

# A eficiência técnica dos colonos na agricultura irrigada no Vale do São Francisco\*

Jorge Luiz Mariano<sup>§</sup>  
Yony Sampaio<sup>□</sup>

## RESUMO

Este trabalho procura medir a eficiência técnica dos colonos na produção das culturas irrigadas na região do Vale do São Francisco, e investigar quais os fatores que podem contribuir para reduzir a ineficiência. O estudo é realizado em duas etapas. Na primeira, a eficiência técnica dos colonos é medida por quatro modelos: dois paramétricos - a fronteira determinística e a fronteira estocástica - e dois não paramétricos - os modelos DEA-V e FDH. A segunda etapa tem como objetivo explicar os fatores associados com a ineficiência técnica. Os resultados indicaram que os colonos localizados nos perímetros de Bebedouro, Mandacaru e Tourão foram relativamente os mais eficientes. A ineficiência técnica pode ser reduzida através da melhoria do nível educacional, aumento da assistência técnica, crescimento do tamanho médio dos lotes e treinamento com sistemas de irrigação.

**Palavras-chave:** eficiência técnica, irrigação, fronteiras de produção.

## ABSTRACT

This paper seeks to measure settlers' technical efficiency in irrigated cultures production in the Vale do São Francisco region and to investigate which factors can contribute to reduce inefficiency. The study is carried out in two stages. In the first, settlers' technical efficiency is measured by four models: two parametric - a frontier deterministic and a frontier stochastic and two non parametric - the DEA-V and the FDH models. The second stage has as its objective to explain the factors associates with technical inefficiency. The results indicated that settlers located in the Bebedouro, Mandacaru and Tourão projects were relatively more efficient than the others. Settlers' inefficiency can be reduced by way of improving the educational level, increasing technical assistance, augmenting the average size of the irrigated lots and training in irrigation systems.

**Key words:** technical efficiency, irrigation, frontiers production.

**JEL Classification:** C20, C60, Q12.

---

\* Os autores agradecem os valiosos comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos desta revista, eximindo-os, naturalmente, da responsabilidade pelos eventuais erros remanescentes.

§ Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE. Professor da UFRN. E-mail [jdal@ufrnet.br](mailto:jdal@ufrnet.br). Fone: 084-2084444. Fax: 084-2153538.

□ Phd em Economia pela University of Califórnia, USA. Professor Titular do PIMES/UFPE. E-mail [yony@npd.ufpe.br](mailto:yony@npd.ufpe.br). Fone: 2718381. Fax: 081-2718378.

Recebido em dezembro de 2000. Aceito em fevereiro de 2002.

## 1 Introdução

Nas últimas décadas a agricultura em Petrolina e Juazeiro vem apresentando um significativo crescimento em decorrência do impacto modernizador da irrigação. Esses municípios formam um pólo de produção agrícola e uma das principais regiões exportadoras da fruticultura irrigada no Brasil. A agricultura da região ficou mais diversificada com a produção de culturas como a uva, melão, manga e outras. Vale salientar, todavia, que essa diversificação não se registrou apenas na variedade de culturas. É consequência, também, da presença de diversas agroindústrias processadoras de alimentos e firmas fornecedoras de insumos e implementos destinados à irrigação. Com a presença das agroindústrias diversos encadeamentos foram estabelecidos. Entre estes destaca-se a articulação formada entre as agroindústrias e os colonos, cabendo àquelas a responsabilidade pela assistência técnica e o fornecimento de insumos, e a estes o ônus sobre a produção. Assim, os impactos da modernização da agricultura irrigada ultrapassam a região de Petrolina-Juazeiro, considerando os encadeamentos para trás (uso de insumos, máquinas etc.) e para frente por meio do processamento, transporte e comercialização estabelecidos com outros setores da economia.

O propósito deste trabalho é avaliar a eficiência técnica dos colonos nos perímetros irrigados em Petrolina-PE e Juazeiro-BA, localizados no Vale do São Francisco, e analisar alguns fatores socioeconômicos determinantes da ineficiência. Para obter indicadores da eficiência técnica dos colonos estimou-se uma fronteira de produção em quatro diferentes modelos de fronteira. A partir da avaliação dos escores de eficiência técnica pode-se conhecer quais os colonos mais eficientes, e destacar em que perímetros se encontram.

Este trabalho está organizado da seguinte maneira: a seção 2 apresenta a base de dados e a metodologia utilizada na estimação dos modelos de fronteiras de produção e dos modelos que explicam a ineficiência dos colonos; a seção 3 discute os resultados encontrados; a seção 4 reúne as principais conclusões do trabalho.

## 2 Metodologia

A análise da eficiência técnica dos colonos será feita por meio de duas diferentes abordagens de estimação de fronteiras de produção: paramétrica e não-paramétrica. A partir dessas fronteiras poder-se-á mensurar os níveis de eficiência dos colonos. Na abordagem paramétrica serão estimadas duas fronteiras: uma estocástica, com erro composto, e outra determinística, com erro unilateral. Na abordagem não-paramétrica serão estimadas duas fronteiras, a primeira por meio do modelo DEA (Data Envelopment Analysis) com retornos variáveis de escala e a segunda com a estimação do modelo FDH (Free Disposal Hull).

## 2.1 Informações e variáveis

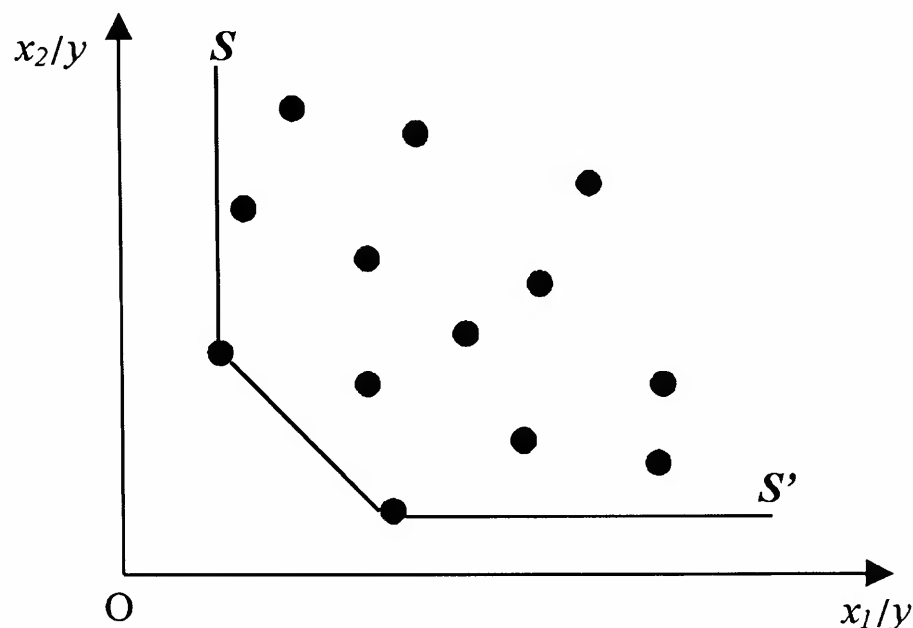
As informações usadas na estimação nesse estudo foram obtidas de questionários da pesquisa “Investimentos Públicos e Privados em Agricultura Irrigada e Seus Determinantes sobre o Emprego e a Renda”, realizada em 1999 pela Fundação de Apoio ao Desenvolvimento da Universidade Federal de Pernambuco, FADE/UFPE. Essa pesquisa também teve o apoio da Companhia de Desenvolvimento do Vale do São Francisco, CODEVASF. Neste trabalho foram utilizadas apenas as informações referentes aos colonos dos perímetros localizados na região de Petrolina-PE e Juazeiro-BA. A amostra de 195 colonos foi distribuída da seguinte forma: Bebedouro 12, Tourão 11, Maniçoba 21, Mandacaru 7, Curaçá 27 e Nilo Coelho com 117

