

## IDENTIFICANDO OS DETERMINANTES DA EFICIÊNCIA TÉCNICA NA PRODUÇÃO DE CAFÉ DE MONTANHA EM MINAS GERAIS

Ana Carolina Campana NASCIMENTO<sup>1</sup>  
Moysés NASCIMENTO<sup>1</sup>  
Laís Mayara Azevedo BARROSO<sup>1</sup>  
Lucas Oliveira de SOUSA<sup>2</sup>  
Marcelo José BRAGA<sup>3</sup>

- RESUMO: O objetivo deste estudo foi analisar a eficiência técnica de produtores de café de montanha de Minas Gerais e investigar possíveis fatores que a influenciam. A eficiência técnica das unidades produtivas foi medida utilizando-se a metodologia de Análise Envoltória de Dados (DEA) e então, com base em modelos de regressão quantílica, foram identificados os fatores que explicam os escores de eficiência. Para tanto, foram utilizados dados de 786 produtores do estado de Minas Gerais, referentes ao ano de 2009. Os principais resultados sinalizam que grande parte dos produtores têm operado de forma ineficiente e que os fatores que influenciam o nível de eficiência não são os mesmos para todos os produtores.
- PALAVRAS-CHAVE: Cafeicultura; análise envoltória de dados; regressão quantílica.

### 1 Introdução

A atividade cafeeira tem elevada relevância sócio econômica no Brasil e no mundo. A produção da safra de 2016 foi estimada entre 49,13 e 51,94 milhões de sacas de 60 quilos beneficiadas em uma área total plantada de 1.977,51 mil hectares. No Estado de Minas Gerais está concentrada a maior área destinada ao plantio, com 1.032,9 mil hectares em produção, o que representa cerca de 53% da área cultivada com café no País. Além de Minas Gerais, destacam-se na produção de café, os estados do Espírito Santo, São Paulo, Bahia, Rondônia e Paraná (CONAB, 2016).

Diante da importância dessa cultura, surge a preocupação com a produção de café de qualidade e principalmente, com a eficiência na produção. Especificamente, o desempenho dos produtores de café é afetado por fatores denotados como incontroláveis ou externos, isto é, aqueles sobre os quais o produtor não tem controle (ex.: clima e mercado), e os controláveis ou internos, sobre os quais os produtores têm domínio (ex.:

---

<sup>1</sup> Universidade Federal de Viçosa -UFV, Departamento de Estatística, CEP: 36570-977, Viçosa, MG, Brasil. E-mail: [campanaac@gmail.com](mailto:campanaac@gmail.com); [moysesnascim@ufv.br](mailto:moysesnascim@ufv.br); [lais.azevedobarroso@gmail.com](mailto:lais.azevedobarroso@gmail.com)

<sup>2</sup> Universidade Federal de Mato Grosso - UFMT, Departamento de Zootecnia e Extensão Rural, CEP: 78060-900, Cuiabá, MT, Brasil. E-mail: [lucas.agronegocio@gmail.com](mailto:lucas.agronegocio@gmail.com)

<sup>3</sup> Universidade Federal de Viçosa - UFV, Departamento de Economia Rural, CEP: 36570-977, Viçosa, MG, Brasil. E-mail: [mjbraga@ufv.br](mailto:mjbraga@ufv.br)

alocação dos recursos produtivos). Deste modo, o conhecimento destes fatores torna-se importante, pois estes podem ser causa de maior ou menor rentabilidade.

Neste sentido, diversos autores tem investigado a eficiência de produtores de diferentes culturas. Especificamente, com o objetivo estudar a eficiência de produtores de café, pode-se citar Lima *et al.* (2012) que estudaram os níveis de eficiência econômica dos recursos produtivos da cafeicultura mineira, identificando variações na geração de resultados apurados por meio das metodologias Análise Envoltória de Dados (DEA) e Fronteira Estocástica. Por sua vez, Freire *et al.* (2012) avaliaram a eficiência econômica da alocação dos recursos produtivos da cafeicultura no Sul de Minas Gerais utilizando, também, o modelo de Análise Envoltória de Dados.

Em geral, após a estimação dos índices de eficiência, uma análise para a identificação dos determinantes destes índices é realizada e, para tanto, usualmente se utilizam modelos baseados em erros normais, como os modelos lineares usuais e os modelos Tobit (GONÇALVES *et al.*, 2008; SANTOS *et al.*, 2009; KELLY *et al.*, 2012). Entretanto, ao utilizar estes modelos na identificação dos fatores determinantes dos índices de eficiência, supõe-se que estes fatores influenciam, em média, igualmente todos os produtores. Entretanto, devido a diferenças entre as unidades produtivas (UP), um modelo de regressão único à média, pode não ser adequado, uma vez que, ao estimar apenas um coeficiente para cada variável, considera-se que estas possuem o mesmo efeito no nível de eficiência das UP, independentemente deste nível ser alto ou não (NASCIMENTO *et al.*, 2012).

