

Impactos da adoção de softwares de gestão financeira e operacional na eficiência técnica de confinamentos de bovinos de corte no Brasil¹

Marcelo José Carrer²
Eduardo Alcides Arruda de Moura Torres³
Marcela de Mello Brandão Vinholis⁴
Hildo Meirelles de Souza Filho⁵
Gabriela dos Santos Eusebio⁶

Resumo: Este artigo teve o objetivo de avaliar os impactos da adoção de softwares de gestão financeira e operacional nos índices de Eficiência Técnica (TE – *Technical Efficiency*) e Gap Tecnológico (TGR – *Technology Gap Ratio*) de produtores de bovinos de corte no Brasil. Um modelo de fronteira estocástica de produção com controle de seletividade amostral foi combinado com a abordagem da função de produção de metafronteira. Dados primários do ano de 2021 coletados junto a uma amostra de 114 confinamentos de bovinos de corte localizados nas principais regiões produtoras do Brasil foram utilizados para realizar as análises. As estimativas das fronteiras e metafronteira de produção revelaram que as médias dos indicadores de eficiência técnica dos adotantes são maiores do que as dos não adotantes. Portanto, diante da dotação de fatores de produção e da tecnologia disponível, os adotantes das tecnologias digitais analisadas estão produzindo um volume maior de arrobas de boi gordo do que os não adotantes. Não obstante, a média do indicador de gap tecnológico dos não adotantes é ligeiramente superior à dos adotantes. Conclui-se que as tecnologias digitais analisadas são relevantes para melhorar a gestão dos confinamentos, mas não geraram choques na tecnologia de produção.

Palavras-chave: confinamentos; pecuária de corte; tecnologias digitais; seletividade amostral; eficiência técnica.

Abstract: This article aimed to evaluate the impacts of financial and operational management software adoption on Technical Efficiency (TE) and Technological Gap Ratio (TGR) scores of beef cattle farmers in Brazil. A selectivity correction model for stochastic frontiers was combined with a metafrontier production function approach. Primary data from the year 2021 of a sample of 114 feedlots located in the main Brazilian beef cattle producers' regions was used to perform the analysis. Estimates of stochastic production frontiers (SPFs) and metafrontier revealed that the averages of the group-specific TE and metafrontier TE scores of adopters are higher than those of non-adopters. Therefore, the adopters are producing more quantity of fat cattle with their bundle of inputs and available technology than the non-adopters. Notwithstanding, the average of the TGR of the non-adopters is slightly higher than those of the adopters. Thus, the analyzed digital farming technologies are relevant to improve feedlots' management, but they did not provide shocks in feedlots production technology.

Key-words: feedlot; beef cattle; digital farming; sample selectivity; technical efficiency (TE).

Área ANPEC: Área 11 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

Classificação JEL: Q1, Q12, D24.

¹ Este trabalho recebeu auxílio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP): processo nº 2022/02967-5 – FAPESP; empresa Scot Consultoria (projeto Confina Brasil) e Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Embrapa (SEG 40.19.03.060.00.02.010).

² Professor Adjunto do Departamento de Engenharia de Produção e do Programa de Pós Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). marcelocarrer@dep.ufscar.br

³ Diretor de Marketing da Scot Consultoria e mestrando do Programa de Pós Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). eduardo@scotconsultoria.com.br

⁴ Pesquisadora da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), Embrapa Pecuária Sudeste. marcela.vinholis@embrapa.br

⁵ Professor Titular do Departamento de Engenharia de Produção e do Programa de Pós Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). hildo@dep.ufscar.br

⁶ Bolsista CNPq na Embrapa Pecuária Sudeste. gabeusebio@gmail.com

1. Introdução

Este artigo analisa os impactos da adoção de tecnologias digitais na eficiência técnica e no gap tecnológico de produtores de gado de corte em confinamentos no Brasil. O país é o maior produtor comercial de bovinos com um rebanho estimado de 224,6 milhões de animais (IBGE, 2021). Em 2021, o valor da produção da cadeia produtiva da carne bovina brasileira foi de aproximadamente US\$ 164 bilhões (ABIEC, 2022). O Brasil também foi o maior exportador mundial de carne bovina, alcançando valor exportado de US\$ 11,8 bilhões em 2022 (SECEX, 2023). Esses números estão fortemente relacionados com mudanças tecnológicas. A cadeia produtiva da carne bovina brasileira passou por modernização tecnológica em seus sistemas de produção, resultando em maior produtividade, qualidade da carne e competitividade (Malafaia et al., 2021).

Apesar da modernização tecnológica, a pecuária de corte brasileira ainda é caracterizada por consideráveis heterogeneidades. Enquanto alguns pecuaristas adotam sistemas de produção intensivos em tecnologia e com elevada produtividade dos fatores de produção, outros adotam sistemas extensivos com baixa eficiência no uso dos fatores. Os sistemas de produção a pasto são predominantes no Brasil. Em 2021, os sistemas de pastagens com bovinos ocuparam uma área estimada de 163 milhões de hectares. Contudo, a produção de gado de corte em sistemas de confinamento (intensivo em tecnologia, capital e alimentação) vem aumentando desde os anos 2000. Em 2021, aproximadamente 6 milhões de cabeças de bovinos de corte foram engordadas em sistemas de confinamento no Brasil (ABIEC, 2022).

As pressões sociais por sustentabilidade na pecuária de corte brasileira também têm aumentado consideravelmente. A sustentabilidade na cadeia produtiva da carne bovina é altamente dependente da eficiência no uso dos fatores de produção pelos pecuaristas (Greenwood, 2021), que, por sua vez, é impulsionada pela adoção de inovações tecnológicas nos sistemas de produção e nos processos de gerenciamento das propriedades rurais (Martha Jr. et al., 2012; Vinholis et al., 2021). As tecnologias digitais que permitem a coleta, processamento, análise e uso em tempo real de dados ambientais e de desempenho dos animais devem aumentar a produtividade, eficiência, bem-estar animal e sustentabilidade da produção de carne bovina (Greenwood, 2021). Essas tecnologias têm como objetivos coletar, integrar, armazenar, processar e analisar dados detalhados dos diferentes processos operacionais e gerenciais da propriedade rural. Essas informações subsidiam o agricultor na alocação e uso dos fatores de produção, proporcionando redução de desperdícios e ganhos de eficiência técnica na produção rural (Liu et al., 2021; Carrer et al., 2022; Delay et al., 2022).

Em que pese a difusão das tecnologias digitais no agronegócio brasileiro, estudos que analisaram a adoção e os impactos destas tecnologias na produção de bovinos de corte são muito escassos. Para preencher essa lacuna, este artigo tem o objetivo de avaliar os impactos da adoção de softwares de gestão financeira e operacional nos índices de Eficiência Técnica (TE – *Technical Efficiency*) e Gap Tecnológico (TGR – *Technology Gap Ratio*) de produtores de bovinos de corte no Brasil. Esses softwares, que estão no cerne da revolução da “Agricultura Digital”, possibilitam melhor coordenação e monitoramento no uso de fatores de produção, maior controle financeiro da propriedade rural e maior capacidade de processamento e análise de dados para subsidiar a tomada de decisão dos produtores (Carrer et al., 2015; Fountas et al., 2015; Verdouw et al., 2015; Giua et al., 2021). Outrossim, quando integrados com sensores e tecnologias de identificação individual dos animais, os softwares podem coletar, processar, armazenar e analisar um grande volume de dados zootécnicos, ambientais e econômicos em tempo real para o tomador de decisão da propriedade.

