

EFICIÊNCIA TÉCNICA AGROPECUÁRIA NO ESTADO DA BAHIA E SEUS FATORES CONDICIONANTES NO CURTO E LONGO PRAZO

Technical efficiency agriculture in the state of Bahia and its conditioning factors in the short and long term

Diogo Brito Sobreira

Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa - UFV. diogo.sobreira@gmail.com

Soraia Araújo Madeira

Doutoranda em Economia Aplicada pela UFV. soraiamadeira@gmail.com

Carlos Otávio de Freitas

Doutorando e Mestre em Economia Aplicada pela UFV. carlos.freitas87@gmail.com

João Eustáquio de Lima

Doutor em Economia Rural pela Michigan State University. Professor

Titular do Departamento de Economia Rural da UFV. jelima@ufv.br

Resumo: O setor agropecuário baiano apresenta importante papel para o agronegócio brasileiro e, nesse sentido, torna-se relevante desenvolver estratégias que ampliem a competitividade e a eficiência do setor. Portanto, o presente trabalho objetiva analisar os fatores condicionantes da eficiência técnica agropecuária dos municípios baianos por meio de regressões quantílicas, sob a ótica do fluxo de despesas e estoque de capital investido, que representam respectivamente, análises de eficiência no curto e longo prazo. As medidas de eficiência foram obtidas por meio do método *Data Envelopment Analysis* – *DEA* com base em dados retirados do Censo Agropecuário (2006). Para eliminar possíveis observações discrepantes, optou-se pelo método de *Jackstrap*. Os resultados apontaram que, o uso inadequado dos insumos referente às despesas operacionais e a escala incorreta de produção foram os principais problemas nos modelos de curto e longo prazo, respectivamente. Quanto aos condicionantes, conclui-se que os fatores como área total, financiamento e adoção de práticas agrícolas foram capazes de explicar a eficiência técnica tanto no modelo de curto quanto no de longo prazo. O resultado reforça a necessidade de políticas voltadas à ampliação do crédito rural e assistência técnica, de modo a favorecer a eficiência agropecuária dos municípios baianos, bem como a competitividade do setor.

Palavras-Chaves: Valor da produção; DEA; regressão quantílica.

Abstract: The agricultural sector of Bahia plays an important role for Brazilian agribusiness and, in that sense, it is important to develop strategies to enhance the competitiveness and the sector's efficiency. The present study aims to analyze the conditions of agricultural efficiency factors in the municipalities through quantile regressions, from the perspective of the expenses flow and capital stock invested, representing respectively efficiency analysis in the short and long term. The efficiency measurements were obtained using the method *Data Envelopment Analysis* - *DEA* based on data from the Agriculture Census (2006). To eliminate possible outliers, we opted for the *Jackstrap* method. The results showed that the inappropriate use of inputs relating to operating expenses and improper scale of production were the main problems in the short and long term models, respectively. For the conditioning factors, such as total area, financing, adoption of agricultural practices and irrigation technology were able to explain technical efficiency at different levels, both in the short- and long-term model, which reinforces the need for maintenance and expansion policies directed to rural credit and technical assistance in order to enhance the competitiveness and efficiency of agriculture sector in the municipalities of Bahia.

Keywords: Production value; DEA; quantile regression.

1 Introdução

O setor agropecuário desempenha um relevante papel para o desenvolvimento da economia brasileira, visto que promove, além do fornecimento de alimentos, a geração de emprego e renda. No entanto, em face de uma perspectiva baixa do crescimento da economia brasileira em 2017 (1,7%), a produção agropecuária do país está prevista para um crescimento de 3,5% para o referido ano¹. Esse resultado permitirá uma ampliação da participação do Produto Interno Bruto-PIB do agronegócio (que inclui, além da produção agropecuária, os insumos, indústria e distribuição) sobre PIB total do Brasil. Segundo o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2016), espera-se que essa relação, que em 2015 foi de 21,2% do PIB, seja ampliada para 24,8% ao final de 2016². Ademais, ressalta-se que os subsetores que mais contribuíram para este desempenho positivo do agronegócio são aqueles relativos à produção agropecuária e serviços.

Pode-se afirmar que o Estado da Bahia tem contribuído significativamente para esse desempenho no setor agropecuário. Além da vasta extensão territorial, o Estado é caracterizado pela ampla diversidade de biomas, ecossistemas e condições climáticas. Nesse sentido, essa combinação de fatores permite que o Estado baiano obtenha uma matriz produtiva agropecuária diversificada (BAHIA, 2016). Considerando a produção agropecuária de 2015, a referida unidade da federação é considerada o principal produtor nacional em algumas culturas, como a mamona, cerca de 85%, e o cacau, cerca de 60%.

Além disso, com uma produção de 4,5 toneladas, a fruticultura baiana ganha cada vez mais destaque, sendo o maior produtor de banana, mamão, coco e maracujá, em que o Vale do São Francisco representa o principal centro frutífero do país, com ênfase na produção de manga e uva. A Bahia ainda destaca-se como segundo maior produtor de algodão, com 1,1 milhão de toneladas e, quarto maior produtor de café, com 2,4 milhões de sacas ao ano. No Nordeste, o Estado foi responsável por 51,4% da produção de soja e por 38,4% da produção de

milho (BAHIA, 2016). Já na pecuária, ressalta-se a importância da produção de caprinos e de ovinos, sendo o primeiro e segundo maior produtor nacional, respectivamente. Portanto, o setor agropecuário baiano representa um importante segmento para geração de emprego e renda no meio rural.

Entretanto, Lima e Almeida (2014) destacam que a atividade agropecuária baiana perde participação relativa em relação ao PIB estadual, passando de 17%, em 1985, para 9%, em 2009. Segundo os autores, essa queda se deve em função do aparecimento e crescimento de outras atividades no Estado, bem como pelo aumento de pragas e doenças nas lavouras dos principais produtos agrícolas (cacau e algodão). No entanto, o setor agropecuário baiano tem acompanhado os outros estados em relação à modernização agrícola. Além disso, o governo estadual tem contribuído para recuperação da lavoura, por meio da distribuição de mudas de cacau clonal e seminal (BAHIA, 2016). Dessa forma, Costa et al. (2013) destacam que, conhecer os fatores que promovam ambientes favoráveis para o desenvolvimento do setor agropecuário tem sido objeto de pesquisa nas ciências sociais e entre os gestores, com ênfase para formulação de políticas públicas que permitam a ampliação de investimentos no setor.

Dentre os temas amplamente abordados na literatura sobre o setor agropecuário, aqueles voltados para avaliação da eficiência técnica (ET) ganham destaque, visto que a competitividade do setor agropecuário pode ser ampliada ao se identificar suas principais fontes de ineficiência, além de contribuir para formulação de políticas públicas que melhorem a equidade e eficiência dos processos produtivos, conforme destaca Almeida (2012) e Gomes et al. (2010). Conforme Gomes (2008), a eficiência técnica de unidades tomadoras de decisão pode ser obtida por meio de métodos paramétricos (fronteira estocástica de produção) e não paramétricos (Data Envelopment Analysis - DEA), entretanto, a utilização de modelos DEA tem apresentado expressiva inserção entre os modelos de avaliação de eficiência, sendo o setor agrícola uma das áreas de maior aplicação. Nesse sentido, destacam-se diversos estudos que analisam a eficiência agropecuária e seus determinantes no caso brasileiro ou regiões específicas, tais como Helfand e Levine (2004), Campos, Coelho e Gomes (2012), Barbosa et al. (2013) e Alvim e Stulp (2006).

1 Segundo o último relatório do Banco Central do Brasil para projeções do PIB de 2017. Ver Bacen (2016).

2 Para o cálculo da previsão da participação do PIB do agronegócio sobre o PIB total utilizou-se informações coletadas em Bacen (2016) e Cepea (2016).

No entanto, Gomes et al. (2010) ao analisar a eficiência agropecuária para as microrregiões do Estado de Minas Gerais chama atenção ao fato que as medidas de eficiência agropecuária são afetadas diretamente pela escolha dos insumos e produtos considerados no modelo, o que para os autores pode gerar dúvidas em relação ao modelo ideal para calcular tais medidas. Posto isto, os autores sugerem que a avaliação das medidas de eficiência técnica no setor agropecuário seja realizada sob dois aspectos em relação aos insumos: o primeiro considerando o fluxo de despesas, e o segundo modelo considerando o estoque de capitais investidos. Com isso, seria possível identificar se as eficiências do ciclo produtivo e do capital investido na agropecuária seguem a mesma lógica.

Esses modelos podem ser interpretados como análises de eficiência técnica no curto e longo prazos, respectivamente. Nesse sentido, entender como os fatores condicionantes influenciam a eficiência sob escolhas distintas de insumos consiste na principal contribuição deste trabalho em relação aos demais estudos realizados. Portanto, em virtude da importância que o setor agropecuário exerce para o desenvolvimento do Estado da Bahia, o presente trabalho tem como objetivo geral analisar os fatores condicionantes da eficiência técnica agropecuária dos municípios baianos em relação aos modelos de fluxo de despesas e estoque do capital investido ao longo da distribuição dos escores de eficiência.