Visando contornar esta limitação, Chimid *et al.* (2011) e Nascimento *et al.* (2012) aplicaram os modelos de regressão quantílica (KOENKER e BASSETT, 1978) para a identificação de fatores relevantes da eficiência técnica de produtores de leite dos EUA e MG, respectivamente. A estrutura quantílica possibilitou, ao estimar diferentes modelos, um para cada quantil de interesse, identificar diferenças no efeito das variáveis explicativas sobre o nível de eficiência das unidades produtivas. Assim, ao utilizar-se dessa técnica, pressupõe-se que haja a possibilidade de que os fatores determinantes da eficiência de produtores, pouco ou muito eficientes, não sejam os mesmos, ou ainda que estes fatores influenciem de forma diferenciada o nível de eficiência destes produtores.

Neste sentido, este trabalho tem como objetivo determinar o nível de eficiência técnica da cultura de café de montanha de Minas Gerais e investigar os determinantes destes índices de eficiência, com base em modelos de regressão quantílica.

## 2 Material e Métodos

Para o estudo considerou-se informações referentes a 786 produtores de café do Sul/Sudoeste de Minas, Zona da Mata e Vale do Rio Doce, entrevistados, aleatoriamente, por técnicos da Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural do Estado de Minas Gerais (EMATER-MG), para a elaboração do estudo “Caracterização da cafeicultura de montanha de Minas Gerais” (INAES, 2010).

A eficiência técnica das unidades produtivas foi medida através da metodologia não paramétrica de Análise Envoltória dos Dados (DEA), inicialmente proposta por Farrell (1957) e, posteriormente, aprimorada por Charnes *et al.* (1978) e Banker *et al.* (1984). Esta metodologia tem como principal vantagem o fato de não requerer suposições a respeito da forma funcional da fronteira de produção, o que o torna menos sujeito a erros

de especificação. Além disso, é um método de programação linear que não leva em consideração a existência de erros estocásticos, não sendo necessário, portanto, assumir uma distribuição de probabilidade para os erros.

Nesta metodologia, objetiva-se avaliar o desempenho de organizações e atividades, denominadas Unidades Tomadoras de Decisão (*Decision Making Units* - DMU), a partir da comparação do total produzido por unidade de insumo utilizado, com aquele montante que poderia ser produzido dados os mesmos recursos (FERREIRA e GOMES, 2009). Em contraste à análise de regressão, o método DEA se concentra na identificação das melhores práticas ao invés da determinação de um parâmetro médio (VASCONCELLOS *et al.*, 2006).

Os modelos DEA são classificados com respeito ao tipo de superfície envoltória e à orientação. Com relação ao tipo de superfície, tem-se como possibilidades os modelos com “retornos constantes de escala” (CRS), proposto por Charnes *et al.* (1978) e o com “retornos variáveis de escala” (VRS), proposto por Banker *et al.* (1984) que considera a possibilidade de retornos constantes, crescentes e não decrescentes de escala. Por outro lado, com relação à orientação, os modelos podem ser “orientados nos insumos” (*Input-oriented*) ou “orientados nos produtos” (*output-oriented*). No primeiro caso, o parâmetro de eficiência estimado sugere o percentual de redução possível do nível de insumos utilizados, dado um determinado nível de produto. Já o modelo *output-oriented* sugere o percentual de aumento do nível de produtos possível, dado o nível de insumos.

Considerando orientação à insumos, os problemas de programação matemática a serem resolvidos são dados por (1) para retornos constantes à escala e (2) para retornos variáveis à escala:

*Minimizar* <sub>$\theta, \lambda$</sub>   $\theta$

$$\begin{aligned} \text{Sujeito a:} \quad & -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \tag{1}$$

ou

*Minimizar* <sub>$\theta, \lambda$</sub>   $\theta$

$$\begin{aligned} \text{Sujeito a:} \quad & -y_i + Y\lambda \\ & \geq 0 \\ & \theta x_i - X\lambda \\ & \geq 0 \\ & \lambda \geq 0 \\ & N_1' \lambda = 1, \end{aligned} \tag{2}$$

em que  $\theta$  é um escalar cujo valor é a medida de eficiência técnica da  $i$ -ésima DMU;  $\lambda$  é um vetor ( $N \times 1$ ) de constantes;  $y_i$  o vetor de produtos da  $i$ -ésima DMU;  $x_i$  o vetor de insumos para a  $i$ -ésima DMU;  $X$  é uma matriz ( $K \times N$ ) de insumos e  $Y$  é uma matriz ( $M \times N$ ) de produtos; com  $k$  insumos e  $m$  produtos para cada DMU;  $N1$  é um vetor ( $N \times 1$ ) de uns

(MAGALHÃES e CAMPOS, 2006). O valor máximo de  $\theta$  será 1 (um) quando indicar um ponto sobre a fronteira, representando uma DMU tecnicamente eficiente.

