

Eficiência técnica da cafeicultura no sul de Minas Gerais

Gilson Rogério Marcomini¹

RESUMO

O objetivo deste estudo foi estimar índices de eficiência técnica da produção de café, bem como identificar os determinantes dos diferenciais de eficiência em propriedades rurais, na região sul do estado de Minas Gerais. A situação economicamente adversa da cafeicultura no Brasil, nos últimos anos, gerada pela tendência de queda dos preços internacionais, determinou que muitos produtores reduzissem a área produtiva ou abandonassem a atividade. Estima-se que a incidência de ineficiência na cafeicultura contribui para o crescimento dos resultados negativos e o constante desestímulo dos cafeicultores. No entanto, a apuração e análise desses indicadores permitem a identificação dos padrões eficientes e informam sobre as mudanças necessárias, para que resultados econômicos positivos sejam obtidos. Este estudo é de natureza quantitativa, com temporalidade transversal, além de ser uma pesquisa de natureza explicativa e descritiva, suportada por amostra não probabilística intencional (junto a 107 produtores que representam 0,8% dos estabelecimentos da região sul/sudoeste de Minas Gerais), com coleta de dados resultantes da aplicação de questionários e tratamento desses dados a partir da estimativa de fronteiras estocásticas, o que permitiu conhecer as características da tecnologia adotada e a eficiência. Em razão do tipo de amostragem realizada, a média em 57,33% foi evidenciada pelos resultados, para os quais a utilização de seguro agrícola, colheita mecanizada, realização de análises de solo, folhas e pragas, além de adubação orgânica e comercialização com cooperativas são os fatores que mais colaboram.

Termos para indexação: agronegócio, café, determinante, fator, produção.

Technical efficiency of coffee farming in the south of Minas Gerais

ABSTRACT

The objective of this study was to estimate the technical efficiency indices for coffee production, as well as to identify the determinants of efficiency differentials in rural properties, in the south region of Minas Gerais state, Brazil. The adverse economic situation of coffee growing in Brazil, in recent years, generated by the falling tendency of international prices, has led many producers to reduce the productive area or to give up the activity. It is estimated that the incidence of inefficiency in coffee growing contributes to the growth of negative results and the constant discouragement of coffee growers. However, the determination and analysis of these indicators allow of the identification of efficient standards, informing producers on the changes needed to achieve positive economic outcomes. This study is a quantitative work, with transversal temporality, in addition to being an explanatory and descriptive research, supported by an intentional nonprobabilistic sample (with 107 producers who represent 0.8% of establishments in the south/southwest region of Minas Gerais state), with data collection resulting from the application of questionnaires, and data treatment from the estimation of stochastic frontiers, which allowed to know the characteristics of the adopted technology and efficiency. Due to the type of the performed sampling, an average of 57.33% was evidenced by the results, for which the use of agricultural insurance, mechanized harvesting, soil analysis, leaf and pest analyses, in addition to organic fertilization and observation with a cooperative are the factors that most collaborate.

Index terms: agribusiness, coffee, determinant, factor, production.

Ideias centrais

- A cafeicultura no Sul de Minas Gerais caracteriza-se como ineficiente, com baixa produtividade, custos elevados e reduzida lucratividade.
- A ineficiência na cafeicultura contribui para o crescimento dos resultados negativos e o constante desestímulo dos cafeicultores.
- o conhecer os níveis de eficiência técnica e os fatores determinantes é possível propor práticas gerenciais e direcionar estratégias.
- A aplicação de questionários e o tratamento dos dados a partir da estimativa de fronteiras estocásticas, permite conhecer as características da tecnologia adotada e sua eficiência.
- A eficiência dos 107 estabelecimentos cafeicultores estudados no Sul de Minas Gerais tem média de eficiência técnica em 57,33%.

Recebido em
05/02/2023

Aprovado em
03/04/2023

Publicado em
18/07/2023



This article is published in Open Access under the Creative Commons Attribution licence, which allows use, distribution, and reproduction in any medium, without restrictions, as long as the original work is correctly cited.

¹ Administrador de Empresas, doutor em Engenharia Agrícola, professor do Instituto Federal de Educação Tecnológica de São Paulo, São João da Boa Vista, SP. E-mail: gilson.professor@yahoo.com.br

INTRODUÇÃO

A eficiência técnica compara o desempenho obtido pelos produtores com aquilo que seria o ideal, por meio do uso de insumos e tecnologia aplicados à produção (Bempomaa & Acquah, 2014). No entanto, a ineficiência é gerada quando o produtor rural alcança uma produção rural inferior ao máximo que poderia ser produzido, com os mesmos recursos (Mardani & Salarpour, 2015). Diversos estudos abordam a eficiência na produção agropecuária em que os autores relatam que a eficiência de uma empresa rural é obtida pelo seu desempenho na utilização dos recursos produtivos, com o objetivo de alcançar o maior volume de produção (Hyuha et al., 2007; Sibiko et al., 2013; Sanusi & Adesogan, 2014). Mecanização agrícola, adoção de irrigação, aplicação adequada de fertilizantes e defensivos agrícolas interferem no contexto da eficiência técnica –são fatores determinantes da eficiência técnica (Abedullah et al., 2006; Al-Hassan, 2012; Mardani & Salarpour, 2015; Prasanna & Lakmali, 2016).

Ao analisar-se o contexto produtivo da cafeicultura na região sul de Minas Gerais, no Brasil, no período entre 2012 e 2021, identifica-se a existência de baixa produtividade, custos elevados e reduzida (ou inexistente) lucratividade, o que evidencia características de ineficiência da exploração agrícola induzindo redução na área cultivada, caracterizada pela saída de cafeicultores do negócio e pela redução das lavouras pelos cafeicultores ainda atuantes.

Pesquisar a eficiência na produção de café é uma das formas de colaborar para melhores proventos para os cafeicultores, visto que, ao se conhecerem os níveis de eficiência técnica e os fatores determinantes, é possível propor práticas gerenciais e direcionar estratégias. Desse modo, estudar a eficiência técnica na produção agrícola pode significar grande avanço nos resultados do negócio agrícola, visto que os fatos de se saber o quanto é eficiente e em quais fatores determinantes o produtor está obtendo um desempenho adequado, como também onde o produtor está falhando, possibilitam a melhoria da produção, pois, ao corrigir aspectos negativos e sobrevalorizar aspectos positivos os produtores terão melhores resultados com a produção de café. Além disso, o estudo também se justifica pelo fato de que os estudos sobre a cultura do café abordam a produtividade parcial da terra, o que pode conduzir a conclusões equivocadas, visto que se pode obter um alto rendimento da produção por hectare, utilizando grandes quantidades de insumos, o que desencadeia alto custo médio de produção. Dessa maneira, quando o produtor rural adota a mensuração de eficiência técnica e seus determinantes, como uma ferramenta para a tomada de decisões estratégicas, torna-se possível visualizar um cenário mais consistente do seu desempenho na produção de café.

O objetivo deste estudo foi mensurar os indicadores de eficiência técnica de produtores de café arábica e identificar os fatores determinantes da eficiência produtiva, na região sul de Minas Gerais, Brasil.

REVISÃO DE LITERATURA

Evolução recente da cafeicultura

A produção mundial de café cresceu nos últimos anos, como se pode verificar na comparação entre a safra 2012/2013, em que a quantidade produzida foi de 152,53 milhões de sacas de 60 kg, e a safra 2018/2019, em que a produção alcançou 170,94 milhões de sacas de 60 kg (msc). Na safra 2019/2020, estimou-se a produção em 169,31 msc colhidas, que saltaram para 175 msc na safra 2020/2021, o que representa um crescimento médio de 1,31% no período (USDA, 2022). O agronegócio do café concentra sua oferta em três “players”: Brasil, Vietnã e Colômbia.

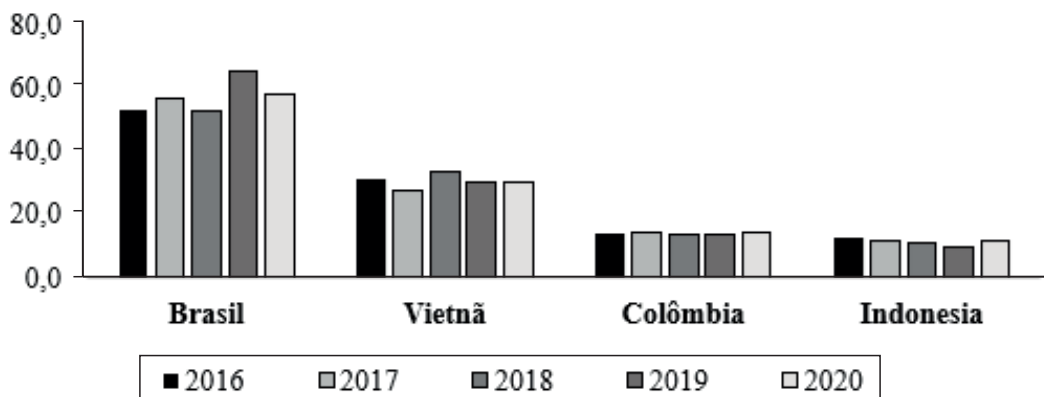


Figura 1. Produção de café, principais países produtores, 2016 a 2020 (em milhões sacas de 60 kg). Fonte: elaborado com base em OIC (2022).