Para estimar a fronteira de produção usou-se como variável dependente o valor da produção das culturas irrigadas (valor das quantidades produzidas, menos perdas). As variáveis explicativas foram: área irrigada, insumos, capital, irrigação e mão-de-obra. A variável área irrigada representa a área cultivada com todas as culturas irrigadas. A variável despesa com insumos foi medida pelos gastos com sementes e mudas, adubos, fertilizantes, defensivos e herbicidas. A variável capital constitui-se da soma dos gastos com a depreciação e reparos das benfeitorias e equipamentos. A variável irrigação corresponde às despesas com o faturamento de energia, considerando que nessas despesas estão incluídos os volumes de água utilizados pelos colonos. A mão-de-obra foi medida em homens/dias de trabalho no ano.

## 2.2 Fronteira determinística

Os estudos dos modelos de funções fronteiras tiveram início com o trabalho de Farrell “The Measurement of Productive Efficiency”, publicado em 1957. Nesse estudo Farrell construiu uma fronteira de produção determinística a partir das observações da relação entre insumos/ produtos de firmas. A construção dessa fronteira, ilustrada na Figura 1, deve ser elaborada de modo que nenhum ponto observado possa ficar à esquerda ou abaixo da isoquanta eficiente  $SS'$ . Assim, a fronteira deve ser formada apenas por um subconjunto da amostra, e os pontos restantes, localizados acima da isoquanta, representam firmas ineficientes. Farrell construiu a isoquanta eficiente por meio de técnicas de programação linear.

**Figura 1**  
**Isoquanta Eficiente**



Aigner e Chu (1968) seguiram a sugestão paramétrica de Farrell e estimaram, por meio de programação linear, uma fronteira de produção com uma especificação do tipo Cobb-Douglas. Nessa função, as firmas eficientes estão sobre a fronteira e as ineficientes abaixo. Esse modelo pode ser representado por:  $y_i = F(x_{ki}, \beta_k) - u_i$ , em que  $y_i$  é o produto da  $i$ -ésima firma;  $x_{ki}$  é uma matriz de insumos;  $\beta_k$  é um vetor de parâmetros, e  $u_i$  é uma variável não negativa representando a ineficiência técnica do produtor. Richmond (1974) e Greene (1980) estimaram o mesmo modelo de Aigner e Chu por meio das técnicas de mínimos quadrados corrigidos e de máxima verossimilhança.

Neste estudo será estimada a fronteira de produção determinística de Greene (1980). Essa fronteira na forma funcional Cobb-Douglas pode ser representada pela equação (1)<sup>1</sup>.

$$y_i = Ax_{ki}^{B_k} \exp(u_i), \quad i = 1, \dots, 195, \quad k = 1, \dots, 5. \quad (1)$$

1 Apesar de suas propriedades restritivas, entre elas a de retornos constantes de escala e elasticidade substituição constante, a forma funcional Cobb-Douglas tem sido a mais usada em estudos de estimação empírica de modelos de funções fronteira. Ver, por exemplo, os trabalhos de Seyoum, Battese e Fleming (1998) e Bravo-Ureta e Evenson (1994). Coelli (1995) faz comparações de formas funcionais alternativas.

O termo do erro desse modelo capta apenas a ineficiência técnica dos colonos. Uma das técnicas utilizadas para estimar essa fronteira é a de mínimos quadrados corrigido. Nesse processo, inicialmente ajustam-se mínimos quadrados à função de produção, e corrige-se o intercepto, deslocando-o para cima, adicionando o maior resíduo estimado, ( $\hat{\alpha} + \text{maior } u_i$ ). Pode-se, além disso, assumir uma distribuição específica para o termo do erro unilateral, como, por exemplo, a distribuição exponencial, gama ou normal truncada. Admitindo essas distribuições, a fronteira pode ser estimada por máxima verossimilhança ou por mínimos quadrados corrigidos.<sup>2</sup> Na forma logarítmica a equação (1) torna-se:

$$\ln(y_i) = \ln(A) + \beta_k \ln(x_{ki}) + u_i \quad (2)$$

Substituindo as variáveis na equação (2), tem-se:

$$\ln(\text{VALOR DA PRODUÇÃO})_i = \alpha + \beta_1 \ln(\text{ÁREA IRRIGADA})_i + \beta_2 \ln(\text{INSUMOS})_i + \beta_3 \ln(\text{CAPITAL})_i + \beta_4 \ln(\text{GASTO COM ÁGUA})_i + \beta_5 \ln(\text{MÃO-DE-OBRA})_i + u_i,$$

em que  $\alpha = \ln(A)$  e  $u_i$  é o erro unilateral que representa a (in)eficiência técnica do colono. Uma vez estimados os parâmetros dessa fronteira, os escores de eficiência técnica de cada colono são obtidos por meio da seguinte relação:

$$\exp(\hat{u}_i) = Y_{\text{obs}} / (Y_{\text{ajus}} + \text{maior resíduo estimado}) \quad (3)$$

Os escores de eficiência obtidos por meio da equação (3) variam no intervalo de 0 a 1. O produtor será mais eficiente quanto mais próximo de 1 for o seu escore.

### 2.3 Fronteira estocástica

As fronteiras estocásticas surgiram com os trabalhos de Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Meeusen e Van den Broecker (1977). A premissa básica na construção dessa fronteira é a suposição de que o erro da função possa ser repartido em dois componentes. O primeiro tem uma distribuição normal. O segundo possui uma distribuição unilateral que representa a ineficiência técnica do produtor.