Conforme Nogueira (2005), a razão entre as medidas de eficiência técnica com retornos constantes (1) e as medidas com retornos variáveis (2) nos retorna a eficiência de escala das DMUs, de modo que existirá ineficiência de escala para determinada DMU caso o escore de eficiência baseado no modelo com retornos constantes diferir daquele com obtido pelo modelo considerando retornos variáveis.

Na prática, a metodologia DEA identifica uma fronteira onde a performance relativa de todas as DMUs de uma determinada amostra pode ser comparada à(s) melhor(es) firma(s), assumindo, implicitamente, que se uma unidade pode produzir certo nível de produto utilizando determinado nível de insumos, então outras firmas, ponderadas as escalas, também serão capazes de tal feito. Deste modo, o método torna-se muito sensível à presença de observações discrepantes (*outliers*).

Visando obter estimativas mais robustas de eficiência, foram utilizadas técnicas de detecção e exclusão de *outliers*. A detecção foi feita pelo método Jackstrap, conforme descrito em Sousa e Stosic (2005), que consiste na combinação de técnicas de reamostragem de Jackknife e Bootstrap. Para tanto, selecionou-se amostras que continham aproximadamente 10% do número total de propriedades, que correspondem a 80 DMUs e 1.000 replicações Bootstrap, como no estudo de Stosic e Sousa (2003). Os resultados do Jackstrap foram então utilizados em uma função do tipo Heaviside (STOSIC e SOUSA, 2003) que determina o ponto de corte para excluir da amostra aquelas observações consideradas influentes.

Uma vez obtidas as estimativas dos índices de eficiência das unidades produtivas, o passo seguinte consiste em tentar identificar os principais fatores determinantes destes índices. Adicionalmente, busca-se verificar se as unidades produtivas mais eficientes são afetadas diferentemente daquelas de menor nível de eficiência por algumas características em comum. Em outras palavras, deseja-se identificar os impactos de variáveis, relacionadas ao desempenho da unidade produtiva, ao longo dos diferentes quantis da distribuição dos índices de eficiência e não só a influência média das mesmas. Para tanto, foram ajustadas regressões lineares quantílicas em que a variável dependente é o índice de eficiência técnica, obtido por meio da minimização descrita em (4).

Diferentemente da regressão clássica linear, que estima modelos para funções médias condicionais, o método de Regressão Quantílica (RQ) oferece instrumentos de estimativas de modelos para funções quantis condicionais, o que possibilita a investigação dos impactos das variáveis independentes sobre a eficiência técnica ao longo dos diferentes níveis de eficiência.

A ideia básica é estimar o  $p$ -ésimo quantil de eficiência condicional sobre as diferentes variáveis explicativas, assumindo que esse quantil pode ser expresso como uma função linear dessas variáveis. O  $p$ -ésimo quantil de  $Y$ , a variável dependente, com  $0 < p < 1$ , é definido como:  $F^{-1}(p) = \inf\{y: F(y) \geq p\}$ , em que  $F$  é a função de distribuição contínua (não condicional) de  $Y$ :  $F(y) = P(Y \leq y)$ .

No caso linear, a variável dependente  $Y$  é uma função de  $X$  da forma:  $Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i$ , em que  $\beta$  é o vetor de parâmetros e  $\varepsilon_i$  é o vetor de erros aleatórios. Assim, a função quantílica condicional da variável dependente  $Y$ , dada a matriz das variáveis explicativas  $X$ , pode então ser definida como em (3) (MENDES e SOUSA, 2006):

$$Q_p(y|X) = X\beta^p, \quad p \in [0,1] \quad (3)$$

O estimador de  $\beta$  é encontrado a partir da solução da seguinte função objetivo:

$$\min_{\beta^p} \sum_{y_i \geq x_i \beta^p} p |y_i - x_i \beta^p| + \sum_{y_i < x_i \beta^p} (1-p) |y_i - x_i \beta^p| \quad (4)$$

A função objetivo anterior é uma soma ponderada dos desvios absolutos, provendo uma medida local robusta, tal que o vetor de coeficientes estimado não é sensível a observações extremas da variável dependente.

Segundo Missio *et al.* (2015) a RQ é menos sensível à *outliers* e consegue lidar melhor com possíveis problemas de heterocedasticidade dos erros e, quando os estes não seguem uma distribuição Gaussiana, os estimadores de RQ podem ser mais eficientes que os estimadores de MQO. Ademais, os coeficientes estimados para os diferentes quantis podem ser interpretados como variações na variável dependente causadas por mudanças nos regressores em diferentes pontos da distribuição condicional da variável dependente.