Na safra 2019/2020, a produção brasileira correspondeu a 35% da quantidade mundial (58,21 msc), enquanto o Vietnã produziu 18% (30,48 msc), e a Colômbia, 8,5% do volume mundial (14,10 msc) (OIC, 2022). Em 2021, o maior consumidor mundial foi a União Europeia (41,40 msc), seguida pelos Estados Unidos (26,4 msc) e pelo Brasil (23,65 msc), enquanto a Colômbia consumiu, internamente, o volume de 2,05 msc (USDA, 2022). A produção brasileira de café arábica foi responsável pelo volume de 35 msc, na safra 2020/2021, em uma área cultivada de 1,45 milhões de hectares, o que possibilita o rendimento médio de 24,14 sc ha⁻¹ (Figura 2).

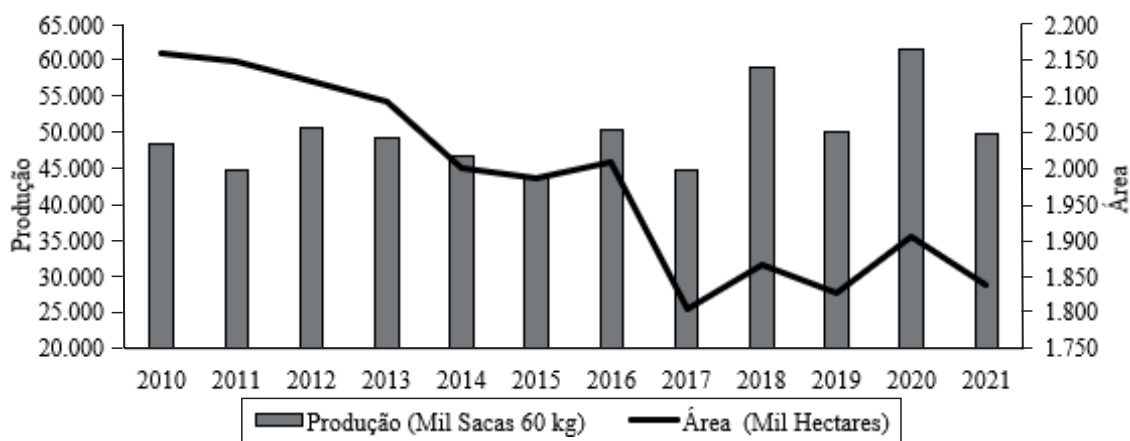


Figura 2. Produção total e área cultivada, Brasil, 2010 a 2021 (em mil sacas 60 kg e mil hectares). Fonte: elaborado com base em IBGE (2023).

Percebe-se que houve maior redução de área cultivada no Brasil a partir de 2016, quando foram cultivados 1,98 milhões de hectares, que foram reduzidos para 1,83 milhões de hectares em 2021. Entre 2010 e 2021, o país reduziu a área cultivada em 324 mil ha, o que representa diminuição em 16,1% (Conab, 2022). No entanto, o volume produzido no país cresceu ao longo dos anos. Considerando-se exclusivamente os ciclos de alta, na safra 2016, foram produzidas 50,41 milhões de sacas (msc), enquanto, em 2018, foram 59,21 msc e, em 2020, 61,77 msc. Contrariamente, apenas os anos de safras baixas, podem-se observar-se as seguintes produções: na safra 2015, o Brasil produziu 44,12 msc; em 2017, foram 44,74 msc; em 2019, 50,19 msc; e, em 2021, o recorde de 49,89 msc, o que evidencia um crescimento médio de 1,20% no período (OIC, 2022).

Os principais estados produtores no Brasil são: Minas Gerais – média de produção, entre 2012 e 2021, de 26,69 msc –, obtidas em 1.010 mil hectares médios no período, o que representa 45% do volume produzido no país e 55% da área cultivada com a cultura no Brasil; no Espírito Santo – média de produção entre 2012 e 2021, em 11,96 msc, obtidas em 419 mil hectares médios no período –, o que representa 28% do volume produzido no país e 21% da área cultivada com a cultura no Brasil; e

São Paulo – média de produção entre 2012 e 2021 em 4,98 msc, obtidas em 200 mil hectares médios no período –, o que representa 11% do volume produzido no país e 11% da área cultivada com a cultura no Brasil. A produção de café em Minas Gerais, no período destacado, cresceu 1,4% (IBGE, 2023).

Em termos econômicos, nos últimos anos, os preços recebidos pelos produtores têm sofrido reduções (desconsideradas as perdas inflacionárias) (Figura 3).

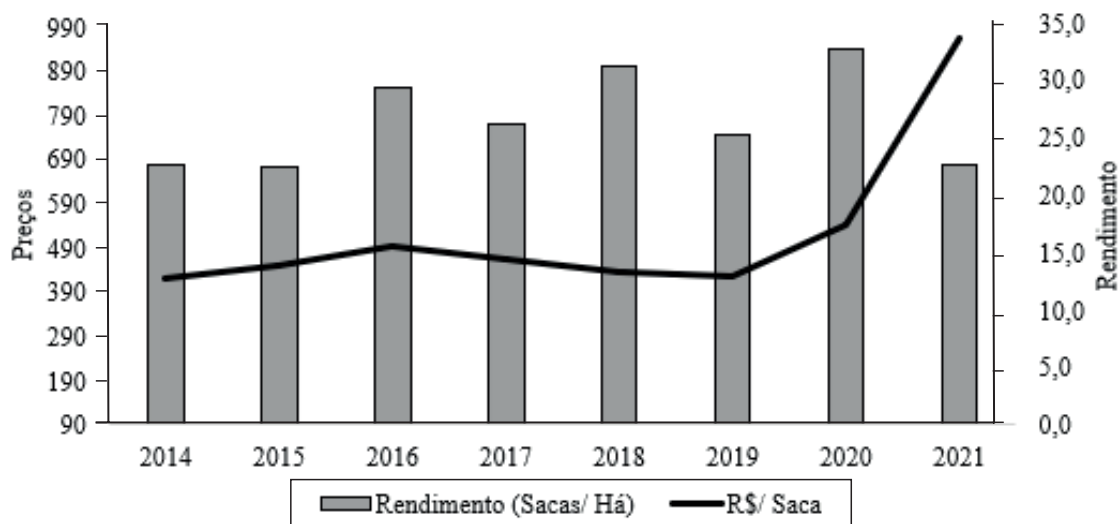


Figura 3. Preços e rendimento de café em Minas Gerais. Fonte: elaborado com dados de Cepea (2022) e IBGE (2023).

Verifica-se que, entre 2014 e 2016, os preços tiveram crescimento nominal, tendo atingido o valor de R\$494,1 por saca, na safra 2016. A partir desse ano, os preços reduziram-se ano a ano e atingiram o valor de R\$424,32 por saca, na safra 2019 (redução nominal média de 14,5%). Em 2020 e 2021, os preços por saca apresentaram uma situação de elevação e atingiram R\$542,96 e R\$962,17, respectivamente. A produtividade média tem sofrido o impacto da sazonalidade, tendo atingido, nas safras 2018 e 2020, 31,2 e 32,6 sc ha⁻¹, respectivamente, como também as menores produtividades médias nos anos 2015 e 2021 (22,5 e 22,6 sc ha⁻¹, respectivamente). Nesse contexto, ocorreram aumentos de custos ao longo dos anos, que se apresentavam em R\$14.729 ha⁻¹, na safra 2016, tendo atingido R\$21.498 ha⁻¹, em 2021, o que representa o aumento nominal de 46% (Conab, 2022). Considerando-se o rendimento médio da produção e os preços recebidos pelos produtores, é possível estimar que as receitas brutas médias foram de R\$14.529 ha⁻¹ em 2016, atingindo o maior valor em 2021 (R\$21.745), o que comprometeu a lucratividade (Cepea, 2022; Conab, 2022; IBGE, 2023).