2 Ver o trabalho de Greene (1993) para descrição mais aprofundada. Apesar de técnicas de máxima verossimilhança, alguns trabalhos recentes, por exemplo De Borger e Kerstens (1996), Apezteguiza e Gárate (1997), ainda empregam mínimos quadrados corrigidos na estimação de fronteiras determinísticas.

Na forma funcional Cobb-Douglas a fronteira de produção estocástica com erro composto é representada pela equação (4):

$$y_i = Ax_{ki}^{\beta_k} \exp(\varepsilon), \quad \varepsilon = v_i - u_i, \quad (4)$$

em que  $y_i$  é o produto,  $x_{ki}$  é a matriz de insumos,  $A$  e  $\beta_k$  são parâmetros, e o termo do erro é representado por dois componentes: o primeiro,  $v_i$ , um ruído branco, possui uma distribuição simétrica que captura erros de medida e os erros aleatórios. O segundo componente,  $u_i$ , possui uma distribuição assimétrica, que mede a eficiência técnica pela distância entre o produto observado e o produto na fronteira. A fronteira estocástica será estimada considerando a suposição de que o erro unilateral possui uma distribuição *half normal*.<sup>3</sup> Aplicando logaritmo na equação 4, e substituindo as variáveis, tem-se:

$$\ln(\text{VALOR DA PRODUÇÃO})_i = \alpha + \beta_1 \ln(\text{ÁREA IRRIGADA})_i + \beta_2 \ln(\text{INSUMOS})_i + \beta_3 \ln(\text{CAPITAL})_i + \beta_4 \ln(\text{GASTO COM ÁGUA})_i + \beta_5 \ln(\text{MÃO-DE-OBRA})_i + v_i - u_i$$

em que  $\alpha = \ln(A)$ ,  $v_i$  é o erro aleatório simétrico, e  $u_i$  é o erro unilateral que representa a (in)eficiência técnica.

Os escores de eficiência de cada colono serão estimados a partir do método proposto por Jondrow, Lovell, Materov e Schmidt (1982), o qual consiste em considerar o valor esperado do erro unilateral  $u_i$ , condicional ao erro composto  $\varepsilon$ . Isto é, no caso em que  $v_i$  possuir uma distribuição normal e  $u_i$  uma distribuição *half normal*, a distribuição condicional de  $u_i$  dado  $\varepsilon_i$  é usada para fazer inferências a respeito de  $u_i$ . De acordo com esses autores o valor esperado pode ser encontrado pela seguinte relação<sup>4</sup>

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \mu_* + \sigma_* \frac{f(-\mu_* / \sigma_*)}{1 - F(-\mu_* / \sigma_*)} \quad (5)$$

3 Alguns estudos, como o de Mariano (1999) e de Apezteguiza e Gárate (1997), mostram que os níveis e a classificação de eficiência dos produtores são ligeiramente afetados quando se admite uma distribuição exponencial no erro unilateral.

4 Encontra-se uma apresentação mais detalhada da esperança condicional de  $u$  dado  $\varepsilon$  no apêndice do artigo de Jondrow, Lovell, Materov e Schmidt (1982).

em que  $-\mu_*/\sigma_* = \varepsilon\phi\sigma$ ,  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ,  $\sigma_*^2 = \sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2$  e  $\phi = \sigma_u/\sigma_v$

O termo  $\sigma_v^2$  representa a variância do erro simétrico e  $\sigma_u^2$  é a variância do erro unilateral, o qual reflete a ineficiência técnica do colono em atingir a maior produção possível. O parâmetro  $\phi$  é interpretado como um indicador da variabilidade relativa das duas fontes de erros. Quando  $\phi \rightarrow 0$ , implica que  $\sigma_v^2 \rightarrow \infty$ , e ou  $\sigma_u^2 \rightarrow 0$ , isto é, o erro simétrico domina a determinação do erro composto  $\varepsilon$ . Similarmente, quando  $\sigma_v^2 \rightarrow 0$ , o erro unilateral torna-se a fonte dominante do erro composto e, assim, os desvios do produto observado em relação à fronteira devem-se à ineficiência técnica do agricultor.

As funções densidade e distribuição acumulada da normal padrão estão representadas, respectivamente, por  $f$  e  $F$ . Após obter os valores da distribuição de  $u_j$ , chega-se às estimativas de eficiência técnica de cada colono, tomando-se a exponencial,  $\exp(-E(u|\varepsilon))$ . Essa medida de eficiência técnica encontra-se no intervalo  $[0, 1]$ , em que o valor zero representa completa ineficiência e a unidade representa total eficiência.

#### 2.4 A fronteira DEA-V (Data Envelopment Analysis with variable returns of scale)

Os modelos de fronteira estocástica tiveram grande desenvolvimento durante as décadas de setenta e oitenta. Durante este período, uma literatura independente da abordagem paramétrica das fronteiras estocásticas também foi sendo desenvolvida. Essa literatura, conhecida como *Data Envelopment Analysis* (DEA), baseia-se na abordagem não-paramétrica, empregando o uso de métodos de programação matemática para estimar modelos de fronteiras. O DEA foi inicialmente tratado por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), os quais expandiram as idéias iniciais propostas por Farrell (1957), com a incorporação da análise de múltiplos insumos e produtos. Conhecido como DEA-C, o modelo pressupõe a existência de retornos constantes de escala. Com uma orientação produto, o modelo DEA-C pode ser representado pelo seguinte problema de programação matemática:

$$\begin{array}{ll} \text{Maximizar} & \theta_j \\ & \theta, \lambda \\ \text{Sujeito a} & X\lambda \leq X_j, \\ & \theta Y_j - Y\lambda \leq 0, \end{array} \quad (6)$$

em que  $N$  produtores produzem  $R$  produtos, usando  $K$  insumos. O parâmetro  $\lambda$  é um vetor de pesos ( $N \times 1$ ) sobre insumos e produtos;  $\theta$  é um escalar compreendido entre zero e um,  $0 < \theta_j \leq 1$ . Os vetores  $Y_j \equiv (y_{1j}, \dots, y_{Rj}) > 0$  e  $X_j \equiv (x_{1j}, \dots, x_{Kj}) > 0$ ,  $j = 1, \dots, N$ , representam

os vetores de produto e insumos da amostra de  $N$  produtores. As variáveis  $\theta$  e  $\lambda$  são variáveis duais. A última restrição permite que a  $j$ -ésima unidade produtiva analisada esteja sobre a fronteira ou abaixo dela.