Um modelo de correção de seletividade amostral para fronteiras estocásticas de produção (Greene, 2010) é combinado com uma abordagem de função de produção de metafronteira (Huang et al., 2014) para avaliar os impactos da adoção de softwares de gestão operacional e financeira. Dados primários de 2021 coletados junto a uma amostra de 114 pecuaristas de corte localizados nas principais regiões produtoras de bovinos de corte do Brasil foram utilizados. Todos os pecuaristas de corte da amostra adotaram o confinamento como sistema de produção na engorda dos animais. Essa estratégia amostral foi importante para controlar a alta heterogeneidade dos sistemas de produção de bovinos de corte no Brasil, o que seria um grande desafio na estimação das fronteiras de produção. O confinamento de bovinos de corte é um sistema de produção intensivo em tecnologia, insumos e

gestão. Este sistema de produção possui uma estrutura de gerenciamento complexa e elevados riscos operacional e econômico (Vinholis et al., 2017), podendo se beneficiar da adoção de tecnologias digitais, a exemplo dos softwares de gestão analisados. Para o melhor de nosso conhecimento, este é o primeiro estudo que avalia os impactos da adoção de tecnologias digitais na eficiência técnica e gap tecnológico de produtores de gado corte no Brasil. Os resultados deste artigo podem auxiliar os produtores em suas decisões de alocação e uso de recursos, os formuladores de política pública no desenho de políticas para a difusão de tecnologias digitais e os desenvolvedores dessas tecnologias em suas estratégias de comercialização.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. Uma revisão da literatura sobre análise de impacto de novas tecnologias utilizando fronteiras e metafronteiras estocásticas de produção é apresentada na Seção 2. O referencial analítico que fundamenta a análise empírica é apresentado na Seção 3. Os dados e o modelo empírico são descritos na seção 4. A Seção 5 apresenta e discute os resultados do trabalho. A Seção 6 apresenta a conclusão e algumas implicações do estudo.

2. Revisão de literatura

Os modelos de Fronteira Estocástica de Produção (SPF – *Stochastic Production Frontier*) têm sido amplamente utilizados para modelar a tecnologia de produção e estimar os indicadores de Eficiência Técnica (TE) de produtores que produzem um mesmo produto sob a mesma tecnologia de produção (Bravo-Ureta et al., 2007). Mais recentemente, esses modelos também têm sido adotados para comparar o desempenho de propriedades rurais sob diferentes intervenções tecnológicas ou condições de acesso a políticas públicas (Bravo-Ureta et al., 2012; Villano et al., 2015; Ma et al., 2018; Carrer et al., 2022).

Neste último caso, devem-se considerar algumas questões importantes para que as análises produzam resultados consistentes. Uma fronteira de produção presume que todas as propriedades analisadas operam com a mesma tecnologia. Ademais, o viés de seletividade amostral precisa ser tratado para controlar os efeitos de fatores (observáveis e não observáveis) que afetam tanto a eficiência técnica das propriedades rurais, como também a adoção da(s) tecnologia(s) em análise. Para lidar com essas questões, foram observados consideráveis avanços analíticos e metodológicos na literatura das fronteiras de produção. Métodos para o controle do problema de seletividade amostral e das heterogeneidades tecnológicas foram desenvolvidos e têm sido aplicados nas análises empíricas (Kumbhakar et al., 2009; Greene, 2010; Huang et al., 2014).

Normalmente, aplica-se um modelo *probit* de seletividade amostral em um primeiro estágio de análise, o qual também permite que sejam identificados os fatores determinantes da adoção da tecnologia em avaliação. No segundo estágio, estimam-se fronteiras de produção para adotantes e não adotantes da tecnologia (ou beneficiários e não beneficiários de uma política pública, por exemplo), considerando-se informações estimadas no modelo *probit* de seletividade amostral. Por fim, em um terceiro estágio, pode-se ainda estimar uma metafronteira de produção com dados de todos os produtores, a qual representa a melhor tecnologia disponível em toda a indústria.

A metafronteira possibilita a comparação dos índices de TE e do gap tecnológico entre propriedades rurais que operam em um mesmo mercado, mas adotam diferentes tecnologias de produção. O gap tecnológico é medido pela relação entre a produção máxima com a tecnologia adotada pela propriedade e a produção máxima com a melhor tecnologia disponível na indústria (O'Donnell et al., 2008; Battese et al., 2004; Huang et al., 2014). Assim, pode-se desagregar os diferenciais de desempenho das propriedades rurais em efeitos de eficiência no uso dos insumos (eficiência gerencial) e efeitos de heterogeneidades das tecnologias de produção (gap tecnológico) (Villano et al., 2015; Delay et al., 2022; Carrer et al., 2022).

A avaliação dos impactos da adoção de tecnologias da Agricultura Digital sobre a eficiência técnica e gap tecnológico de propriedades rurais tem sido objeto de estudos empíricos recentes (Mwalupaso et al., 2019; Zhu et al., 2021; Delay et al., 2022; Carrer et al., 2022; McFadden e Njuki, 2022). Mwalupaso et al. (2019) analisaram o impacto da adoção de smartphones para a coleta e organização de informações agropecuárias sobre os índices de TE em propriedades rurais produtoras de milho da Zâmbia. Os autores estimaram modelos de fronteira de produção sem controle de

heterogeneidades e modelos de fronteira com pareamento de grupos de produtores. Em ambas as análises, foi constatado efeito positivo e estatisticamente significativo da adoção de smartphones sobre os índices de TE das propriedades rurais. Na média da amostra, os índices médios de TE dos adotantes e não adotantes foram, respectivamente, de 0,79 (79%) e 0,68 (68%).

Zhu et al. (2021) investigaram os impactos do acesso à internet sobre a eficiência técnica de propriedades rurais produtoras de maçã na China. Os autores aplicaram modelos para controle de seletividade amostral em fronteiras estocásticas de produção. Constatou-se que escolaridade, experiência (efeito negativo), participação em treinamentos, número de funcionários, escala de produção e influência de outros produtores afetavam a probabilidade de uso da internet para auxílio à tomada de decisões agropecuárias. As fronteiras de produção estimadas indicaram que, em média, o índice de TE dos não usuários de internet poderia aumentar em 66,7% se eles utilizassem internet para acessar informações de auxílio à tomada de decisões na propriedade rural.

Carrer et al. (2022) combinaram o modelo de controle de seletividade amostral proposto por Greene (2010) com a abordagem das metafronteiras de produção para estimar os determinantes da adoção e os impactos de tecnologias de Agricultura de Precisão (AP) sobre a eficiência técnica e gap tecnológico de produtores de cana-de-açúcar do estado de São Paulo. A adoção de tecnologias de AP foi determinada pela escolaridade, escala de produção, acesso à assistência técnica e experiência (efeito negativo). Os autores verificaram que as tecnologias de AP exerceram impacto positivo nos índices de TE e reduziram o gap tecnológico dos adotantes. Em média, a eficiência dos adotantes era 16,6% maior do que a dos não adotantes de tecnologias de AP. Não obstante, o efeito gerencial (diferenciais de índices de TE) mostrou-se bem mais relevante do que o efeito tecnológico puro (diferenciais de gap tecnológico), indicando que o principal impacto das tecnologias de AP ocorre por meio de melhorias no gerenciamento da propriedade rural.

Delay et al. (2022) analisaram os impactos da adoção de tecnologias de AP sobre a eficiência técnica e o gap tecnológico de produtores de milho dos Estados Unidos. Os autores estimaram modelos de fronteira estocástica com controle de seletividade amostral e metafronteiras de produção. Constataram-se impactos positivos e significativos da intensidade de adoção das tecnologias de AP sobre os indicadores de desempenho das propriedades rurais. A desagregação dos efeitos de diferenciais de eficiência “gerencial” e gap tecnológico produziu resultado semelhante àquele encontrado por Carrer et al. (2022). Isto é, as diferenças de desempenho associadas à adoção de tecnologias de AP não foram causadas por tecnologias de produção diferentes, mas sobretudo pelo melhor uso dos insumos nas fazendas adotantes.

Mc Fadden e Njuki (2022) avaliaram os efeitos da adoção de mapas de produtividade e fertilidade do solo sobre índices de TE em fazendas norte-americanas. Aplicando modelos de controle de seletividade amostral, constatou-se que, em média, os mapas de produtividade aumentaram a eficiência das fazendas em 8,5%, e os mapas de solo aumentaram a eficiência esperada em 7,2%. Os autores sugerem que há oportunidades para aumentar a eficiência no uso dos recursos por meio de maior difusão de tecnologias intensivas em informação.

Os estudos revisitados indicam uma literatura empírica consolidada de análise de impacto usando a abordagem de fronteiras de produção com controle de heterogeneidades e viés de seletividade amostral. No entanto, não foram encontrados estudos que examinaram os impactos das tecnologias digitais na eficiência técnica e em *gaps* tecnológicos de produtores de bovinos de corte. Essas tecnologias têm sido cada vez mais desenvolvidas e difundidas em sistemas agropecuários ao redor do mundo. Assim, é de grande utilidade uma análise empírica do impacto de tecnologias digitais, como softwares de gestão financeira e operacional, na produção de bovinos de corte no Brasil.