Por meio dessas informações, identifica-se a existência de baixa produtividade, custos elevados e reduzida (ou inexistente) lucratividade, cujos valores evidenciam características de ineficiência da exploração agrícola, o que induz à redução da área cultivada, caracterizada pela saída de cafeicultores do negócio e pela redução das lavouras pelos cafeicultores ainda atuantes.

Análise da eficiência técnica na cafeicultura

A eficiência de uma empresa rural é obtida por meio de seu desempenho no uso dos recursos de que dispõe (Bhende & Kalirajan, 2007). Para se avaliar a eficiência de uma empresa rural, emprega-se a premissa de utilização de certa quantidade de recursos (eficiência técnica) com o menor custo possível dos recursos (eficiência de custo), com o objetivo de alcançar o maior volume possível daquilo que se está produzindo (Maurice et al., 2015). Gera-se a ineficiência, quando se alcança um volume produtivo inferior ao máximo que poderia ser alcançado com os mesmos recursos (Mardani & Salarpour, 2015).

Diante disso, a eficiência das empresas rurais é diagnosticada mediante a mensuração da eficiência técnica, que compreende a maneira como os recursos produtivos são utilizados e a quantidade de produção obtida pelo uso desses recursos (Squires & Tabor, 1991). Também apura-se a eficiência das empresas por meio de eficiência de custos, que compreende o fator preço dos recursos utilizados (que exhibe os custos de produção) (Sanusi & Adesogan, 2014). Oportunamente, também busca-se a eficiência de lucros, que visa a maximização dos lucros, considerando-se os preços de venda, a quantidade dos produtos e os preços pagos pelos fatores de produção (Kumbhakar et al., 2015).

A teoria das fronteiras de eficiência, desenvolvida a partir dos trabalhos de Debreu (1951), Farrell (1957) e Koopmans (1951), tem a principal preocupação de construir fronteiras de eficiência e, a partir destas estimar os índices de ineficiência das firmas que não operam sobre as fronteiras. A fronteira de produção mostra as quantidades máximas de *output* que as firmas poderiam obter diante da tecnologia disponível e da dotação de fatores produtivos que possuem. Se um estabelecimento estiver operando na fronteira, ele é considerado tecnicamente eficiente. Diante da tecnologia e dos recursos disponíveis em sua propriedade rural, esse produtor não tem mais possibilidade de aumentar o volume. Em contrapartida, se estiverem operando em algum ponto abaixo da fronteira, podem aumentar a produção diante da tecnologia e dos recursos disponíveis (Kumbhakar & Lovell, 2000).

Alguns fatores são determinantes no contexto da eficiência na produção agrícola, pois eles influenciam os níveis de eficiência técnica. Diagnosticar os fatores determinantes é um dos componentes mais importantes do estudo, assim como é essencial sua análise, para se compreender qual é o tipo de influência (positivo, negativo ou neutro) na construção dos parâmetros. Mecanização agrícola, adoção de irrigação, aplicação adequada de fertilizantes e defensivos agrícolas, realização de análises de solo, folha e pragas, adoção de produtos biológicos no controle de pragas e doenças, entre outras variáveis, são alguns dos potenciais fatores determinantes de eficiência técnica. No contexto da eficiência técnica, o conhecimento da influência dessas variáveis possibilita que os produtores tomem decisões acertadas a respeito e possam melhorar os seus percentuais de eficiência ao longo do tempo, tendo como consequência melhores resultados.

Nesse contexto da eficiência na produção de café, os estudos científicos pouco têm abordado sobre a eficiência na produção de café no Brasil, como também são raras as pesquisas que mostram quais são os fatores que podem impactar a eficiência técnica e econômica na produção de café no país. Para comprovar esse fato², procedeu-se a uma pesquisa secundária, usando-se a base de dados “Web of Science” (Clarivate Analytics, 2023). A pesquisa buscou identificar artigos científicos publicados nessa base -que estejam relacionados ao assunto “eficiência”. Adotou-se como parâmetro de pesquisa, na referida base de dados, a seleção de artigos científicos publicados no período de 1945 a 2021, nos idiomas inglês e português. A primeira rodada de pesquisa utilizou os termos “technical” e “efficiency”, em qualquer campo dos textos. As inferências mostraram 170.470 artigos, classificados em: 56.361 na área de Engenharia; 18.870, na área de Ciências Ambientais; 18.524, em Energia; 8.115, Agricultura; 938, Negócios; e 1.020 artigos, na área de Ciência da Computação. Por meio das ferramentas da base de dados, foi possível classificar os artigos pelo ano de publicação e país de origem do autor, conforme a seguir: 10.847 artigos, em 2015; 14.593 artigos, em 2018; 16.640 artigos, em 2020; e 13.866 artigos, em 2021. A maior quantidade de publicações sobre o assunto, no período de 1945 a 2021, ocorreu na China (30.312 artigos), Estados Unidos (27.829 artigos), Alemanha (26.392 artigos) e Rússia (10.321 artigos). No Brasil, foram publicados 2.894 artigos sobre o assunto, no mesmo período.

Após essa primeira busca, realizou-se novamente a pesquisa na base de dados, alterando-se as palavras-chave, tornando-as mais restritivas ao tema deste estudo, inserindo-se os termos “coffee technical efficiency” (juntos), e considerando-se o mesmo período e idiomas dos trabalhos. Dessa maneira, as inferências foram bem menores, pois surgiram apenas quatro artigos, um em Ruanda (2019), um no Vietnã (2011), e dois em Papua Nova Guiné (2001 e 2004). Assim, confirma-se a carência de estudos no escopo de diagnóstico, levantamento e análise da eficiência na produção de

² Não se trata de pesquisa bibliométrica sobre o tema, mas de pesquisa em base de dados para corroborar a escassez de publicações sobre o assunto.

café no Brasil (inexistente) e no mundo. No entanto, surgem estudos relacionados ao assunto que não são explicitados nas bases de dados utilizadas, como os trabalhos de Santos et al. (2009), Paula (2013) e Costa & Tavares (2016).

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo mensurou a eficiência técnica na produção de café, na região sul de Minas Gerais, Brasil, como também os seus fatores determinantes, e foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa (CEP), do Instituto Federal de Educação de São Paulo, e aprovado sob o número CAAE 46851221.8.0000.5473.

Assim, o estudo é um trabalho de natureza quantitativa, com temporalidade transversal, pois contempla um período, ou seja, os dados de 2021, além de se caracterizar-se como pesquisa de natureza explicativa e descritiva. Informações foram obtidas, para amostra, junto a 107 produtores selecionados de maneira intencional, nas cidades participantes, por meio de contato direto com as pessoas, através de listas de contato de produtores de café enviadas por cooperativas e associações de produtores, com o intuito de expor o retrato da região analisada, em levantamento de dados primários, como também, a execução de análises estatísticas e econométricas desses dados (Gil, 2009). Além disso, o estudo possui a característica de ser uma pesquisa de associação com interferência, que realiza testes de correlação entre tratamentos, pelo qual a interferência de uma ou mais variáveis deve interferir em outras (Volpato, 2015).

Trata-se de uma amostra não probabilística intencional, por meio da aplicação de questionários com coleta de dados, coleta de informações primárias realizada por entrevista, direcionada por um roteiro com 19 itens (questionários) estruturados, e em formato aberto com produtores das cidades apresentadas (Tabela 1).

Tabela 1. Municípios selecionados da região sul de Minas Gerais

2021 – Municípios	Produtores entrevistados	Nº de estabelecimentos	Área (hectares)	Produção (sacas 60 kg)	Sacas por hectare
Três Pontas	13	907	16.870	379.583	22,50
Boa Esperança	12	1153	13.506	353.483	26,17
Nova Resende	18	2612	12.742	293.067	23,00
Carmo do Rio Claro	8	1150	9.130	250.117	27,40
Machado	9	1336	9.872	237.633	24,07
Campestre	11	1613	10.060	216.283	21,50
Poço Fundo	8	1626	9.316	149.083	16,00
Alpinópolis	4	629	5.252	147.050	28,00
Santa Rita do Sapucaí	5	393	3.800	95.000	25,00
Medeiros	3	165	3.089	77.233	25,00
Bom Jesus da Penha	4	343	3.200	71.283	22,28
Heliódora	3	397	3.275	65.500	20,00
Jacutinga	5	495	2.730	60.067	22,00
Cristina	3	202	700	19.600	28,00
Total	107	13.021	103.542	2.414.983	23,32

Fonte: elaborado com base em IBGE (2023).