Os escores da eficiência técnica dos produtores são obtidos invertendo-se o valor de  $\theta$ .<sup>5</sup> Isto é: Eficiência técnica =  $1/\theta$ . Esse valor indica a (in)eficiência do produtor em atingir um nível mais alto de produto, dadas as quantidades de insumos e a tecnologia. Os escores de eficiência variam no intervalo ente 0 – 1. Quanto mais próximo da unidade mais eficiente é o produtor.<sup>6</sup>

Banker, Charnes e Cooper (1984) sugeriram uma modificação do modelo DEA-C substituindo a suposição de retornos constantes por retornos variáveis de escala. Conhecido por DEA-V, ele é similar ao DEA com retornos constantes de escala. Admite apenas uma restrição adicional de que a soma dos pesos seja igual à unidade. Permite-se, assim, que a tecnologia de referência exiba retornos variáveis de escala.

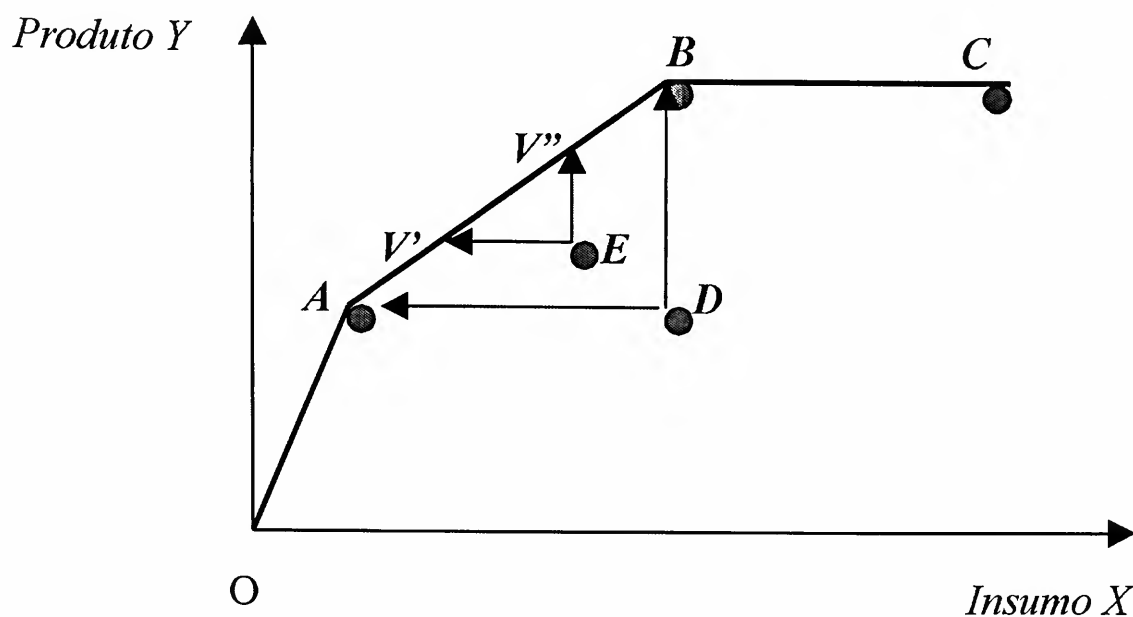
Esse modelo pode ser ilustrado por meio da Figura 2. Os pontos OABC, e as combinações convexas dos pontos A e B, ( $V'$  e  $V''$ ) representam os produtores eficientes que formam a fronteira com retornos variáveis de escala. Conseqüentemente, os pontos E e D representam os produtores ineficientes, uma vez que esses pontos estão localizados abaixo da fronteira. A eficiência pode ser medida, numa orientação insumo, pela distância entre os pontos AD, ou ainda, numa orientação produto, pela distância DB. Nessa última, o produtor em D poderia elevar sua produção até o ponto B simplesmente melhorando sua eficiência técnica sem nenhum acréscimo adicional de insumos.

5 A explicação para inversão do valor de  $\theta$  decorre da definição da função distância. Isto é, a eficiência técnica com orientação produto também pode ser representada por  $(1/D_o(x,y)) = \text{Max}_{\theta} \{ \theta : \theta y \in P(x) \}$ , em que  $D_o(x,y)$  é a função distância produto e  $P(x)$  representa o conjunto de produção viável. Para uma definição mais rigorosa de eficiência usando o conceito de função distância recomenda-se a leitura de Färe e Primont (1995).

6 Essa é uma medida conhecida como eficiência técnica produto orientada de Farrell.



**Figura 2**  
**Representação da Fronteira DEA-V**



O modelo DEA-V com orientação produto, e na forma dual, é representado pelo seguinte problema de programação matemática:

$$\begin{array}{ll}
 \text{Maximizar } \theta_j & \text{Sujeito a } X\lambda \leq X_j \\
 \theta, \lambda & \theta Y_j - Y\lambda \leq 0 \\
 & \sum_J^N \lambda_j = 1
 \end{array} \quad (7)$$

Os escores de eficiência são obtidos, tal como no modelo DEA-C, invertendo o valor de  $\theta$ .

Com o propósito de escolher qual o tipo do modelo DEA a ser empregado na análise, realizou-se um teste de hipótese de retornos de escala proposto por Banker (1996). Esse teste procura verificar se a hipótese de retornos constantes de escala é mais plausível para o conjunto das informações do que a hipótese de retornos variáveis de escala. Quando nenhuma suposição sobre a distribuição da ineficiência é considerada nos modelos, Banker sugere a aplicação do teste não-paramétrico de duas amostras de Smirnov. Esse teste está baseado na distância máxima das distribuições acumuladas dos escores de eficiência dos modelos DEA-C e DEA-V. A estatística do teste de Smirnov é representada por:

$$T_{SM} = \max\{\hat{F}^C(\hat{\theta}_j^C) - \hat{F}^V(\hat{\theta}_j^V)\}$$

em que  $\hat{F}^C(\hat{\theta}_j^C)$  e  $\hat{F}^V(\hat{\theta}_j^V)$  são as distribuições de ineficiência acumuladas dos modelos DEA-C e DEA-V. No procedimento do teste, a estatística  $T_{SM}$  é comparada com o valor crítico de  $D$  obtido por meio da fórmula:  $D = 1,36 \sqrt{(n_1 + n_2) / n_1 n_2}$

Na realização desse teste os valores encontrados para  $T_{SM} = 0,164$  e  $D = 0,138$  permitiram rejeitar a hipótese nula  $H_0$  de retornos constantes de escala em relação à hipótese alternativa  $H_A$  de retornos variáveis de escala. Dessa forma, a análise foi realizada com a aplicação do modelo DEA-V.<sup>7</sup>

## 2.5 Fronteira FDH (*Free Disposal Hull*)

Tal qual a abordagem DEA, o método FDH (*Free Disposal Hull*) é um método não-paramétrico, usado para avaliar a eficiência de unidades produtivas ou unidades formadoras de decisão (*Decision Making Units - DMUs*). A diferença básica do FDH é que ele não requer a hipótese de convexidade admitida pela abordagem DEA. Isso permite maior flexibilidade para se avaliar a eficiência das DMUs. Nenhuma outra suposição é feita sobre a relação entre insumos e produtos a não ser “*free-disposal*” (livre descarte).

