

EFICIÊNCIA NA PRODUÇÃO DE BOVINOS DE CORTE DE CICLO COMPLETO NO ESTADO DE SÃO PAULO¹

Oscar Tupy²
Marcela de Mello Brandão Vinholis³
Waldomiro Barioni Júnior⁴

1 – INTRODUÇÃO

O efetivo bovino do Brasil em 2017 foi de 171,8 milhões de cabeças, distribuído por 158,6 milhões de hectares de pastagens e 3,7 milhões de estabelecimentos rurais. Isso resulta em uma taxa de lotação média de 1,08 cabeça por hectare, e uma média de 45 cabeças por estabelecimento (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2017). Desse efetivo, se conhece pouco sobre a eficiência da produção pecuária no que diz respeito aos ativos empregados pastagens, rebanhos e mão de obra. Vários indicadores zootécnicos e econômicos agregados por municípios e estados do país têm sido disponibilizados na literatura, como por exemplo, taxa de desmama, custo por arroba, peso vivo ao abate, taxa de lotação etc. (ANUÁRIO..., 2018). Neste trabalho, a ênfase foi dada à eficiência com a qual a pecuária bovina é conduzida, focando o sistema de produção individual, dentro de uma dada modalidade de produção e, neste caso, a produção de ciclo completo. Entende-se que avaliar a eficiência produtiva com a qual produtores exploram os seus ativos seja importante, pois ineficiências repercutem na competitividade e na viabilidade econômica e financeira do negócio.

Alguns estudos foram conduzidos com produtores de bovinos de corte no Brasil e em nível internacional, visando medir a eficiência dos mesmos. Entre os estudos de eficiência com bovinos de corte no Brasil pode-se citar Abreu *et al.* (2006). Os autores avaliaram a eficiência técnica de um produtor de gado de corte no pantanal por um período de oito anos, tomando-se cada ano, como uma observação. A eficiência média foi de 88% para os anos analisados. Tupy e Paim (2010)

avaliaram a eficiência da bovinocultura de corte no Brasil empregando um modelo que comparava a eficiência na produção de bezerros dos 27 estados brasileiros. Os autores usaram como insumos o número de vacas e a área utilizada na produção pelos estados. A eficiência média estimada foi de 93%, com 11 estados totalmente eficientes. Considerando-se esses resultados, os autores concluíram que o modelo tecnológico ou sistema de criação foi praticamente o mesmo, ou seja, predominantemente, extensivo. Gomes, E. *et al.* (2011) mediram a eficiência da atividade de cria na produção de bezerros de corte. Os autores consideraram apenas um insumo (reprodutores) e dois produtos (bezerros e vacas de descarte) em 21 sistemas modais construídos por painéis em diferentes regiões produtoras do país. A eficiência média foi de 78%, ou seja, os modais gastaram em média 22% mais reprodutores para obter bezerros e vacas de descarte, o que pode refletir ineficiência reprodutiva. Na literatura internacional, Samarajeewa *et al.* (2012) avaliaram a eficiência na produção de bovinos de corte em fazendas localizadas em Alberta, no Canadá. Avaliaram as eficiências técnica, alocativa e econômica de 333 sistemas de produção de cria no período de 1995 a 2002. As eficiências técnica, alocativa e econômica foram de, respectivamente, 88,3%, 77,7% e 66,9%. Otieno, Hubbard e Ruto (2014) avaliaram a eficiência técnica de sistemas de produção de gado de corte no Quênia. Os autores analisaram a eficiência em função de três sistemas de criação: nômades, agropastoril e ranchos (sistemas especializados somente na produção de bovinos de corte). A eficiência técnica para 110 sistemas nômades foi de 65%, para 137 sistemas agropastoris foi de 70%, e para 66 ranchos foi de 76%. Temoso,

¹Registrado no CCTC, IE-14/2020.

²Veterinário, Doutor, Pesquisador Científico da Embrapa Pecuária Sudeste (e-mail: oscar.tupy@embrapa.br).

³Agrônoma, Doutora, Pesquisadora Científica da Embrapa Pecuária Sudeste (e-mail: marcela.vinholis@embrapa.br).

⁴Estatístico, Mestre, Pesquisador Científico da Embrapa Pecuária Sudeste (e-mail: waldomiro.barioni@embrapa.br).