Além desta introdução, o presente trabalho está estruturado em mais quatro seções. A próxima seção compreende o referencial teórico associado a modelos de eficiência técnica, bem como uma breve revisão de literatura acerca de estudos realizados sobre eficiência agropecuária e seus determinantes para o caso brasileiro. Na terceira seção, apresentam-se os aspectos metodológicos a serem empregados, fonte e tratamento dos dados. Em seguida, serão discutidos os resultados, e, por fim, serão expostas as considerações finais.

2 Referencial teórico

2.1 Medidas de eficiência

A análise de eficiência técnica de determinadas unidades produtivas possui, como arcabouço teórico, a teoria neoclássica de produção que enfatiza a relação entre os fatores, insumos e produtos. Essa teoria pode ser descrita por meio de uma função de

produção, $Q=f(X_i)$, a uma dada tecnologia disponível, em que Q representa a quantidade produzida e X_i é o vetor de insumos utilizados na produção.

A firma, nesse sentido, deve agir racionalmente com o objetivo de maximizar a produção e lucro ou minimizar os custos. Dessa forma, interagir adequadamente os fatores de produção para se alcançar o nível ótimo de produção deve ser considerado o principal desafio das firmas (FERREIRA, 2002; ALMEIDA, 2012).

As primeiras definições de eficiência técnica podem ser observadas em Debreu (2014), Shephard (1953) e Koopmans (1951). Os dois primeiros definiram eficiência técnica tomando como base a distância do produtor em relação à fronteira de produção. Já o último, define um produtor tecnicamente eficiente ao conseguir ampliar a produção de um determinado bem sem que exista a redução da produção de outro bem ou quando não se consegue reduzir a quantidade de insumo sem que mantenha o mesmo nível de produção.

Nesse sentido, Farrell (1957) propõe um modelo em que uma unidade produtiva é comparada a outras dentro de um conjunto homogêneo e representativo de unidades. Essa eficiência pode ser fracionada em dois componentes: a eficiência técnica, que reflete a capacidade do produtor em atingir a produção máxima dada uma quantidade de insumos; e, eficiência alocativa, que reflete a utilização ótima dos insumos dado os preços relativos (GOMES; BAPTISTA, 2004). Com base em Farrell (1957), a mensuração da eficiência técnica pode ser realizada por meio de duas abordagens. A primeira abordagem baseada na redução de insumos, mantendo-se constante o nível de produção (orientação insumo), e a segunda baseada na ampliação da produção, mantendo-se constante o nível de insumos utilizados no processo produtivo (orientação produto).

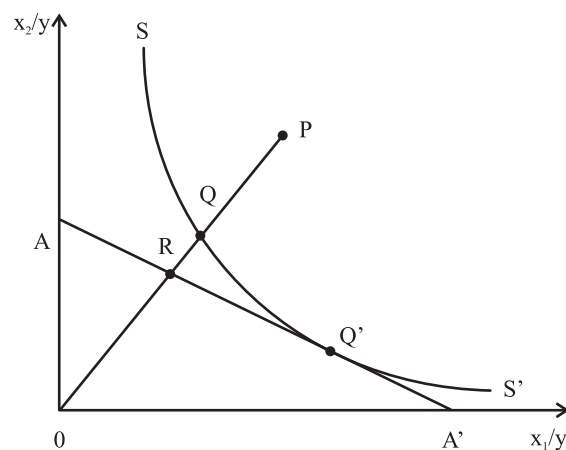
Formalmente, Kumbhakar e Lovell (2000) definem os dois tipos de orientação para mensurar a eficiência técnica dos produtores. Considere um determinado vetor Y de produtos e X um vetor de insumos, $L(Y)$ é uma isoquanta e $P(X)$ é a fronteira de produção. Dessa forma, a orientação insumo é obtida quando: um vetor X' de insumos $\in L(Y)$ será tecnicamente eficiente se somente se $X' \in L(Y)$ quando $X' \leq X$. Já a orientação produto é dada quando: um vetor $Y' \in P(X)$ será tecnicamente eficiente se somente se $Y' \notin P(X)$ quando $Y' \geq Y$.

Graficamente, pode-se verificar como a medida de eficiência técnica é alcançada por meio da orientação insumo e orientação produto, respectivamente, por meio de Figura 1, com base em medidas radiais³.

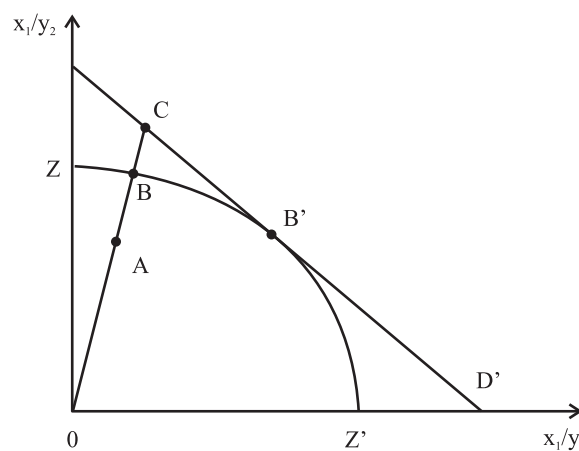
A orientação insumo pode ser observada por meio da Figura 1a, em que a curva SS' é a isoquanta unitária de uma unidade tomadora de decisão totalmente eficiente, sob a suposição de retornos constantes à escala. Pontos sobre a curva SS' indicam a combinação tecnicamente eficiente dos insumos X_1 e X_2 na produção do bem Y . Pontos acima dessa curva são considerados como tecnicamente ineficientes. Se uma unidade produtora adota o nível de insumos representado pelo nível de insumos no ponto P para produzir uma unidade de produto, sua medida de ineficiência técnica é dada pelo segmento QP e representa o volume de insumos em que o produtor deve reduzir para se tornar eficiente, isto é, mantendo o mesmo nível de produção.

Se outra unidade produtora utiliza o nível de insumos dado pelo ponto Q ou qualquer outro ponto sobre a isoquanta SS' , implica dizer que está empregando os insumos de forma eficiente e, portanto, sua eficiência é igual a 1. Matematicamente, a eficiência técnica do produtor quando se utiliza o nível de insumos no ponto P é obtida por: $ET = 0Q/0P$. Se o nível de preços relativos é conhecido, representado pela isocusto AA' , então a eficiência alocativa quando se utiliza o nível de insumos em P é dada por $EA=0R/0Q$, isto é, a distância RQ representa a redução de custos de produção que poderia ocorrer. No entanto, a unidade tomadora de decisão só seria alocativamente eficiente se atuasse no nível Q' , ponto em que a isocusto AA' tangencia a isoquanta SS' , isso implica dizer que quando se opera em Q , o produtor é tecnicamente eficiente, porém ineficiente em termos alocativos. Além disso, o produto entre as duas medidas de eficiência, técnica e alocativa, representa a eficiência econômica total, dada por: $EE=0Q/0P \times 0R/0Q = 0R/0P$.

Figura 1 – Medidas de eficiência com orientação insumo (a) e orientação produto (b)



(a)



(b)

Fonte: Gomes e Baptista (2004)

Já a Figura 1b apresenta a formulação gráfica da orientação produto, em que a curva ZZ' é a fronteira de produção unitária de uma unidade tomadora de decisão totalmente eficiente na produção de dois bens Y_1 e Y_2 com um único insumo X_1 . Pontos abaixo dessa curva representam níveis de produção ineficiente. Para o nível de produção representada pelo ponto A , então sua medida de ineficiência é dada pelo segmento AB , isto é, a quantidade de produto que deve ser ampliado para que essa unidade tomadora de decisão se torne eficiente. Matematicamente, essa medida é obtida pela razão $ET = 0A/0B$. De modo análogo a orientação insumo, se os preços relativos dos bens Y_1 e Y_2 são conhecidos, então é possível obter uma isoreceita DD' e a distância BC corresponde à ineficiência alocativa quando se opera ao nível de produção A . Matematicamente, a ineficiência alocativa desse nível de produção é dada por $EA = 0B/0C$. Já eficiência econômica total é obtida pelo produto entre

3 Conforme Gomes e Baptista (2004), medidas radiais são aquelas medidas ao longo de um raio partindo da origem até o ponto de produção observado.

a medida de eficiência técnica e alocativa, isto é, $EE = 0A/0B \times 0B/0C = 0A/0C$.

2.2 Eficiência técnica agropecuária no Brasil: uma breve revisão da literatura recente

A análise da eficiência técnica tem sido objeto de pesquisa em diversos estudos em economia, no entanto, entender os condicionantes da eficiência tem recebido atenção especial por parte dos pesquisadores, uma vez que compreender os mecanismos as quais esses fatores influenciam a eficiência técnica pode servir de base para tomada de decisões por parte dos empresários, bem como para formulação de políticas públicas. Nesse sentido, Gomes (2008) ressalta que o setor agropecuário tem sido uma das áreas de maior aplicação, com destaque para a produção agrícola, pecuária leiteira e produção agropecuária.

Análises da eficiência técnica da produção agropecuária no Brasil, regiões e estados diferem principalmente em pelo menos três aspectos. Pode-se destacar que a primeira diferença está relacionada quanto à escolha da unidade tomadora de decisão, ou seja, as unidades de observação. Os trabalhos de Helfand e Levine (2004) e Freitas, Teixeira e Braga (2014) utilizam fazendas representativas por classe de tamanho de estabelecimento e condição do produtor em relação à terra, em cada município, como unidades de análise. Já os estudos de Gomes et al. (2010), Almeida (2012) e Barbosa et al. (2013) utilizam as microrregiões para representar as unidades produtivas, enquanto que Campos, Coelho e Gomes (2012) e Lima e Almeida (2014) utilizam como unidade básica os municípios. A segunda diferença básica é referente à escolha do procedimento metodológico de mensuração da eficiência técnica, entre métodos paramétricos e não paramétricos⁴.