3. Referencial analítico

Uma modelagem em várias etapas é utilizada para avaliar os impactos da adoção de softwares de gestão financeira e operacional sobre os índices de Eficiência Técnica (TE) e Gap Tecnológico (TGR) dos pecuaristas de corte da amostra. O modelo analítico está baseado principalmente nos estudos de Greene (2010), Villano et al. (2015), Delay et al. (2022) e Carrer et al. (2022). A primeira

etapa consiste na estimação de uma fronteira estocástica de produção com os dados de todas as propriedades rurais, incluindo a adoção de softwares como uma variável *dummy* de mudança tecnológica. Na sequência, o modelo econométrico desenvolvido por Greene (2010) é aplicado para tratar vieses de fatores não observáveis (por exemplo, capacidades gerenciais) e heterogeneidades tecnológicas na estimação das fronteiras estocásticas de produção. Neste modelo, inicialmente um modelo probit de seletividade amostral é aplicado para estimar as probabilidades de adoção de softwares pelos produtores. Na sequência, fronteiras estocásticas de produção com controle de seletividade amostral são estimadas para os dois grupos específicos de produtores da amostra (adotantes e não adotantes das tecnologias digitais). Na última etapa, o modelo de metafronteira desenvolvido por Huang et al. (2015) é aplicado para estimar uma (meta)tecnologia comum para os adotantes e não adotantes. Esta estimativa permite uma comparação dos índices de TE e TGR entre os produtores dos dois grupos. Além disso, os impactos puramente tecnológicos (TGR) da adoção de softwares são desvinculados dos impactos de gestão (TE) dessas tecnologias digitais.

3.1. Modelo de fronteira estocástica de produção (SPF)

Em sua forma genérica, o modelo tradicional de fronteira estocástica de produção pode ser descrito como:

$$y_i = f(x_i; \beta) e^{\varepsilon_i} \quad (1)$$

em que $f(\cdot)$ é uma tecnologia de produção apropriada (e.g., Cobb-Douglas ou translog), y_i é a produção da propriedade i , x_i é um vetor de fatores de produção, β é um vetor de parâmetros desconhecidos da tecnologia de produção, e ε_i é um termo de erro que consiste em dois componentes independentes tais que $\varepsilon_i = v_i - u_i$. O componente aleatório v_i representa o ruído estatístico do modelo, e o termo não negativo u_i representa a ineficiência técnica (desvio da produção observada em relação à produção de fronteira estimada). Assume-se que os v_i s são independentes e identicamente distribuídos como $N(0, \sigma_v^2)$, e são independentes dos u_i s. Estes últimos podem assumir uma distribuição normal truncada em zero tal que $u_i \geq 0$.

Assumindo uma forma funcional adequada para representar a tecnologia de produção, os dados das propriedades rurais do j -ésimo grupo (adotantes de softwares e aplicativos, por exemplo) podem ser usados para obter os estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros desconhecidos da equação (1). Então, o indicador de eficiência técnica (TE) do produtor i em relação à fronteira de produção do grupo j (TE_{ij}) pode ser calculado como:

$$TE_{ij} = \frac{y_{ij}}{y_{ij}^{MAX}} = \frac{e^{x_{ij}\beta_{ij} - u_{ij} + v_{ij}}}{e^{x_{ij}\beta_{ij} + v_{ij}}} = e^{-u_{ij}} \quad (2)$$

onde y_{ij}^{MAX} é a produção máxima que poderia ser produzida pelo produtor i com o mesmo pacote de fatores de produção que está sendo utilizado para obter a produção observada, y_{ij} . Ou seja, o índice de TE_i é uma relação da produção observada da propriedade i em relação à produção potencial (máxima) que poderia ser obtida diante do mesmo pacote de insumos e da mesma tecnologia de produção. Um produtor plenamente eficiente (com TE igual a 1) produz o máximo possível a partir de uma determinada dotação de insumos e tecnologia disponível. O indicador de TE pode ser interpretado como uma medida relativa de capacidade gerencial em cada propriedade (Bravo-Ureta et al., 2007; Villano et al., 2015).

3.2. SPF com controle para seletividade amostral

Um problema crítico no uso do modelo tradicional de fronteiras de produção para analisar dados de propriedades rurais que adotam diferentes tecnologias (por exemplo, adotantes e não adotantes de softwares de gestão) é o potencial de existência de viés de seletividade amostral (Kumbhakar et al., 2009; Greene, 2010). Em outras palavras, é bastante plausível supor que fatores não observáveis podem afetar tanto a eficiência técnica das propriedades quanto as decisões de adoção das tecnologias investigadas. Portanto, o viés de auto seleção é introduzido no modelo e as estimativas dos coeficientes serão enviesadas.

Greene (2010) estendeu o procedimento de Heckman para corrigir o problema de viés de seletividade. Uma equação de seleção amostral é introduzida no modelo, e os fatores não observáveis da adoção são correlacionados com o termo de ruído estatístico v do modelo de fronteira de produção. Para dois grupos de propriedades rurais (e.g., adotantes e não adotantes de tecnologias digitais), a abordagem proposta por Greene (2010) pode ser descrita pelas três equações a seguir:

$$\text{Sample selection: } d_i = 1[\alpha'z_i + w_i > 0], w_i \sim N(0,1) \quad (3)$$

$$\text{Stochastic frontier model: } y_i = \beta'x_i + \varepsilon_i, \varepsilon_i \sim N[0, \sigma_\varepsilon^2] \quad (4)$$

(y_i, x_i) observed only when $d_i = 1$.

$$\text{Error structure: } \varepsilon_i = v_i - u_i \quad (5)$$

$$u_i = |\sigma_u U_i| = \sigma_u |U_i| \text{ where } U_i \sim N[0,1]$$

$$v_i = \sigma_v V_i \text{ where } V_i \sim N[0,1]$$

$$(w_i, v_i) \sim N_2[(0,1), (1, \rho\sigma_v, \sigma_v^2)]$$

A equação de seletividade amostral (*sample selection*) é um modelo *probit* em que d_i é uma variável binária igual a 1 para os adotantes e zero para os não-adotantes; z_i é um vetor de variáveis que explicam a probabilidade de adoção das tecnologias digitais; α é um vetor de parâmetros desconhecidos a serem estimados e w_i é um termo de erro aleatório. Na equação da fronteira de produção, y_i é a produção da propriedade i , x_i é um vetor de fatores de produção e ε_i é o termo de erro composto pela ineficiência técnica e ruído estatístico. Os coeficientes β são os parâmetros da função de produção a serem estimados. Neste modelo, a seletividade amostral estará presente se o termo de ruído estatístico da fronteira de produção, v_i , estiver correlacionado com os fatores não observáveis da equação de seleção amostral, w_i . A significância estatística do parâmetro estimado ρ da fronteira de produção indica a presença do viés de seletividade.

3.3. Metafronteira de produção

Uma limitação do modelo descrito na subseção anterior é que a comparação direta dos indicadores de TE entre adotantes e não adotantes é limitada porque esses indicadores são estimados em relação à própria fronteira/tecnologia de produção de cada grupo. A abordagem de metafronteira de produção pode ser adotada para resolver este problema. O modelo de metafronteira permite a estimação de indicadores de TE comparáveis para propriedades rurais que operam sob diferentes tecnologias de produção. A metafronteira é a envoltória superior de todas as fronteiras de produção de grupos específicos. Em outras palavras, a metafronteira representa a melhor tecnologia disponível em todo o setor (O'Donnel et al., 2008; Rao et al., 2012; Huang et al., 2014; Villano et al., 2015).