Hardley e Vilano (2016) avaliaram 208 fazendas produtoras de gado de corte em ciclo completo distribuídos em seis regiões de Botsuana no período de 2004 a 2012. As medidas de eficiência variaram de 40 a 83% em função de cada região. Nos trabalhos do Quênia, Botsuana e Alberta, foram usados o método econométrico de fronteiras estocásticas para estimação da eficiência. Análises de eficiência na produção de outros produtos, tanto do agronegócio, como de indústrias e setor de serviços, utilizam a metodologia análise de envoltória de dados ou *data envelopment analysis* (DEA) baseada em programação linear (BANKER; CHARNES; COOPER, 1984; CHARNES; COOPER; RHODES, 1978), e a análise econométrica de fronteira de produção (AIGNER; LOVELL; SCHMIDT, 1977; MEEUSEN; VAN DER BROECK, 1977). O método de fronteiras estocásticas é alternativo ao DEA, mas de menor uso, dadas as particularidades estatísticas do mesmo. Ele exige grandes amostras e o emprego de forma funcional para a relação insumo-produto, a qual define a tecnologia utilizada na produção, por exemplo, as funções Cobb Douglas e Translog. Segundo alguns autores, as formas funcionais impõem restrições à tecnologia. Contudo, o método de fronteira estocástica ajusta a eficiência do produtor aos fatores aleatórios que possam favorecê-lo, por exemplo, clima ou condições de solo mais propícias à exploração, ao contrário do método DEA. Embora não atribua qualquer forma funcional à tecnologia, o método DEA considera qualquer desvio da fronteira da produção potencial ou máxima projetada como ineficiência. Dada a amplitude do tema, discutir as vantagens de um método sobre outro não faz parte do escopo deste trabalho, porém, uma discussão ampla sobre as vantagens e desvantagens de cada um dos métodos pode ser obtida de Lovell e Schmidt (1988).

2 – METODOLOGIA

2.1 – Descrição dos Dados

No total, foram 28 estabelecimentos rurais ou 28 sistemas de produção de bovinos de corte. Os dados foram secundários e referentes apenas ao ano agrícola 2016/17 que estavam disponíveis de um outro projeto de pesquisa, conduzido com outros objetivos, mas que se ajustaram ao objetivo deste trabalho (VINHOLIS *et al.*, 2020).

A amostra foi obtida de produtores localizados na região oeste do estado de São Paulo, tradicional produtora de bovinos de corte, e os dados de insumo-produto constam da tabela 1.

A estatística descritiva dos dados listados na tabela 1 constam da tabela 2. Para os 28 sistemas de produção (SPs), o número médio de cabeças (NC) foi de 687, com o menor rebanho de 101 cabeças, enquanto a área média (AP) das pastagens utilizadas foi de 355,11 hectares, variando de 36 hectares a 1.711 hectares. Na média, foram utilizadas 2,39 pessoas, como mão de obra fixa (MOF), variando de 1 a 9 pessoas, e um número médio de diárias (MOT) de 81,89, variando de 1 a 500 diárias no ano. A receita bruta média (RB) foi de R\$641.602,86, variando de R\$56.750,00 a R\$ 3.165.000,00.

O número total de animais da amostra foi de 19.236 cabeças em 9.943 hectares de pastagens. O total de mão de obra fixa empregada foi de 67 pessoas e o número de diárias contratadas foi de 2.293. A receita total da amostra foi de R\$17.964.880,00.

2.2 – Variáveis de Decisão

As variáveis de decisão de insumo-produto utilizadas para estimar a fronteira de produção e avaliar a eficiência produtiva foram: a receita bruta anual (R_{Bi}), obtida com a venda de animais pelo produtor *i* ou sistema de produção doravante tratado como SP_{*i*} e como insumos, número de cabeças por sistema de produção *i* (NC_{*i*}); a área de pastagem por sistema de produção (AP_{*i*}); mão de obra fixa anual (familiar e empregados fixos) (MOF_{*i*}), e; mão de obra temporária anual (número de diárias pagas (MOT_{*i*})), conforme apresentadas na tabela 1.

Para avaliar a eficiência produtiva, foi utilizado o modelo de programação matemática (linear) conhecido como *data envelopment analysis* (DEA), que permite calcular a eficiência com orientação ao produto, pressupondo-se retornos variáveis à escala (BANKER; CHARNES; COOPER, 1984) e podendo, alternativamente, utilizar a opção com retornos constantes de escala (CHARNES; COOPER; RHODES, 1978). O modelo com retornos variáveis de escala forma uma superfície convexa de planos em intersecção, que envolve os dados de maneira mais compacta do que a superfície formada pelo modelo de retornos constantes.

TABELA 1 – Variáveis de decisão empregadas para análise de eficiência dos sistemas de produção (SPi), região oeste do estado de São Paulo, 2016/17 (n=28)

SPi	N. de cabeças por rebanho (NCi)	Área de pastagem utilizada (APi) (ha)	Mão de obra fixa (MOFi) (n.)	Mão de obra temporária (MOTi) (diárias)	Receita bruta do rebanho (RBi) (R\$)
16	600	340	2	1	373.500,00
113	1.449	720	1	10	3.165.000,00
108	1.470	484	9	50	1.961.250,00
20	232	68	1	120	270.000,00
170	103	36	4	80	132.400,00
119	370	254	1	1	265.080,00
121	2.050	1711	5	450	3.037.000,00
42	1.975	690	3	30	1.915.000,00
26	429	145	2	30	313.500,00
162	1.320	436	3	50	926.000,00
176	302	150	1	1	148.000,00
159	250	145	2	10	228.250,00
92	101	48	1	120	85.000,00
71	511	218	2	30	340.000,00
163	1.100	532	9	500	823.000,00
27	825	385	1	90	584.350,00
79	305	84	3	15	116.000,00
125	158	133	1	100	103.500,00
126	691	363	1	20	450.000,00
19	625	266	3	100	327.200,00
123	690	363	2	40	419.000,00
164	506	200	2	270	244.000,00
110	364	194	1	80	219.000,00
73	676	673	2	20	396.880,00
47	795	435	2	20	405.000,00
62	600	411	1	30	349.520,00
131	547	399	1	5	310.700,00
66	192	60	1	20	56.750,00