A terceira principal diferença remete à escolha dos insumos produtivos, e a unidade de medida dessas variáveis. Em geral, os trabalhos sobre eficiência técnica na produção agropecuária utilizam insumos associados aos fatores terra, capital e trabalho, como em Almeida (2012), Barbosa et al. (2013), no entanto, o nível de desagregação dessas

variáveis, bem como a inserção de outros insumos além desses três fatores define a diferença entre os trabalhos. Além disso, a unidade de medida também não é um consenso na literatura de eficiência técnica da produção agropecuária. Os estudos de Freitas, Teixeira e Braga (2014), Barbosa et al. (2013), Almeida (2012) e Campos, Coelho e Gomes (2012) utilizam insumos com unidades de medidas distintas para explicar o valor da produção.

Já em Gomes et al. (2010), além de utilizar insumos e produtos com mesma unidade de medida, isto é, expresso em valores, os autores buscaram verificar a eficiência na produção agropecuária das microrregiões do Estado de Minas Gerais sob os dois aspectos. O primeiro representando um modelo de eficiência técnica em relação ao fluxo de despesas, e o segundo associado ao estoque de capital investido. Para os autores, essa desagregação nos modelos de eficiência pode contribuir para tomada de decisões dos estabelecimentos agropecuários no curto e longo prazo respectivamente, isto é, permite identificar se a eficiência do ciclo produtivo segue a mesma lógica da eficiência do capital investido na agropecuária.

Além disso, Gomes et al. (2010) afirmam que, no modelo de fluxo, o objetivo consiste em analisar a eficiência dos municípios em relação às despesas realizadas no processo produtivo, possibilitando uma reflexão de eficiência técnica, em termos de fluxo de caixa, o que permite ampliar o valor agregado da produção com menos despesas operacionais proporcionalmente. Já no modelo de estoque, o objetivo é analisar a eficiência do capital investido na geração de maiores níveis de produção, ou seja, deseja-se aumentar o valor da produção com menos recursos investidos.

3 Metodologia

O presente trabalho consiste em analisar os condicionantes da eficiência técnica sob duas óticas de escolha de insumos: a primeira, representando um modelo de fluxo referente às despesas operacionais; e o segundo modelo, referente ao estoque de capital investido dos municípios baianos no setor agropecuário. Nesse sentido, inicialmente os escores de eficiência foram obtidos por meio do método não paramétrico de *Data Envelopment Analysis-DEA*, inicialmente proposto por Farrell (1957) e, posteriormente aprimorado por Charnes, Cooper e Rhodes (1978) e Banker, Charnes e Co-

4 Utilizam fronteira estocástica os estudos de Freitas, Teixeira e Braga (2014), Almeida (2012), Constantin, Martin e Rivera (2009). Utilizam DEA os trabalhos de Barbosa et al. (2013), Campos, Coelho e Gomes (2012), Gomes et al. (2010), Mariano e Pinheiro (2009) e Campos e Ferreira Neto (2008).

per (1984). Tradicionalmente, as medidas de eficiência podem ser obtidas por meio de métodos paramétricos (Fronteira Estocástica) e métodos não paramétricos (DEA). No entanto, segundo Cooper, Seiford e Tone (2007), uma das principais vantagens do DEA em relação ao modelo paramétrico é a possibilidade de utilização de múltiplos produtos e insumos sem a necessidade de especificação de uma forma funcional para função de produção, ao contrário do método paramétrico.

Além disso, Almeida (2012) argumenta que a simplicidade operacional e computacional desse procedimento na mensuração da eficiência técnica, alocativa e econômica, quando os preços relativos das variáveis estão disponíveis, tem estimulado o uso desse procedimento. No entanto, um contraponto ao modelo não paramétrico, segundo Battese e Coelli (1992), deve-se ao fato que o desvio em relação à fronteira de produção eficiente é atribuído somente à ineficiência, ou seja, desconsidera a interferência de choques aleatórios e erros de medição das variáveis utilizadas. Ademais, os modelos DEA apresentam maior sensibilidade à presença de *outliers*, conforme destaca Almeida (2012).

Em um segundo momento, optou-se pelo modelo de regressão quantílica, inicialmente proposto por Koenker e Bassett (1978) para identificar os fatores condicionantes da eficiência técnica. Segundo Nascimento et al. (2012), grande parte dos estudos que buscam analisar os fatores determinantes dos níveis de eficiência utilizam modelos para média condicional por meio de modelos de probabilidade. No entanto, tais estudos desconsideram que os determinantes podem afetar de forma distinta as unidades produtivas com diferentes níveis de eficiência, isto é, espera-se que os condicionantes influenciem os produtores de maior e menor eficiência em proporções diferenciadas e, nesse sentido, a regressão quantílica permite contornar essa limitação.

3.1 Obtenção dos escores de eficiência técnica por meio da Análise Envoltória de Dados

A utilização do método DEA permite construir fronteiras de eficiência por meio de determinados insumos e produtos observados para diferentes unidades tomadoras de decisão ou *Decision Making Units - DMUs*, as quais são representadas pelos municípios baianos neste trabalho. Dessa forma, tor-

na-se possível classificá-los como eficientes e ineficientes através de medidas radiais e de distância em relação à fronteira. Segundo Gomes e Baptista (2004), as medidas de eficiência podem ser obtidas sob duas formas de orientação radial: a orientação insumo que se fundamenta na redução dos insumos, mantendo-se constante o nível de produção; e, a orientação produto, que considera o aumento do nível de produção dado níveis constantes de insumos. Nesta pesquisa, adotou-se a orientação insumo para os dois modelos propostos, o de fluxo de despesas e estoque de capital investido.

Inicialmente, os modelos DEA desenvolvido por Charnes, Cooper e Rhodes (1978) assumem a pressuposição de retornos constantes de escala ou *Constant Returns to Scale - CRS*. Segundo os autores, o modelo com orientação insumo e pressuposição de retornos constantes pode ser representado pelo seguinte problema de programação linear - PPL:

$$\text{Min}_{\theta, \lambda} \theta, \quad \text{sujeito a: } \begin{cases} -y_i + Y\lambda \geq 0; \theta x_i \\ -X\lambda \geq 0; \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

em que θ é o escore de eficiência da i -ésima DMU, y_i e x_i correspondem, respectivamente, ao produto e insumo da i -ésima DMU. X é uma matriz de insumos ($n \times k$) e Y é a matriz de produtos ($n \times m$); λ é o vetor de constantes que multiplica a matriz de insumos e produtos.

Posteriormente, em 1984, surge o modelo formulado por Banker, Charnes e Cooper (1984). Esse modelo considera a possibilidade de ocorrência de retornos variáveis à escala ou *Variable Returns to scale - VRS*, que podem assumir rendimentos crescentes ou decrescentes na fronteira eficiente. O modelo DEA com retornos variáveis está associado à restrição de convexidade e pode ser algebricamente obtido incorporando-se a restrição $N_1' \lambda = 1$ ao PPL em (1), em que N_1 é um vetor ($N \times 1$) de algarismos unitários e N é o número de DMUs.

Pode-se destacar que o PPL apresentado em (1) é resolvido n vezes, e, como solução têm-se os valores de θ e λ . Para uma DMU ineficiente, os valores de λ fornecem os “pares” de DMU's eficientes que servirão de referência (ou *benchmarks*). Além disto, para que uma DMU seja eficiente

no modelo de retornos constantes, ela deverá ser necessariamente eficiente em retornos variáveis.

Segundo Gomes e Baptista (2004), antes da mensuração dos escores de eficiência, se faz necessário verificar a presença de *outliers*, visto que estas podem influenciar todas as medidas de eficiência. Nesse sentido, a fim de se obter resultados mais robustos, realizou-se o teste *Jackstrap* proposto por Sousa, Cribari-Neto e Stosic (2005) para identificação de *outliers* em modelos de eficiência. Segundo os autores, esse método consiste na combinação do teste *Jackknife* com o método *Bootstrap*. A princípio, utiliza-se um subconjunto de L DMUs escolhido de forma aleatória, denominado bolhas, que, segundo os autores, deve ter tamanho entre 10% e 20% do tamanho da população. No presente trabalho, considerou-se uma bolha com tamanho igual a 15% do número total de municípios. E para o uso da técnica de *Bootstrap*, foi considerado um total de 2.000 replicações. O procedimento consiste em obter uma medida de *leverage* que possa mensurar a influência produzida sobre o resultado de eficiência obtido por DEA de todas as outras DMUs quando a DMU observada é removida do conjunto de dados. A medida de *leverage* deve ser utilizada para detectar *outliers* e erros no conjunto de dados. Assim, aquelas que tenham maiores influências devem ser descartadas da análise para não comprometer as estimações do DEA.⁵ O ponto de corte recomendado deve considerar a função Heaviside, que considera os dados obtidos dos *leverages* e a quantidade de DMUs K, conforme as seguintes especificações:

$$\begin{aligned} P(\tilde{l}_k) &= 1, \text{ se } \tilde{l}_k \leq \tilde{l} \log K \text{ e} \\ P(\tilde{l}_k) &= 0, \text{ se } \tilde{l}_k > \tilde{l} \log K \end{aligned} \quad (2)$$

em que $P(\tilde{l}_k)$ é a probabilidade da k-ésima DMU com *leverage* médio \tilde{l}_k não ser *outlier* e o ponto de corte é definido pelo produto entre o *leverage* médio global \tilde{l} e o logaritmo de K.⁶

5 Diversos estudos recentes têm adotado tal estratégia para exclusão de potenciais *outliers*, tais como os estudos de Souza, Justo e Campos (2013) e Barbosa et al. (2013). Apesar que a exclusão de algumas observações elimine informações para o estado da Bahia, a presença destas poderiam enviesar as estimativas e comprometer os resultados encontrados, segundo os autores supracitados.