Huang et al. (2014) propuseram a estimação dos parâmetros da metafronteira por meio do modelo econométrico de fronteiras estocásticas. O modelo de metafronteira pode ser descrito como:

$$f_j^*(x_{ij}) = f^M(x_{ij}, \beta^M) + v_{ij}^M - u_{ij}^M \quad (6)$$

em que $f_j^*(x_{ij})$ é a produção de máxima eficiência da propriedade i em relação à fronteira de produção do grupo j , conforme estimado pela equação (4); $f^M(\cdot)$ é a tecnologia de produção de metafronteira; x_{ij} é um vetor de fatores de produção; β^M são os parâmetros estruturais da tecnologia de produção de metafronteira; v_{ij}^M é o termo de erro aleatório, independente e identicamente distribuído (i.d.d.) e u_{ij}^M é o termo de erro não negativo que representa o gap tecnológico da propriedade i , que opera sob a tecnologia j , em relação à metafronteira (melhor tecnologia disponível). O modelo proposto por Huang et al. (2014) assume uma distribuição truncada-normal para u_{ij}^M . Entretanto, o modelo com distribuição normal-gamma para u_{ij}^M desenvolvido por Greene (1990) se ajustou melhor aos dados e, portanto, adotou-se esta forma de distribuição na metafronteira.

O índice de Gap Tecnológico, TGR, pode ser calculado como a razão entre a produção máxima na fronteira específica da propriedade i , $f_{ij}^*(x_{ij})$, e a produção máxima de metafronteira da propriedade i , f_i^M :

$$TGR_i = \frac{f_{ij}^*(x_{ij})}{f_i^M} \quad (7)$$

TGR_i é um indicador de gap tecnológico da propriedade i . Este indicador é uma medida da diferença de produtividade entre a tecnologia adotada pela propriedade i e a melhor tecnologia disponível na indústria. A comparação dos TGRs médios dos adotantes e não adotantes pode revelar a distância média entre as fronteiras específicas de produção, o que é uma medida de puro efeito tecnológico da adoção de softwares de gestão financeira e operacional.

Por fim, o índice de TE da propriedade i em relação à metafronteira de produção (TE_{iM}) é o produto entre o índice de TE da propriedade i no grupo j (TE_{ij}) e o gap tecnológico da propriedade i (TGR_i):

$$TE_{iM} = TE_{ij} \times TGR_i \quad (8)$$

TE_{iM} mostra os desvios na produção observada da propriedade i em relação à produção máxima que poderia ser produzida com a mesma quantidade de fatores de produção, porém, adotando a melhor tecnologia em uso no setor. Os índices de TE_{iM} de adotantes e não adotantes das tecnologias digitais podem ser comparados porque são calculados em relação à uma mesma tecnologia representada pela metafronteira.

É importante notar que a medida de TE relativa à metafronteira (TE_{iM}) pode ser decomposta em duas partes: uma que mede a distância entre a produção da propriedade i e a produção máxima possível com a mesma dotação de fatores de produção e a mesma tecnologia (TE como uma medida da capacidade gerencial); e outra que mede a distância entre a produção de fronteira (máxima) com a tecnologia adotada pela propriedade i e a produção de (meta)fronteira com a melhor tecnologia de produção do setor (TGR como uma medida de efeito tecnológico puro).

4. Amostra e modelo econométrico

As análises empíricas deste artigo são baseadas em dados primários *cross-section* coletados junto a uma amostra de 191 pecuaristas de corte para o ano de 2021. Os dados foram coletados por meio de questionários estruturados e visitas in loco entre setembro e novembro de 2021. A coleta dos dados faz parte de um projeto de pesquisa com financiamento por agência oficial de fomento e que contempla uma parceria com empresa privada de consultoria agropecuária. As fazendas de gado de corte estavam distribuídas em 134 municípios de 14 estados do Brasil. Após uma primeira inspeção do banco de dados, algumas observações com variáveis inconsistentes e/ou não preenchidas foram removidas do banco de dados. Assim, a amostra final utilizada neste artigo é composta por 114 confinamentos de bovinos de corte.

Todos os pecuaristas da amostra adotaram o confinamento como sistema de produção. Trata-se de um sistema de produção intensivo no uso de recursos, no qual os animais ocupam um espaço reduzido de terra (comparado aos sistemas a pasto) e recebem alimentação em cochos. O sistema de produção em confinamento encurta a fase de engorda/terminação de bovinos de corte por meio da oferta de dieta balanceada para ganhos diários de peso elevados dos animais. A dieta dos animais baseia-se em concentrados energéticos e proteicos (grãos de cereais, farelo de soja e amendoim, caroço de algodão, entre outros) e produtos volumosos (silagem de milho, bagaço de cana, feno, silagem de capim, entre outros). Este sistema de produção requer maior monitoramento e controle dos fatores de produção, dos indicadores zootécnicos e das condições de mercado para a aquisição de insumos e venda do produto. O principal objetivo dos confinamentos é transformar alimentação na maior quantidade possível de arrobas de boi gordo por meio de práticas de manejo e intensificação tecnológica (Carrer et al, 2013; Greenwood, 2021). As 114 propriedades rurais da amostra engordaram 1.095.489 animais em 2021, o que representa aproximadamente 20% do total de bovinos engordados em confinamento no Brasil.

A estratégia amostral foi definida para controlar a alta heterogeneidade dos sistemas de produção de bovinos de corte no Brasil, o que seria um grande desafio na modelagem de fronteiras de produção. A similaridade dos sistemas de produção adotados pelos pecuaristas garante que as propriedades rurais utilizem os mesmos tipos de fatores de produção para produzir arrobas de gado gordo com tecnologias de produção semelhantes (ou, pelo menos, não muito diferentes). Dos 114

produtores da amostra, 49 adotaram softwares para gestão financeira e/ou operacional, enquanto 65 não adotaram.

Diversas variáveis foram utilizadas nas diferentes estimativas econométricas realizadas no estudo. A descrição dessas variáveis é apresentada na Tabela 1. As variáveis do modelo *probit* foram especificadas com base na literatura de adoção de tecnologias digitais na agropecuária (Barnes et al., 2019; Zhu et al., 2021; Carrer et al., 2022; Mendes et al., 2023; Mozambani et al., 2023; Souza Filho et al., 2023) e as variáveis das fronteiras de produção baseiam-se na literatura microeconômica de produção e eficiência (Rao et al., 2012; Villano et al., 2015; Carrer et al., 2022).

Tabela 1. Descrição das variáveis

Variável	Descrição
Modelo probit	
<i>SFadopt</i> (d)	1 se o produtor adotou softwares de gestão financeira e operacional, 0 caso contrário
<i>Age</i> (z_1)	Logaritmo natural da idade do produtor
<i>School</i> (z_2)	1 se o produtor possui ensino superior completo, 0 caso contrário
<i>Scale</i> (z_3)	Logaritmo natural do número de animais que o produtor engordou e vendeu no ano de 2021
<i>Consul</i> (z_4)	1 se o produtor contratou empresas de consultoria técnica, gerencial e/ou econômica em 2021, 0 caso contrário
<i>CattleHotel</i> (z_5)	1 se o pecuarista oferecia serviço de engorda para outros pecuaristas (terceiros) em seu confinamento – modelo de negócio denominado “boitel” –, 0 caso contrário
<i>Hedge</i> (z_6)	1 se o pecuarista adotou contratos a termo ou futuros para gestão do risco de preço do boi gordo em 2021, 0 caso contrário
<i>Traceability</i> (z_7)	1 se o pecuarista adotou algum sistema de rastreabilidade para identificar eletronicamente os animais no confinamento, 0 caso contrário
Modelo de fronteira estocástica de produção	
<i>Output</i> (y)	Produção total medida em arrobas de boi gordo em 2021
<i>Feed</i> (x_1)	Despesa total com alimentação dos animais em 2021 (em R\$)
<i>Capital</i> (x_2)	Capacidade estática do confinamento em 2021 (em número de animais)
<i>Ahealth</i> (x_3)	Despesa total com a saúde e bem-estar dos animais (vacinas, medicamentos, tratamento veterinário, etc.) em 2021 (em R\$)
<i>Labor</i> (x_4)	Número de trabalhadores no confinamento em 2021

O modelo probit de seleção amostral, descrito genericamente na equação (3), assume a seguinte forma específica:

$$SFadopt_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^7 \alpha_{ij} z_{ij} + w_i \quad (9)$$

em que $SFadopt_i$ é uma variável binária que reflete a decisão de adoção de softwares de gestão financeira e operacional do confinamento (i.e., 1 para adotantes e 0 caso contrário); z é um vetor de variáveis explicativas especificadas na Tabela 1; α são os parâmetros desconhecidos a serem estimados por procedimentos de máxima verossimilhança e w é o termo de erro distribuído como $N(0, \sigma^2)$.