Com relação à amostragem, na região sul/sudoeste de Minas Gerais, encontram-se 48.740 estabelecimentos rurais produtores de café arábica, que representam cerca de 40% dos 119.742 estabelecimentos produtores de arábica em Minas Gerais (IBGE, 2023). Percebe-se que a amostra utilizada no estudo representa a média de 0,8% do total de estabelecimentos existentes nas cidades analisadas (Tabela 1). A grande limitação, nesse sentido, diz respeito à participação dos cafeicultores

no estudo, visto que muitos se negaram a responder às entrevistas, seja por disponibilidade de tempo, seja por desejo de não participar, bem como pela inexistência de financiamento da pesquisa, que limita diversos aspectos no tocante à coleta de informações primárias. Além disso, outro limitador é o fato de se considerar apenas um ano de análise (safra 2021), o que reduziu o tempo necessário para a coleta de informações primárias. Assim, o estudo adotou as variáveis expostas a seguir (Tabela 2).

Tabela 2. Variáveis utilizadas para mensurar a eficiência técnica

Variáveis	Descrição das variáveis
$Y = Output$	Logaritmo natural de produção total de café em cada propriedade (sacas de 60 kg)
Uso da terra	Logaritmo natural de área cultivada (hectares).
Fertilizantes	Logaritmo natural de quantidade de fertilizantes (toneladas por hectare)
Defensivos	Logaritmo natural do gasto pelo produtor com a agroquímicos (R\$ por hectare).
Mão de obra fixa e temporária	Logaritmo natural de quantidade de diárias-homem (dh por hectare).

Fonte: elaborado com base em Ouedraogo (2015) e Kelemu & Negatu (2016).

As informações coletadas a respeito da produção total de café, em cada propriedade (em sacas beneficiadas de 60 kg), foram tratadas por meio da fronteira estocástica da produção, pelo fato de se considerar que a mensuração da ineficiência dos produtores de café pode ter sido influenciada por fatores externos incontroláveis e, assim, é possível proteger-se de análises erradas. Nesse contexto, para determinar os vários coeficientes, adotaram-se estimadores de máxima verossimilhança (EMV), e o pacote econométrico Stata 15. A escolha desse pacote estatístico se deve ao fato de ele ser amplamente utilizado em estudos agropecuários (Anang et al., 2016; Kelemu & Negatu, 2016; Abdul-Salam & Phimister, 2017; Alem et al., 2018; Jote et al., 2018; Ali et al., 2019). Nessa lógica, em cada parte do estudo da eficiência técnica, analisaram-se os fatores determinantes na produção de café, tendo-se considerado as variáveis descritas (na Tabela 3).

Tabela 3. Fatores determinantes da eficiência técnica

Variáveis	Tipo	Formação	Descrição
Amostra de solo (z_1)	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Amostragem de solo no ano 2020.
Análise de folha (z_2)	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Amostragem de folhas no ano 2020.
Amostra de pragas (z_3)	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Amostragem de incidência de pragas na lavoura, no ano 2020.
Adubação verde (z_4)	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Plantio de leguminosas em consorciação.
Adubação orgânica (z_5)	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Adoção de adubação com compostos orgânicos.
Agricultura de precisão (z_6)	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Adoção de técnicas de agricultura de precisão.
Comercialização com armazém (z_7)	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Comercializa o café com um armazém.
Comercialização com cooperativa (z_8)	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Comercializa o café com uma cooperativa.
Conservação de solo (z_{11})	Discreta	0 a 5	Quantidade de práticas adotadas.
Escolaridade (z_{12})	Dummy	0 = Até ensino médio 1 = Ensino Superior	Nível de formação escolar dos produtores.
Seguro (z_{13})	Dummy	0 = Não realiza 1 = Realiza	Contratação de seguro agrícola para a produção.
Softwares (z_{14})	Discreta	0 a 5	Quantidade de softwares utilizados.
Tipo de colheita (z_{15})	Dummy	0 = Manual e Semimecanizado 1 = Mecanizado	Forma de colheita adotada pelo produtor.

Fonte: elaborado com base em Kelemu & Negatu (2016).

Mensuração da eficiência técnica

A adoção de métodos paramétricos para a apuração dos indicadores de eficiência são os mais utilizados, pois são baseados em técnicas econométricas e priorizam a estimativa de parâmetros para fronteiras estocásticas (produção ou custo). Assim, nesses modelos de fronteira estocástica, é reconhecido o erro aleatório em torno da fronteira de produção estimada. A função de fronteira estocástica de produção é descrita por Battese & Coelli (1995), conforme a seguir:

$$Y_{it} = \exp(x_{it} \beta + V_{it} U_{it}) \quad (1)$$

em que: Y_{it} denota a produção da t -ésima observação da amostra utilizada ($t = 1, 2, \dots, T$) para a i -ésima firma da amostra utilizada ($i = 1, 2, \dots, N$); \exp é uma função de produção que expõe a tecnologia de produção adotada (Cobb-Douglas); x_{it} é um vetor dos valores utilizados de fatores de produção na t -ésima observação para a i -ésima firma; β é um vetor dos valores de parâmetros que serão estimados; V_{it} é o termo de erro aleatório, que assume a forma independente e é identicamente distribuído (i.d.d.) de U_{it} , que é o termo de erro associado à ineficiência técnica, identicamente distribuído (i.d.d.), e é alcançado por truncamento da distribuição normal, média $z_{it}\delta$ e variância σ^2 ; z_{it} é o vetor das variáveis determinantes da ineficiência técnica; e δ é o vetor dos coeficientes que serão encontrados.

Na análise da ineficiência técnica, adota-se que o *output* (Y) assume a posição de variável dependente, em que se busca a maximização, e as demais variáveis (x) são os *inputs*. Nessa análise, desconsideram-se os preços dos fatores, adotando-se apenas as quantidades utilizadas de *inputs* e *outputs*. Para desenvolver esse modelo, existe a possibilidade de “orientação para *output*” ou “orientação para *input*”. Esta pesquisa adotou a “orientação para *output*”. Dessa forma, o modelo de fronteira estocástica da produção é descrito do seguinte modo (Kumbhakar et al., 2015):

$$\ln y_i = \ln y_i^* - u_i \quad u_i \geq 0 \quad (2)$$

$$\ln y_i^* = f(x_i, \beta) + v_i \quad (3)$$

em que: i apresenta a quantidade de observações das firmas; y_i é o volume de *output*; x_i é o vetor $j \times 1$ dos *inputs*; β representa o vetor $j \times 1$; v_i é o termo de erro e $u_i \geq 0$ mostra a ineficiência da produção

O modelo também pode ser designado por meio de:

$$\ln y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad (5)$$

em que: ε_i é o termo de erro (Kumbhakar et al., 2015).

O termo u_i evidencia a diferença de *outputs* que é perdida em função da ineficiência:

$$u_i = \ln y_i^* - \ln y_i \quad (6)$$

em que: $\ln y_i^*$ evidencia o máximo *output* (sem ineficiência), e $\ln y_i$ expõe o *output* atual (com os valores da ineficiência). Desse modo, segundo Kumbhakar et al. (2015), tem-se a seguinte equação:

$$\exp(-u_i) = \frac{y_i}{y_i^*} \quad (7)$$

em que: $\exp(-u_i)$ = percentual entre o máximo *output* possível e o *output* obtido, pelo qual o valor 1 (um) mostra que a firma é totalmente eficiente tecnicamente (100%). Alguns modelos, no entanto, não consideram o termo de erro separado da ineficiência, o que provoca conclusões equivocadas, visto que o termo de erro ε_i é formado por dois componentes: o erro propriamente dito e a ineficiência. Nesse contexto, Aigner et al. (1977) e Meeusen & van den Broeck (1977) consideraram a adoção de um modelo com u_i e v_i separados. Desse modo, os modelos paramétricos de estimação da fronteira estocástica podem ser dos seguintes modos:

- distribuição meio normal;
- distribuição meio normal, com heteroscedasticidade;
- distribuição meio normal truncada.

Ao se analisar o modelo de distribuição meio normal, tem-se:

$$\ln y_i = \ln y_i^* - u_i \quad u_i \geq 0 \tag{8}$$

$$\ln y_i^* = x_i \beta + v_i \tag{9}$$

$$u_i \text{ i.i.d. } N^+(0, \sigma_u^2)$$

$$v_i \text{ i.i.d. } N(0, \sigma_v^2)$$

v_i e u_i são independentes

β , σ_u^2 e σ_v^2 são os parâmetros a serem estimados (Kumbhakar et al., 2015).

