

EFICIÊNCIA TÉCNICA NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE FÉCULA DE MANDIOCA: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA

TECHNICAL EFFICIENCY IN THE BRAZILIAN CASSAVA STARCH INDUSTRY: A STOCHASTIC FRONTIER ANALYSIS

Autor(es): Fábio Isaías Felipe¹; Júlia Lopes Figueira²

Filiação: ^{1, 2} Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ/USP), Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA-ESALQ/USP);

E-mail : fifelipe@usp.br ; lopesjulia0@usp.br

Grupo de Trabalho (GT): 3. Evolução, estrutura, competitividade e dinâmica das cadeias agroindustriais

Resumo

O consumo de amido tem apresentado crescimento nas últimas décadas, influenciando no aumento na produção deste derivado, inclusive no Brasil, que tem a mandioca como uma das principais matérias-primas. A indústria brasileira de fécula (amido) de mandioca apresenta certa heterogeneidade quanto a estrutura e quantidades produzidas, o que revela também que há diferenças de produtividade. Este trabalho estimou por meio de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, a eficiência técnica de uma amostra de 51 fecularias brasileira em 2023, considerando as variáveis capital (capacidade instalada), trabalho (colaboradores envolvidos na produção) e o esmagamento de mandioca. Os resultados mostraram que a média de eficiência técnica das fecularias foi de 0,850, com a eficiência mínima em 0,664 e a máxima em 0,941 no período considerado. Das 51 firmas da amostra, 20 (39,2% do total) apresentaram eficiência técnica abaixo da média, enquanto que as demais (60,8% do total), tiveram eficiências técnicas que variaram de 0,856 à 0,941.

Palavras-chave: Indústria de fécula, fronteira estocástica, Cobb-Douglas

Abstract

Consumption of starch has grown in recent decades, influencing the increase in production of this derivative, including in Brazil, where cassava is one of the main raw materials. The Brazilian cassava starch industry is somewhat heterogeneous in terms of structure and quantities produced, which also reveals differences in productivity. Using a Cobb-Douglas production function, this study estimated the technical efficiency of a sample of 51 Brazilian starch factories in 2023, considering the variables capital (installed capacity), labor (employees involved in production) and cassava crushing. The results showed that the average technical efficiency of the starch factories was 0.850, with the minimum efficiency at 0.664 and the maximum at 0.941 over the period considered. Of the 51 firms in the sample, 20 (39.2% of the total) had a technical efficiency below the average, while the rest (60.8% of the total) had technical efficiencies ranging from 0.856 to 0.941.

Key words: Starch industry, stochastic frontier, Cobb-Douglas

1. Introdução

Os amidos se destacam como importante fonte de carboidratos, utilizados na alimentação humana e animal e consumidos em todos os países, apresentando certa relação com o grau de desenvolvimento econômico. Nas indústrias alimentícias, os amidos nativos ou modificados são insumos para a produção de xaropes de glicose ou maltose, maltodextrinas, dentre outros. Além disso, podem ser utilizados para alterar ou controlar diversas características dos alimentos, melhorando a consistência ou até mesmo o *shelf life*.

As principais fontes para a extração de amidos no mundo são o milho, a batata, o trigo, mandioca e o arroz. Embora o milho seja a principal matéria-prima para a produção de amidos, o derivado da mandioca é o mais transacionado internacionalmente. Segundo Vilpoux (2024), em 2020 a produção mundial de fécula de mandioca foi de 12 milhões de toneladas, concentrada na Tailândia, Vietnã e Índia e Brasil, único grande produtor fora do continente asiático.

Entre 1990 e 2023, a produção de fécula no Brasil cresceu a uma taxa média de 3,4% ao ano, totalizando 676,7 mil toneladas no último ano considerado. Ainda assim, é notado que o volume produzido apresenta variações expressivas a cada ano, mantendo-se pouco regular, o que em muitas vezes pode ser atribuído a irregularidade na oferta de mandioca.

Apesar das potencialidades, dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - Cepea (2024), apontam que o uso médio da capacidade instalada na indústria brasileira de fécula é próximo de 52%, o que revela subutilização do capital fixo. Em um cenário realista, considerando o uso de 75% da capacidade instalada de 2023 (24,1 mil toneladas de mandioca/dia), rendimento médio de amido de 25% e 280 dias de esmagamento no ano, a produção potencial seria de 1,18 milhão de toneladas, portanto 74,5% acima do produzido naquele ano, indicando também a subutilização dos fatores de produção.