Fonte: Vinholis, Carrer e Souza Filho (2017).

TABELA 2 – Estatística descritiva das variáveis de decisão, região oeste do estado de São Paulo, 2016/17 (n=28)

Estatística	N. de cabeças por rebanho (NC)	Área de pastagem utilizada (AP) (ha)	Mão de obra fixa (MOF) (n.)	Mão de obra temporária (MOT) (diárias)	Receita bruta do rebanho (RBi) (R\$)
Média	687	355,11	2,39	81,89	641.602,86
Desvio padrão	530	330,98	2,13	124,66	835.770,33
Valor mínimo	101	36,00	1,00	1,00	56.750,00
Valor máximo	2.050	1.711	9,00	500,00	3.165.000,00
Total	19.236	9.943	67	2.293	17.964.880,00

Fonte: Vinholis, Carrer e Souza Filho (2017).

Com isso, os valores obtidos para a eficiência técnica, são maiores ou iguais aos obtidos com retornos constantes. A adição de convexidade possibilita separar a eficiência total obtida com o modelo de retornos constantes, em eficiência técnica pura e em eficiência de escala, embora a ênfase neste trabalho tenha sido dada apenas à eficiência técnica pura. A utilização do modelo da equação (1), com orientação a produto foi empregado para medir a eficiência dos produtores relativa aos seus pares. Para o produtor é muito importante saber o quanto deixa de ganhar com o capital e mão de obra investidos na produção, quando comparado aos seus pares na amostra, que são 100% eficientes, ou seja, que retiram o máximo dos ativos empregados no processo produtivo. Esses produtores 100% eficientes são referidos na literatura técnica como *benchmarks* ou produtores referência.

$$\text{Max } \phi, \lambda \quad \phi \quad (1)$$

sujeito a

$$- \phi y_i + Y \lambda \geq 0,$$

$$x_i - X \lambda \geq 0,$$

$$N1' \lambda = 1$$

$$\lambda \geq 0,$$

em que:

y_i é um vetor ($m \times 1$) de quantidades de produtos do SP $_i$ (receita bruta anual com venda de animais);

x_i é um vetor ($k \times 1$) de quantidades de insumos do SP $_i$ (rebanho, pastagens, mão de obra);

Y é uma matriz ($n \times m$) de produtos dos n SPs;

X é uma matriz ($n \times k$) de insumos dos n SPs;

λ é um vetor ($n \times 1$) de pesos ou multiplicadores produzidos por otimização matemática que atendem as restrições do modelo da equação (1), permitindo calcular a fronteira potencial ou o produto máximo que pode ser obtido de cada produtor ineficiente na amostra, indicando a participação de cada *benchmark* na composição da fronteira. O modelo da equação 1 encontra-se com maior detalhamento em Banker, Charnes e Cooper (1984).

Nesse modelo com orientação a produto, os insumos são fixos e o produto é maximizado, embora a ocorrência de certas particularidades do método de construção da fronteira referen-

ciados na metodologia DEA como *slacks* (COELLI, 1996) promove em algumas situações ajustes nos insumos, podendo estes sofrerem alguma redução para um ou outro produtor. Pode ser empregado, também, um modelo com orientação a insumos. Neste caso, fixa-se o produto e os insumos são minimizados (CHARNES; COOPER; RHODES, 1978; BANKER; CHARNES; COOPER, 1984).

Nesse modelo com orientação a produto, o valor encontrado na solução dos problemas (ϕ) é maior ou igual a 1, indicando a máxima expansão possível da produção (GOMES, A. *et al.*, 2018), mantendo-se fixas as quantidades dos insumos. $N1' \lambda = 1$ é uma restrição de convexidade, sendo $N1$ um vetor $N \times 1$ de uns. A restrição de convexidade ($N1' \lambda = 1$) assegura, essencialmente, que o SPR ineficiente é somente comparado com outro SP de igual tamanho. A medida de eficiência de cada produtor é relativa ao seu *benchmark*, calculada como $1/\phi$.

Para a análise, foi utilizado o *Data Envelopment Analysis Computer Program* (DEAP), *Version 2.1*, desenvolvido por Coelli (1996). Este programa é bastante interessante porque produz os relatórios individuais de cada SP na amostra, indicando o produto potencial de cada sistema comparado ao produto observado e ajustes nos insumos, conforme discutido por Coelli (1996).