As estimações de fronteiras estocásticas de produção demandam a especificação de uma forma funcional para representar a tecnologia de produção das propriedades da amostra. As formas funcionais mais utilizadas na literatura empírica de análise de eficiência são Cobb-Douglas e translog (Murillo-Zamorano, 2004; Bravo-Ureta et al., 2007). A forma funcional Cobb-Douglas garante um maior número de graus de liberdade, considerando o tamanho da amostra de confinamentos do estudo.⁷ Assim, pode-se determinar a forma específica das fronteiras de produção de bovinos de corte nos confinamentos como:

$$\ln y_{ij} = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j \ln x_{ij} + v_{ij} - u_{ij} \quad (10)$$

⁷ Foram feitas algumas estimações com a tecnologia translog. Contudo, os resultados a partir do uso da tecnologia Cobb-Douglas se mostraram mais robustos.

em que y_{ij} é a quantidade de arrobas de boi gordo produzidas em 2021 pela propriedade i ; x_{ij} é a quantidade do j -ésimo fator de produção utilizado pela propriedade i na produção de boi gordo em 2021, conforme definido na Tabela 1; β_j são os parâmetros estruturais desconhecidos da tecnologia de produção; v_{ij} é o termo de erro aleatório, independente e identicamente distribuído (i.d.d.); u_{ij} é o termo de erro não negativo com distribuição meia-normal associado à ineficiência técnica da i -ésima firma do j -ésimo grupo. Os parâmetros desconhecidos da equação (10) são estimados para os dois grupos de produtores (adotantes e não adotantes de softwares) por meio de procedimentos de máxima verossimilhança.

É necessário avaliar se a estimativa da fronteira de produção deve considerar heterogeneidades tecnológicas entre adotantes e não adotantes (i.e., fronteiras de produção específicas para cada grupo) ou se uma única tecnologia/fronteira de produção para todas as propriedades rurais da amostra seria mais adequada. A avaliação inclui três etapas. Primeiro, uma fronteira de produção com dados agrupados de todas as propriedades e inclusão de uma variável *dummy* para a adoção das tecnologias digitais é estimada. Em segundo lugar, estimam-se duas fronteiras específicas; uma para adotantes e outra para não adotantes das tecnologias digitais. Por fim, um teste de razão de verossimilhança é aplicado para investigar se há diferenças tecnológicas entre os dois grupos de produtores (Bravo-Ureta et al., 2012; Ma et al., 2018). A razão de verossimilhança (LR) pode ser calculada da seguinte forma:

$$LR = 2 \times (\ln L_P - (\ln L_{AD} + \ln L_{NON})) \quad (11)$$

onde $\ln L_P$, $\ln L_{AD}$ e $\ln L_{NON}$ representam, respectivamente, os valores da função de verossimilhança obtidos a partir dos modelos de fronteira de produção para a amostra agrupada, amostra de adotantes e amostra de não adotantes das tecnologias digitais.

Finalmente, a quantidade (em arrobas) de boi gordo de máxima eficiência estimadas pela equação (10) são utilizadas como variável dependente para estimar a função de produção da metafronteira. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos econométricos.

Tabela 2. Estatísticas descritivas.

	Amostra total (n=114)		Adotantes (n=49)		Não adotantes (n=65)	
	Média	D.P.	Média	D.P.	Média	D.P.
<i>Age</i> (z_1)	45,61	12,34	43,08	12,42	47,52	12,01
<i>School</i> (z_2)	0,67	0,47	0,75	0,44	0,60	0,49
<i>Scale</i> (z_3)	9.609,5	14.203,6	12.978,1	16.627,3	7.070,2	11.559,2
<i>Consul</i> (z_4)	0,33	0,47	0,47	0,50	0,23	0,42
<i>CattleHotel</i> (z_5)	0,25	0,44	0,28	0,46	0,23	0,42
<i>Hedge</i> (z_6)	0,22	0,41	0,26	0,45	0,18	0,39
<i>Traceability</i> (z_7)	0,53	0,50	0,71	0,46	0,38	0,49
<i>Output</i> (y)	5.481.562	8.336.287	7.486.773	10.026.464	3.969.941	6.473.262
<i>Feed</i> (x_1)	16.431.513	27.261.080	22.267.647	32.854.630	12.031.966	21.373.987
<i>Capital</i> (x_2)	5.747,3	7.687,9	6.570,8	6.483,0	5.126,5	8.480,8
<i>Ahealth</i> (x_3)	111.389,9	275.037,9	133.726,1	210.623,2	94.551,9	315.627,5
<i>Labor</i> (x_4)	10,05	12,52	13,98	15,01	7,09	9,28

Nota: As variáveis *Age* e *Scale* foram logaritimizadas no modelo probit de seletividade amostral e todas as variáveis dos modelos SPF também foram logaritimizadas. No entanto, a Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas dessas variáveis em suas unidades de medida originais.

5. Análise dos resultados

O principal objetivo do artigo foi avaliar os impactos da adoção de softwares de gestão financeira e operacional na eficiência técnica e no gap tecnológico dos confinamentos de gado de corte, controlando as heterogeneidades tecnológicas e o viés de seletividade amostral. Portanto, essa

seção foca na apresentação e discussão dos resultados das estimações de fronteiras e metafronteira de produção. As estimativas do modelo probit de seletividade amostral são apresentadas no Apêndice 1.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo de fronteira (sem controle de seletividade amostral) para todos os confinamentos, bem como dos modelos com controle de seletividade amostral para adotantes e não adotantes das tecnologias digitais. A equação (11) foi usada para testar a hipótese nula de não existência de heterogeneidades tecnológicas, ou seja, de que não há diferença entre o modelo de fronteira com todos os confinamentos da amostra e as fronteiras específicas dos dois grupos. Com um teste de razão de verossimilhança generalizada de 169,48 (valor $p = 0,000$), a hipótese nula é rejeitada ao nível de 1%. Justifica-se então a estimativa de fronteiras específicas para cada grupo de confinamentos de gado de corte.

Além disso, as estimativas dos modelos de fronteira de produção corrigidos para seletividade amostral mostram que o coeficiente de seletividade, ρ , é significativamente diferente de zero ao nível de 1%, tanto para adotantes quanto para não adotantes de tecnologias digitais. Esse resultado sugere a presença de viés de seletividade nas fronteiras dos dois grupos, corroborando com o uso do SPF com controle de seletividade amostral (Greene, 2010; Villano et al., 2015).

Tabela 3. Estimativas de parâmetros dos modelos de fronteira estocástica de produção convencional e corrigidos para seletividade amostral.

Variável	SPF convencional		Adotantes		Não adotantes	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
Constant	1,451***	0,321	2,721***	0,558	1,086***	0,248
$\ln x_1$ (<i>Feed</i>)	0,765***	0,029	0,690***	0,062	0,729***	0,021
$\ln x_2$ (<i>Capital</i>)	0,0575**	0,024	0,050	0,049	0,154***	0,013
$\ln x_3$ (<i>Ahealth</i>)	0,084***	0,017	0,106***	0,049	0,116***	0,005
$\ln x_4$ (<i>Labor</i>)	0,068*	0,036	0,086*	0,054	0,113***	0,026
<i>SFadopt</i> (<i>d</i>)	0,074*	0,045				
Variance σ^2	0,334***	0,002				
Lambda λ	2,267***	0,496				
Sigma-u σ_u			0,377***	0,083	0,359***	0,021
Sigma-v σ_v			0,208***	0,066	0,055***	0,017
Rho $\rho_{(w,v)}$			-0,999***	0,004	-0,989**	0,089
Log-Likelihood function	4,752		-32,489		-47,497	
Eficiência técnica (TE) média	0,786		0,755		0,673	
	N=114		N=49		N=65	

***, **, * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Dadas as evidências estatísticas de heterogeneidades nas tecnologias de produção e viés de seletividade, a análise dos resultados se concentra nas estimativas das fronteiras de produção para adotantes e não adotantes. Na fronteira dos adotantes de tecnologias digitais, os coeficientes das variáveis *Feed*, *Ahealth* e *Labor* apresentaram efeitos positivos e estatisticamente significativos sobre a produção de boi gordo. As elasticidades parciais desses três insumos foram 0,69, 0,106 e 0,086, respectivamente. A alimentação dos animais apresentou o maior impacto na produção dos confinamentos. Em média, cada 1% de aumento nos gastos com alimentação dos animais resulta em um aumento de 0,69% na produção de arrobas de gado gordo, *ceteris paribus*. A mesma interpretação pode ser feita para os demais fatores de produção. A elasticidade de escala (soma das elasticidades parciais dos fatores) dos adotantes foi de 0,932, o que indica retornos decrescentes de escala na tecnologia dos adotantes.

