-J.; HORNCastle, A. P. **A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using stata**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2015.
- LÁZARI, N. C.; MAGALHÃES, M. M. Crescimento da PTF segundo tamanho de estabelecimentos rurais na região Sudeste, de 1985 a 2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, n. 2, p. 198-214, 2019.
- MARCHAND, S. The relationship between technical efficiency in agriculture and deforestation in the Brazilian Amazon. **Ecological Economics**, v. 77, p. 166-175, May 2012.
- MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error. **International Economic Review**, v. 18, n. 2, p. 435-444, 1977.
- MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C.; SALVATO, M. A. Investimentos em infraestrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1985-2004. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, p. 91-102, 2009.
- MURILLO-ZAMORANO, L. R. Economic efficiency and frontier techniques. **Journal of Economic Surveys**, v. 18, n. 1, p. 33-77, 2004.
- PFAFF, A. *et al.* Road investments, spatial spillovers, and deforestation in the Brazilian Amazon. **Journal of Regional Science**, v. 47, n. 1, p. 109-123, 2007.
- RADA, N. Assessing Brazil's Cerrado agricultural miracle. **Food Policy**, v. 38, p. 146-155, Feb. 2013.
- RADA, N. E.; BUCCOLA, S. T. Agricultural policy and productivity: evidence from Brazilian censuses. **Agricultural Economics**, v. 43, n. 4, p. 355-367, 2012.
- RADA, N.; HELFAND, S.; MAGALHÃES, M. Agricultural productivity growth in Brazil: Large and small farms excel. **Food Policy**, v. 84, p. 176-185, Apr. 2019.
- SICKLES, R. C.; ZELENYUK, V. **Measurement of productivity and efficiency: theory and practice**. Cambridge: Cambridge University Press, 2019.
- SILVA, F. P. *et al.* Eficiência técnica e heterogeneidade tecnológica na agropecuária das regiões semiárida e não semiárida do Nordeste brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, n. 3, p. 379-395, 2019.
- SILVA NETO, W. A.; SANTOS, T. L. O *déficit* na capacidade estática de armazenamento nas regiões Centro-Oeste e Sul do Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 17, n. 3, p. 507-530, 2019.
- VIEIRA FILHO, J. E. R.; FISHLOW, A. **Agricultura e indústria no Brasil: inovação e competitividade**. Brasília: Ipea, 2017.
- WANG, H.-J. Heteroscedasticity and non-monotonic efficiency effects of a stochastic frontier model. **Journal of Productivity Analysis**, v. 18, n. 3, p. 241-253, 2002.