Dentre os fatores que limitam a otimização de capacidade instalada, destaca-se a oferta de mandioca, que pode apresentar variações consideráveis ao longo de um mesmo ano, fator que está atrelado em grande parte a falta de mecanismos contratuais na cadeia de produção, sobretudo pelo fato de a cultura ser de ciclo longo.

Este trabalho tem por objetivo estimar a eficiência técnica de uma amostra de fecularias, localizadas nas seis principais regiões brasileiras, localizadas no Paraná, Mato Grosso do Sul e oeste paulista, considerando a capacidade instalada (capital) a mão-de-obra (trabalho) e o esmagamento anual de mandioca. Pretende-se assim, preencher uma lacuna na literatura, de eficiência técnica, para a cadeia de produção da fécula de mandioca.

Além desta introdução, outras quatro seções compõem este trabalho. Na segunda, se faz uma descrição da cadeia de produção da fécula de mandioca no Brasil, enquanto que na terceira é apresentada a metodologia de pesquisa. Na quarta serão apresentados os resultados e na quinta e última, as considerações finais, com proposição de avanços na nessa agenda de pesquisas.

2. Estrutura da indústria brasileira de fécula de mandioca

De acordo com Alves e Vedovoto, a indústria de fécula nativa apresenta as características de um mercado concorrencial, no qual a tecnologia é acessível aos agentes, o produto final é homogêneo e as barreiras de entrada são poucas. É ressaltado, porém, que a ociosidade industrial se configura como um limitante a competitividade da cadeia de produção, a qual está possivelmente atrelada aos custos industriais – decorrentes principalmente da matéria-prima -, ao baixo rendimento industrial e a necessidade de diversificar a oferta de produtos derivados. É destacado também, que a baixa eficiência no processo de extração do

amido é recorrente, especialmente nos casos de firmas com maior obsolescência. A ociosidade é uma característica proeminente nas fecularias e se dá em função da oferta de matéria-prima, pela redução na demanda ou no preço dos produtos finais no mercado, o que comumente leva ao não-aproveitamento de toda a capacidade instalada (ALVES e VEDOVOTO, 2003).

No ano de 2023, as fecularias de mandioca estavam em mais de 60 municípios, totalizando 88 unidades de produção com alguma capacidade instalada (ativas e fora de atividade). Essas empresas estão concentradas principalmente no Paraná, Mato Grosso do Sul e estado de São Paulo, segundo dados primários do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea (2024).

Há considerável concentração territorial das fecularias de mandioca no Estado do Paraná (53,4% do total das unidades de produção). A maior parte das firmas (28,4% do total) se concentra no Noroeste no Paraná, enquanto que as regiões extremo e centro-oeste do Paraná têm 12,5% das empresas totais, cada uma.

O Mato Grosso do Sul aparece na sequência. No sudeste daquele estado, estão instaladas 12,5% do total das fecularias brasileiras, enquanto que no extremo-sul estão 8% das unidades. O estado de São Paulo possui 12,5% do total das fecularias, todas elas instaladas na região oeste paulista. Santa Catarina concentra 5,7% das unidades no litoral Sul e 2,3% encontram-se no alto vale do Itajaí. Já na região Nordeste, considerando Alagoas, Pernambuco e Bahia, estão 5,7% das fecularias.

Ainda de acordo com dados de levantamento do Cepea (2024), em 2023, a capacidade instalada da indústria para a moagem foi de 24,1 mil toneladas de mandioca por dia, apresentando crescimento médio anual de 2,2% entre 2004 e 2023. Esse avanço não foi constante, uma vez que em determinados períodos houve a saída de algumas firmas, que chegaram a se instalar em estados diferentes dos tradicionais produtores de mandioca, o que denota que a concentração da produção de mandioca é determinante para a localização das firmas. Já nos anos mais recentes, houve um movimento de ampliação na escala de produção das empresas, sobretudo, nos casos das unidades que passaram a produzir outros produtos além da fécula, casos dos amidos modificados, tapioca, misturas para pão de queijo, entre outros.

Entre 1990 e 2023, a produção de fécula no Brasil cresceu a uma taxa média de 3,4% ao ano, totalizando 676,7 mil toneladas no último ano considerado. Ainda assim, é notado que o volume produzido apresenta variações expressivas a cada ano, mantendo-se pouco regular, o que em muitas vezes pode ser atribuído a irregularidade na oferta de mandioca, o que pode ser um limitante para a competitividade da fécula frente a outros amidos. A dinâmica da produção brasileira de fécula é mostrada na Figura 1.