6 Para mais informações sobre o cálculo do *leverage* médio, ver Sousa, Cribari-Neto e Stosic (2005). Ressalta-se ainda que o software *Jackstrap.exe* foi utilizado para a operacionalização desse procedimento.

Após a exclusão dos municípios considerados *outliers*, aplicou-se na primeira etapa da pesquisa, dois modelos de DEA, sendo o primeiro referente ao modelo de fluxo financeiro e o segundo referente ao modelo de estoque de capitais investidos. Segundo Ferreira (2002) e Gomes et al. (2010), o primeiro modelo pode contribuir para uma análise da eficiência técnica no curto prazo e o modelo de estoque contribui para identificação da eficiência técnica dos municípios baianos em um contexto de longo prazo. No modelo de fluxo foram considerados como *inputs*: Salários pagos em dinheiro ou produtos para família e empregados realizados pelo estabelecimento (*Despesas com Mão de Obra*), expressos em mil reais; Despesas com adubos, sementes e mudas, sal e rações, agrotóxicos e medicamentos (*Despesas com Insumos da Produção*), expressos em mil reais; e Despesas com transportes, combustíveis e energia elétrica (*Outras despesas operacionais*), expressos em mil reais. Já no modelo de estoque os *inputs* considerados foram: Valor dos veículos, tratores, máquinas e implementos (*Valor das máquinas e equipamentos*), expressos em mil reais; *Valor total da terra*, que inclui o valor das terras (inclusive matas naturais) e das lavouras permanentes, expressos em mil reais; Valor dos prédios, instalações e outras benfeitorias (*Valor dos edifícios*), expressos em mil reais; e, *Valor dos animais* (reprodução, criação e outros fins), expressos em mil reais. O *Valor total da produção* agropecuária, expressos em mil reais, que corresponde à soma entre o valor da produção animal e vegetal foi o *output* de ambos os modelos.

3.2 Condicionantes da eficiência técnica em distintos níveis de eficiência

Após a estimação dos escores de eficiência técnica pelo procedimento de DEA, a segunda etapa do trabalho consiste em identificar os principais fatores que influenciam a eficiência técnica agropecuária dos municípios baianos nos modelos de fluxo e estoque. Para tal, foi utilizado o método de regressão quantílica. Este método é viável, uma vez que, dependendo da dispersão e da heterogeneidade de uma amostra, o poder de explicação das variáveis independentes sobre a variável dependente pode ser distinto em diferentes pontos da distribuição da amostra analisada. Assim, a utilização de técnicas de estimações baseadas nos mínimos quadrados ordinários – MQO pode não ser a forma mais adequada para se obter os coeficientes

de um modelo (QUINTELA, 2011). Outra vantagem em relação MQO, considerada por Koenker e Bassett (1978) consiste em eliminar a interferência dos *outliers*, visto que o modelo de regressão quantílica não considera apenas o impacto médio de um regressor na distribuição condicional de um regressando, o que permite obter estimadores mais eficientes.

Segundo Koenker e Bassett (1978), o coeficiente do modelo quantílico (β_τ) pode ser obtido por meio do seguinte processo de minimização:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i: y_i > x_i' \beta} \tau |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i \leq x_i' \beta} (1 - \tau) |y_i - x_i' \beta| = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(\mu_{\theta_i}) \quad (3)$$

em que ρ_{τ} é a função *check* para o τ_{th} quantil pode ser definida por:

$$\rho_{\tau}(\mu_{\tau_i}) = \begin{cases} \tau \mu_{\tau_i}, \mu_{\tau_i} > 0 \\ (1 - \tau) \mu_{\tau_i}, \mu_{\tau_i} < 0 \end{cases} \quad (4)$$

Portanto, tendo em vista que as variáveis explicativas podem não influenciar igualmente os diferentes níveis de eficiência técnica, tanto no modelo de fluxo de despesas quanto no modelo de estoque de capital investido, foram estimadas regressões para os quantis: 0,25, que representa os produtores menos eficientes; 0,50, que representa os produtores com eficiência mediana e 0,75, que representa os produtores mais eficientes, em que o τ_{th} quantil condicional do nível de eficiência pode ser expresso pela equação (5):

$$Q_{\tau}(y_i | X_i) = X_i' \beta_{\tau} \quad (5)$$

em que y_i são os escores de eficiência técnico no modelo de fluxo de despesas operacionais (ou de estoque de capital investido) do i -ésimo município.⁷ X_i' é o vetor transposto das seguintes

7 Seguindo Banker e Natarajan (2004), aplicou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov para identificar o tipo de retorno à escala que os dados se ajustam. Sendo assim, a escolha do regressor (y_i) na equação 5 será tomada com base na estatística calculada desse teste. Para operacionalização do teste de Kolmogorov-Smirnov, utilizou-se o software STATA 14. Diversos estudos na literatura têm aplicado esse procedimento para definir o tipo de retorno à escala a ser considerado em um estágio posterior da análise da eficiência, tal como em Campos, Coelho e Gomes (2012), Souza,

variáveis explicativas do i -ésimo município: Área total dos estabelecimentos agropecuários (Área), em hectares; valor do financiamento (*Financiamento*), expressos em mil reais; estabelecimentos com proprietários em relação ao uso da terra (*Proprietários*); estabelecimentos que não realizam nenhuma prática agrícola (*Nenhuma prática agrícola*); estabelecimentos que realizam algum tipo de irrigação (*Irrigação*). Além destas, foram incorporadas ao modelo *dummies* regionais para verificar a existência de diferenças regionais de eficiência técnica (*Dummy* para as Mesorregiões *Extremo Oeste Baiano, Vale São Francisco da Bahia, Centro norte baiano; Nordeste baiano; Metropolitana de Salvador e Centro sul baiano*).⁸

Segundo Buchinsky (1995), a interpretação dos parâmetros estimados é realizada por meio do efeito marginal de cada variável explicativa em cada quantil condicional específico, expresso pela derivada parcial de cada um dos regressores da equação 5, que é dado por:

$$EMg = \frac{\partial Q_{\tau}(q | X)}{\partial x_j} \quad (6)$$

Para verificar se os coeficientes estimados em cada quantil são de fato estatisticamente diferentes entre si, foi aplicado o teste de Wald. Conforme Hao e Naiman (2007), sendo estimadas a variância e a covariância, o teste permite verificar a hipótese nula de igualdade entre pares de coeficientes em cada quantil $\beta_i^{(p)}$ e $\beta_i^{(q)}$, correspondendo à mesma variância, mas entre quantis p e q usando a estatística de Wald:

$$W = \frac{(\beta_j^{(p)} - \beta_j^{(q)})^2}{\beta_j^{(p)} - \beta_j^{(q)}} \quad (7)$$

Pode-se destacar que a estatística de Wald segue distribuição χ^2 com q graus de liberdade, considerando número q de hipóteses testadas conjuntamente ou com distribuição F, em que $F = W / q$, com q graus de liberdade no numerador e d graus de liberdade no denominador (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

3.3 Fonte e tratamento dos dados

Os dados para os municípios baianos foram coletados a partir do Censo Agropecuário de 2006

Justo e Campos (2013) e Daniel e Gomes (2015).

8 Utilizou-se a mesorregião Sul Baiano como referência para as *dummies* de mesorregião.

disponíveis pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2006). Todos os insumos e o produto agropecuário, e as variáveis explicativas do modelo de regressão quantílica, com exceção das *dummies* regionais foram relativizadas pelo total de estabelecimentos do município observado. Esse procedimento foi necessário uma vez que não foi possível utilizar os dados ao nível de propriedade rural. A divisão das variáveis pelo total de estabelecimentos permite uma melhor comparação dos resultados entre as DMUs. A variável *valor da produção* do município *i*, por exemplo, denota o valor médio da produção de todos os estabelecimentos daquele município. Assim, cada município é representado por um estabelecimento representativo. Dessa forma, todos os procedimentos metodológicos foram realizados tomando como base as variáveis relativizadas. Salienta-se ainda, que dos 417 municípios baianos, 71 foram excluídos das análises em função de informações ausentes ou indisponíveis. Dessa forma, a amostra inicial considerada na presente pesquisa para o modelo de fluxo de despesas operacionais e para o modelo de estoque capital investido foi de 346 municípios. Cabe ressaltar que as estimações dos modelos DEA e Regressão Quantílica foram realizadas por meio do pacote estatístico Stata 14.