A partir do dimensionamento ótimo reportado pelas análises de eficiência, foram comparados o lucro observado e o lucro projetado (máximo) de cada SP, precificando rebanho, pastagem, mão de obra e custo operacional. Para rebanho e pastagem, foi considerado um custo de oportunidade do capital investido de 5,5% a.a. (Taxa Selic nominal/set./2019). Os preços da mão de obra fixa foram estimados em 1,5 salário mínimo do estado de São Paulo em setembro de 2019, o valor da diária em R\$50,00, o que resulta em R\$1.100,00 por 22 dias úteis (Tabela 2). O custo operacional menos mão de obra foi estimado em 45% da receita bruta, seguindo o Anuário... (2018).

Os valores dos ativos rebanho e pastagem de cada produtor da amostra e do gasto com mão de obra foram calculados utilizando-se os dados das tabelas 1 e 3, posteriormente, totalizados para a amostra. Utilizando-se a receita observada total da amostra e a receita projetada total, foram calculados o lucro líquido observado e o lucro líquido ótimo, conforme as equações (2) e (3):

TABELA 3 – Precificação e custo de oportunidade de ativos utilizados, região oeste do estado de São Paulo, 2016/17

Item	Unidade	Valor
Preço estimado do hectare de pasto ¹	R\$	15.000,00
Custo de oportunidade do pasto e rebanho	%	5,50
Salário da mão de obra fixa	R\$/mês	1.759,08
Salário da mão de obra fixa	R\$/ano	22.868,00
Custo da diária	R\$	50,00
Custo operacional	como % da receita bruta	45
Preço médio para animais do rebanho ²	R\$/cab	1.800,00

¹Estimativa.

²Informação retirada dos dados de venda dos animais

Fonte: Vinholis, Carrer e Souza Filho (2017).

$$LLOB = ROB - (COROB + CoPOB + CMFOB + CMTOB + COP) \quad (2)$$

Onde:

LLOB = lucro líquido observado total;

ROB = receita observada total;

COROB = custo de oportunidade do rebanho total;

CoPOB = custo de oportunidade da pastagem total;

CMFOB = custo da mão de obra fixa total;

CMTOB = custo da mão de obra temporária total; e

COP = custo operacional total

$$LIOT = ROT - (COROT + COPOT + CMFOT + CMTOT + COP) \quad (3)$$

onde:

LIOT = Lucro Líquido ótimo total;

ROT = receita ótima total;

COROT = custo de oportunidade ótimo total do rebanho;

COPOT = custo de oportunidade ótimo total da pastagem;

CMFOT = custo da mão de obra fixa ótima total;

CMTOT = custo da mão de obra temporária ótima; e

CT = custo operacional ótimo total.

Por fim, foram feitos testes de hipóteses para verificar a existência de diferenças estatísticas entre o grupo de produtores eficientes (eficiência > 90%) e o de ineficientes (eficiência < 90%), com relação a um conjunto de variáveis não discri-

cionárias consideradas na amostra. As variáveis não discricionárias foram extraídas por meio do questionário estruturado aplicado aos produtores (VINHOLIS *et al.*, 2020), e divididas em quantitativas – idade do produtor em anos, experiência com pecuária em anos, experiência com lavoura em anos, número de eventos, feiras e cursos dos quais participou no ano e assistência técnica recebida medida em número de visitas/ano –, e qualitativas – existência de tratores na propriedade (sim ou não), nível de escolaridade (fundamental, médio e superior com ou sem especialização), assinatura de revistas especializadas (sim ou não), uso da *internet* (sim ou não), outras fontes de renda (sim ou não), crédito rural (sim ou não), relevo predominante (plano, ondulado, acidentado etc.), textura do solo (arenoso, argiloso) e fertilidade do solo (alta, média, baixa).

Para determinar a diferença estatística da frequência entre os grupos eficientes e não eficientes na amostra, para cada variável não discricionária foi utilizado o *The Freq Procedure* para variáveis qualitativas (na opção do teste exato de Fisher), e para as variáveis quantitativas foi utilizado o *GLM Procedure*, ambos do SAS (STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM, 2012). O *p-value* de significância adotado foi de 5%. O pequeno número de observações na amostra não permitiu adotar métodos de análise apropriados para avaliar a relação entre variáveis não discricionárias e eficiência, como por exemplo, o método DEA FRONTIER em dois estágios, conforme proposto por Zhu (2009), ou os métodos de eficiência condicional e de regressão fracionária, respectivamente de Daraio e Simar (2007) e de Ramalho, E., Ramalho, J. e Henriques (2010).