Considerando que as variáveis explicativas não afetam igualmente os diferentes níveis de eficiência técnica, foram estimadas regressões para os seguintes quantis: 0,05 (5%), 0,50 (mediana) e 0,95 (95%). Sendo o  $p$ -ésimo quantil condicional do nível de eficiência dado por:

$$Q_p(y_i | z_1, z_2, z_3, z_4, z_5, z_6, z_7, z_8, z_9) = \beta_0 + \sum_{j=1}^9 \beta_j z_j, \quad p \in [0,1]. \quad (5)$$

em que  $y_i$  é o índice de eficiência técnica;  $z_1$  é a altitude da propriedade (m);  $z_2$  é a distância entre a propriedade e a sede do município (km);  $z_3$  percentual da área utilizada para a produção do café (%);  $z_4$  é o tempo em que o produtor está na atividade (anos);  $z_5$  é o número de variedades produzidas;  $z_6$  é uma variável dummy que recebe valor 1 se o produtor participa de cooperativas e 0 caso contrário;  $z_7$  é uma variável dummy que recebe valor 1 se o produtor tem outra atividade além da cafeicultura e 0 caso contrário;  $z_8$  é uma variável dummy que recebe valor 1 se o produtor recebe assistência técnica e 0 caso contrário; e,  $z_9$  é uma variável dummy que recebe valor 1 se a produção é mecanizada e 0 caso contrário.

Para verificar se os coeficientes estimados diferem realmente entre as equações estimadas para os três quantis (5%, 50% e 95%), fez-se o uso do teste de Wald, cujas hipóteses a serem testadas são:

$$H_0 : \beta_j^{(p_i)} = \beta_j \quad \forall p_i \quad \text{versus} \quad H_1 : \beta_j^{(p_i)} \neq \beta_j^{(p'_i)}, \quad \text{para } p_i \in [0,1] \text{ e } j = 1, 2, \dots, 7.$$

Sob hipótese nula a estatística do teste de Wald (W) tem distribuição com  $j$  graus de liberdade (KOENKER e BASSET, 1982).

Caso as hipóteses testadas sejam rejeitadas ( $P < 0,05$ ), tem-se que o impacto das variáveis estudadas nos níveis de eficiência, não é o mesmo para todos os produtores analisados, logo, resultados baseados em um modelo de regressão único podem não ser adequados.

O cálculo da eficiência das propriedades analisadas, foi realizado utilizando-se o pacote Benchmark (BOGETOFT e OTTO, 2015) e a estimação dos parâmetros das regressões para os quantis condicionais e as demais análises foram realizadas utilizando-se o pacote quantreg (KOENKER, 2006) do *software* livre R (R CORE TEAM, 2016).

### 3 Resultados e Discussão

Utilizando o método *Jackstrap* e tomando como base na função *Heaviside*, observou-se que 33 propriedades apresentaram níveis de eficiência atípicos e foram consideradas *outliers*. Desta forma, essas propriedades foram descartadas da análise e então, os índices de eficiência e, posteriormente, o estudo de seus determinantes foram analisados tomando como base as informações de 753 propriedades cafeeiras de Minas Gerais.

A Tabela 1 informa as principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação dos índices de eficiência técnica e de escala. De modo geral, percebeu-se grande heterogeneidade entre os produtores amostrados, uma vez que todas as variáveis estudadas possuem altos valores de coeficiente de variação (CV) (Tabela 1).

Tabela 1 - Estatísticas de produção, área para produção e gastos com mão de obra e insumos, Minas Gerais, 2009

| Variáveis                      | Mínimo | Média      | Máximo       | Desvio-padrão | CV (%) |
|--------------------------------|--------|------------|--------------|---------------|--------|
| Produção café (sacas de 60 kg) | 5,00   | 1.040,05   | 17.200,00    | 1.594,29      | 153,29 |
| Área para produção (ha)        | 1,20   | 41,10      | 564,00       | 57,41         | 139,68 |
| Custo mão de obra (R\$/ano)    | 150,00 | 115.170,00 | 2.116.000,00 | 191.691,12    | 166,44 |
| Custo insumo (R\$/ano)         | 25,00  | 71.503,77  | 2.000.000,00 | 126.771,39    | 177,29 |

CV (%) = coeficiente de variação (%).

Considerando o modelo DEA com retornos constantes à escala (CRS), observou-se que as propriedades cafeeiras estudadas apresentaram expressivo grau de ineficiência técnica, uma vez que a maioria das propriedades tiveram índice de eficiência entre 0,25 e 0,50, com índice médio de 0,37 (Tabela 2). Este resultado indica que as propriedades não estão produzindo de forma eficiente e, portanto, mudanças na alocação dos fatores de produção podem ser feitas de modo a tornar estes produtores mais eficientes. Além disso, apenas 13 propriedades (1,73%) foram consideradas totalmente eficientes, servindo como referência para os demais produtores (Tabela 2).