4 Resultados e discussão

Antes de iniciar a análise e discussão dos resultados é importante ressaltar que foram excluídos os municípios considerados *outliers* com base no limite de corte obtido pela função de *Heaviside* por meio do método de *Jackstrap*. Esse procedimento indicou a presença de 43 municípios que influenciavam as medidas de eficiência no modelo de fluxo e 38 municípios que influenciavam as medidas de eficiência no modelo de estoque.⁹ Dessa forma, essas unidades tomadoras de decisão também não fizeram parte das análises posteriores (cálculo dos escores de eficiência e regressões quantílicas). Portanto, seguindo os critérios apresentados, os escores de eficiência foram estimados para 303 municípios no modelo de fluxo e para 308 municípios no modelo de estoque.

Posto isto, as medidas de eficiência técnica foram analisadas, considerando retornos constantes e variáveis à escala (pura eficiência técnica) e efi-

ciência de escala. Segundo Gomes et al. (2010), o objetivo dessas análises está associado à ideia de eliminar uso excessivo de insumos independente se o retorno é crescente, constante ou decrescente.

4.1 Eficiência técnica agropecuária dos municípios baianos com base no modelo de fluxo

As estatísticas descritivas dos produtos e insumos empregados nos modelos de fluxo são apresentadas na Tabela 1. Os dados apontam que os municípios baianos apresentaram, em média, valor de produção do estabelecimento representativo em torno de 15,5 mil reais em 2006. Além disso, as variáveis *Despesas com insumos da produção* e *Despesas com mão de obra* destacam-se com variabilidades mais elevadas. De modo complementar, essas estatísticas evidenciam a disparidade na atividade agropecuária entre os municípios baianos, em virtude da elevada heterogeneidade das variáveis consideradas para o estabelecimento representativo.

Com relação às medidas de eficiência técnica (Tabela 2), constatou-se que, no modelo de fluxo com retornos constantes de escala, os municípios baianos podem reduzir, em média, 57% (ou $1 - 0,43$) da utilização dos insumos nos estabelecimentos agropecuários, mantendo-se constante o valor da produção, caso operem de forma eficiente do ponto de vista técnico. No entanto, é possível separar os ganhos de eficiência por meio da redução dos desperdícios oriundos da escala incorreta de insumos. Dessa forma, admitindo-se a pressuposição de retornos variáveis à escala, em média, a redução desses fatores é menor, cercada 39% (ou $1 - 0,61$). Segundo Gomes et al. (2010), isso se deve ao fato que, a maior parte da redução dos insumos pode ser obtida caso os municípios operem em escala correta de produção, visto que a ineficiência de escala média foi em torno de 28% (ou $1 - 0,72$).

Ressalta-se que a maioria dos municípios baianos apresenta baixo nível de eficiência técnica sob a pressuposição de retornos constantes à escala, visto que 71,61% possuem valor de eficiência inferior a 0,50, enquanto que apenas 3,3% (10 municípios) podem ser considerados eficientes em CRS. Porém, ao se incorporar uma restrição de convexidade, nota-se que cai para 37,95% o percentual de municípios baianos com eficiência técnica inferior a 0,50. Essa melhora na eficiência no setor

⁹ É importante ressaltar que não necessariamente os municípios que influenciam as medidas de eficiência no modelo de fluxo sejam os mesmos que influenciam o modelo de estoque.

agropecuário ao se considerar retornos variáveis, ou seja, pura eficiência técnica, pode ser explicada pelas características do próprio setor, como ressaltado por Campos, Coelho e Gomes (2012). Segundo os autores, a competição imperfeita e restrições financeiras são características que levam as DMUs

a operarem fora da escala correta de produção, no entanto, o modelo CRS requer escala ótima para as firmas. Além disso, 11,6% (35 municípios) mostraram-se totalmente eficientes, ou seja, observou-se um acréscimo de 25 municípios em relação ao modelo CRS.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na obtenção dos escores de ET, Modelo de Fluxo, municípios baianos - 2006

Variáveis	Mínimo (R\$ 1.000,00)	Média (R\$ 1.000,00)	Máximo (R\$ 1.000,00)	Desvio Padrão (R\$ 1.000,00)	C.V. (%)
Valor total da produção	0,88	15,58	783,45	52,95	339,85
Despesas com mão de obra	0,11	4,27	618,38	35,90	840,74
Despesas com insumos da produção	0,07	14,34	3497,18	201,51	1.405,2
Outras despesas operacionais	0,13	2,73	331,92	20,51	751,28

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.

Estes municípios se encontram na fronteira de retornos variáveis, porém não estão na fronteira de retornos constantes, ou seja, 35 municípios operam sem nenhum tipo de desperdício nos insumos. Desses 35 municípios, 11 atuam sem problemas de escala de produção ou uso excessivo de insumos. Assim, os outros 268 municípios apresentam algum uso inadequado de insumos e/ou problemas de escala incorreta de produção (Tabela 2). Além disso, observa-se que a maioria dos municípios possui eficiência técnica e de escala superior a 0,5, no entanto, ao se considerar o percentual dos municí-

pios mais eficientes (ou seja, eficiência técnica e de escala maior ou igual a 0,75), verifica-se que o principal problema é o uso inadequado dos insumos.

No que tange à eficiência média de escala, pode-se inferir que a agropecuária nos municípios em análise pode melhorar sua produção (28%) caso passe a atuar utilizando os insumos na escala de forma correta. Dado os valores do coeficiente de variação, observa-se que o setor agropecuário apresenta uma menor heterogeneidade quanto à escala de produção do que em relação ao uso indevido dos insumos para o modelo de fluxo (Tabela 2).

Tabela 2 – Frequências absolutas e relativas das DMUs, segundo intervalos de ET em CRS E VRS e escala, Modelo de Fluxo, municípios baianos - 2006

Medidas de eficiência	Eficiência técnica				Eficiência de escala	
	CRS		VRS		fi	%
	fi	%	fi	%		
0,00 -- 0,25	67	22,11	22	7,26	3	0,99
0,25 -- 0,50	150	49,50	93	30,69	61	20,13
0,50 -- 0,75	52	17,16	95	31,35	83	27,39
0,75 -- 1,00	24	7,92	58	19,14	145	47,85
1,00	10	3,30	35	11,55	11	3,63
Total	303	100,00	303	100,00	303	100,00
Mínimo	0,11		0,14		0,15	
Média	0,43		0,61		0,72	
Máximo	1,00		1,00		1,00	
Desvio Padrão	0,22		0,24		0,23	
C.V. (%)	51,37		40,15		31,46	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.

Nota: fi – frequência absoluta; % - frequência relativa.

Na Tabela 3 pode-se observar a participação relativa da agropecuária em intervalos de eficiência técnica desagregada para cada uma das sete me-

sorregiões baianas no modelo de fluxo em termos de pura eficiência técnica (VRS). Nota-se que em todas as mesorregiões do Estado da Bahia, parce-

la majoritária dos municípios apresenta medida de pura eficiência técnica superior a 0,5, exceto a mesorregião Centro Sul Baiano, sendo que esta pode alcançar, em média, maior nível de redução dos insumos utilizados (47%). O Nordeste Baiano apresentou melhor desempenho em termos de pura eficiência técnica, visto que, os municípios que a

compõe podem reduzir a utilização de insumos em 29% (ou, $1 - 0,71$), em média. Além disso, destaca-se que nesta mesorregião constatou-se menor heterogeneidade com relação ao uso dos insumos, em virtude da menor dispersão dos escores de eficiência em torno da média.

Tabela 3 – Frequências absolutas e relativas das DMUs, segundo intervalos de ET em VRS e Mesorregiões, Modelo de Fluxo, municípios baianos - 2006

Medidas de Eficiência	Extremo Oeste Baiano		Vale São Francisco da Bahia		Centro Norte Baiano		Nordeste Baiano		Metropolitana de Salvador		Centro Sul Baiano		Sul Baiano	
	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%
0,00 –0,25	1	5,00	4	21,10	4	6,10	1	2,10	3	15,00	8	8,90	1	2,50
0,25 –0,50	7	35,00	5	26,30	21	31,80	6	12,50	6	30,00	39	43,30	9	22,50
0,50 –0,75	4	20,00	3	15,80	26	39,40	19	39,60	5	25,00	25	27,80	13	32,50
0,75 –1,00	4	20,00	4	21,10	8	12,10	16	33,30	4	20,00	13	14,40	9	22,50
1,00	4	20,00	3	15,80	7	10,60	6	12,50	2	10,00	5	5,60	8	20,00
Total	20	100,00	19	100,00	66	100,00	48	100,00	20	100,00	90	100,00	40	100,00
Mínimo	0,24		0,20		0,20		0,24		0,14		0,19		0,25	
Média	0,63		0,57		0,60		0,71		0,58		0,53		0,69	
Máximo	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
Desvio P.	0,28		0,30		0,23		0,20		0,28		0,23		0,24	
C.V.(%)	43,60		52,42		38,20		27,82		48,54		42,58		35,10	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.

Nota: fi – frequência absoluta; % - frequência relativa.

Cabe destacar que em todas as mesorregiões foi possível verificar municípios eficientes, ou seja, que não possuem problemas de uso excessivo de insumos, sendo o Extremo Oeste Baiano e Sul Baiano com maior proporção de municípios eficientes, 20% cada (Tabela 3).