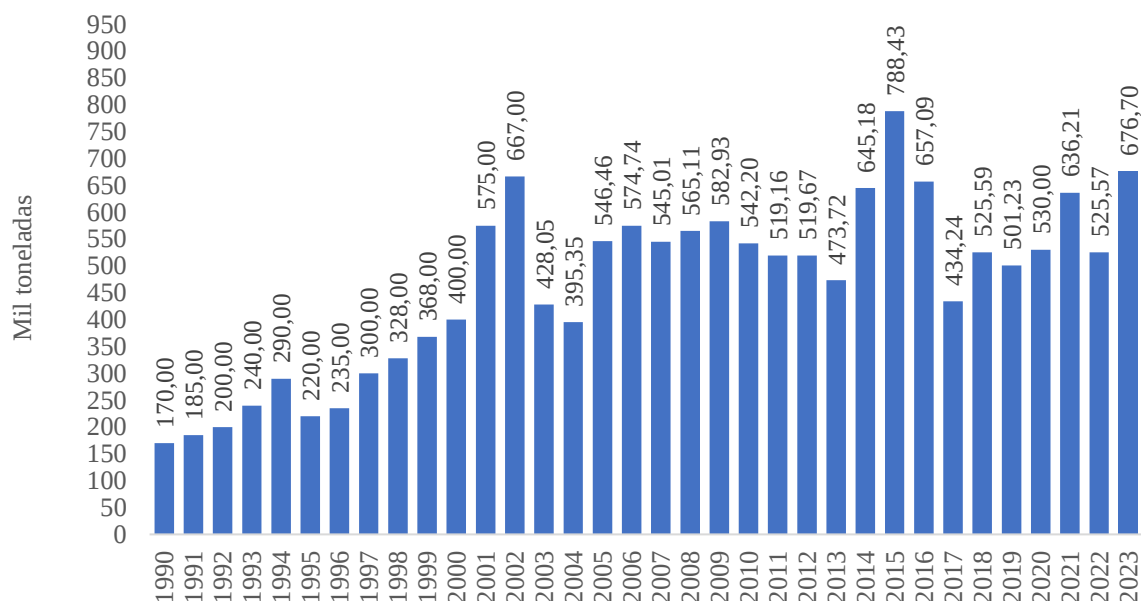


Figura 1. Dinâmica da produção brasileira de fécula de mandioca entre 1990 e 2022

Fonte: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea (2024).

Em Mato Grosso do Sul, devido a instalação de novas unidades industriais, a produção cresceu a uma taxa anual média de 2,6% entre 2004 e 2023, enquanto que no Paraná, o avanço no mesmo período foi de apenas 0,6% ao ano. Devido à irregularidade de oferta de mandioca e diminuição de capacidade instalada, no Nordeste a produção recuou a expressivos 10% anuais entre 2004 e 2023, enquanto que no oeste paulista, a diminuição de 0,9% ao ano foi resultado da saída de algumas empresas do setor. Na Figura 2 é apresentada a evolução da produção de fécula por estados entre 2004 e 2023.