Assim, o modelo pode ser descrito (Kumbhakar et al., 2015) da seguinte forma:

$$f(u_i) = f(u_i) = \frac{\frac{1}{\sigma} \theta \left(\frac{u_i}{\sigma} \right)}{1 - \theta(0)} \tag{10}$$

$$f(u_i) = \frac{2}{\sigma} \theta \left(\frac{u_i}{\sigma} \right) = 2(2\pi\sigma^2)^{-\frac{1}{2}}$$

$$\exp \left(\frac{-u_i^2}{2\sigma^2} \right), u_i \geq 0$$

Além disso, torna-se necessária a adoção da função de máxima verossimilhança, que faz parte do contexto do modelo de análise, nas distribuições paramétricas, e que é apresentada da seguinte maneira (Kumbhakar et al., 2015):

$$Li = -\ln \left(\frac{1}{2} \right) - \frac{1}{2} \ln (\sigma_v^2 + \sigma_u^2) + \ln \phi \left(\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}} \right) + \ln \phi \left(\frac{u_i}{\sigma} \right) \tag{11}$$

em que:

$$\mu_i = \frac{-\sigma_u^2 \varepsilon_i}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2} \quad (12)$$

$$\sigma^2 = \frac{-\sigma_v^2 \times \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2} \quad (13)$$

Do mesmo modo, para definir o parâmetro gama (Kumbhakar et al., 2015), tem-se a seguinte expressão:

$$r = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} \quad (14)$$

Para o modelo meio normal, $Y=0$ serve como um teste para a existência de um único componente do termo de erro. Tendo-se os parâmetros definidos, é possível estimar os indicadores de eficiência por meio do modelo de fronteiras estocásticas de produção. Adotando-se Battese & Coelli (1988), tem-se:

$$E = [\exp(-u_i) | \varepsilon_i] = \exp\left(u_i + \frac{1}{2} \sigma^2\right) \phi\left(\frac{u_i}{\sigma} - \sigma\right) \frac{\left(\frac{u_i}{\sigma} - \sigma\right)}{\phi\left(\frac{u_i}{\sigma}\right)} \quad (15)$$

Dessa maneira, o modelo proposto por Aigner et al. (1977) assume que u_i e v_i são homocedásticos (δ_v^2 e δ_u^2 são constantes). Porém, Wang & Schmidt (2002) afirmam que essa consideração gera resultados inconsistentes, o que torna necessária a realização do desenvolvimento, considerando-se a heteroscedasticidade. Segundo Caudill & Ford (1993) e Caudill et al. (1995), tem-se:

$$\sigma_{u,i}^2 = \exp(z'_{u,i} w_u) \quad (16)$$

$$\sigma_{v,i}^2 = \exp(z'_{v,i} w_v) \quad (17)$$

Assim, o modelo empírico utilizado por meio da fronteira estocástica de produção (Cobb-Douglas) pode ser estipulado pela seguinte equação:

$$\ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Área}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{Fertilizantes}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{Defensivos}_{it}) + \beta_4 \ln(\text{Mão de Obra Fixa}_{it}) + \beta_5 \ln(\text{Mão de Obra Temporária}_{it}) + V_{it} U_{it} \quad (18)$$

Dessa forma, para identificar os fatores determinantes da eficiência das firmas da amostra, pelo modelo desenvolvido por Battese & Coelli (1995) – que apura os indicadores de eficiência e seus determinantes em um único estágio –, tem-se a inclusão do vetor de variáveis determinantes.

$$U_{it} = z_{it} \delta + W_{it} \quad (19)$$

em que: W_{it} é a variável aleatória, e esses parâmetros são estimados utilizando-se procedimentos de máxima verossimilhança (Battese & Coelli, 1995). Do mesmo modo, Caudill & Ford (1993) e Caudill et al. (1995) relatam que, pelo modelo adotado, que considera aspectos de heteroscedasticidade, conseguem-se apurar os fatores determinantes da ineficiência, pelos quais é possível desenvolver esses procedimentos em uma ou duas etapas. No presente estudo, adota-se o procedimento em uma etapa, a qual estima os parâmetros conjuntamente (ineficiência e seus determinantes), pelo método da

máxima verossimilhança. Esse procedimento adota a distribuição de u_i como uma função de variáveis exógenas (z_i):

$$E(u) = \sigma \left(\frac{\phi(0)}{\phi(0)} \right) = \sqrt{2 / \pi \exp(z_i' w)} \tag{20}$$

$$\exp \left\{ \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{\pi} \right) + (z_i' w) \right\} \tag{21}$$

Assim, os determinantes da eficiência são estimados pela equação 22 (Kumbhakar et al., 2015) a seguir:

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1(z_{1it}) + \delta_2(z_{2it}) + \delta_3(z_{3it}) + \delta_4(z_{4it}) + \delta_5(z_{5it}) + \delta_6(z_{6it}) + \delta_7(z_{7it}) + \delta_8(z_{8it}) + \delta_9(z_{9it}) + \delta_{10}(z_{10it}) + \delta_{11}(z_{11it}) + \delta_{12}(z_{12it}) + \delta_{13}(z_{13it}) + \delta_{14}(z_{14it}) + \delta_{15}(z_{15it}) + W_{it} \tag{22}$$

RESULTADOS E DISCUSSÕES

O estudo aborda os indicadores de eficiência técnica na produção de café, bem como os fatores determinantes e sua influência, as denominações da fronteira estocástica de produção e a atuação das variáveis sobre ela (Tabela 4).

Tabela 4. Análise descritiva – eficiência técnica.

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Y (output)	107	1.790	842	240	5220
Fertilizantes (NPK)	107	539	375	1	1742
Área	107	27	42	0,5	251
Mão de obra fixa	107	126	232	1	1620
Mão de obra temporária	107	29	50	1	320
Defensivos	107	6.767	0,70	5.012	8.448
Amostra de solo (z_1)	107	0,90	0,24	0	1
Análise de folha (z_2)	107	0,44	0,49	0	1
Amostra de pragas (z_3)	107	0,59	0,49	0	1
Adubação verde (z_4)	107	0,36	0,48	0	1
Adubação orgânica (z_5)	107	0,59	0,49	0	1
Agricultura de precisão (z_6)	107	0,27	0,44	0	1
Comercialização com armazém (z_7)	107	0,045	0,19	0	1
Comercialização com cooperativa (z_8)	107	0,81	0,32	0	1
Conservação de solo (z_{11})	107	2,43	1,36	0	5
Escolaridade (z_{12})	107	0,77	0,76	0	1
Seguro (z_{13})	107	0,46	0,50	0	1
Softwares (z_{14})	107	0,5	1.03	0	5
Tipo de colheita (z_{15})	107	0,65	0,59	0	1

No tocante às variáveis exógenas, é possível verificar (Tabela 4, na coluna Média) que 27% dos produtores praticam agricultura de precisão, e 46% dos produtores contratam seguro agrícola,

enquanto 4,5% e 81% da amostra realiza a comercialização da produção com armazém e cooperativa, respectivamente. A respeito de práticas relacionadas ao processo de produção do café, tem-se que 59% dos produtores utilizam adubação orgânica e 36% realizam adubação verde. Ainda, percebe-se que 59% dos produtores analisados realizam amostragem de pragas, 44% dos produtores fazem análises de folha, e 90% fazem análises de solo todos os anos.

No contexto do diagnóstico e análise dos indicadores de eficiência técnica da produção de café, na região Sul de Minas Gerais, é necessário adotar modelos paramétricos para a determinação da fronteira de produção, para estimar os parâmetros dessa função e obter os valores de ineficiência.

Para se definir qual modelo adotar, é preciso decidir se serão considerados os componentes do erro estatístico, ou não, visto que a não adoção desses componentes supõe a utilização de modelos determinísticos, como o modelo dos mínimos quadrados ordinários. Além disso, a consideração do erro no modelo levará à adoção de outros modelos, geralmente identificados por meio de distribuições paramétricas, como no caso dos modelos meio-normal e meio-normal truncado (Aigner et al., 1977).

No presente estudo, foram desconsiderados os modelos determinísticos em lugar dos modelos com distribuições paramétricas, por haver a necessidade de obtenção dos indicadores de ineficiência. Para confirmar essa possibilidade, adotou-se o teste residual dos mínimos quadrados ordinários, proposto por Lin & Schmidt (1984), que presume que os resíduos do modelo dos mínimos quadrados ordinários devem ser inclinados à esquerda (apresentem sinal negativo no valor da assimetria). No caso da amostragem do presente estudo, o valor da assimetria (-0,8887) corrobora o modelo dos autores citados anteriormente, mostrando que os dados estão consistentes com as especificações da fronteira de produção. No mesmo teste, exibe-se o valor $p=0,0009$ com significância estatística a 1% de probabilidade, por meio do qual rejeita-se a hipótese nula de não assimetria ($H_0 =$ não assimetria).