Tabela 2 - Distribuição de frequências absolutas e relativas, segundo intervalos, dos escores de eficiências técnica e de escala da cafeicultura de montanha de Minas Gerais, Minas Gerais, 2009

| Medidas de Eficiência | Eficiência Técnica |        |                |        | Eficiência de Escala |        |
|-----------------------|--------------------|--------|----------------|--------|----------------------|--------|
|                       | CRS                |        | VRS            |        | f <sub>i</sub>       | %      |
|                       | f <sub>i</sub>     | %      | f <sub>i</sub> | %      |                      |        |
| $E < 0,25$            | 174                | 23,11  | 113            | 15,01  | 14                   | 1,86   |
| $0,25 \leq E < 0,50$  | 459                | 60,96  | 418            | 55,51  | 34                   | 4,52   |
| $0,50 \leq E < 0,75$  | 92                 | 12,22  | 158            | 20,98  | 97                   | 12,88  |
| $0,75 \leq E < 1,00$  | 15                 | 1,99   | 28             | 3,72   | 595                  | 79,02  |
| $E = 1,00$            | 13                 | 1,73   | 36             | 4,78   | 13                   | 1,73   |
| Total                 | 753                | 100,00 | 753            | 100,00 | 753                  | 100,00 |
| Mínimo                |                    | 0,02   |                | 0,07   |                      | 0,05   |
| Média                 |                    | 0,37   |                | 0,44   |                      | 0,86   |
| Máximo                |                    | 1,00   |                | 1,00   |                      | 1,00   |
| Desvio Padrão         |                    | 0,18   |                | 0,21   |                      | 0,18   |
| CV (%)                |                    | 47,95  |                | 47,68  |                      | 21,06  |

CV (%) = coeficiente de variação (%).

Quando se considerou o modelo DEA com pressuposição de retornos variáveis à escala (VRS), observou-se também uma maior predominância das propriedades cafeeiras no intervalo de eficiência entre 0,25 e 0,50, porém com índice de eficiência médio um pouco superior, igual a 0,44 (Tabela 2). Em contrapartida, por este modelo, 46 propriedades (4,78%) foram consideradas totalmente eficientes, estando portanto sobre a fronteira de produção de retornos variáveis - VRS (Tabela 2). Uma vez que 23 propriedades que não estavam sobre a fronteira CRS encontram-se na fronteira de retornos variáveis (VRS), tem-se que estas propriedades não possuem problemas quanto ao uso excessivo de insumos, mas sim problemas quanto à escala de produção inadequada.

Os resultados quanto à eficiência de escala evidenciaram que a grande maioria das propriedades consideradas neste estudo, 595 ou 79,02%, registrou escores de eficiência entre 0,75 e 1,00 e, além disso, que apenas 13 (1,73%) alcançaram a máxima eficiência de escala. Estas 13 propriedades plenamente eficientes quanto à escala, são aquelas que obtiveram índice de eficiência técnica unitário também nos modelos com retornos constantes e variáveis de escala (Tabela 2).

Além disso, os resultados associados aos modelos CRS e VRS sugerem que as propriedades cafeeiras podem reduzir uma parcela considerável de insumos utilizados sem, no entanto, comprometer a quantidade de café produzida. A redução indicada é de, em média, 63% no modelo CRS e, em média, 56% no modelo que considera retornos variáveis de escala. Em termos médios de eficiência de escala, observa-se que as propriedades podem ampliar suas escalas de produção em 14% (Tabela 2).

Ademais, os valores dos coeficientes de variação descritos mostram ainda que existe uma maior homogeneidade entre os produtores de café de MG em termos da escala de produção do que em relação ao uso incorreto dos fatores produtivos (Tabela 2).

Considerando os resultados do modelo que considera retornos constantes à escala, tem-se que a distribuição dos índices de eficiência obtidos apresenta assimetria à direita. A assimetria observada nestes índices dá suporte ao estudo com base nos quantis de eficiência e não em relação ao seu nível médio, dado que a média, neste caso, não é a medida que melhor representa a distribuição dos mesmos (Figura 1).

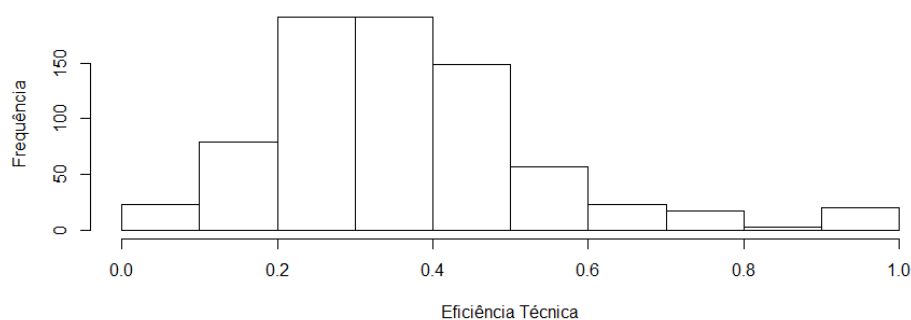


Figura 1 - Distribuição dos níveis de eficiência técnica estimados via modelo DEA CRS, Minas Gerais, 2009.

Para tentar explicar os determinantes da eficiência dos produtores de café foram estimadas regressões quantílicas para diferentes quantis de eficiência, buscando verificar como os produtores são influenciados pelas características da administração da propriedade rural. As estimativas dos modelos são apresentadas na Tabela 3.