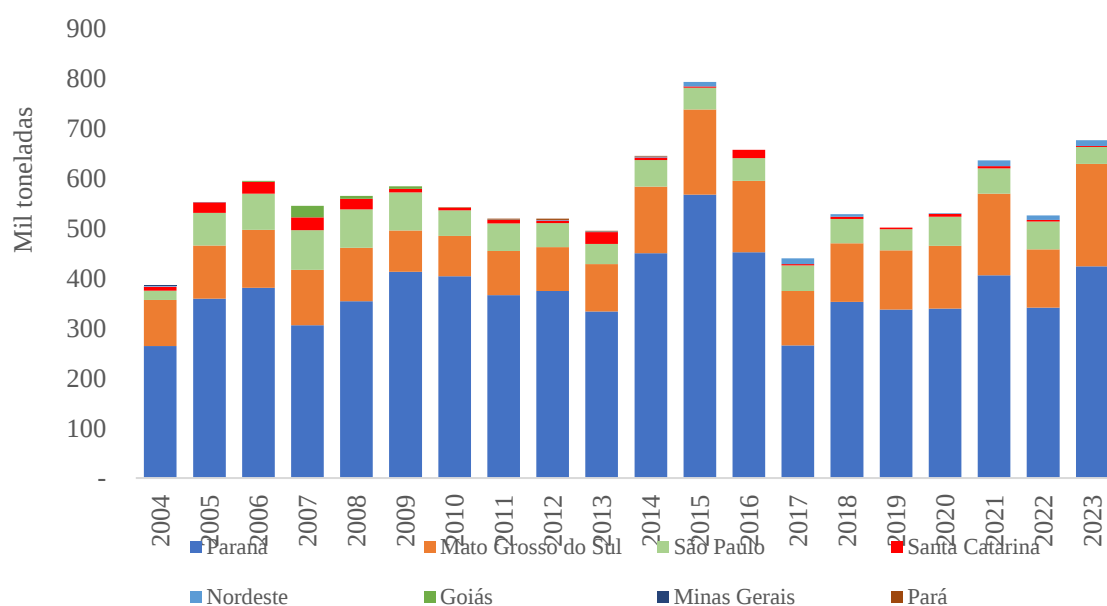


Figura 2. Produção de fécula por estados entre 2004 e 2023

Fonte: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea (2024).

3. Materiais e métodos

3.1. Amostra e descrição das variáveis

Os dados utilizados para estimar a fronteira estocástica foram cedidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea). Estes, se originam de questionários estruturados, enviados via e-mail para dirigentes das feculárias brasileiras, localizadas no Paraná, Mato Grosso do Sul, estado de São Paulo, Santa Catarina, Pernambuco e Bahia. No levantamento anual do Cepea, são coletadas informações da estrutura da indústria, número de empregos diretos, formas de governança na compra de mandioca e venda dos produtos acabados, setores de destino das vendas de fécula.

Para a análise dos dados, foi utilizada uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, por mínimo quadrados ordinários. A base de dados foi tratada para o ajuste linear, totalizando 54 firmas com heterogeneidade quanto a capacidade instalada (toneladas de mandioca/dia), número de colaboradores e volume de moagem de mandioca no ano de 2023, portanto, sendo a análise feita por meio de corte transversal (*cross-section*). Os valores médios das variáveis de análise são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na função de produção

Variável	Descrição	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Produção	Quantidade de fécula de mandioca (em toneladas) produzida em 2023	14.720	7.338	74.656	800,00
Moagem	Volume de moagem de mandioca pelas feculárias em 2023	47.366	24.444	140.000	3.200
Capacidade	Capacidade instalada das feculárias em (t/dia) em 2023	352	220	800	100
Colaboradores	Colaboradores empregados na produção em 2023	55,3	25,5	216	8

Fonte: Elaborado a partir de dados do Cepea (2024).

Na sequência, se estimou a fronteira de produção estocástica utilizando-se da forma funcional Cobb-Douglas, por máxima verossimilhança. A unidade de análise foi a produção de fécula e as variáveis de análise são descritas na Tabela 2.

Tabela 2. Variáveis utilizadas para a estimativa da eficiência técnica

Variável	Descrição
Produção total em 2023 (prod)	Produção de fécula e outros derivados
Mão-de-obra (colab)	Número de colaboradores empregados diretamente na produção
Capacidade instalada (cap)	Capacidade instalada das feculárias em toneladas/dia)
Moagem	Moagem anual de mandioca pelas feculárias da amostra

Fonte: Fonte: Elaborado a partir de dados do Cepea (2024).

3.2. Modelo de fronteira estocástica

Segundo Barbosa *et. al.* (2018), o modelo de fronteira de produção estocástica supera a principal limitação do modelo de fronteiras determinísticas, que não incorporam os choques aleatórios. Assim, Coelli *et. al.* (2005) afirmam que os modelos de fronteira estocástica são mais adequados para avaliar a eficiência técnica no setor agropecuário, por considerar fatores como o clima, doenças, dentre outros fatores que são incorporados ao termo de erro aleatório.