Adotou-se também o teste proposto por Battese & Coelli (1995), que assume que os resíduos dos mínimos quadrados ordinários são assintoticamente distribuídos, com média igual a zero. O valor encontrado no presente estudo (-3,5176) confirma a rejeição da hipótese nula de não assimetria.

Assim, é possível adotar os modelos meio-normal e meio-normal truncado confirmados pelos testes de assimetria, que comprovam a existência de ineficiência. No entanto, para o modelo meio normal é necessária a realização do teste de razão de verossimilhança (*LR test*), proposto por Battese & Coelli (1995), que adota os valores críticos da tabela de Kodde & Palm (1986). Desse modo, encontrou-se o valor 29,28, com grau de liberdade 1 (somente um parâmetro é restrito ao teste) e, ao consultar-se a tabela de Kodde & Palm (1986), observou-se o valor de 5,412 (estatisticamente significativo ao nível de 1%), o que indica forte rejeição da hipótese nula de não ineficiência técnica ($H_0 =$ não ineficiência técnica), ou seja, há comprovação da existência de ineficiência técnica na amostra.

No entanto, Aigner et al. (1977) adotam os valores de u_i e v_i como homocedásticos, o que afeta os estimadores, proporcionando estimativas inconsistentes. Dessa maneira, é adequado que o modelo apresente aspectos de heteroscedasticidade, como o modelo utilizado no presente estudo.

Ao realizar o teste de razão de verossimilhança considerando-se os modelos paramétricos com heteroscedasticidade, obteve-se que as relevâncias do modelo meio-normal com heteroscedasticidade se justificam sobre os modelos dos mínimos quadrados ordinários e sobre o modelo meio-normal truncado (a 1%), e este modelo foi o mais adequado para explicar a eficiência técnica.

Observaram-se as conclusões da eficiência técnica e as variáveis determinantes, que mostram quais fatores de produção atuam sobre a fronteira estocástica da produção, por meio da utilização da função Cobb-Douglas, tal como as variáveis exógenas que determinam os percentuais de eficiência técnica (Tabela 5). Em razão do tipo de amostragem realizada, nota-se que todas as variáveis designadas como fatores de produção mostram significância estatística a 1% de probabilidade, e que somente uma das cinco variáveis apresenta sinal positivo (condição de monotonicidade).

Tabela 5. Mensuração da ineficiência técnica pela fronteira de produção.

Ineficiência técnica		
Variável	Cobb-Douglas	E(u)
Constante	7,908	
Fertilizantes (NPK)	(0,3425) ***	
Área	0,1691) ***	
Mão de obra fixa	0,0966***	
Mão de obra temporária	0,1317***	
Defensivos	0,0082***	
Amostra de solo		(0,103) **
Análise de folha	(0,70)***	(0,26)**
Amostra de pragas		(0,197) **
Adubação verde		(0,035) ***
Adubação orgânica	(0,70)***	(0,215) ***
Agricultura de precisão		(0,198)***
Comercialização com armazém		0,42***
Comercialização com cooperativa		(0,204) ***
Conservação de solo	(0,46)***	(0,136)***
Escolaridade	0,55***	0,17***
Seguro		(0,094)***
Tipo de colheita		(0,061)***
Parâmetros da variância		
δs^2	0,12***	
Υ	0,871***	
LogLikelihood	-61,76	
Wald Chi2	3,908***	
N.º de observações	94	
Eficiência média	0,5733	

Modelo meio normal com heteroscedasticidade. ***,** Significativa a 1% e a 5% de probabilidade, respectivamente.

Avaliando-se os parâmetros da variância, tem-se $\delta s^2 = 0,12$ e $\Upsilon = 0,871$ estatisticamente significativos a 1% de probabilidade, pois os valores de Υ mostram que 87,1% dos desvios das propriedades, em relação à fronteira de produção, são causados pela ineficiência (12,9% são em função do erro), e que o termo da ineficiência é importante para explicar esses desvios. Estes valores são semelhantes aos encontrados por Obare et al. (2010), com $\Upsilon = 0,82$.

A eficiência técnica média obtida é de 0,5733 (57,33%), com valor mínimo de 0,0375 (3,75%) e máximo de 0,9999 (99,99%), que são similares aos obtidos por Santos et al. (2009), Paula (2013) e Costa & Tavares (2016).

Ao se considerar a produtividade média de 1.790 kg ha⁻¹ (29,84 sc), com eficiência técnica média de 57% (arredondado), a melhoria dessas medidas para 100% proporcionaria um aumento de 22,5 sacas beneficiadas de 60 kg ha⁻¹, com os mesmos recursos, o que elevaria o rendimento médio da produção para 52,3 sacas beneficiadas de 60 kg ha⁻¹.

Assim, por meio dos resultados explicitados pela função Cobb-Douglas, é possível verificar as elasticidades de escala de cada um dos fatores de produção, expostos por meio dos coeficientes. Todos os fatores de produção, exceto fertilizantes (NPK), apresentaram sinais positivos e, em consequência, o aumento das quantidades utilizadas desses fatores pode ocasionar aumentos dos respectivos *outputs*. Portanto, se um produtor aumentar em 1% a área cultivada com café, isto pode acarretar aumentos de 0,1691% no *output* (*ceteris paribus*); estes efeitos são similares aos obtidos por

outros autores (Abdul-Salam & Phimister, 2017; Khanal et al., 2018; Martinez Cillero et al., 2018; Ahmad & Afzal, 2019).

Do mesmo modo, ocorre influência da variável mão de obra, pois, a ocorrência de aumentos de 1% na quantidade de mão de obra fixa e temporária no cultivo do café ocasionará incrementos de produção em 0,0966% e 0,1317%, respectivamente, mantendo-se as demais constantes. A relação positiva desse fator de produção com o *output* é correspondente aos resultados obtidos na literatura (Abdul-Salam & Phimister, 2017; Balogun et al., 2018; Ahmad & Afzal, 2019; Ali et al., 2019).

Os resultados mostrados sobre o uso de fertilizantes na produção de café apontam também uma relação negativa e significativa entre esse fator de produção e o *output*, pois, se um produtor aumentar o uso de fertilizantes à proporção de 10%, gerará redução do *output* em 3,425%, e este foi o fator de produção que apresentou a maior elasticidade de escala, mostrando a importância da utilização desse insumo para a cultura do café. Essa influência negativa e significativa entre esse fator de produção e o *output* pode ser explicado pela teoria de rendimentos decrescentes. Os resultados para defensivos (DEF) mostraram-se significativos e positivamente correlacionado ao *output*, mas com valores de influência muito baixos e, portanto, desprezíveis.

Em razão desses resultados, ainda nesse cenário, é possível verificar como acontecem os rendimentos de escala na produção de café, os quais tornam-se disponíveis por meio da soma das elasticidades de produção de todos os fatores (coeficiente) que resulta em 0,7481, o que mostra uma situação de retornos decrescentes de escala (valor total dos coeficientes é menor que 1). Em outros estudos, houve também o contexto de retornos decrescentes de escala, como no caso de Obare et al. (2010) e Shavgulidze et al. (2017).

Desse modo, explicita-se a análise a respeito da atuação das variáveis exógenas sobre os indicadores de ineficiência, iniciando-se pelo nível de escolaridade dos produtores, que mostra que a formação acadêmica até o nível médio ocasiona maior ineficiência técnica do que o nível superior dos produtores em 17%. Isso quer dizer que produtores com grau superior de educação conseguem ser 17% mais eficientes tecnicamente do que os produtores que têm escolaridade fundamental ou de ensino médio. Essa variável também influencia os valores da fronteira de produção, pela qual os produtores que têm formação em nível superior conseguem aumentar o escopo da produção em até 0,55%, principalmente no tocante à formação acadêmica.

Na comparação entre os indicadores de eficiência individual e o nível de escolaridade dos produtores, foi possível concluir que os produtores da amostra com nível superior foram os que apresentaram os maiores indicadores de eficiência técnica, comprovando os resultados apurados. Esses resultados concordam com os encontrados por Alemu et al. (2017) e Ahmad & Afzal (2019).

Outra variável atuante é o seguro agrícola, pelo qual os produtores que contrataram seguros agrícolas tiveram a eficiência técnica incrementada em até 9,4%, ou seja, os produtores com produção segurada são mais eficientes tecnicamente do que aqueles que não contratam esse tipo de proteção. Concomitantemente, a forma de colheita do café atua, reduzindo a ineficiência (aumentando a eficiência técnica) dos produtores que fazem a colheita mecanizada em 6,1%, ou seja, os produtores que colhem mecanicamente são mais eficientes tecnicamente que os produtores que fazem a colheita manual ou semimecanizada.