3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 – Eficiência Técnica ou Produtiva

Na tabela 4 pode-se observar o *ranking* dos SPs com relação à eficiência, sendo que, cada SPR ineficiente está relacionado a um ou mais SPRs eficientes e seus respectivos pesos utilizados na composição da fronteira do SPR ineficiente. Estas são informações muito importantes, uma vez que os produtores ineficientes de-

vem se aproximar dos seus *benchmarks*, identificando práticas que lhes permitam evoluir para uma fronteira eficiente, explorando melhor os seus ativos (pastagens e rebanho), assim como mão de obra (treinamento, capacitação), aumentando em consequência a sua receita com a venda de animais.

A eficiência produtiva (técnica) média foi de 64,8%, para os produtores do *ranking* listados na tabela 4. Pode-se observar que dez produtores ou SPRs, representando 35,71% da amostra, fo-

TABELA 4 –*Ranking* dos SPs em função da eficiência produtiva (ET), com respectivos pesos dos *benchmarks* na composição da fronteira virtual de cada SP ineficiente, região oeste do estado de São Paulo, 2016/17

SPRs	Eficiência produtiva (ET) (%)	Peso (λ)	Benchmark	Peso (λ)	Benchmark	Peso (λ)	Benchmark
16	100	1,00	16				
113	100	1,00	113				
20	100	1,00	20				
170	100	1,00	170				
119	100	1,00	119				
176	100	1,00	176				
159	100	1,00	159				
92	100	1,00	92				
79	100	1,00	79				
66	100	1,00	66				
121	96	1,00	113				
108	92,6	0,65	113	0,35	170		
26	63,6	0,14	113	0,19	170	0,68	66
42	63,2	0,96	113	0,04	170		
125	58,8	0,03	113	0,80	92	0,17	66
162	48,6	0,58	113	0,42	170		
71	40,5	0,25	113	0,21	170	0,55	66
131	38,2	0,22	113	0,67	176	0,10	66
163	35,3	0,73	113	0,27	170		
27	34,8	0,49	113	0,51	20		
126	34,6	0,40	113	0,04	92	0,56	66
110	34,3	0,18	113	0,62	92	0,20	66
62	31,8	0,33	113	0,13	92	0,53	66
73	30,3	0,37	113	0,14	170	0,48	159
123	30,0	0,41	113	0,26	170	0,22	159
164	28,5	0,22	113	0,45	20	0,33	170
19	28,4	0,34	113	0,66	170	0,11	92
47	25,3	0,47	113	0,14	170	0,39	159

Fonte: Dados da pesquisa.

ram 100% eficientes e considerados *benchmarks* para as demais SPs da amostra. Outros 18 SPs ou 64,29% deles, exibiram algum grau de ineficiência técnica, e 5 (17,86%) exibiram eficiência acima de 50%. O restante, ou seja, quase metade da amostra (n=13/28 ou 46%) operou com eficiência menor do que 50%. Considerando-se as variáveis descritórias (rebanho, pastagens e mão de obra) para explicar a ineficiência, pode-se considerar a hipótese de que rebanhos e pastagens dos SPs menos eficientes incorporaram menos conhecimentos ou tecnologias, como por exemplo, em genética, nutrição animal, manejo de pastagens, reprodução e sanidade, ou uma combinação destes nos seus sistemas de produção. Cabe observar que a ordem dos produtores mudou quando comparada nas tabelas 1 e 4, sendo os SPs organizados em função da eficiência, da maior para a menor.

Na tabela 5, pode ser observado que produtores ineficientes poderiam ter obtido uma receita maior com os ativos (rebanho e área de

pastagens) e mão de obra (fixa e diárias) do que a obtida, tomando como referência os *benchmarks* da amostra. Os *benchmarks* no ano analisado obtiveram uma receita de 36,5% a mais do que os demais produtores da amostra. No caso presente, os produtores ou SPRs poderiam ter produzido uma receita de R\$30.749.819,33 com menos rebanho (16.881 cabeças), menos área de pastagem (8.182,72 hectares), menos mão de obra fixa e diárias (45 pessoas na mão de obra fixa e 1.084,10 diárias, respectivamente). Apresentaram, portanto, um *deficit* na geração de receita, na ordem de R\$12.784.939,33.

As estimativas de lucro observado e do lucro ótimo, com base nas equações 2 e 3, possibilitaram encontrar o *superavit* no lucro líquido a ser alcançado no total dos SPs (Tabela 6) utilizando uma combinação das tabelas 1 e 3.

No estudo apresentado por Abreu *et al.* (2006), a eficiência média para oito anos foi maior do que a obtida neste trabalho, ou seja, de 88%

TABELA 5 – Valores observados, ótimos e excedentes totais dos insumos e produto, decorrentes da análise de eficiência realizada com os 28 sistemas de produção da amostra, região oeste do estado de São Paulo, 2016/17

Valores	Insumos e receita de vendas				
	N. de cabeças total	Área de pastagem total (ha)	Mão de obra fixa total (n.)	Mão de obra temporária total (n.)	Receita bruta total (R\$)
Observados	19.236	9.943	67	2.293	17.964.880,00
Ótimos	16.881	8.182,72	45	1.084,10	30.749.819,33
Excedentes	2.354	1.760,28	21	1.208,90	
<i>Deficit</i>					(12.784.939,33)

Fonte: Vinholis, Carrer e Souza Filho (2017) e dados da pesquisa.