Os modelos utilizados nos estudos que estimam a fronteira estocástica dividem o termo de erro em duas partes, sendo que na primeira se mede a ineficiência técnica da firma, associada a fatores endógenos à firma, e a segunda parte que faz a mensuração dos erros aleatórios, exógenos à firma, como por exemplo as adversidades climáticas, pragas, etc. Assim, a fronteira estocástica de produção é dada por:

$$y_{it} = f(x_{it}; \beta_i) \cdot e^{(v_{it} - u_{it})}, i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

Neste caso, y_{it} representa o vetor de produto obtido pela i -ésima firma (fiscárias) no t -ésimo período; x_{it} é o vetor de fatores de produção e β_i representa o vetor de parâmetros da tecnologia de produção a serem estimado. Já v_{it} e u_{it} são os termos de erro, divididos em: v_{it} são os choques aleatórios, fora do controle da firma, que se distribuem normalmente com média zero (0) e variância σ_v^2 , sendo independentes e identicamente distribuídos, e u_{it} , que representa a diferença entre o produto observado e o produto na fronteira, que se caracteriza como a ineficiência técnica, que assume-se ser uma variável aleatória não negativa, truncada em zero e com distribuição $N(\mu, \sigma_v^2)$. A eficiência técnica é obtida pela razão entre produção observado e a correspondente à fronteira de produção, dado o mesmo nível de *inputs* utilizados.

Ao se especificar o modelo e impor a forma funcional para a tecnologia de produção (função de produção), a escolha de uma distribuição específica para o termo de ineficiência se faz necessária (CARRER, 2015). Segundo Greene (2008), são quatro possíveis distribuições para a ineficiência: distribuição meia-normal (*normal-half-normal*), distribuição truncada-normal (*truncated-normal*), distribuição exponencial (*normal-exponential*) e distribuição gamma (*normal-gamma*).

A estimativa dos parâmetros da fronteira estocástica de produção pode ser realizada por dois métodos, que são: Máxima Verossimilhança e Mínimos Quadrados Corrigidos (*Correct Ordinary Least Square*, COLS), sendo que por meio deste segundo método não é possível de se calcular o desvio-padrão da distribuição *half-normal*, σ_u , ou até mesmo o cálculo do desvio-padrão do ruído, σ_v . Por conta disso, os coeficientes são estimados pelo método da Máxima Verossimilhança, optando-se pela distribuição *half-normal* (CRUZ, 2023).

$$f(\varepsilon_i) = \frac{\sqrt{2}}{\sigma_u} \sqrt{\pi} [1 - F(\varepsilon_i \lambda \sigma^{-1})] \exp\left(\frac{-\varepsilon_i^2}{2\sigma^2}\right) \quad (2)$$

onde $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ e $F(*)$ é uma função de distribuição acumulada da normal padrão. Assim, a função logarítmica de máxima verossimilhança será dada por:

$$\ln L(y/\beta, \lambda, \sigma^2) = N \ln \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} + N \ln \sigma^{-1} + \sum_{i=1}^N \ln [1 - F(\varepsilon_i \lambda \sigma^{-1})] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i^2 \quad (3)$$

Utilizando-se o método de separação do termo de erro, no modelo de fronteira estocástica proposto por Jondron *et. al.* (1982), considerando-se ainda o valor de esperança de u_i condicionada a ε_i em que v_i se distribui normalmente e u_i tem distribuição *half normal*, chega-se a:

$$E\left(\frac{u_i}{\varepsilon_i}\right) = \mu_* + \sigma_* \frac{f\left(\frac{-\mu_*}{\sigma_*}\right)}{1 - F\left(\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} \quad (4)$$

tem-se que f e F respectivamente são a função densidade e a sua função distribuição acumulada da normal padronizada, sendo $-\mu_*/\sigma_* = \varepsilon\lambda/\sigma$, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\sigma_*^2 = \sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2$ e $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$.

Assim, é possível de se obter os valores da distribuição u_i , tomando-se o exponencial dado por $\exp((-E(u_i/\varepsilon_i)))$ estimando-se a eficiência técnica de cada uma das firmas, que como resultado estará entre 0 e 1, com zero resultando em total ineficiência e 1 como eficiência máxima. Para se estimar o modelo de fronteira estocástica se faz necessário o uso de uma forma funcional.

3.2.1. Formas funcionais

Segundo Carrer (2015), as análises de eficiência têm seus pilares na microeconomia neoclássica. O avanço da teoria das fronteiras está no fato considerar que há firmas operando abaixo (no caso de produção e lucro) ou acima (no caso de custo) de suas fronteiras/funções, situações inicialmente negligenciadas pela teoria microeconômica neoclássica, que apenas considerava ineficiências como resultado de escolhas de escala de produção.