A adoção de amostragens de solo, folha e pragas, assim como a forma de adubação orgânica e verde, também contribuem para a redução dos indicadores de ineficiência técnica na produção cafeeira. Produtores que realizam essas práticas têm os seus indicadores de eficiência técnica aumentados em 10%, 26%, 19%, 3% e 21%, respectivamente.

Os resultados no contexto de comercialização indicam que a possibilidade de realização dessa operação proporciona diferenciais para os produtores quanto à eficiência técnica, pois elas são fortemente influenciadoras dos indicadores de ineficiência técnica (estatisticamente significativa a 1%), em que produtores que comercializam com cooperativa tornam-se mais eficientes em 20,4% do que

os demais produtores que adotam outras formas de comercialização. Da mesma maneira, produtores que comercializam com armazéns têm a sua ineficiência técnica aumentada em até 42%.

Nos estudos de eficiência técnica da produção de café, tem-se também a análise dos indicadores de eficiência individualmente (Tabela 6).

Tabela 6. Distribuição dos produtores pelos indicadores de eficiência técnica.

Eficiência técnica	Produtores	Média eficiência técnica – grupo (%)	Participação (%)	Nitrogênio (kg ha ⁻¹)	Produção (kg ha ⁻¹)	Produção de café especial (sacas - totais)
Acima de 90%	12	98,27	12,77	340,73	1.598,42	362,08
De 70% a 89,99%	19	80,53	20,21	282,71	1.507,21	291,53
De 50% a 69,99%	24	59,48	25,53	289,71	524,13	70
De 20% a 49,99%	28	39,00	29,79	253,94	547,39	72,5
Até 19,99%	11	14,64	11,70	150,86	475,18	181,64

Em razão do tipo de amostragem realizada, tem-se que a maioria dos produtores (58%) apresenta níveis de eficiência técnica acima de 50%, o que mostra resultados similares aos encontrados por Balogun et al. (2018) e Ahmad & Afzal (2019). Os valores indicam também que somente 12,77% da amostra apresenta valores superiores a 90% de eficiência técnica e, tem-se que 41,5% exibem indicadores de eficiência técnica menores que 50%. Como a média foi de 57,33%, vê-se que 47 produtores concentram-se acima da média (50%) (Tabela 6).

Ao analisar a produção, verifica-se que os produtores menos eficientes produzem menos de 550 kg ha⁻¹, enquanto os mais eficientes auferem *outputs* entre 1.500 e 1.600 kg ha⁻¹. É possível perceber que os produtores mais eficientes (acima de 90%) são os que mais produzem cafés especiais (362 sacas na média dos produtores de cada grupo). Também existem diferenças importantes quanto à utilização de fatores de produção, pois os produtores mais eficientes (acima de 90%) empregam maiores quantidades de nitrogênio do que os produtores dos demais grupos.

CONCLUSÕES

O objetivo geral desta pesquisa foi mensurar os indicadores de eficiência técnica de produtores de café arábica e identificar os fatores determinantes da eficiência produtiva, na região sul do estado de Minas Gerais, Brasil. Nos últimos anos, a cafeicultura tem sofrido com a queda de preços recebidos pelos produtores e pelo aumento de custos totais, principalmente afetados pela situação de alta de preços dos insumos e da mão de obra. Este fato, atrelado a um cenário de ineficiência na produção, torna a rentabilidade do negócio pouco atrativa, gerando baixa lucratividade (em algumas situações, o cenário é de prejuízos), o que pode acarretar a redução de área cultivada com café, ou até mesmo a saída do produtor dessa atividade para migrar para outras culturas.

O fato de os cafeicultores desenvolverem suas atividades produtivas e comerciais em um mercado de concorrência perfeita, em que não têm nenhum poder sobre os sistemas de precificação do produto, bem como do comportamento desse mercado, determina a necessidade de se conhecer a eficiência técnica dessas propriedades, para encontrar fatores estratégicos que possibilitem o aumento da rentabilidade de sua empresa rural.

Pesquisar a eficiência na cafeicultura é uma das maneiras de contribuir com o alcance de melhores proventos para os produtores rurais, visto que, ao se conhecerem os níveis de eficiência e os fatores determinantes dos diferenciais de eficiência, é possível propor melhores práticas gerenciais e direcionar a elaboração de estratégias nos vários elos da cadeia produtiva da cultura. Desse modo, estudar a eficiência técnica na produção agrícola pode significar a diferença, pois, os conhecimentos sobre o quanto é eficiente e em quais fatores determinantes dessa eficiência o produtor está obtendo um desempenho adequado e, ainda, em que fatores determinantes da eficiência o produtor está falhando,

possibilitam um modo de melhoria da produção, pois ao corrigir aspectos negativos e sobrevalorizar aspectos positivos os produtores terão melhores resultados.

Assim, com base nos resultados encontrados no presente estudo e, em razão do tipo de amostragem realizada, há forte indício de que a produção de café, na região sul de Minas Gerais, apresenta níveis de eficiência técnica abaixo do esperado, que seria superior a 80%, conforme os seguintes autores: Costa & Tavares (2016), que obtiveram eficiência técnica média em 93%; Paula (2013), que verificou a eficiência técnica média em 83,76% na amostra geral, 82,05% na amostra de produtores do Cerrado de Minas Gerais e 87,61% na amostra de produtores do sul de Minas Gerais; e Santos et al. (2009), que verificaram eficiência técnica média de 92,61% e isso se deve pela utilização de recursos de produção e pelos fatores determinantes da eficiência técnica.

Dessa maneira, torna-se adequado que os produtores adotem a utilização de amostras de solo, folhas e pragas, bem como adubação orgânica e verde, aliadas a práticas de conservação do solo, como forma de contribuir para o aumento da produtividade, além de realizar a colheita de forma mecanizada, o que possibilitará o aumento dos percentuais de eficiência técnica. Além dessas práticas operacionais realizadas na propriedade (dentro da porteira), também é preciso que o cafeicultor atente-se ao fato de buscar comercializar a produção com cooperativa, como também adotar seguro agrícola, pois esses aspectos proporcionam que esses percentuais sejam melhorados, tornando-os mais eficientes tecnicamente.

REFERÊNCIAS

- ABDUL-SALAM, Y.; PHIMISTER, E. Efficiency effects of access to information on small-scale agriculture: empirical evidence from Uganda using stochastic frontier and IRT models. **Journal of Agricultural Economics**, v.68, p.494-517, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12194>.
- ABEDULLAH, A.; BAKHSH, K.; AHMAD, B. Technical efficiency and its determinants in potato production, evidence from Punjab, Pakistan. **The Lahore Journal of Economics**, v.11, p.1-22, 2006. DOI: <https://doi.org/10.35536/lje.2006.v11.i2.a1>.
- AHMAD, D.; AFZAL, M. Comparative analysis of Bt and Non-Bt cotton farmers technical efficiency of core cotton zone in Punjab, Pakistan. **Sarhad Journal of Agriculture**, v.35, p.358-368, 2019. DOI: <https://doi.org/10.17582/journal.sja/2019/35.2.358.368>.
- AIGNER, D.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v.6, p.21-37, 1977. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5).
- ALEM, H.; LIEN, G.; HARDAKER, J.B. Economic performance and efficiency determinants of crop-producing farms in Norway. **International Journal of Productivity and Performance Management**, v.67, p.1418-1434, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1108/IJPPM-01-2018-0026>.
- ALEMU, S.H.; van KEMPEN, L.; RUBEN, R. Explaining technical inefficiency and the variation in income from apple adoption in highland Ethiopia: the role of unequal endowments and knowledge asymmetries. **Journal of Agriculture and Rural Development in the Tropics and Subtropics**, v.118, p.31-43, 2017.
- AL-HASSAN, S. Technical efficiency in smallholder paddy farms in Ghana: an analysis based on different farming systems and gender. **Journal of Economics and Sustainable Development**, v.3, p.91-105, 2012.
- ALI, S.; KHAN, A.; KHAN, A.; RIAZ, B. Determinants of technical efficiency of tomato farms in district Peshawar, Khyber Pakhtunkhwa. **Sarhad Journal of Agriculture**, v.35, p.572-578, 2019. DOI: <https://doi.org/10.17582/journal.sja/2019/35.2.572.578>.
- ANANG, B.T.; BÄCKMAN, S.; REZITIS, A. Does farm size matter? Investigating scale efficiency of peasant rice farmers in northern Ghana. **Economics Bulletin**, v.36, p.2275-2290, 2016.
- BALOGUN, O.L.; ADEWUYI, S.A.; DISU, O.R.; AFODU, J.O.; AYO-BELLO, T.A. Profitability and technical efficiency of pineapple production in Ogun state, Nigeria. **International Journal of Fruit Science**, v.18, p.436-444, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1080/15538362.2018.1470594>.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics**, v.20, p.325-332, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF01205442>.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, v.38, p.387-399, 1988. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90053-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(88)90053-X).
- BEMPOMAA, B.; ACQUAH, H. de-G. Technical efficiency analysis of maize production: evidence from Ghana. **Applied Studies in Agribusiness and Commerce**, v.8, p.73-79, 2014. DOI: <https://doi.org/10.19041/APSTRACT/2014/2-3/9>.