De modo geral, as variáveis relacionadas à experiência do produtor (medida pelo tempo na atividade) e à participação em cooperativas foram importantes para explicar as diferenças entre os índices de eficiência nos três grupos de produtores estudados. Se por um lado, a experiência do produtor mostrou-se importante para aumentar a eficiência dos mesmos, o fato de o produtor participar de cooperativas, atua no sentido inverso, isto é, os produtores que participam de cooperativas apresentam menores índices de eficiência do que aqueles que não participam, independentemente do nível de eficiência (Tabela 3).

Dentre os produtores menos eficientes, regressão estimada para o 5º quantil, apenas o coeficiente associado à variável "produção mecanizada", não se apresentou significativo, o que indica que, para os produtores menos eficientes, este não é fator relevante para explicar as diferenças observadas nos índices de eficiência (Tabela 3). Neste grupo, observou-se como fatores mais relevantes para o aumento da eficiência: a experiência do produtor, o maior número de variedades produzidas e o fato do mesmo receber assistência técnica. Por outro lado, neste grupo, aqueles produtores que utilizaram um maior percentual de área para cafeicultura, que participam de cooperativas e que possuem outras atividades remuneradas, não estão entre aqueles de maior eficiência.

Para os produtores medianos (50º quantil), os resultados em termos de sinal e magnitude dos coeficientes foram semelhantes aos do grupo menos eficiente, com exceção às variáveis altitude, distância do centro da cidade, percentual de área utilizada e assistência técnica. Neste grupo, estes fatores não apresentaram-se importantes para explicar os diferentes níveis de eficiência técnica. Com exceção do percentual de área



utilizada, as variáveis citadas anteriormente foram relevantes apenas para explicar as diferenças entre os produtores do grupo menos eficiente (5º quantil) (Tabela3).

Tabela 3 - Estimativa dos parâmetros das regressões quantílicas, Minas Gerais, 2009

| <i>Variáveis Explicativas</i> | <i>Coefficientes</i>                 |                                      |                                     |
|-------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|
|                               | 5º quantil                           | 50º quantil                          | 95º quantil                         |
| Intercepto                    | -0,17114 <sup>***</sup><br>(0,04307) | 0,25521 <sup>***</sup><br>(0,06003)  | 0,47451 <sup>***</sup><br>(0,14594) |
| Distância                     | 0,00060 <sup>**</sup><br>(0,00024)   | 0,00075 <sup>ns</sup><br>(0,00077)   | 0,00080 <sup>ns</sup><br>(0,00178)  |
| Altitude                      | 0,00013 <sup>***</sup><br>(0,00005)  | 0,00000 <sup>ns</sup><br>(0,00004)   | -0,00010 <sup>ns</sup><br>(0,00013) |
| Percentual da área utilizada  | -0,01773 <sup>***</sup><br>(0,00568) | -0,01170 <sup>ns</sup><br>(0,01991)  | 0,20785 <sup>***</sup><br>(0,05888) |
| Tempo na atividade            | 0,04195 <sup>***</sup><br>(0,00672)  | 0,02751 <sup>**</sup><br>(0,01164)   | 0,04398 <sup>*</sup><br>(0,02384)   |
| Varietades produzidas         | 0,02387 <sup>***</sup><br>(0,00679)  | 0,01982 <sup>***</sup><br>(0,00757)  | 0,00506 <sup>ns</sup><br>(0,02547)  |
| Participa de cooperativas?    | -0,02199 <sup>*</sup><br>(0,01209)   | -0,02884 <sup>**</sup><br>(0,01458)  | -0,08775 <sup>*</sup><br>(0,04816)  |
| Outra atividade?              | -0,02312 <sup>**</sup><br>(0,01073)  | -0,04140 <sup>***</sup><br>(0,01285) | -0,02658 <sup>ns</sup><br>(0,04429) |
| Assistência técnica?          | 0,04309 <sup>***</sup><br>(0,01369)  | -0,01893 <sup>ns</sup><br>(0,02132)  | -0,04995 <sup>ns</sup><br>(0,05864) |
| Produção é mecanizada?        | -0,01576 <sup>ns</sup><br>(0,01509)  | 0,00126 <sup>ns</sup><br>(0,01413)   | 0,17093 <sup>***</sup><br>(0,04436) |

( ) erros-padrão *bootstrap* das estimativas; ns, \*\*\*, \*\* e \* não significativo e significativos em nível de 1%, 5% e 10% de probabilidade, respectivamente.

No grupo dos produtores mais eficientes (95º quantil), as variáveis mais relevantes na explicação da eficiência foram o percentual de área utilizada, a experiência (medida pelo tempo na atividade), a participação em cooperativas e a mecanização da produção. Dentre estas, aquelas mais importantes para o aumento da eficiência são aquelas referentes à área e à mecanização. Neste grupo, aqueles produtores cuja área destinada ao café e os investimentos em mecanização são maiores, são também os de maior eficiência técnica.