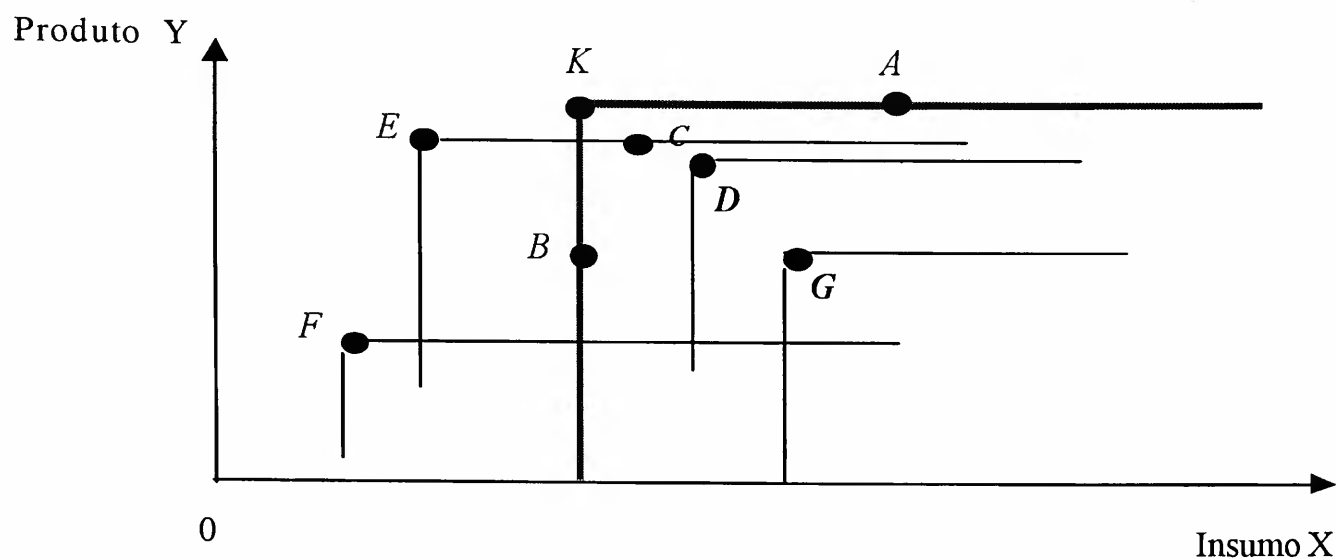
Tulkens (1993) mostra que a representação matricial do modelo FDH é igual ao DEA-V, com a introdução da restrição  $\lambda_j \in \{0,1\}$ , a qual relaxa a suposição de convexidade dos modelos DEA. Isto é:

$$\begin{array}{ll}
 \text{Maximizar } \theta_j & \text{Sujeito a } X\lambda \leq X_j \\
 \theta, \lambda & \theta Y_j - Y\lambda \leq 0 \\
 & \sum_J^N \lambda_j = 1 \\
 & \lambda_j \in \{0,1\}
 \end{array} \quad (8)$$

A Figura 3 mostra a representação dessa fronteira. O produtor localizado no ponto K é eficiente em relação a todos os outros localizados abaixo ou à direita da fronteira. Isto é, em relação ao ponto B, o produtor K produz uma maior quantidade de produtos com a mesma quantidade de insumos. Por outro lado, com relação ao ponto A o produtor K produz uma mesma quantidade de produtos, porém utiliza uma menor quantidade de insumos.

7 No seu trabalho de 1996, Banker apresentou outros métodos para testar a hipótese de retornos de escala. Entretanto, a aplicação de todos os testes foge ao objetivo principal desse estudo.

**Figura 3**  
**Fronteira de Produção FDH**



Os escores da eficiência técnica dos produtores são obtidos de forma semelhante ao do modelo DEA-V com orientação produto. Isto é: Eficiência técnica =  $1/\theta$ .

## 2.6 Modelos explicativos da ineficiência técnica

Para explicar a ineficiência técnica dos colonos serão estimados dois modelos nos quais as variáveis dependentes são os escores de ineficiência dos colonos nas fronteiras estocásticas e FDH. Optou-se pelos escores de ineficiência dessas fronteiras porque elas são menos restritivas quanto às hipóteses admitidas nas suas formulações do que as fronteiras determinísticas e DEA-V. A principal crítica imposta às fronteiras determinísticas é que elas não levam em consideração as possíveis influências de erros de medidas e outros efeitos aleatórios. Nesse sentido, elas consideram que todos os desvios da fronteira estimada sejam provenientes da ineficiência técnica do produtor, o que é um viés do modelo. Na interpretação Coelli (1995), no caso de uma aplicação na produção agrícola, se o nível das informações da propriedade agrícola contiver erros de medida, informações não disponíveis ou não apropriadamente mensuradas ou, ainda, variáveis que são influenciadas pelo tempo, a suposição de que todos os desvios da fronteira estejam relacionados à ineficiência técnica do produtor seria uma suposição muito forte. Nesse caso, os modelos de fronteira estocástica seriam mais recomendáveis. Por outro lado, o modelo de fronteira FDH não requer a hipótese de convexidade admitida pela abordagem DEA. Isso permite maior flexibilidade para se avaliar a eficiência dos produtores.

Os modelos explicativos da ineficiência estão representados pelas equações (9) e (10). Na primeira, aplicam-se mínimos quadrados simples para ajustar os escores de ineficiência dos colonos da fronteira estocástica contra um conjunto de variáveis socioeconômicas.

$$IT_i = \gamma + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{ki} + e_i \quad i = 1, \dots, 195, \quad k = 1, \dots, 10. \quad (9)$$

em que:  $IT_i$  é o índice de ineficiência técnica dos colonos na fronteira estocástica. Isto é,  $IT_i = 1 - \exp(-E(u|\varepsilon))$ ;  $\gamma$  e  $\beta_k$  são parâmetros;  $Z_{ki}$  é uma matriz de variáveis explicativas, e  $u_i$  é o termo do erro, o qual, por suposição, tem uma distribuição normal.