- BHENDE, M.J.; KALIRAJAN, K.P. Technical efficiency of major food and cash crops in Karnataka (India). **Indian Journal of Agricultural Economics**, v.62, p.176-192, 2007. DOI: <https://doi.org/10.22004/ag.econ.204514>.
- CAUDILL, S.B.; FORD, J.M. Biases in frontier estimation due to heteroscedasticity. **Economics Letters**, v.41, p.17-20, 1993. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(93\)90104-K](https://doi.org/10.1016/0165-1765(93)90104-K).
- CAUDILL, S.B.; FORD, J.M.; GROPPER, D.M. Frontier estimation and firm-specific inefficiency measures in the presence of heteroscedasticity. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.13, p.105-111, 1995. DOI: <https://doi.org/10.2307/1392525>.
- CEPEA. Centro de Estudos e Pesquisas Estatísticas Aplicadas. **Café: [estatísticas, preços e notícias]**. 2022. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/cafe.aspx>>. Acesso em: 24 jan. 2023.
- CLARIVATE ANALYTICS. **Web of Science**. Disponível em: <<https://www.webofscience.com/>>. Acesso em: 30 maio 2023.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Série Histórica: custos: café arábica: 2003 a 2021**. 2022. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/>>. Acesso em: 24 nov. 2022.
- COSTA, T.B. da; TAVARES, M. Produção de café arábica: análise de eficiência técnica e de escala por meio da análise envoltória de dados – DEA. In: ENCONTRO DE GESTÃO DE NEGÓCIOS, 4., 2016, Uberlândia. [Anais]. Uberlândia: Universidade Federal de Uberlândia, 2016. p.577-592.
- DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. **Econometrica**, v.19, p.273-292, 1951. DOI: <https://doi.org/10.2307/1906814>.
- FARRELL, M.J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)**, v.120, p.253, 1957. DOI: <https://doi.org/10.2307/2343100>.
- GIL, A.C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 4.ed., 12.reimpr. São Paulo: Atlas, 2009. 175p.
- HYUHA, T.S.; BASHAASHA, B.; NKONYA, E.; KRAYBILL, D. Analysis of profit inefficiency in rice production in Eastern and Northern Uganda. **African Crop Science Journal**, v.15, p.243-253, 2007.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal**. 2023. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acesso em: 10 jan. 2023.
- JOTE, A.; FELEKE, S.; TUFA, A.; MANYONG, V.; LEMMA, T. Assessing the efficiency of sweet potato producers in the southern region of Ethiopia. **Experimental Agriculture**, v.54, p.491-506, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0014479717000199>.
- KELEMU, K.; NEGATU, W. Analysis of levels and determinants of technical efficiency of wheat producing farmers in Ethiopia. **African Journal of Agricultural Research**, v.11, p.3391-3403, 2016. DOI: <https://doi.org/10.5897/AJAR2016.11310>.
- KHANAL, U.; WILSON, C.; LEE, B.; HOANG, V.-N. Do climate change adaptation practices improve technical efficiency of smallholder farmers? Evidence from Nepal. **Climatic Change**, v.147, p.507-521, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10584-018-2168-4>.
- KODDE, D.A.; PALM, F.C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. **Econometrica**, v.54, p.1243-1248, 1986. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912331>.
- KOOPMANS, T.C. An analysis of production as an efficient combination of activities. KOOPMANS, T.C. (Ed.). **Activity analysis of production and allocation**. New York: John Wiley, 1951. p.33-97.
- KUMBHAKAR, S.B.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic frontier analysis**. New York: Cambridge University Press, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9781139174411>.
- KUMBHAKAR, S.C.; WANG, H.-J.; HORNCastle, A.P. **A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using Stata**. New York: Cambridge University Press, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9781139342070>.
- LIN, T.-F.; SCHMIDT, P. A test of the Tobit specification against an alternative suggested by Cragg. **The Review of Economics and Statistics**, v.66, p.174-177, 1984. DOI: <https://doi.org/10.2307/1924712>.
- MARDANI, M.; SALARPOUR, M. Measuring technical efficiency of potato production in Iran using robust data envelopment analysis. **Information Processing in Agriculture**, v.2, p.6-14, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.inpa.2015.01.002>.
- MARTINEZ CILLERO, M.; THORNE, F.; WALLACE, M.; BREEN, J.; HENNESSY, T. The effects of direct payments on technical efficiency of Irish beef farms: a stochastic frontier analysis. **Journal of Agricultural Economics**, v.69, p.669-687, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12259>.
- MAURICE, D.C.; JOSEPH, M.; GARBA, A. Analysis of technical inefficiency in food crop production systems among small-scale farmers in some selected local government areas of Adamawa state, Nigeria. **ATBU Journal of Science, Technology & Education**, v.3, p.1-14, 2015.
- MEEUSEN, W.; van den BROECK, J. Technical efficiency and dimension of the firm: some results on the use of frontier production functions. **Empirical Economics**, v.2, p.109-122, 1977. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF01767476>.
- OBARE, G.A.; NYAGAKA, D.O.; NGUYO, W.; MWAKUBO, S.M. Are Kenyan smallholders allocatively efficient? Evidence from Irish potato producers in Nyandarua North district. **Journal of Development and Agricultural Economics**, v.2, p.78-85, 2010.

- OIC. Organização Internacional do Café. **Dados históricos sobre o comércio global de café**. 2022. Disponível em: <http://www.ico.org/new_historical.asp>. Acesso em: 28 jan. 2023.
- OUEDRAOGO, S. Technical and economic efficiency of rice production in the Kou Valley (Burkina Faso): stochastic frontier approach. **Asian Journal of Agriculture and Rural Development**, v.5, p.53-63, 2015.
- PAULA, F.A. de. **Análise da eficiência técnica dos estabelecimentos produtores de café em Minas Gerais**. 2013. 58p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- PRASANNA, R.P.I.R.; LAKMALI, N. Estimating technical efficiency among smallholder potato producers in Welimada, Sri Lanka. **Sri Lanka Journal of Economic Research**, v.4, p.59-74, 2016.
- SANTOS, V.F. dos; VIEIRA, W. da C.; RUFINO, J.L. dos S.; LIMA, J.R.F. de. Análise da eficiência técnica de talhões de café irrigados e não-irrigados em Minas Gerais: 2004-2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.47, p.677-698, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032009000300007>.
- SANUSI, M.M.; ADESOGAN, A.O. Resource use efficiency in sweet potato production in Odeda local government area, Ogun state, Nigeria. **Nigerian Journal of Basic and Applied Science**, v.22, p.111-117, 2014. DOI: <https://doi.org/10.4314/njbas.v22i3.10>.
- SHAVGULIDZE, R.; BEDOSHVILI, D.; AURBACHER, J. Technical efficiency of potato and dairy farming in mountainous Kazbegi district, Georgia. **Annals of Agrarian Science**, v.15, p.55-60, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.aasci.2016.11.002>.
- SIBIKO, K.W.; AYUYA, O.I.; GIDO, E.O.; MWANGI, J.K. An analysis of economic efficiency in bean production: evidence from eastern Uganda. **Journal of Economics and Sustainable Development**, v.4, p.1-10, 2013.
- SQUIRES, D.; TABOR, S. Technical efficiency and future production gains in Indonesian agriculture. **The Developing Economies**, v.29, p.258-270, 1991. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.1991.tb00211.x>.
- USDA. United States Department of Agriculture. **Coffee: World Markets and Trade: 2021/22**. 2022. Disponível em: <<https://downloads.usda.library.cornell.edu/usdaesmis/files/m900nt40f/sq87c919h/8w32rm91m/coffee.pdf>>. Acesso em: 28 nov. 2022.
- VOLPATO, G.L. O método lógico para redação científica. **Revista Eletrônica de Comunicação, Informação & Inovação em Saúde**, v.9, p.1-14, 2015. DOI: <https://doi.org/10.29397/reciis.v9i1.932>.
- WANG, H.-J.; SCHMIDT, P. One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. **Journal of Productivity Analysis**, v.18, p.129-144, 2002.
-