TABELA 6 – Capital total (n=28) investido em rebanho, pastagem, respectivos custos de oportunidade, custo da mão de obra, custo total* e receita observados, região oeste do estado de São Paulo, 2016/17 (R\$)

Valores	Observados	Ótimos
Rebanho	34.624.800,00	30.387.510,35
Pastagens	149.145.000,00	122.740.838,44
Custo da mão de obra fixa	1.532.156,00	1.032.397,33
Custo da mão de obra temporária	114.650,00	54.205,19
Custo operacional	6.437.390,00	12.750.811,18
Custo de oportunidade do capital investido	1.904.364,00	1.671.313,07
Custo do capital investido em pastagens	8.202.975,00	6.750.746,11
Receita com vendas de animais	17.964.880,00	30.749.819,33
Lucro líquido	-1.873.461	7.403.738,92

Fonte: Dados da pesquisa.

contra 64,9%. Contudo, Abreu *et al.* (2006) consideraram dados longitudinais de apenas um produtor. As metodologias desenvolvidas para avaliar a eficiência fornecem medidas de eficiência relativa, ou seja, necessita haver comparação entre produtores na gestão de ativos. Entretanto, dados longitudinais podem ser empregados nos modelos DEA e de fronteiras estocásticas de produção para n sistemas (SP's). No caso de Gomes, E. *et al.* (2011), a eficiência técnica foi de 78%, mas o modelo não reflete a realidade de um sistema de produção por duas razões: a primeira por serem os sistemas modais definidos por técnicos participantes de um painel e, segundo, por empregar um insumo e dois produtores, sendo mais comum a qualquer processo produtivo empregar capital e trabalho. A eficiência técnica média de 88,35% relatada por Otieno, Hubbard e Ruto (2014) para os sistemas de produção de gado de corte no Quênia foi maior do que a obtida no presente trabalho (64,9%). As eficiências alocativa e econômica obtidas por estes autores foram menores que a eficiência técnica, respectivamente, de 77,7% para a eficiência alocativa e de 66,9% para a eficiência econômica – mas ainda assim superiores a obtida no presente trabalho. No estudo conduzido por Temoso, Hardley e Vilano (2016), as medidas de eficiência variaram de 40% a 83% em função de cada região analisada, ficando em média mais próxima da eficiência da amostra analisada neste trabalho. Temoso, Hardley e Vilano (2016) trabalharam com as mesmas variáveis consideradas no presente trabalho, e o produto usado no modelo foi a receita bruta anual e os insumos, pastagens, rebanho e mão de obra, distinguindo-se apenas na consideração de mais um insumo, que foi suplemento alimentar, não incorporado neste estudo e que, se empregado por alguns sistemas da amostra, poderia produzir diferenças nos resultados. Por outro lado, os autores internacionais citados trabalharam com grandes amostras e com modelos econométricos propostos por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van der Broeck (1977), o que pode implicar em diferença nas estimativas, dado que estes consideram efeitos aleatórios (LOVELL; SCHMIDT, 1988), não computados no modelo DEA proposto por Charnes, Cooper e Rhodes (1978) e Banker, Charnes e Cooper (1984), e empregados neste trabalho e nos trabalhos de Abreu *et al.* (2006) e Gomes, E. *et al.* (2011). O estudo de Samarajeewa *et al.* (2012) também empregou o modelo de fronteira estocás-

tica proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Van Der Broeck (1977), respectivamente; contudo, a atividade analisada foi a de cria, não servindo como base de comparação para o modelo de ciclo completo, mais próximo do estudo realizado por de Tupy e Paim (2010).

3.2 – Variáveis não Discricionárias e sua Relação com a Eficiência Produtiva.

Os resultados dos testes de hipóteses para verificar diferenças estatísticas na frequência entre grupos eficientes e ineficientes da amostra, para cada variável não discricionária, são apresentados na tabela 7. Do conjunto de variáveis não discricionárias descritas na metodologia, pode-se observar que poucas exibiram diferenças significativas entre grupos, entre elas, o nível de escolaridade, em que a proporção de produtores eficientes é maior, quando estes possuem nível superior e/ou especialização. De uma amostra de 12 produtores considerados eficientes (eficiência >90%), 66,7% possuíam nível superior, e dos 16 produtores ineficientes na amostra, apenas 50% possuíam nível superior, sendo a diferença com nível de probabilidade $p < 0,05$. Outra variável considerada foi o uso de *internet*. Para esta variável, 91,7% dos produtores eficientes faziam uso da tecnologia, enquanto no grupo ineficiente apenas 56,3% o faziam. A diferença entre estes percentuais foi significativa no nível de probabilidade ($p < 0,05$). A textura do solo foi outra variável que apresentou diferença estatística significativa entre grupos. Nesse caso, em 25% das propriedades dos produtores eficientes predominavam solos argilosos, enquanto os ineficientes não tinham em suas propriedades esse tipo de solos. Dentre os 75% de produtores com solos argilosos, verificou-se que 56% adotavam a rotação lavoura-pecuária (contra 45% do outro grupo). A última variável relevante foi a experiência com lavoura e, nesse caso, o grupo eficiente apresentou média de 28 anos de experiência com lavoura, enquanto o grupo ineficiente obteve uma média de 15 anos de experiência com lavoura. A diferença entre médias foi estatisticamente significativa com $p < 0,05$. Pode-se concluir que maior nível de escolaridade, maior utilização da *internet* (maior nível de informação), presença de solos argilosos na propriedade e experiência com lavoura podem ter contribuído em algum grau para que a exploração dos ativos pelos produtores resultasse em maior eficiência.