4.2 Eficiência técnica agropecuária dos municípios baianos no modelo de estoque

As estatísticas descritivas dos produtos e insumos empregados nos modelos de estoque podem

ser observadas na Tabela 4. De modo geral, assim como no modelo de fluxo, verifica-se elevada heterogeneidade entre os municípios baianos, com destaque para as variáveis: *Valor das máquinas e equipamentos* e *Valor total da produção*, em virtude da magnitude dos coeficientes de variação. No entanto, a variabilidade dos insumos no modelo de fluxo é superior em relação ao modelo de estoque.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na obtenção dos escores de ET, Modelo de Estoque, municípios baianos - 2006

Variáveis	Mínimo (R\$ 1.000,00)	Média (R\$ 1.000,00)	Máximo (R\$ 1.000,00)	Desvio Padrão (R\$ 1.000,00)	C.V. (%)
<i>Valor total da produção</i>	1,07	14,93	783,45	48,34	323,77
<i>Valor dos edifícios</i>	0,78	11,53	616,72	37,22	322,81
<i>Valor das máquinas e equipamentos</i>	0,25	5,76	381,08	27,40	475,69
<i>Valor dos animais</i>	0,38	11,37	204,60	17,03	149,78
<i>Valor total da terra</i>	10,20	90,73	2277,72	172,67	190,31

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.

Com base nos resultados encontrados, observa-se que, no modelo de estoque com retornos constantes de escala, a eficiência média para os municípios baianos foi de 0,39, demonstrando que estes podem reduzir, em média, 61% (ou, $1 - 0,39$) do valor dos insumos referente ao estoque de capital investido, mantidos constante valor da produção (Tabela 5). Ressalta-se que 73,37% dos municípios baianos apresentaram medida de eficiência da agropecuária inferior a 0,50, dada à pressuposição

de (CRS), e apenas 4,87% dos municípios, que alcançaram a máxima eficiência técnica. No entanto, ao se considerar retornos variáveis à escala (VRS), nota-se que 26,3% dos municípios apresentaram escores de eficiência técnica da agropecuária menor do que 0,50. Ainda sob a ótica de VRS, constatou-se um incremento de 41 municípios na fronteira eficiente e que não se encontram na fronteira de retornos constantes (Tabela 5).

Tabela 5 – Frequências absolutas e relativas das DMUs, segundo intervalos de ET em CRS e VRS e escala, Modelo de Estoque, municípios baianos - 2006

Medidas de eficiência	Eficiência técnica				Eficiência de escala	
	CRS		VRS		fi	%
	fi	%	fi	%		
0,00 -- 0,25	101	32,79	15	4,87	23	7,47
0,25 -- 0,50	125	40,58	66	21,43	101	32,79
0,50 -- 0,75	50	16,23	89	28,90	86	27,92
0,75 -- 1,00	17	5,52	82	26,62	83	26,95
1,00	15	4,87	56	18,18	15	4,87
Total	308	100,00	308	100,00	308	100,00
Mínimo		0,09		0,13		0,11
Média		0,39		0,68		0,59
Máximo		1,00		1,00		1,00
Desvio Padrão		0,24		0,25		0,25
C.V. (%)		59,69		37,34		42,17

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.

Nota: fi – frequência absoluta; % - frequência relativa.

Observa-se também que, dos 56 municípios que operam sem desperdícios de insumo, apenas 15 operam sem problemas de escala. Dada a pressuposição de retornos variáveis de escala, em média, pode-se obter uma redução 32% (ou, $1 - 0,78$) do emprego dos fatores de produção faz com que os municípios ineficientes passem a fazer parte da fronteira de retornos variáveis. Quanto à eficiência média de escala, espera-se que a agropecuária nos municípios baianos possam melhorar a produção em 41% (ou, $1 - 0,59$) ao utilizar os insumos na escala correta. Dessa forma, verifica-se que o principal problema no modelo de estoque deve-se à escala incorreta de produção (Tabela 5).

A participação relativa da agropecuária em intervalos de eficiência técnica desagregada para as sete mesorregiões baianas em relação ao modelo de estoque, com base nas pressuposições de retornos variáveis de escala, é apresentada na Tabela 6. O Estado da Bahia apresenta baixo nível de eficiência técnica da agropecuária, sendo que os piores resultados foram evidenciados nas mesorregiões

do Extremo Oeste Baiano, Centro Norte Baiano e Centro Sul Baiano. Observa-se que os municípios dessas mesorregiões podem reduzir, em média, 51% (ou, $1 - 0,49$), 28% (ou, $1 - 0,72$) e 38% (ou, $1 - 0,62$) respectivamente, do valor dos insumos referente ao estoque de capital investido, dado o valor da produção. Analisando-se a máxima eficiência, as mesorregiões, Nordeste Baiano e Sul Baiano, se destacam pela maior quantidade de municípios (12 cada) com escore de eficiência técnica igual à unidade.

Nesta pesquisa, verificou-se que as causas das ineficiências foram diferentes nos dois modelos. No modelo de fluxo, o principal problema está relacionado ao uso inadequado dos insumos referente às despesas operacionais, enquanto que, no modelo de estoque, a maior causa de ineficiência é devido à escala incorreta de produção. Ademais, o modelo de estoque apresentou maior proporção de municípios eficientes e menor problema de uso excessivo dos insumos, em relação ao modelo de fluxo. Nesse sentido, é possível ampliar a eficiência

de curto prazo dos municípios baianos, reduzindo adequadamente suas despesas operacionais. Dessa forma, o aumento da oferta e da qualidade da assistência técnica voltada tanto para o processo

produtivo quanto para a gestão financeira nos estabelecimentos agropecuários pode exercer papel fundamental para alcançar esses objetivos.

Tabela 6 – Frequências absolutas e relativas das DMUs, segundo intervalos de ET em VRS e Mesorregiões, Modelo de Estoque, municípios baianos - 2006

Medidas de Eficiência	Extremo Oeste Baiano		Vale São Francisco da Bahia		Centro Nor- te Baiano		Nordeste Baiano		Metropolitana de Salvador		Centro Sul Baiano		Sul Baiano	
	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%
0,00 --0,25	3	15,80	2	9,10	3	4,70	-	-	1	5,30	5	5,60	1	2,40
0,25 --0,50	7	36,80	6	27,30	9	14,10	4	7,70	8	42,10	23	25,60	9	21,40
0,50 --0,75	5	26,30	3	13,60	21	32,80	17	32,70	3	15,80	33	36,70	7	16,70
0,75 --1,00	2	10,50	5	22,70	20	31,30	19	36,50	4	21,10	19	21,10	13	31,00
1,00	2	10,50	6	27,30	11	17,20	12	23,10	3	15,80	10	11,10	12	28,60
Total	19	100,00	22	100,00	64	100,00	52	100,00	19	100,00	90	100,00	42	100,00
Mínimo		0,13		0,13		0,13		0,32		0,24		0,19		0,22
Média		0,49		0,68		0,72		0,79		0,61		0,62		0,75
Máximo		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00
Desvio P.		0,27		0,30		0,24		0,19		0,27		0,24		0,27
C.V. (%)		55,80		44,41		33,25		24,61		44,35		38,04		35,54

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.

Nota: fi – frequência absoluta; % - frequência relativa.

4.3 Condicionantes da eficiência técnica agropecuária nos municípios baianos

Para identificar os fatores determinantes da eficiência técnica agropecuária dos municípios baianos sob a pressuposição de retornos variáveis de escala em modelos de fluxo de despesas e estoque de capitais investido, empregou-se o modelo de regressão quantílica, aos quais os resultados podem ser observados por meio da Tabela 710. Em contraste, apresentam-se os coeficientes estimados por mínimos quadrados ordinários.

Em linhas gerais, o modelo obtido para média condicional se mostra distinto em termos de magnitude e significância de algumas das variáveis consideradas, mesmo quando comparado ao quantil 50 (Q50). Por exemplo, no modelo de fluxo as variáveis *Nenhuma Prática Agrícola e Irrigação* foram não significativas para a média, porém significativas para as propriedades menos eficientes

(Q25). Por meio do Teste de Wald - $F(19, 291) = 966,21$, (para o modelo de fluxo) e $F(19, 296) = 78,22$, (para o modelo de estoque) -, verifica-se que a hipótese nula de igualdade de coeficientes entre diferentes quantis estimados foi rejeitada ao nível de 1% de significância. Esse resultado confirma a hipótese de que existem diferenças significativas nos condicionantes do nível de eficiência técnica agropecuária de acordo com o quantil de eficiência analisado, indicando que esta análise se mostra mais adequada quando comparada às estimações baseadas na média da amostra.

Analisando o modelo de fluxo, o resultado encontrado para a variável Área indica que maiores estabelecimentos estão associados a menores níveis de eficiência, sendo este impacto significativo apenas para o grupo de produtores menos eficientes (Q25). Este resultado corrobora aquele encontrado por Helfand e Levine (2004), que sugere uma relação inversa entre área e eficiência ao analisar as propriedades rurais da região Centro-Oeste do Brasil. Quanto ao financiamento total realizado pelos municípios, apesar deste ter sido significativo, tanto para os municípios menos eficientes quanto para os mais eficientes, observa-se um maior impacto para aqueles pertencentes ao quantil 0,25, demonstrando a importância da am-

10 Com base na estatística do teste de Kolmogorov-Smirnov, $D_{\text{máx}} = 0,363$ e $D_{\text{mín}} = 0,484$, rejeita-se a hipótese de retornos constantes à escala ao nível de 1% de significância para os modelos de fluxo e estoque, respectivamente. Nesse sentido, os escores de eficiência sob a pressuposição de retornos variáveis à escala foram utilizados como variável dependente nos modelos estimados e apresentados na Tabela 7.

pliação de políticas de crédito rural, principalmente, para aqueles produtores relacionados a níveis baixos de eficiência técnica.