A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de Wald, que testou a hipótese nula de igualdade entre as equações ajustadas para os três quantis. Observa-se que existe diferença significativa entre os coeficientes estimados para as variáveis altitude, percentual de área utilizada, assistência técnica e mecanização (Tabela 4).

Tabela 4 - Resultados dos testes de Wald nos modelos estimados

| <i>Variáveis Explicativas</i> | <i>Prob(F)</i>       |                      |                      |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                               | 0,05 e 0,50          | 0,05 e 0,95          | 0,50 e 0,95          |
| Distância                     | 0,0382 <sup>ns</sup> | 0,0130 <sup>ns</sup> | 0,0008 <sup>ns</sup> |
| Altitude                      | 6,5331*              | 2,7778*              | 0,5495 <sup>ns</sup> |
| Percentual da área utilizada  | 0,0926 <sup>ns</sup> | 14,6530***           | 14,4283***           |
| Tempo na atividade            | 1,3088 <sup>ns</sup> | 0,0069 <sup>ns</sup> | 0,4242 <sup>ns</sup> |
| Variedades produzidas         | 0,1997 <sup>ns</sup> | 0,5216 <sup>ns</sup> | 0,3505 <sup>ns</sup> |
| Participa de cooperativas?    | 0,1668 <sup>ns</sup> | 1,7923 <sup>ns</sup> | 1,5612 <sup>ns</sup> |
| Outra atividade?              | 1,4600 <sup>ns</sup> | 0,0059 <sup>ns</sup> | 0,1172 <sup>ns</sup> |
| Assistência técnica?          | 7,5151**             | 2,4433 <sup>ns</sup> | 0,2883 <sup>ns</sup> |
| Produção é mecanizada?        | 0,8701 <sup>ns</sup> | 16,3294***           | 15,0252***           |

ns, \*\*\*, \*\* e \* não significativo e significativos em nível de 1%, 5% e 10% de probabilidade, respectivamente.

Especificamente, o impacto das variáveis altitude e assistência técnica sobre os índices de eficiência dos produtores do grupo menos eficiente (5º quantil) é diferente dos demais grupos. Desta forma, se neste grupo o fato do produtor receber assistência ajuda no aumento do nível de eficiência técnica, para os demais produtores isso não é verdade. Por outro lado, investimentos em mecanização e um aumento no percentual de área destinada à cafeicultura são fatores que podem aumentar o nível de eficiência daqueles produtores que pertencem ao grupo mais eficiente (95º quantil).

Uma vez que se identificou que os fatores que determinam a eficiência técnica dos produtores não são os mesmos ou, se são, não tem o mesmo efeito sobre todos os produtores, um estudo mais detalhado, via regressão quantílica, mostra-se mais adequado em substituição aos modelos únicos, normalmente utilizados, uma vez que estimativas baseadas apenas na média da eficiência podem levar à adoção de políticas errôneas por parte dos produtores, já que o efeito das variáveis não é o mesmo para todos eles.

## Conclusões

Observou-se um baixo índice de eficiência técnica entre os produtores de café estudados, de aproximadamente 0,37. Desta forma, é possível que as propriedades cafezeiras reduzam uma parcela considerável de insumos utilizados sem, no entanto, comprometer a quantidade de café produzida.

De modo geral, os fatores estudados não têm o mesmo impacto no aumento da eficiência para todos os produtores. Especificamente, têm-se: i) para os produtores menos eficientes (5º quantil), as variáveis de maior impacto na no aumento da eficiência foram o tempo na atividade, variedades produzidas e se o produtor recebe assistência técnica. ii) Por outro lado, para os produtores de eficiência mediana (50º quantil), mostraram-se importantes a experiência do produtor e o número de variedades produzidas. iii) Para aqueles produtores mais eficientes (95º quantil), um maior percentual de terra utilizado e de mecanização da produção são diferenciais para o aumento da eficiência. Estes resultados sinalizam a necessidade de adoção de diferentes estratégias por parte dos produtores na busca pelo aumento da eficiência técnica, já que o efeito das variáveis estudadas não é o mesmo para todos eles.

## Agradecimentos

Aos revisores e editor pelas sugestões.

NASCIMENTO, A. C. C.; NASCIMENTO, M.; BARROSO, L. M. A.; SOUSA, L. O.; BRAGA, M. J. Identifying technical efficiency determinants of coffee mountain production in Minas Gerais. *Rev. Bras. Biom.*, Lavras, v.35, n.3, p.461-473, 2017.

- *ABSTRACT: The main objective of this study was to analyze the technical efficiency of mountain coffee producers of Minas Gerais and to investigate factors that influence it. The technical efficiency of production units was measured using the Data Envelopment Analysis (DEA) and then, based on quantile regression models, we identified the factors that explain the efficiency scores. For this, we used data of 786 producers of Minas Gerais, for the year 2009. The main results indicate that most producers have operated inefficiently and that the factors that influence the level of efficiency are not the same for all producers.*
- *KEYWORDS: Coffee; data envelopment analysis; quantile regression.*

## Referências

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

BOGETOFT, P.; OTTO, L. (2015). *Package 'Benchmarking'. Benchmark and frontier analysis using DEA and SFA*. Disponível em: <http://www.r-project.org>. (Acesso: 12 jun. 2015).