Assim, para se estimar os índices de eficiência técnica, de custo e lucro, por meio de abordagens econométricas/paramétricas, se faz necessário se estimar fronteiras de produção, custo e lucro. Por sua vez, para estimar essas fronteiras, torna-se necessário assumir uma determinada forma funcional, com destaque para a Cobb-Douglas e a translog, que, segundo Greene (2008), são amplamente utilizados na literatura de análise de fronteira estocástica.

Para este trabalho, utilizou-se da forma funcional do tipo Cobb-Douglas, que foi originalmente descrita por $F = (L, K) = AL^\alpha K^\beta$ a função do tipo Cobb-Douglas foi utilizada pioneiramente em 1928, tendo por objetivo mensurar a produção da indústria dos Estados Unidos, em função do número de trabalhadores assalariados e o preço dos bens de capital fixo em dólares (COBB, DOUGLAS, 1928).

A função de produção *Cobb-Douglas* para dois fatores de produção (x_1 e x_2) em um produto (y) pode ser representada pela equação:

$$y = f(x_1, x_2) = \beta_0 \cdot x_1^{\beta_1} x_2^{\beta_2} \quad (5)$$

em que o parâmetro positivo β_0 está relacionado à escala de produção e os parâmetros positivos β_1 e β_2 ($0 < \beta_1 < 1$ e $0 < \beta_2 < \beta_1$) representam o impacto do uso dos fatores x_1 e x_2 sobre o produto y . Para simplificar o desenvolvimento da função, será pressuposto que o parâmetro β_0 é igual a 1.

A função Cobb-Douglas não é linear nos parâmetros, no entanto, pode ser linearizada por meio de transformações logarítmicas. Assim, a função pode ser estimada por mínimos quadrados ordinários, assumindo a forma:

$$\ln(Y_i) = \ln(\alpha) + \sum_{i=1}^k \beta_j \ln(X_{ji}) + \ln(e_i) \quad (6)$$

Sendo assim, β_j será a elasticidade do produto do j-ésimo insumo utilizado pela firma i, e α é a produtividade total dos fatores. O modelo de fronteira estocástica a partir da função de produção Cobb-Douglas será dado por:

$$Y_t = e^{\alpha + \beta \ln(X_i) + v_i - u_i} = e^{\alpha + \beta \ln(X_i)} x e^{v_i} e^{-u_i} \quad (7)$$

Neste caso, o termo de erro foi decomposto em dois termos: o choque aleatório v_i e o termo associado a ineficiência técnica, v_i . A produção máxima esperada para os insumos X_i será dada por:

$$\hat{Y}_t = e^{\alpha + \beta \ln(X_i)} \quad (8)$$

A produção estimada quando a firma for eficiente, portanto, operando na fronteira, será dada por:

$$\hat{Y}_t^* = e^{\alpha + \beta \ln(X_i) + v_i} \quad (9)$$

A eficiência técnica de cada uma das fecularias será estimada a partir da razão entre a produção obtida na firma i (Y_i) e a estimada de fronteira (Y_j^*), obtendo-se:

$$TE_i = \frac{Y_i}{Y_i^*} \quad (10)$$

Após ter apresentado os elementos os procedimentos para se estimar, os dados, os resultados obtidos por meio da função de produção Cobb-Douglas são apresentados na seção a seguir.

4. Resultados e discussão

O parâmetro de variância σ_s^2 apresentou-se como significativo, ao nível de 5%, indicando a heterogeneidade da amostra. Entretanto, o γ se mostrou pouco significativo, o que indica que outros fatores podem afetar a eficiência das fecularias da amostra considerada para o ano de 2023.

A eficiência técnica estimada para a amostra das fecularias foi de 0,850, com a eficiência mínima em 0,664 e a máxima em 0,941 no período considerado. Das 51 firmas da amostra, 20 (39,2% do total) apresentaram eficiência técnica abaixo da média, enquanto que as demais (60,8% do total), tiveram eficiência técnicas que variaram de 0,856 à 0,941, conforme apresentado na Figura 3.

Os parâmetros da função Cobb-Douglas foram estimados na forma logarítmica e deste modo, os mesmos correspondem às elasticidades da produção em relação aos fatores associados a produção.

As estimativas mostraram que a elasticidade do produto do trabalho, foi a menor, em 0,08, sem apresentar significância na produção das firmas. No caso do capital, representado pela capacidade instalada (t/dia), a elasticidade foi de 0,32, porém, com baixa significância, o que é uma evidência da subutilização. Já a matéria-prima, representada pelo volume de esmagamento anual de mandioca, teve elasticidade de 0,87, com maior significância para a produção, o que se apresenta como uma forte evidência de subutilização e mostra que as firmas operam abaixo da capacidade total.