O fato da propriedade representativa não utilizar prática agrícola foi significativo apenas para o quantil 0,25, indicando que, para aqueles municípios, o uso de alguma prática agrícola, como o sistema de plantio direto, rotação de culturas ou outros, poderia elevar à eficiência técnica do estabelecimento, entre os menos eficientes. Este resultado ressalta a importância de serviços de assistência técnica nas propriedades rurais, uma vez que pode contribuir para maior adoção de práticas agrícolas conforme a região e atividade praticada nos estabelecimentos. Já o fato do estabelecimento utilizar tecnologia de irrigação foi significativo apenas para o menor quantil de eficiência, porém, apresentou sinal contrário do esperado. Tal resultado pode ser explicado pelo fato de que o modelo de fluxo representa uma situação de curto prazo, sendo assim, o custo das despesas associadas a esta tecnologia pode estar sendo maior do que o retorno dela no processo produtivo dessas propriedades menos eficientes.

Quanto à condição do produtor em relação à terra (*Proprietário*), verifica-se que esta variável foi significativa apenas para as propriedades pertencentes ao quantil 0,5, demonstrando que os produtores na condição de proprietário obtiveram maiores níveis de eficiência que os demais, o que implica que tais produtores alocam suas despesas

operacionais de forma mais adequada. Em relação às *dummies* regionais, ressalta-se que, tanto no modelo de fluxo quanto no de estoque, a mesorregião Sul Baiano foi tomada como *dummy* de referência, uma vez que ela representa a região com maior frequência de propriedades representativas eficientes no modelo de retornos variáveis à escala, conforme indicado nas Tabelas 3 e 6. Posto isto, observa-se que apenas a mesorregião *Centro Sul Baiano* foi estatisticamente significativa ao longo dos quantis analisados no modelo de fluxo, indicando que as propriedades representativas dos municípios desta região foram menos eficientes em relação às propriedades localizadas na mesorregião Sul Baiano. Vale ressaltar que entre as propriedades mais eficientes (Q75), essa relação inversa é ainda mais intensiva do que nos quantis inferiores.

Passando a análise para o modelo de estoque, verifica-se novamente uma relação negativa entre área total e eficiência, sendo esta significativa para os quantis 0,25 e 0,50. Além disso, observa-se uma redução do coeficiente estimado quando se considera grupos mais eficientes de produtores, indicando uma menor dependência destes em relação ao fator terra. Em relação ao financiamento total realizado, este apresentou impacto significativo e positivo apenas para o quantil dos municípios mais eficientes, indicando que estas propriedades fazem melhor uso do financiamento quando este é voltado para investimento em estoque de capital (Tabela 7).

Tabela 7 – Fatores condicionantes da ET em VRS, segundo os modelos de fluxo e estoque, municípios baianos - 2006

Fatores	Modelo de Fluxo				Modelo de Estoque			
	Média	Q25	Q50	Q75	Média	Q25	Q50	Q75
Área (ha)	-0.001*** [0.000]	-0.001** [0.001]	-0.001 [0.001]	-0.001 [0.001]	-0.001*** [0.000]	-0.003*** [0.001]	-0.002*** [0.001]	-0.001 [0.001]
<i>Financiam.</i>	0.005*** [0.001]	0.007*** [0.002]	0.005*** [0.002]	0.004 [0.003]	0.008*** [0.001]	0.012 [0.008]	0.011 [0.008]	0.011** [0.005]
<i>Proprietário</i>	0.093 [0.155]	-0.126 [0.156]	0.153 [0.227]	0.419* [0.242]	0.142 [0.149]	0.334* [0.182]	0.362 [0.236]	0.059 [0.219]
<i>Nenhuma P. Agrícola</i>	-0.068 [0.077]	-0.193*** [0.075]	-0.040 [0.117]	0.025 [0.103]	-0.236*** [0.072]	-0.241 [0.150]	-0.239* [0.126]	-0.179** [0.081]
<i>Irrigação</i>	-0.066 [0.142]	-0.329* [0.177]	-0.264 [0.412]	0.121 [0.253]	0.285* [0.147]	0.492** [0.215]	0.370* [0.209]	0.227*** [0.077]
<i>Extremo O. Baiano</i>	-0.074 [0.073]	-0.049 [0.089]	-0.098 [0.118]	-0.063 [0.098]	-0.308*** [0.071]	-0.267*** [0.086]	-0.463*** [0.129]	-0.455*** [0.076]
<i>Vale São Francisco</i>	-0.110 [0.069]	-0.125 [0.092]	-0.109 [0.154]	-0.054 [0.141]	-0.130** [0.063]	-0.178 [0.124]	-0.164 [0.139]	-0.116*** [0.029]

Fatores	Modelo de Fluxo				Modelo de Estoque			
	Média	Q25	Q50	Q75	Média	Q25	Q50	Q75
<i>Centro N. Baiano</i>	-0.110** [0.049]	-0.081 [0.064]	-0.086 [0.105]	-0.151 [0.106]	-0.102** [0.047]	-0.084 [0.077]	-0.149** [0.067]	-0.065 [0.043]
<i>Nordeste Baiano</i>	-0.014 [0.052]	-0.007 [0.091]	0.023 [0.091]	-0.115 [0.093]	-0.041 [0.049]	-0.032 [0.097]	-0.133 [0.086]	-0.056** [0.024]
<i>Metropolitana de Salvador</i>	-0.132** [0.066]	-0.203 [0.141]	-0.133 [0.149]	-0.070 [0.116]	-0.191*** [0.064]	-0.303*** [0.087]	-0.328** [0.141]	-0.137* [0.077]
<i>Centro Sul Baiano</i>	-0.172*** [0.047]	-0.151** [0.075]	-0.173* [0.094]	-0.260*** [0.093]	-0.198*** [0.045]	-0.181** [0.079]	-0.267*** [0.081]	-0.215*** [0.044]
<i>Intercepto</i>	0.700*** [0.147]	0.790*** [0.173]	0.607*** [0.221]	0.583*** [0.227]	0.860*** [0.143]	0.568*** [0.167]	0.766*** [0.211]	1.061*** [0.217]

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do Censo Agropecuário 2006.

Notas: * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%. Valores entre colchetes [] indicam os erros padrão estimados por bootstrap.

Nesse sentido, os resultados encontrados sobre a importância dos financiamentos, tanto no modelo de fluxo quanto para o modelo de estoque, mostraram-se contrários aos achados de Lima e Almeida (2014), que, ao analisarem a importância do crédito rural para eficiência agropecuária nos municípios baianos, apenas por meio de uma análise à média condicional, encontraram que o crédito não se mostrou relevante. Portanto, o resultado apresentado no presente estudo corrobora a ideia que uma análise realizada ao longo da distribuição de eficiência pode fornecer efeitos não captados quando se analisa apenas para média condicional.

Entretanto, Barbosa et al. (2013) mostram que o acesso ao crédito exerce influência negativa sobre a eficiência técnica agropecuária das microrregiões brasileiras ao longo da distribuição condicional. Os autores justificam que o acesso ao crédito, por proporcionar maior quantidade de recursos disponíveis, pode influenciar a aplicação irracional destes recursos, como por exemplo, na aquisição excessiva de insumos. No entanto, essa justificativa pode ser contestada, uma vez que a proporção de estabelecimentos que tiveram acesso ao crédito não capta o efeito dosagem, ou seja, o volume de crédito concedido.

Assim como no modelo de fluxo, o fato da propriedade não utilizar práticas agrícolas esteve associado a menores níveis de eficiência independente do quantil analisado, como esperado. Dessa forma, essa influência pode ser corroborada pelos achados de Campos, Coelho e Gomes (2012) para eficiência agropecuária em Minas Gerais. Para esses autores, as características do relevo da região em questão pode ser um fator determinante para

que as práticas agropecuárias influencie a eficiência técnica. Já o resultado estimado para a variável representativa do uso de tecnologia de irrigação (*Irrigação*), ao contrário do encontrado no modelo de fluxo, apresentou impacto positivo na eficiência técnica para todos os quantis analisados. Este resultado era esperado pelo fato de que o modelo de estoque representa uma situação de longo prazo, sendo assim, os retornos associados ao uso dessa tecnologia são livres dos elevados custos iniciais da adoção (o que seria captado no modelo de fluxo), implicando em maior eficiência para a propriedade rural.

Quanto ao resultado da variável *Proprietário*, verifica-se que esta foi estatisticamente significativa apenas para o quantil 0,25, demonstrando uma maior eficiência para os produtores que estavam na condição de proprietários do estabelecimento rural. Considerando ainda o modelo de estoque, observa-se que as variáveis representativas das mesorregiões analisadas apresentaram resultados semelhantes entre os quantis analisados, indicando que os estabelecimentos representativos localizados nas mesorregiões do Extremo Oeste Baiano, Metropolitana de Salvador e Centro Sul Baiano foram menos eficientes se comparadas à mesorregião de referência, isto é, Sul Baiano. Vale destacar, que as propriedades pertencentes à mesorregião Extremo Oeste Baiano apresentaram menores níveis de eficiência técnica em relação ao Sul Baiano para todos os quantis considerados. Além disso, verifica-se que o maior impacto dessas variáveis foi observado para os estabelecimentos mais eficientes (Q75).