Na fronteira dos não adotantes, todos os coeficientes foram estatisticamente significativos. A alimentação dos animais também apresentou o maior efeito na produção de boi gordo dos não adotantes. Em média, cada 1% de aumento nos gastos com alimentação dos animais resulta em um

aumento de 0,73% na produção de arrobas de gado gordo nos confinamentos dos não adotantes de tecnologias digitais, *ceteris paribus*. A interpretação para os demais fatores de produção é análoga. Entretanto, a elasticidade de escala dos não adotantes foi de 1,11, indicando retornos crescentes de escala para esse grupo. Em outras palavras, há evidências de que os adotantes de tecnologias digitais estão operando em uma escala de produção supra ótima, enquanto os não-adotantes estão operando em uma escala sub ótima. De fato, na média da amostra, a escala de produção dos adotantes (12.978 animais por ano) é consideravelmente maior do que a dos não adotantes (7.070 animais por ano). A diferença dessas médias é estatisticamente significativa ao nível de 1%.

Os índices de TE dos confinamentos em relação às fronteiras de produção específicas corrigidas para seletividade amostral foram estimados utilizando-se a equação (2). A TE média dos adotantes de softwares de gerenciamento financeiro e operacional é 0,754. Esse valor indica que, em média, esses confinamentos estão produzindo 75,4% da produção máxima que seria possível com o mesmo pacote de insumos e tecnologia disponível. Para os não adotantes, a mesma análise mostra que, em média, eles produzem 67,3% da produção máxima que seria possível diante da quantidade de insumos e tecnologia disponível. Assim, a TE média do grupo de adotantes é 11,6% maior do que o de não adotantes. Um teste t foi aplicado para verificar se essas médias são estatisticamente diferentes. Ao nível de 1%, pode-se assumir que as médias de TE são estatisticamente diferentes.

Esse resultado indica que, em média, os confinamentos que estão no grupo dos adotantes de tecnologias digitais estão mais próximos de sua fronteira de produção do que os confinamentos que estão no grupo de não adotantes dessas tecnologias. As menores ineficiências gerenciais dos adotantes poderiam ser explicadas pelo fato de que o uso de softwares de gestão aumenta o controle sobre os recursos da propriedade e disponibiliza informações de alto valor para o processo de tomada de decisão. Os softwares para gestão financeira e operacional, sobretudo quando integrados a sensores e sistemas de identificação eletrônica dos animais, possibilitam a coleta, armazenamento, processamento e análise de uma grande quantidade de dados do rebanho (inventário, ganho diário de peso, condição sanitária, comportamento dos animais, etc.), do sistema de produção (quantidade de ração produzida e consumida, perdas e desperdícios de insumos, horas de trabalho por equipe, condição física dos equipamentos, etc.) e dos processos econômico-financeiros (preços de compra de insumos e venda de animais, cálculo de custos de produção, organização de balanços financeiros, etc.). Essas são vantagens que os não adotantes não têm.

Conquanto, a comparação dos índices de TE dos adotantes e não adotantes apresentada acima é limitada porque esses indicadores foram estimados em relação a diferentes tecnologias de produção (fronteiras específicas de cada grupo). Uma função de produção de metafronteira (equação 6) com dados agrupados foi estimada para resolver este problema e permitir uma análise mais precisa dos impactos da adoção de softwares nos indicadores de TE e TGR dos confinamentos. A Tabela 4 apresenta as estimativas do modelo de metafronteira.

Tabela 4. Estimativas de máxima verossimilhança da metafronteira de produção.

Variável	Coefficiente (β)	SE
Constante	1,4552****	0,2436
$\ln x_1$ (<i>Feed</i>)	0,7307***	0,0170
$\ln x_2$ (<i>Capital</i>)	0,1157***	0,0132
$\ln x_3$ (<i>Ahealth</i>)	0,1088***	0,0127
$\ln x_4$ (<i>Labor</i>)	0,0703***	0,0148
Índice de gap tecnológico (TGR) médio	0,9630	
	N=114	

***, **, * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os coeficientes β da tecnologia de metafronteira são semelhantes àqueles das fronteiras específicas dos dois grupos. Os quatro fatores de produção foram estatisticamente significativos para explicar a produção de metafronteira dos confinamentos. Com base nas estimativas da metafronteira,

o indicador TGR de cada propriedade foi estimado pela Equação (7). TGR é a relação entre a produção máxima que um pecuarista poderia obter com seu pacote de insumos e tecnologia específica (produção máxima na fronteira específica) e a produção máxima possível de obter com os mesmos insumos, porém com a melhor tecnologia do setor (metafronteira). O TGR reflete a lacuna tecnológica de cada confinamento. O valor médio dos indicadores de TGR dos produtores da amostra foi de 0,963. Isto é, se todos os produtores fossem tecnicamente eficientes usando a tecnologia específica de seu grupo, eles estariam obtendo 96,3% da produção que poderiam obter se adotassem a melhor tecnologia do setor. Essa pequena lacuna tecnológica indica que os confinamentos têm operado com as “quase melhores” tecnologias do setor.

As eficiências técnicas relativas à metafronteira (TE_M) de cada confinamento foram calculadas por meio da Equação (8). A TE_M de uma propriedade mostra o desvio da produção observada em relação à produção máxima que poderia ser obtida com a mesma dotação de fatores de produção e a melhor tecnologia do setor. Nesse caso, o efeito tecnológico (TGR) e o efeito gerencial (TE relativo à fronteira do grupo) estão intrincados. A Tabela 5 apresenta uma comparação dos indicadores de TE, TGR e TE_M dos adotantes e não adotantes de tecnologias digitais.

Tabela 5. Diferenciais eficiência técnica e gap tecnológico entre adotantes e não adotantes de softwares de gestão financeira e operacional.

	Adotantes			Não adotantes		
	TE	TGR	TE_M	TE	TGR	TE_M
Média	0,7545***	0,9581	0,7237***	0,6732	0,9668	0,6506
Mínimo	0,3604	0,9261	0,3357	0,3932	0,9560	0,3819
Máximo	0,9685	0,9811	0,9501	0,9858	0,9800	0,9508
D.P.	0,1340	0,0108	0,1324	0,1537	0,0060	0,1480
CV (%)	17,7	1,1	18,3	22,8	0,621	22,74

Nota: CV é o coeficiente de variação.

*** indica que as médias dos adotantes são estatisticamente diferentes das médias dos não adotantes ao nível de 1%.

A média do indicador de TE_M dos adotantes foi de 0,7237, enquanto a dos não adotantes foi de 0,6506. A média de TE_M dos adotantes foi 11,23% maior do que a dos não adotantes. A hipótese de que essas médias são estatisticamente iguais foi rejeitada ao nível 1% de significância. Esses resultados mostram que, em média, tanto os adotantes quanto os não adotantes poderiam aumentar a eficiência técnica geral (TE_M) melhorando a gestão e a tecnologia de produção. No entanto, os adotantes de tecnologias digitais estão em uma posição melhor porque suas lacunas gerenciais (TEs em relação ao seu grupo) são consideravelmente menores. É importante observar que o TGR médio dos não adotantes foi ligeiramente superior ao dos adotantes. Assim, os softwares de gestão não geraram choques tecnológicos na produção de bovinos de corte nos confinamentos. No entanto, essas tecnologias digitais promovem melhorias relevantes nas decisões dos produtores, resultando em maior produção de boi gordo com a mesma cesta de insumos – um “choque positivo de gestão”.