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

CHIDMI, B.; SOLÍS, D.; E. CABRERA, V. E. Analyzing the sources of technical efficiency among heterogeneous dairy farms: A quantile regression approach. *Journal of Development and Agricultural Economics*. v.3, n.7, p.318-324, 2011.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. *Acompanhamento da safra brasileira de café, v. 2 – Safra 2016, n.1 - Primeiro Levantamento*, Brasília, p. 1-68, jan.2016  
Disponível em:  
[http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/16\\_01\\_20\\_17\\_01\\_56\\_boletim\\_cafe\\_-\\_janeiro\\_2016.pdf](http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/16_01_20_17_01_56_boletim_cafe_-_janeiro_2016.pdf). (Acesso: 15 ago. 2016).

FARREL, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, p.253-290, 1957.

FERREIRA, C. M. de C.; GOMES, A. P. *Introdução à Análise Envoltória de Dados: Teoria, Modelos e Aplicações*. 1ed. Viçosa: Editora UFV, 2009. 390p.

FREIRE, A. H.; REIS, R. P.; LIMA, D. P. M.; FONTES, R. E. Eficiência econômica da cafeicultura no sul de minas gerais: uma abordagem pela análise envoltória de dados. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, Lavras, v.14, n.1, p.60-75, 2012.

GONÇALVES, R. M. L.; VIEIRA, W. C.; LIMA, J. E. *et al.* Analysis of technical efficiency of milk-producing farms in Minas Gerais. *Economia Aplicada*, v.12, n.2, p.321-335, 2008.

INSTITUTO ANTÔNIO ERNESTO DE SALVO – INAES. *Caracterização da cafeicultura de montanha de Minas Gerais*. Belo Horizonte: INAES, 2010. 300p.

KELLY, E.; SHALLOO, L.; GEARY, U.; KINSELLA, A.; THORNE, F.; WALLACE, M.. The associations of management and demographic factors with technical, allocative and economic efficiency of Irish dairy farms. *Journal of Agricultural Science*, v.150, p.738–754, 2012.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v.46, n.1, p.33-50, 1978.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica*, v.50, n.1, p.43-61, 1982.

KOENKER, R. (2006). *Quantile Regression in R: A Vignette*. Disponível em: <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/rq/vig.pdf>. (Acesso: 12 jun. 2015).

LIMA, A. L. R.; REIS, R. P.; ALVES, R. C. Fronteira de produção e eficiência econômica da cafeicultura mineira. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, Lavras, v.14, n.2, p.268-285, 2012.

MAGALHÃES, K. A.; CAMPOS, R. T. Eficiência técnica e desempenho econômico de produtores de leite no Estado do Ceará, Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.44, n.4, p.695-711, 2006.

MENDES, C. C.; SOUSA, M. C. S. Demand for locally provided public services within the median voter's framework: the case of the Brazilian municipalities. *Applied Economics*, v.38, n.3, p.239-251, 2006.

MISSIO, F. J.; JAYME JR., F. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Desenvolvimento Financeiro e Crescimento Econômico: Teoria e Evidência Empírica para as Unidades Federativas do Brasil(1995-2004). *Análise Econômica*, n.63, p.191-227, 2015.

NASCIMENTO, A. C. C.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J.; NASCIMENTO, M.; GOMES, A. P. Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. *R. Bras. Zootec.*, v.41, p.783-789, 2012.

NOGUEIRA, M. A. *Eficiência técnica na agropecuária das microrregiões brasileiras*. 2005. 105 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.

R CORE TEAM. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, disponível em: <http://r-project.org>, 2016.

SANTOS, V. F.; VIEIRA, W. C.; RUFINO, J. L. S.; LIMA, J. R. F.. 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, n.3, p.677-698, 2009.

SOUSA, M. C.; STOSIC, B. Technical Efficiency of the Brazilian Municipalities: Correcting Nonparametric Frontier Measurements for Outliers. *Journal of Productivity Analysis*, v.24, n.2, p.157-181, 2005.

STOSIC, B.; SOUSA, M. C. *Jackstrapping DEA Scores for Robust Efficiency Measurements*. Texto para Discussão (Campinas), UnB, Brasília, n.291, p.4-26, 2003.

VASCONCELLOS, V. A.; CANEN, A. G.; LINS, M. P. E. Identificando as melhores práticas operacionais através da associação *benchmarking* - DEA: o caso das refinarias de petróleo. *Pesquisa Operacional*, v.26, n.1, p.51-67, 2006.

Recebido em 16.02.2016

Aprovado após revisão em 11.10.2016