Parte desta eficiência pode ser explicada pela heterogeneidade das firmas, quanto ao tamanho e até mesmo os outros derivados produzidos além da fécula (amidos modificados, polvilhos, misturas para pães-de queijo), dentre outros.

Tabela 3. Estimativa dos parâmetros da função de produção Cobb-Douglas para a amostra de fecularias

Variáveis	Coefficiente	Pr ($> z $)
Constante	-1,9089	3,1242**
$\ln(\text{colab})\beta_1$	0,0867	1,1541
$\ln(\text{capital})\beta_2$	0,3201*	2,5742
$\ln(\text{matprima})\beta_3$	0,8726***	11,6883***
Teste F	138,4	
R ² ajustado	0,8918	
Parâmetros de variância		
σ_s^2	0,0448*	
γ	0,3551	
Log-Lik	-4,8679	
qui-quadrado	4,2842	
Eficiência média	0,8508381	
Número de observação	51	

Fonte: Resultados da pesquisa. *** para $p < 0,001$; ** para $p < 0,01$; * para $p < 0,05$

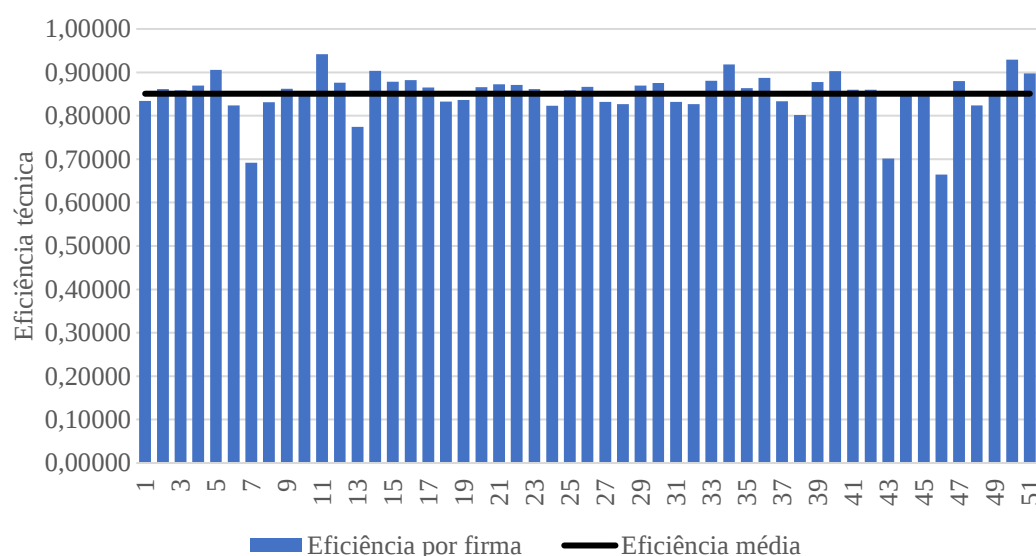


Figura 3. Eficiência técnica por firmas em 2023

Fonte: Dados da pesquisa.

5. Considerações finais

Os coeficientes do modelo foram suficientes para explicar a ineficiência das fecularias, todavia, há outros fatores a serem investigados, que podem ser determinantes. Como a ociosidade se apresentou como fator determinante, se faz necessário estimar os efeitos da forma de as empresas adquirirem a matéria-prima como variável, considerando por exemplo as formas de governança.

Além disso, atualmente as fecularias produzem outros derivados, como amidos modificados, polvilhos, mix's, dentre outros. Assim, o fato de as fecularias serem "multiprodutos" também pode ser elemento a ser acrescentado em investigações, uma vez que

assim as mesmas estariam empregando melhor a capacidade instalada e, conseqüentemente reduzindo as ineficiências.

Também é de extrema importância ampliar o universo temporal e a metodologia, como por exemplo uma análise de dados em painel. Isso se dá pelo fato de que a produção de fécula é afetada pelo volume produzido de mandioca a cada ano.