Por fim, uma simples inspeção gráfica da distribuição dos indicadores de TE e TE_M confirma os resultados apresentados anteriormente. As Figuras 1 e 2 mostram as distribuições dos escores de TE e TE_M de adotantes e não adotantes de tecnologias digitais. As frequências dos indicadores de eficiência técnica relativos à fronteira específica (TE) dos não adotantes foram consideravelmente maiores nas faixas de pontuação mais baixas: 35,4% deles tiveram indicadores de TE abaixo de 60% contra apenas 8,2% dos adotantes nesta faixa. Da mesma forma, as frequências dos indicadores de TE dos adotantes de tecnologias digitais foram maiores do que as dos não adotantes nas faixas de pontuação mais altas: 44,7% dos adotantes apresentaram indicadores de TE superiores a 80%, enquanto apenas 18,5% dos indicadores de TE dos não adotantes estão concentradas nestes intervalos.

A análise dos indicadores de eficiência técnica relativos à metafronteira (TE_M) mostra números semelhantes. Por um lado, a frequência de adotantes com escores de TE_M abaixo de 70% foi

de 32,6%, contra 69,2% de não adotantes. Por outro lado, 32,7% dos adotantes tiveram indicadores de TE_M acima de 80%, contra 17% dos não adotantes na mesma faixa.

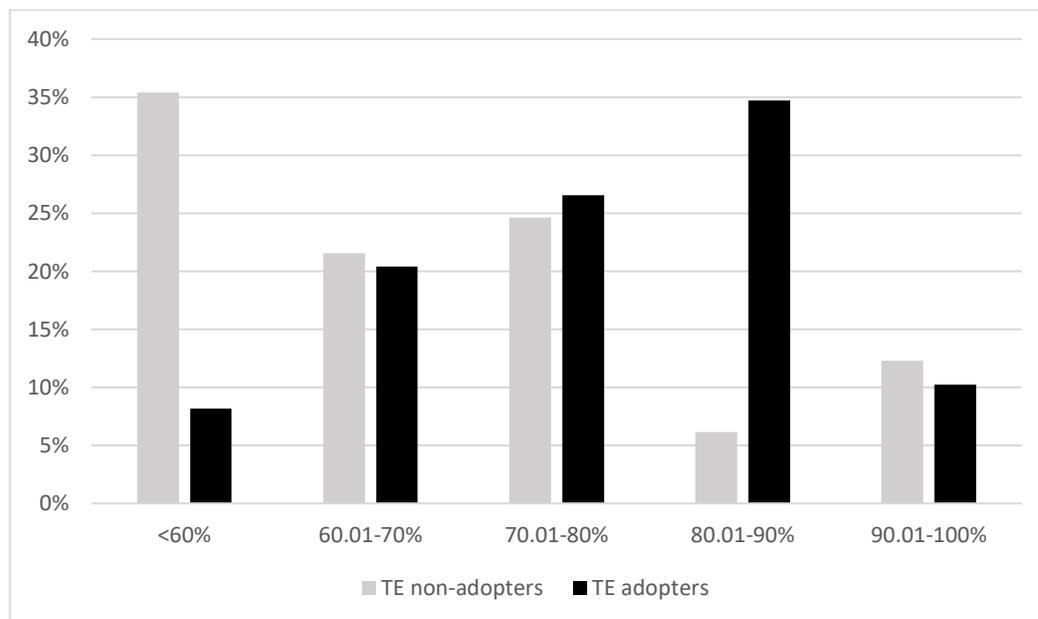


Figura 1. Distribuição dos indicadores de TE estimados em relação às fronteiras de produção específicas de cada grupo.

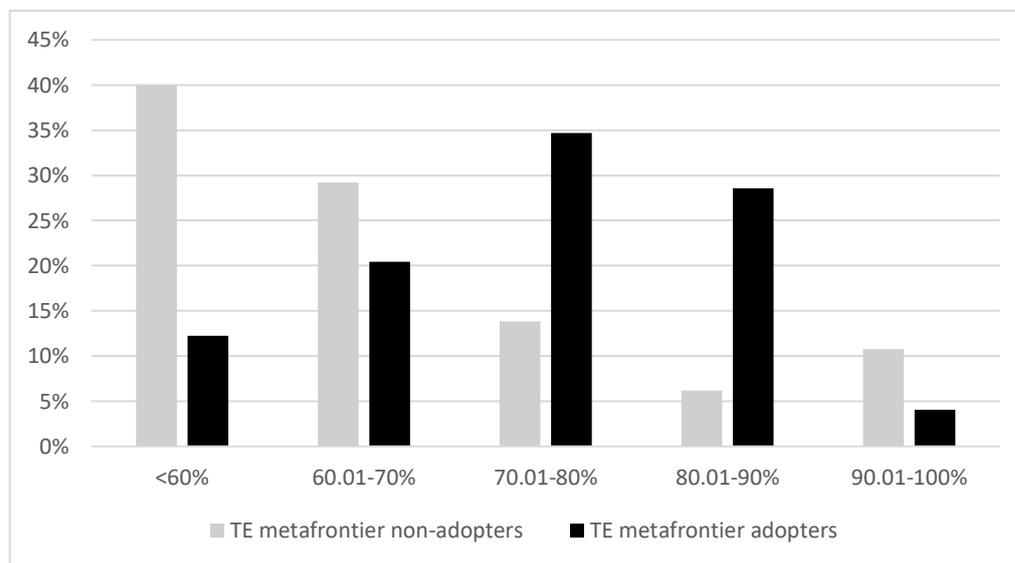


Figura 2. Distribuição dos indicadores de TE_M calculados em relação à metafronteira de produção.

6. Conclusões e implicações

Este artigo estimou os impactos da adoção de softwares de gestão financeira e operacional na eficiência técnica e gap tecnológico de confinamentos de bovinos de corte. A seletividade amostral decorrente de fatores não observáveis foi controlada por meio do modelo de correção de seletividade para fronteiras de produção desenvolvido por Greene (2010). A adoção das tecnologias digitais analisadas teve impactos positivos e significativos nos indicadores de eficiência técnica das propriedades. Portanto, a adoção dessas tecnologias de “pecuária digital” resultou no uso mais eficiente dos fatores para a produção de bovinos de corte.

De fato, os softwares de gestão são úteis para coletar, armazenar, organizar, processar e disponibilizar dados na forma necessária para o gerenciamento das operações nos confinamentos. A adoção dessas tecnologias digitais permite uma melhor coordenação e monitoramento dos animais e

outros recursos, melhor definição das estratégias de alimentação e saúde dos animais e maior controle financeiro do confinamento. Encontramos evidências empíricas de que os softwares são significativamente relevantes para melhorar a tomada de decisão nos confinamentos (choque positivo de gestão), mas não causaram choques na tecnologia de produção nos confinamentos.

Os resultados do artigo têm implicações importantes. Apesar da crescente difusão de tecnologias digitais na agropecuária brasileira, não foram encontradas análises econométricas robustas dos seus impactos na produção de bovinos de corte. A difusão de tecnologias que aumentem a eficiência no uso dos fatores de produção deve estar entre as prioridades para consolidar o grande potencial de produção de carne bovina com maior sustentabilidade. Resultados empíricos sobre os impactos dessas tecnologias são muito importantes para orientar a tomada de decisão de adoção pelos produtores. Quanto maior a difusão de tecnologias que impactam positivamente na eficiência técnica, maior a oferta de carne com menores impactos ambientais.

Por fim, a análise realizada neste trabalho pode ser aprofundada com dados em painel, de forma que seja possível mensurar os impactos da adoção de tecnologias digitais ao longo do tempo. É razoável esperar alguns efeitos de aprendizagem ao longo do tempo, o que pode potencializar os impactos positivos dessas tecnologias nas propriedades rurais. Os impactos dessas tecnologias em indicadores de eficiência econômica das propriedades rurais também podem ser úteis. Tais análises seriam interessantes e complementariam os resultados empíricos relatados neste artigo.

Fontes de financiamento

Este artigo recebeu auxílio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (processo nº 2022/02967-5 FAPESP) e também da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (projeto SEG 40.19.03.060.00.02.010). Os dados analisados no artigo foram coletados e compartilhados pela empresa Scot Consultoria – Projeto Cofina Brasil.

Referências

Barnes, A.P.; Soto, I.; Eory, V. et al. (2019) Exploring the adoption of precision agricultural technologies: A cross regional study of EU farmers. *Land Use Policy*, 80, 163-174.