A equação (10) é um modelo de regressão Tobit, em que a variável dependente  $IT_i$  é obtida subtraindo da unidade o valor da eficiência técnica dos colonos na fronteira FDH. Isto é,  $IT_i = 1 - (1 / \theta)$ .<sup>8</sup> Esse modelo possui a seguinte formulação:

$$IT_i = \gamma + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{ki} + e_i \quad \text{se} \quad \gamma + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{ki} > 0$$

$$IT_i = 0 \quad \text{se} \quad \gamma + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{ki} \leq 0, \quad (10)$$

As variáveis explicativas das equações (9) e (10) são a idade do produtor, tempo de trabalho no lote (anos), tamanho do lote (hectares), treinamento com irrigação (*dummy*), crédito (*dummy*), duas variáveis *dummies* para identificar o grau de escolaridade do colono. A primeira,  $D_{P,S}$ , indica os colonos que tinham o primeiro grau completo ou segundo grau incompleto, a Segunda,  $D_{S,T}$ , representa os colonos que tinham o segundo grau completo ou o curso superior. Na tentativa de se captar a diferença de eficiência em gerir a atividade agrícola associadas ao sexo foi incluída uma variável *dummy* para distinguir o produtor masculino. Por fim, com o objetivo de verificar a relação entre eficiência e a forma de administração dos perímetros foi inserida uma *dummy* ressaltando os colonos pertencentes aos perímetros emancipados. Com essa *dummy* espera-se constatar se a emancipação conduz à busca do maior esforço produtivo, e assim contribuindo para redução da ineficiência.

8 Athanassipoulos e Karkazis (1997) argumentaram que os escores de eficiência obtidos nos modelos DEA e FDH são truncados em um e, assim, as suposições da estimação por mínimos quadrados seriam violadas. Eles sugerem a aplicação de modelos de regressão censoriada, como é o caso do modelo Tobit.

Para a realização dessa segunda fase é importante que as variáveis explicativas do primeiro estágio,  $X_{ki}$ , não estejam altamente correlacionadas com as variáveis explicativas do segundo estágio,  $Z_{ki}$ . Se isso viesse ocorrer, os parâmetros estimados provavelmente seriam enviesados. Entretanto, as correlações encontradas entre os dois conjuntos de variáveis  $X_{ki}$  e  $Z_{ki}$  foram relativamente baixas.

### 3 Resultados e análise

Em termos de elasticidade de produção, o coeficiente da área irrigada foi aquele que apresentou maior resposta ao acréscimo do produto. Isso confirma a forte relação entre produção e área irrigada. Outro coeficiente que apresentou elasticidade alta foi o da variável despesa com insumos. No modelo de fronteira estocástica, a estimativa do parâmetro  $\lambda$ , o qual mede a variabilidade das duas fontes do erro, excedeu a unidade. Isso significa que a maior parte da variabilidade no valor da produção das culturas irrigadas deve-se à ineficiência técnica e não a fatores aleatórios fora do controle do processo produtivo.

**Tabela 1**  
**Estimativas das Funções Fronteiras Determinística e Estocástica**

	Determinística	Estocástica
Constante	4.706 <sup>a</sup> (1.72)	4.114*** (2.77)
LnÁREA IRRIGADA	0.679*** (3.44)	0.766*** (3.14)
LnINSUMOS	0.401*** (3.25)	0.377*** (3.18)
LnCAPITAL	0.161** (2.16)	0.157** (2.08)
LnGASTO COM ÁGUA	0.101** (2.02)	0.098*** (3.16)
LnMÃO DE OBRA	-0.035 n.s. (-0.22)	-0.029 n.s. (-0.23)
$\hat{\lambda} = \hat{\sigma}_u / \hat{\sigma}_v$		1.783*** (4.00)
$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_v^2}$		0.764*** (16.49)
$\hat{\phi}$		
$\hat{\sigma}_u^2$		0.44418
$\hat{\sigma}_v^2$		0.13963
Log da Função Likelihood		-156.0426
R <sup>2</sup> AJUSTADO	0.535	0.54

Os termos entre parênteses mostram a estatística t-student, e os asteriscos \* representam que o parâmetro foi significativo em nível de 10%, \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

(a) o termo constante obtido por mínimos quadrados foi corrigido pelo maior resíduo estimado, 2.029, e a estatística t-student refere-se ao valor estimado da constante por mínimos quadrados, 2.677.

A Tabela 2 mostra as distribuições dos colonos por classe de eficiência técnica. No modelo de fronteira determinística, 95.4% dos colonos ficaram com escores de eficiência concentrados no intervalo entre 0.4 a 0.8. Nesse modelo a unidade eficiente foi aquela que apresentou o maior resíduo estimado e, portanto, serviu como parâmetro para deslocar o intercepto da função de produção média. Na fronteira estocástica, 41% dos colonos apresentaram escores de eficiência técnica acima de 0.8. O modelo DEA-V, que impõe convexidade, produziu um menor número de unidades eficientes do que o método FDH. Essa diferença é esperada, visto que o modelo DEA-V admite a convexidade, hipótese essa relaxada pelo modelo FDH. Sendo assim, por ser menos restritivo do que o modelo DEA-V, o modelo FDH apresenta um maior número de colonos eficientes.

**Tabela 2**  
**Distribuição dos Colonos por Classe de Eficiência Técnica**

Classe de Eficiência Técnica	Determinística		Estocástica		DEA - V		FDH	
	Número de colonos	%	Número de colonos	%	Número de colonos	%	Número de colonos	%
0 - 0.2	0	0.0	1	0.5	121	62.1	52	26.7
0.2 - 0.4	2	1.0	2	1.0	17	8.7	19	9.7
0.4 - 0.6	84	43.1	16	8.2	6	3.1	15	7.7
0.6 - 0.8	102	52.3	96	49.3	9	4.6	8	4.1
0.8 - 1	6	3.1	80	41.0	2	1.0	3	1.5
1	1	0.5	0.0	0.0	40	20.5	98	50.3
Total	195	100	195	100	195	100	195	100

O número de colonos eficientes por perímetros, resultante do uso dos modelos DEA-V e FDH, encontra-se na Tabela 3. No modelo DEA-V, apenas o perímetro de Mandacaru não apresentou colonos eficientes. Em termos porcentuais, Tourão, com 54%, foi o perímetro que mais apresentou colono eficiente, seguido por Nilo Coelho, com 20.5%, Maniçoba 19%, Curaçá 18.5% e Bebedouro com 8.3% dos colonos incluídos na amostra. Na fronteira FDH, o número de colonos eficientes por perímetros é maior. Entre esses, Tourão, Mandacaru e Bebedouro foram os mais eficientes.