REFERÊNCIAS

- ALVES, E. R. A. A.; VEDOVOTO, G. L. **A indústria de amido de mandioca**. Brasília. Embrapa Informação Tecnológica, 2003. 201 p. (Embrapa Informação Tecnológica. Documentos, 6)
- ALVES, L.R.A.; FELIPE, F.I.; CARDOSO, C.E.L. In. PEQUENO, M. G. [et al] **Mandioca do plantio a colheita**. São Paulo: Oficina de Textos, 2022. p 17 – 55.
- ANDREOTTI, A. Q. A. O poder de mercado e a formação dos preços da fécula de mandioca: uma análise para as principais regiões brasileiras. Dissertação (mestrado). Universidade Estadual de Maringá. Maringá, 2013. 118p.
- BANCO CENTRAL DEL PARAGUAY. Estadísticas Económicas (SICEX). Disponível em: <<https://apps.bcp.gov.py:2053/>> Acesso em 15 nov. 2024.
- BARBOSA, S. B.; COSTA, E. M.; ARAÚJO, J. A.; BARBOSA, G. S. Eficiência dos produtores frutícolas em Petrolina: uma análise de fronteira estocástica. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v. 49, n. 1, p. 133-148, jan./mar., 2018.
- BARROS, G.S. de C (coord.). Melhoria da competitividade da cadeia agroindustrial de mandioca no Estado de São Paulo. São Paulo: SEBRAE; Piracicaba, SP: ESALQ: CEPEA, 2004.
- BATTESE, G. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics, **Agricultural Economics**, Volume 7, Issues 3–4, 1992, Pages 185-208,
- BERNDT, E.R.; CHRISTENSEN, L. R, The Translog Function and the Substitution of Equipamente, Estructure, and Labor in U.S. Manufaturing. **Journal of Econometrics**. v. 1. p. 81-113 (1973).
- CARRER, M. J. **Determinantes da eficiência técnica e econômica da citricultura em propriedades rurais do estado de São Paulo**. Tese (doutorado) Universidade Federal de São Carlos. São Carlos: UFSCar (2015) 254p.
- CEPEA – CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. Mandioca [Indicador]. Preços Agropecuários. Informação restrita. Esalq/USP, [s.d.]. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/mandioca.aspx>> Acesso em ago. 2024.
- CHRISTENSEN, L. R. JORGENSON, D. W.; LAU, L. J. Transcendental logarithmic production frontiers. **The review of economics and statistics**. 28-45 (1973).
- COBB, C. W.; DOUGLAS, P. H A. Theory of Production, **American Economic Review**, 18: Supplement, 139 – 165 (1928).
- COELLI, T. J.; HENNINGSEN, A. **Frontier**: Stochastic Frontier Analysis. R package version 1.1-8. <<https://cran.r-project.org/web/packages/frontier/frontier.pdf>> 2022.

COELLI, T. J.; BATTESE, G. E. Identification of factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v. 40, n.2, p. 103-128, 1996.

COELLI, T. J.; RAO, D. S.P.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and production analysis**. 2 ed. New York, NY: Springer, 2005.

CRUZ, N. B. **Impactos do Pronaf sobre a eficiência da agricultura familiar no Brasil**. Tese (doutorado) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz". Piracicaba (2023) 126p.

GREENE, W. H. On the Estimation of a Flexible Frontier Production Function. **Journal of Econometrics**. v. 13. p. 101 – 115 (1980).

_____. The Econometric Approach to Efficiency Analysis. In: FRIED, H. O.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, S.S. (org.) **The measurement of productive efficiency and productivity growth**. Oxford, University Press, New York, p. 92-250, 2008.

GRILICHES, Z.; RINGSTAD, V. **Economics of scale and form of production function**. Amsterdam, North Holland, 1971.

JONDROW, J.; LOVELL, C. A.K.; MATEROV, I.S.; SCHMIDT, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 19, p. 233-238, 1982.

MARTIN, J.P.; PAGE, J. M. The Impact of Subsidies on X-Efficiency in LDC: Theory and an Empirical Test. **this REVIEW**. v. 65 p. 608-617 (1983).

MAY, D.; DENNY, M. Factor-Augmenting Technical Progress and Productivity in U.S. Manufacturing. **International Economic Review**. v. 20. p. 759-744 (1979).

ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT/Food and Agriculture Organization of the United Nations. "Other products", in OECD-FAO Agricultural Outlook 2021-2030, OECD Publishing, Paris, 2021

VILPOUX, O. F. Cassava starch processing units: comparison of industrial technologies from China, Thailand, and Brazil. **Starch Industries**, 2024.