Battese, G. E., Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325-332.

Brazilian Beef Exporters Association – ABIEC (2022). Beef Report – Perfil da Pecuária no Brasil. Available at < <https://www.abiec.com.br/publicacoes/beef-report-2022/>>

Brazilian Institute of Geography and Statistics – IBGE (2021). Municipal Livestock Research. Brazilian Institute of Geography and Statistics – IBGE. Available at < <http://www.sidra.ibge.gov.br>>

Bravo-Ureta, B. E., Greene, W., Solís, D. (2012). Technical efficiency analysis correcting for biases from observed and unobserved variables: an application to a natural resource management project. *Empirical Economics*, 43(1), 55-72.

Bravo-Ureta, B. E., Solís, D., López, V. H. M., Maripani, J. F., Thiam, A., Rivas, T. (2007). Technical efficiency in farming: a meta-regression analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 27(1), 57-72.

Bravo-Ureta, B. E. (2014). Stochastic frontiers, productivity effects and development projects. *Economics and Business Letters*, 3(1), 51-58.

Carrer, M. J., de Souza Filho, H. M. D., Vinholis, M. D. M. B. (2013). Determinants of feedlot adoption by beef cattle farmers in the state of São Paulo. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 42, 824-830.

Carrer, M. J., de Souza Filho, H. M., Batalha, M. O., & Rossi, F. R. (2015). Farm Management Information Systems (FMIS) and technical efficiency: An analysis of citrus farms in Brazil. *Computers and Electronics in Agriculture*, 119, 105-111.

- Carrer, M.J., de Souza Filho, H.M., Vinholis, M.D.M.B., Mozambani, C.I. (2022). Precision agriculture adoption and technical efficiency: an analysis of sugarcane farms in Brazil. *Technological Forecasting and Social Change*, 177, 121510.
- DeLay, N. D., Thompson, N. M., Mintert, J. R. (2022). Precision agriculture technology adoption and technical efficiency. *Journal of Agricultural Economics*, 73(1), 195-219.
- de Souza Filho, H. M., Vinholis, M. D. M. B., Carrer, M. J., & Mozambani, C. I. (2023). Adoption of Farm Management Information Systems (FMIS): The case of Brazilian sugarcane farmers. *Information Development*, 02666669231177864.
- Fountas, S., Carli, G., Sørensen, C.G., Tsiropoulos, Z., Cavalaris, C. et al. (2015) Farm management information systems: current situation and future perspectives. *Computers and Electronics in Agriculture*, 115, 40-50.
- Giua, C., Materia, V.C., Camanzi, L. (2021). Management information system adoption at the farm level: evidence from the literature. *British Food Journal*, 123 (3), 884-909.
- Greene, W. H. (1990). A gamma-distributed stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 46(1-2), 141-163.
- Greene, W. (2010). A stochastic frontier model with correction for sample selection. *Journal of Productivity Analysis*, 34(1), 15-24.
- Greenwood, P. L. (2021). An overview of beef production from pasture and feedlot globally, as demand for beef and the need for sustainable practices increase. *Animal*, 15, 100295.
- Heckman, J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47, 153–161.
- Huang, C. J., Huang, T. H., Liu, N. H. (2014). A new approach to estimating the metafrontier production function based on a stochastic frontier framework. *Journal of Productivity Analysis*, 42(3), 241-254.
- Kumbhakar, S. C., Tsionas, E. G., Sipiläinen, T. (2009). Joint estimation of technology choice and technical efficiency: an application to organic and conventional dairy farming. *Journal of Productivity Analysis*, 31, 151-161.
- Liu, Y., Shu, L., Hancke, G.P., Abu-Mahfouz, A.M. (2021). From Industry 4.0 to agriculture: current status, enabling technologies, and research challenges. *IEEE Transactions on Industrial Informatics*, 17(6), 4322-4334.
- McFadden, J. R., Rosburg, A., Njuki, E. (2022). Information inputs and technical efficiency in midwest corn production: evidence from farmers' use of yield and soil maps. *American Journal of Agricultural Economics*, 104(2), 589-612.
- Malafaia, G. C., de Vargas Mores, G., Casagrande, Y. G., Barcellos, J. O. J., Costa, F. P. (2021). The Brazilian beef cattle supply chain in the next decades. *Livestock Science*, 253, 104704.
- Martha Jr, G. B., Alves, E., Contini, E. (2012). Land-saving approaches and beef production growth in Brazil. *Agricultural Systems*, 110, 173-177.
- Ma, W., Renwick, A., Yuan, P., Ratna, N. (2018). Agricultural cooperative membership and technical efficiency of apple farmers in China: An analysis accounting for selectivity bias. *Food Policy*, 81, 122-132.
- Mendes, J. D. J., Carrer, M. J., Vinholis, M. D. M. B., Meirelles de Souza Filho, H. (2023). Adoption and impacts of messaging applications and participation in agricultural information-sharing groups: an empirical analysis with Brazilian farmers. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*.

- Mozambani, C. I., de Souza Filho, H. M., Vinholis, M. D. M. B., Carrer, M. J. (2023). Adoption of precision agriculture technologies by sugarcane farmers in the state of São Paulo, Brazil. *Precision Agriculture*, 1-23.
- Murillo-Zamorano, L. R. (2004). Economic efficiency and frontier techniques. *Journal of Economic Surveys*, 18(1), 33-77.
- Mwalupaso, G. E., Wang, S., Rahman, S., Alavo, E. J. P., Tian, X. (2019). Agricultural informatization and technical efficiency in maize production in Zambia. *Sustainability*, 11(8), 2451.
- O'Donnell, C. J., Rao, D. P., Battese, G. E. (2008). Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. *Empirical Economics*, 34(2), 231-255.
- Rao, E. J., Brümmer, B., Qaim, M. (2012). Farmer participation in supermarket channels, production technology, and efficiency: the case of vegetables in Kenya. *American Journal of Agricultural Economics*, 94(4), 891-912.
- Secretariat of Foreign Commerce – SECEX (2023). Comex Stat. Database. Available at <<http://comexstat.mdic.gov.br/en/home>>
- Souza Filho, H. M., Vinholis, M. M. B., Carrer, M. J., & Mozambani, C. I. (2023). Adoption of Farm Management Information Systems (FMIS): The case of Brazilian sugarcane farmers. *Information Development*, 02666669231177864.
- Verdouw, C. N., Robbemon, R. M., Wolfert, J. (2015) ERP in agriculture: Lessons learned from the Dutch horticulture. *Computers and Electronics in Agriculture*, 114, 125-133.
- Villano, R., Bravo-Ureta, B., Solís, D., Fleming, E. (2015). Modern rice technologies and productivity in the Philippines: disentangling technology from managerial gaps. *Journal of Agricultural Economics*, 66(1), 129-154.
- Vinholis, M. M. B., Carrer, M. J., & Souza Filho, H. M. (2017). Adoption of beef cattle traceability at farm level in São Paulo State, Brazil. *Ciência Rural*, 47.
- Vinholis, M.M.B, Saes M.S.M, Carrer M.J, et al. (2021) The effect of meso-institutions on adoption of sustainable agricultural technology: A case study of the Brazilian low carbon agriculture plan. *Journal of Cleaner Production*, 280: 124334.
- Zhu, X., Hu, R., Zhang, C., & Shi, G. (2021). Does Internet use improve technical efficiency? Evidence from apple production in China. *Technological Forecasting and Social Change*, 166, 120662.

Apêndice 1. Estimativas do modelo probit de seletividade amostral: fatores determinantes da adoção de softwares de gestão financeira e operacional.

Variável	Coefficiente	SE
Constante	0.2842	2.0846
<i>Age</i> (z_1)	-0.8115*	0.5191
<i>School</i> (z_2)	0.0923	0.2859
<i>Scale</i> (z_3)	0.2544**	0.1179
<i>Consul</i> (z_4)	0.6609**	0.2763
<i>CattleHotel</i> (z_5)	-0.1754	0.3114
<i>Hedge</i> (z_6)	-0.2849	0.3299
<i>Traceability</i> (z_7)	0.4886*	0.2893
Log-likelihood function	-65.2937	
Chi-squared test statistics	25.1971	
Significance (p-value)	0.0000	
R ² McFadden	0.1617	

***, **, * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.