**Tabela 3**  
**Número de Colonos Eficientes por Perímetros nos Modelos DEA-V e FDH**

Perímetros	DEA-V		FDH	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Bebedouro	1	8.3%	8	66.7%
Tourão	6	54.5%	10	90.9%
Maniçoba	4	19%	11	52.4%
Mandacaru	0	0.0%	5	71.4%
Curaçá	5	18.5%	11	40.7%
Nilo Coelho	24	20.5%	53	45.3%
Total	40	20.5	98	50.3%

Nota: As colunas (1) e (3) mostram o total de produtores eficientes nos perímetros em cada um dos modelos. As colunas (2) e (4) mostram o percentual de colonos eficientes em cada perímetro. A última linha mostra o total e o percentual de produtores eficientes na amostra.

A Tabela 4 mostra a eficiência técnica média dos colonos por perímetros nos quatro modelos de fronteira analisados. Em todas as fronteiras estimadas, os maiores escores de eficiência média foram encontrados nos perímetros de Bebedouro, Tourão e Mandacaru. Esses resultados mostram que, independentemente dos métodos empregados na estimação da fronteira, os colonos desses perímetros apresentaram os maiores escores de eficiência técnica média. Os demais perímetros - Nilo Coelho, Curaçá e Maniçoba - exibiram, em todas as fronteiras, os menores escores de eficiência média.

**Tabela 4**  
**Eficiência Técnica Média dos Colonos por Perímetros**

Perímetros	Fronteiras paramétricas		Fronteiras não-paramétricas	
	Estocástica	Determinística	DEA-V	FDH
Bebedouro	0.846	0.694	0.449	0.775
Tourão	0.827	0.683	0.721	0.929
Maniçoba	0.712	0.575	0.258	0.652
Mandacaru	0.834	0.681	0.353	0.799
Curaçá	0.746	0.601	0.333	0.628
Nilo Coelho	0.737	0.608	0.289	0.570

### 3.2 Explicando a ineficiência técnica dos colonos

A Tabela 5 mostra os resultados dos modelos que explicam a ineficiência técnica dos colonos. No modelo em que a variável dependente está representada pelos escores de ineficiência da fronteira estocástica, o parâmetro da variável tamanho do lote foi significativo e apresentou sinal negativo. Isto significa que um aumento no tamanho do lote reduz o custo médio com a irrigação e, assim, diminui a ineficiência do colono. O coeficiente da variável assistência técnica foi significativo e com sinal negativo. Esse resultado sugere que os programas de extensão e visita dos técnicos agrícolas nos lotes dos colonos são importantes no processo de transmissão de práticas de manejo da terra e do cultivo, ajudando, assim, a reduzir a ineficiência técnica na produção das culturas irrigadas.

O coeficiente da variável *dummy*, que evidencia os colonos com escolaridade do primeiro grau completo até segundo grau incompleto, também foi significativo e apresentou sinal negativo. Esse resultado indica que o nível de educação dos colonos é importante para reduzir a ineficiência técnica na agricultura irrigada. Agricultores com certo grau de escolaridade podem encontrar mais facilidade em assimilar as informações repassadas por técnicos agrícolas, associações e cooperativas de agricultores.

Uma outra variável que apresentou coeficiente significativo e com sinal negativo foi a *dummy* usada para caracterizar os colonos pertencentes aos perímetros emancipados, geridos sob autogestão. O sinal negativo dessa *dummy* pode estar refletindo o maior esforço produtivo daqueles colonos que pertencem aos perímetros já emancipados. Pode-se também conjecturar que a ausência paternalista da CODEVASF permite, de certa forma, um maior empenho dos colonos, fazendo com que o nível de suas rendas dependa mais estreitamente do nível de seus esforços.

Com relação à função dos escores de ineficiência na fronteira FDH, observa-se que o coeficiente da variável idade foi significativo e apresentou sinal positivo. Isso leva à suposição de que colonos mais idosos podem apresentar eficiência técnica mais baixa. Entretanto, a destreza e a baixa capacidade de esforço dos colonos mais idosos podem ser compensadas pelos anos de experiência adquirida na agricultura. Para que essa experiência possa lograr êxito, o colono deve, continuamente, receber treinamentos e ter acesso à assistência técnica. O coeficiente da variável *dummy*, que identifica os colonos que receberam treinamento com irrigação foi significativo e com sinal negativo. Esse resultado mostra que a ineficiência técnica dos colonos pode estar relacionada à ausência de treinamentos sobre os sistemas de irrigação. A falta desse treinamento pode levar a um maior desperdício da água e de outros insumos, ocasionando, como conseqüência, uma queda na produtividade de suas lavouras.



**Tabela 5**  
**Estimativas das Funções Ineficiência por Mínimos Quadrados e Regressão Tobit**

Parâmetros	Variável dependente: escores de ineficiência	
	Fronteira estocástica $1 - \exp(E U)$	Fronteira FDH $1 - (1/\theta)$
	Regressão: Mínimos Quadrados	Regressão Censoriada Tobit
Constante	-2.41131* (0.8061)	-0.5596 (0.3729)
Idade	-0.07259 (0.1272)	0.00981*** (0.0055)
Tempo de Trabalho	0.080422 (0.0708)	0.0155 (0.01334)
Tamanho do Lote	-0.42207* (0.0394)	0.00632 (0.007544)
Treinamento	-0.03152 (0.0644)	-0.29538* (0.1144)
Assistência Técnica	-0.16005*** (0.0827)	0.19001 (0.1525)
Crédito	0.108375 (0.0664)	0.29640** (0.1180)
D <sub>P,S</sub>	-0.13042*** (0.0681)	-0.03508 (0.1212)
D <sub>S,T</sub>	-0.02363 (0.1006)	0.02353 (0.1797)
Sexo	-0.10168 (0.1215)	-0.00605 (0.2113)
Emancipação	-0.19317* (0.0701)	-0.42830* (0.1318)
Estatística F	6.1542*	
R <sup>2</sup> <sub>AJUSTADO</sub>	0.2237	
Log-Likelihood		-168.2035
Parâmetro do modelo tobit, $\sigma$		0.68364* (0.05601)

Desvios padrões entre parênteses. Os asterísticos \*\*\*, \*\*, \* representam, respectivamente, os níveis de significância de 10%, 5% e 1%.