TABELA 7 – Diferenças estatísticas entre categorias das variáveis não discricionárias para os grupos eficiente e ineficiente dos sistemas de produção (SPs), região oeste do estado de São Paulo, 2016/17

Variável	Categoria	Nível de eficiência da UTD		p-valor
		≤ 90 % (N=16)	> 90 % (N=12)	
Proporção (%)				
Nível de escolaridade	Fundamental	0	25	0,018
	Ensino médio	50	8,3	
	Superior e especialização	50	66,7	
Uso de <i>internet</i>	Sim	56,3	91,7	0,040
	Não	43,7	8,3	
Textura do solo	Arenosa	66,75	75	0,0204
	Média	31,25	0	
	Argilosa	0	25	
Média				
Experiência com lavoura	Anos	15,31	28,33	< 0,05

Fonte: Dados da pesquisa.

4 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

A eficiência produtiva dos produtores da amostra que exploraram a atividade de produção de bovinos de corte em ciclo completo na safra 2016/17 foi considerada média. Muitos *benchmarks* foram identificados, mas como os dados são secundários, não foi possível caracterizá-los com relação a algum padrão, como o tipo de tecnologia empregada na produção. Algumas variáveis não discricionárias apresentaram diferenças estatísticas significativas entre os grupos eficiente e ineficiente, mas não o suficiente para estabelecer um padrão. Novos estudos com visitas aos *benchmarks* poderão ajudar a caracterizá-los e determinar a existência de algum padrão tecnológico, a exemplo de melhor manejo de pastagem, melhor genética, maior eficiência reprodutiva, melhor ganho de peso dos animais etc. Outra oportunidade para estudo futuro é a

obtenção de amostras maiores e a aplicação de métodos adequados para analisar a relação entre eficiência e um conjunto mais amplo de variáveis não discricionárias, ou ainda, a análise de eficiência de vários anos de cada produtor. Conhecer os produtores *benchmarks* e os produtores ineficientes identificados neste estudo pode ser o início de um novo trabalho capaz de subsidiar extensionistas e pesquisadores com relação às demandas tecnológicas. Assim, extensionistas e pesquisadores usariam *benchmarks* para transferir tecnologias e para produzir novas tecnologias que resultem em ganhos de produtividade, respectivamente. Para a pesquisa, utilizar *benchmarks* como critério de seleção para prospecção de demandas e transferência de tecnologia é importante, uma vez que, em hipótese, eles exploram melhor seus ativos, sendo mais propensos a incorporar em seus sistemas de produção inovações tecnológicas.

LITERATURA CITADA

ABREU, U. G. P. *et al.* Avaliação da introdução de tecnologias no sistema de produção de gado de corte no Pantanal: análise de eficiência. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 35, n. 3, p. 1242-1250, 2006.

AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, [S. l.], v. 6, n. 1, p. 21-37, 1977.

ANUALPEC 2018: ANUÁRIO DA PECUÁRIA BRASILEIRA. São Paulo: IEG FNP, 2018.

BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**, Catonsville, v. 30, n. 9, p.1078-1092,1984.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, [S. l.], v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.

COELLI, T. J. A Guide to DEAP Version 2.1: a data envelopment analysis (computer) program. **CEPA Working Papers**, Armidale, n. 8, p. 1-49, 1996.

DARAIO, C.; SIMAR, L. **Advanced robust and nonparametric methods in efficiency analysis**. Nova Iorque: Springer, 2007.

GOMES, A. P. *et al.* Assistência técnica, eficiência e rentabilidade na produção de leite. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 27, n. 2, p. 79-94, 2018.

GOMES, E. G. *et al.* Avaliação dos desempenhos econômico e socioambiental de sistemas modais de pecuária de cria com modelos DEA com restrições aos pesos. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA OPERACIONAL, 43., 2011, Ubatuba. **Anais [...]**. Rio de Janeiro: SOBRAPO, 2011. p. 15 -26.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro: IBGE, 2017. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=925&z=p&o=2&i=P>. Acesso em: 5 out. 2019.

LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. A comparison of alternative approaches to the measurement of productive efficiency. *In*: DOGRAMACI, A.; ROLF, F. (ed.). **Applications of modern production theory: efficiency and productivity**. Dordrecht: Springer, 1988. v. 9, cap. 1, p. 3-32.

MEEUSEN, W.; VAN DER BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, Filadélfia, v. 18, n. 2, p. 435-444, 1977.

OTIENO, D. J.; HUBBARD, L.; RUTO, E. Assessment of technical efficiency and its determinants in beef cattle production in Kenya. **Journal of Development and Agricultural Economics**, [S. l.], v. 6, n. 6, p. 267-278, 2014.

RAMALHO, E. A.; RAMALHO, J. J. S.; HENRIQUES, P. D. Fractional regression models for second stage DEA efficiency analyses. **Journal of Productivity Analysis**, [S. l.], v. 34, n. 3, p. 239-255, 2010.

SAMARAJEewa, S. *et al.* Analysis of production efficiency of beef cow/calf farms in Alberta. **Applied Economics**, local, v. 44, n. 3, p. 313-322, 2012.

STATISTICAL ANALYSES SYSTEM. **User's guide: statistics**. Version 9. Cary: SAS, 2012. v. 3.

TEMOSO, O.; HARDLEY, D.; VILLANO, R. Performance measurement of extensive beef cattle farms in Botswana. **Agricultural Economics Research**, Londres, v. 54, n. 4, p. 87-112, 2016.

TUPY, O.; PAIM, F. Eficiência da bovinocultura nos estados brasileiros: uma análise baseada nos dados censitários de 2006. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande. **Anais [...]**. Brasília: SOBER, 2010. v. 1, p. 1-5.

VINHOLIS, M. M. B.; CARRER, M. J.; SOUZA FILHO, H. M. Adoption of beef cattle traceability at farm level in São Paulo State, Brazil. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 47, n. 9, e20160759, 2017.

VINHOLIS, M. M. B. *et al.* Adoção de sistemas de integração lavoura-pecuária-floresta (ILPF) em São Paulo. **Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento**, São Carlos, v. 47, p. 1-56, 2020. Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1123559> Acesso em: 10 set. 2021.

ZHU, J. **Quantitative models for performance evaluation and benchmarking: data envelopment analysis with spreadsheets**. 2. ed. Nova Iorque: Springer, 2009.

EFICIÊNCIA NA PRODUÇÃO DE BOVINOS DE CORTE DE CICLO COMPLETO NO ESTADO DE SÃO PAULO

RESUMO: Foi avaliada a eficiência produtiva em gestão de ativos (pastagens, rebanhos e mão de obra) para uma amostra de 28 sistemas de produção de bovinos de corte de ciclo completo, localizados no oeste do estado de São Paulo. Para tanto, utilizou-se a técnica de programação matemática conhecida como Data Envelopment Analysis (DEA), utilizando um modelo de insumo-produto tendo como variável representativa da produção, a receita bruta anual (R_{Bi}) com a venda de animais e como insumos os ativos empregados na produção, área de pastagem, número de animais no rebanho, mão de obra fixa (familiar e empregados fixos) e mão de obra temporária empregada. O resultado foi uma eficiência produtiva média para os 28 sistemas de produção de 64,9%. Portanto, existe um potencial de realização de receita 45,1% a mais do que a observada, empregando os mesmos ativos, desde que os sistemas ineficientes melhorem a sua gestão.

Palavras-chave: eficiência produtiva, gestão de ativos DEA, bovinocultura de corte, Data Envelopment Analysis – DEA.

EFFICIENCY IN THE PRODUCTION OF FULL-CYCLE BEEF CATTLE IN THE STATE OF SÃO PAULO

ABSTRACT: It was evaluated the productive efficiency in asset management (pastures, herds and labor) for a sample of twenty-eight full cycle beef production systems, located in the west of the state of São Paulo. For this purpose, the mathematical programming technique known as Data Envelopment Analysis (DEA) was used. An input-product model employed with the representative production variable, the annual gross revenue from the sale of animals and as inputs the assets of the production, pasture area, number of animals in the herd, fixed labor (family and fixed employees) and temporary labor. The result was an average production efficiency for the twenty-eight production systems of 64.9%. Therefore, there is a potential for realizing revenue 45.1% more than that observed, using the same assets, as long as inefficient systems improve their management.

Key-words: productive efficiency, DEA asset management, beef cattle, data envelopment analysis - DEA.

Recebido em 24/05/2021. Liberado para publicação em 18/06/2021.

COMO CITAR

TUPY, O.; VINHOLIS, M. de M. B.; BARIONI JR., W. Eficiência na Produção de Bovinos de Corte de Ciclo Completo no Estado de São Paulo. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 53, eie142020, 2023. DOI: DOI: <https://doi.org/10.56468/1678-832X.eie1420.2023>