Considerações finais

O presente trabalho propôs analisar os fatores condicionantes da eficiência técnica agropecuária dos municípios baianos, com base em modelos de fluxo de despesas e de estoque capital investido, o que representa, respectivamente, análises de curto e longo prazo. De modo geral, pode-se concluir que os municípios baianos apresentam baixo nível de eficiência técnica, sendo que, quando se considera o uso de insumos referente às despesas operacionais (curto prazo), a ineficiência técnica é mais acentuada.

Além disso, as fontes de ineficiências são distintas nos dois modelos. Enquanto que no curto prazo a principal causa de ineficiência refere-se ao uso inadequado dos insumos, no longo prazo a maior fonte de ineficiência está na escala incorreta de produção.

Quanto aos condicionantes da eficiência técnica dos municípios baianos, conclui-se que independente do modelo analisado, maior área dos estabelecimentos está associada a menores níveis de eficiência o que incita o debate acerca do impacto das políticas de redistribuição de terras no desempenho produtivo das propriedades rurais. Para os municípios baianos não houve evidências de que maior quantidade de terra estaria associada a uso mais adequado dos insumos.

Pode-se concluir também que o financiamento, a adoção de práticas agrícolas e o uso de tecnologias de irrigação foram importantes para se explicar a eficiência técnica em seus diferentes níveis, tanto na análise de curto prazo, quanto na de longo prazo. Esses resultados ressaltam a importância da ampliação de políticas de créditos para eficiência do setor agropecuário baiano, bem como garantir maior acesso a serviços de assistência técnica de modo a orientar os produtores a adotarem práticas agrícolas adequadas. No que tange ao uso de tecnologia de irrigação, verificou-se que, no curto prazo, esse fator afeta negativamente a eficiência técnica agropecuária dos municípios baianos. No entanto, no longo prazo, essa tecnologia proporciona ganhos consideráveis de eficiência, sendo esses efeitos mais representativos entre os produtores menos eficientes. Isso implica que, mesmo que inicialmente essa tecnologia seja uma fonte de ineficiência técnica, recomenda-se sua adoção e permanência ao longo processo produtivo.

Como sugestão para trabalhos futuros, acredita-se ser pertinente expandir a análise acerca das diferentes concepções de eficiência de curto e longo prazo, isto é, eficiência técnica em modelos de fluxo de despesas operacionais e/ou em modelos de estoque de capital investido, considerando as mudanças intertemporais.

Dessa forma, uma análise de efeitos fixos e variáveis considerando também informações dos censos agropecuários passados poderia contribuir para o melhor entendimento da agropecuária baiana ao controlar a heterogeneidade do processo produtivo dos estabelecimentos agropecuários ao longo do tempo, o que não é possível por meio da análise em dados *cross-section*. Além disso, uma alternativa para análises de segundo estágio seria identificar os fatores associados à probabilidade conjunta de eficiência dos estabelecimentos nos modelos de fluxo e estoque.

Referências

- ALMEIDA, P. A. N. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006**. 2012. 205f. Tese (Doutorado) - Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz". Piracicaba, 2012.
- ALVIM, A. M.; STULP, V. J. Eficiência técnica da produção agropecuária nas regiões do Rio Grande do Sul de 1975 a 2006. **Planejamento e políticas públicas**, v. 1, n. 43, p. 11-43, 2006.
- BAHIA. Secretaria da Agricultura, Pecuária, Irrigação Pesca e Aquicultura (SEAGRI). **Panorama da produção agropecuária da Bahia**. Bahia, 2016, p. 11-14. Disponível em: <<http://www.seagri.ba.gov.br/content/arquivos-gerais-spa>>. Acesso em: 22 fev. 2016.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 30, n. 9, p. 1078-1092, 1984.
- BANKER, R.D., NATARAJAN, R. Statistical tests based on DEA efficiency scores. In: COOPER, W. W.; SEIFORD, L. M.; ZHU, J. (Eds.). **Handbook on Data Envelopment Analysis**. Boston: Kluwer International Series, 2004. p. 299-321.

- BARBOSA, W. F.; SOUSA, E. P.; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A. Eficiência técnica da agropecuária nas microrregiões brasileiras e seus determinantes. **Ciência Rural**, v. 43, n. 11, p. 2115-2121, 2013.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, v. 3, n. 1-2, p. 153-169, 1992.
- BACEN. BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Projeção para o PIB em 2016 e revisão de 2015**. Brasília-DF, 2016, p. 20-22. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 16 nov. 2016.
- BUCHINSKY, M. Estimating the asymptotic covariance matrix for quantile regression models a Monte Carlo study. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 2, p. 303-338, 1995.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconomics using Stata**. Texas: Stata Press Publication, v. 2, 2009.
- CAMPOS, A. C. C.; FERREIRA NETO, J. A. Eficiência técnica dos produtores de leite em assentados rurais da reforma agrária. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 6, n. 3, p. 395-414, 2008.
- CAMPOS, S. A. C.; COELHO, A. B.; GOMES, A. P. Influência das condições ambientais e ação antrópica sobre a eficiência produtiva agropecuária em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 3, p. 563-576, 2012.
- CEPEA. CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Relatório PIB Agro-Brasil**. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/comunicacao/Cepea_PIB_BR_junho16.pdf>. Acesso em: nov. 2016.
- 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.
- CONSTANTIN, P. D.; MARTIN, D. L.; RIVERA, E. B. B. R. . Cobb-Douglas , translog stochastic production function and data envelopment analysis in total factor productivity in brazilian agribusiness. **Journal of Operation and Supply Chain Management**, v. 2, n. 2, p. 20-34, 2009.
- COOPER, W. W.; SEIFORD, L. M.; TONE, K. **Data Envelopment Analysis: A comprehensive text with models, applications, references and DEA-Solver software**. New York: Springer, 2007, p. 1-490.
- COSTA, C. C. M. et al. Determinantes do desenvolvimento do setor agropecuário nos municípios. **Rev. Adm. (São Paulo)**, São Paulo, v. 48, n. 2, p. 295-309, 2013.
- DANIEL, L. P.; GOMES, A. P. Eficiência na oferta de serviços públicos de saúde nos municípios do estado de Mato Grosso. **Reflexões Econômicas**, v. 1, p. 179-218, 2015.
- DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. **Econometrica**, v. 19, n. 3, p. 273-292, 2014.
- FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)**, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.
- FERREIRA, A. H. **Eficiência de sistemas de produção de leite: uma aplicação da análise envoltória de dados na tomada de decisão**. 2002. 139f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural. Viçosa, 2002.
- FREITAS, C. O.; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. Tamanho do estabelecimento e eficiência técnica na agropecuária brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42º, 2014. Natal. **Anais...** Niterói-RJ: Anpec, 2014.
- GOMES, A. P. et al. Medidas de eficiência na agropecuária de Minas Gerais : fluxo de despesas ou estoque de capital? In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48º, 2010, Campo Grande-MS. **Anais...** Brasília-DF: Sober, 2010.
- GOMES, A. P.; BAPTISTA, A. J. M. DOS S. Análise envoltória de dados: conceitos e modelos básicos. In: SANTOS, M. L. DOS; VIEIRA, W. C. (Ed.). **Métodos quantitativos em economia**. Viçosa-MG: UFV, 2004. p. 121-160.
- GOMES, E. G. Uso de modelos DEA em agricultura: revisão da literatura. **Engevista**, v. 10, n. 1, p. p. 27-51, 2008.
- HAO, L.; NAIMAN, D. Q. **Quantile Regression**. California: SAGE Publications, 2007, p. 1-126.

HELFAND, S. M.; LEVINE, E. S. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. **Agricultural Economics**, v. 31, n. 2-3, p. 241-249, 2004.

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

KOOPMANS, T. C. **Activity analysis of production and allocation**. New York: John Wiley & Sons, 1951.

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. **Stochastic frontier analysis**. Cambridge: University of Cambridge Press, v. 69, 2000.

LIMA, J. B. O.; ALMEIDA, P. A. N. Crédito rural e eficiência técnica da agropecuária dos municípios do estado da Bahia. **Revista Desenharia**, v. 11, n. 20, p. 59-90, 2014.

MARIANO, J. L.; PINHEIRO, G. M. T. L. Eficiência técnica da agricultura familiar no projeto de irrigação do baixo Açu (RN). **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 2, p. 283-296, 2009.

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. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 41, n. 3, p. 783-789, 2012.

QUINTELA, M. C. A. **Gasto público social dos estados brasileiros: um estudo sob a ótica da eficiência técnica**. 2011. 128f. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural. Viçosa, 2011.

SHEPHARD, R. W. **Cost and production functions**. Princeton: Princeton University, 1953.

SOUSA, M. D. C. S. de; CRIBARI-NETO, F.; STOSIC, B. D. Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in Brazilian municipalities. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 25, n. 2, p. 287-313, 2005.

SOUZA, E. P.; JUSTO, W. R.; CAMPOS, A. C. Eficiência técnica da fruticultura irrigada no Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 44, n. 4, p.851-866, out-dez. 2013.