O coeficiente da variável *dummy* que distingue os colonos com a disponibilidade do crédito rural foi significativo e com sinal positivo. A interpretação desse sinal levaria à suposição que a disponibilidade do crédito rural não reduz a ineficiência técnica dos colonos. Este é um resultado que deve ser interpretado com cautela. A forma de medir a disponibilidade do crédito rural, identificando os agricultores que o receberam ou não, talvez não tenha sido a mais adequada para captar a sua importância no aumento da produtividade, e na eficiência técnica dos colonos. A princípio, espera-se que a disponibilidade do crédito rural, principalmente a linha de custeio, possa ajudar os colonos a adquirir sementes, mudas e demais insumos necessários para o plantio. Os colonos com baixa capitalização, e sem o crédito rural, geralmente utilizam insumos e sementes de qualidades inferiores, tornando-os menos produtivos e mais ineficientes. Tal como na função ineficiência com os escores da fronteira estocástica, o coeficiente da variável *dummy* emancipação foi significativo e negativo, refletindo o esforço produtivo dos colonos nos perímetros emancipados.

#### 4 Comentários finais

É prudente, ao se analisar a eficiência de conjuntos de empresas, produtores ou atividades econômicas, o emprego de uma variedade de métodos de estimação de fronteiras com o objetivo de verificar seus resultados e definir aqueles mais consistentes. Na análise da distribuição da eficiência dos colonos por perímetros tomou-se como referência os níveis de eficiência atingidos pelos colonos nos quatro modelos de fronteira analisados. Os resultados mostraram, em todos os modelos estimados, que a eficiência técnica média dos colonos localizados nos perímetros de Bebedouro, Tourão e Mandacaru foi superior àquela registrada pelos colonos dos outros perímetros. Os maiores percentuais de colonos ineficientes foram registrados nos perímetros de Maniçoba e Curaçá, os quais são administrados pelos Distritos de Irrigação, e se encontram em processo de autogestão. Nesse tipo de administração, a CODEVASF mantém o apoio técnico e financeiro ao Distrito, porém o custo operacional do perímetro é assumido integralmente pela organização dos irrigantes. O perímetro de Nilo Coelho apenas recentemente teve sua administração repassada da CODEVASF para o Distrito de Irrigação. Entretanto, esse perímetro ainda se encontra numa situação de co-gestão. Isto é, os irrigantes, em conjunto com a CODEVASF, organizam-se para administrar o perímetro. Bebedouro e Mandacaru são perímetros mais antigos e foram os primeiros a entrar em fase de autogestão. Por outro lado, Tourão é um perímetro que tem uma participação significativa de empresas agrícolas. Esses resultados levam a crer que os perímetros que foram emancipados há mais tempo, e no qual o sistema da produção está interligado com empresas e agroindústrias, foram relativamente mais eficientes do que aqueles em fase inicial da autogestão.

Os resultados da análise dos fatores que explicam a ineficiência técnica dos colonos sugerem que a ineficiência na produção pode ser reduzida por meio de um aumento no tamanho dos lotes. Lotes maiores possuem um menor custo médio de irrigação e, assim, permitem que os colonos possam alcançar uma maior eficiência. Os resultados mostraram, também, que a ineficiência na produção das culturas irrigadas pode ser reduzida se houver uma melhora no grau de escolaridade dos colonos, principalmente para aqueles com pouco ou nenhum nível de instrução escolar. Uma política de incentivos que vise melhorar o desempenho produtivo na agricultura irrigada deve contemplar o apoio por meio da assistência técnica, aumento dos beneficiários do crédito agrícola, além da promoção de cursos e treinamento sobre sistemas de irrigação.

Quanto aos modelos, notou-se que os escores de eficiência técnica dos colonos na fronteira estocástica são mais consistentes com o padrão de crescimento da agricultura irrigada no Vale do São Francisco do que aqueles encontrados nas fronteiras DEA e FDH. Os níveis de eficiência dos colonos obtidos na fronteira estocástica se aproximaram mais da realidade da moderna agricultura irrigada em Petrolina e Juazeiro, cujas medidas de eficiência refletem, visivelmente, o crescimento da fruticultura irrigada nesta região. Pode-se, neste estudo, extrair as seguintes conclusões:

- a) A fronteira estocástica apresentou escores de eficiência técnica mais robustos, mais consistentes, e mais próximos da realidade encontrada numa moderna agricultura irrigada.
- b) A discrepância encontrada entre os escores das fronteiras paramétricas com os modelos não-paramétricos, principalmente DEA, talvez seja explicada pela necessidade deste último incluir a aleatoriedade na sua formulação, isto é, os modelos DEA estocásticos.

## Referências bibliográficas

- Aigner, D. J., Chu, S. F. On estimating the industry production function. *American Economic Review*, v. 58, n. 4, p. 826-839, September 1968.
- Aigner, D. J., Lovell, C. A. K., Schmidt, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, v. 6, n. 1, p. 21-37, July 1977
- Apezteguíza, B. I., Gárate, M. R. Technical efficiency in the Spanish agrofood industry. *Agricultural Economics*, 17, p. 179-189, 1997

- Athanassipoulos, Antreas D., Karkazis, J. Efficiency of social and economic image projection in spatial configurations. *Journals of Regional Science*, v. 37, n. 1, p. 75-97, 1997
- Banker, Rajiv D., Charnes, A.; Cooper, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 30, n. 9, September 1984.
- Banker, Rajiv D. Hypothesis tests using data envelopment analysis. *The Journal of Productivity Analysis*, 7, p. 139-159, 1996.
- Bravo-Ureta, Boris E.; Evenson, R. Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in eastern Paraguay. *Agricultural Economics*, 10. p. 27-37, 1994.
- Charnes, A. W.; Cooper, W. W., Rhodes, E. Measurement the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- Coelli, T. J. Recent development in frontier modelling and efficiency measurement. *Australian Journal Agricultural Economics*, v. 39, n. 39, p. 219-245, December 1995.
- De Borger, B., Kerstens, K. Cost efficiency of Belgian local governments: a comparative analysis of FDH, DEA, and econometric approaches. *Regional Science and Urban Economics*, 26, p. 145-170, 1996.
- FADE. *Investimentos públicos e privados em agricultura irrigada e seus impactos sobre o emprego e a renda nos pólos de Petrolina/Juazeiro e Norte de Minas Gerais*. Recife: Fundação de Apoio ao Desenvolvimento da Universidade Federal de Pernambuco. Março 1999.
- Färe, Rolf; Primont, Daniel. *Multi-output production and duality theory and applications*. Kluwer Academic Publishers, 1995.
- Farrell, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society Series*, v. 120, n. 3, p. 253-281, 1957
- Greene, W. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. *Journal of Econometrics*, 13, p. 27-56, 1980.
- \_\_\_\_\_. The econometric approach to efficiency analysis. In: Fried, H., Lovell, C. A., Schmidt, P. (eds.), *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*. New York: Oxford University Press, 1993.
- Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I. S., Schmidt, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19, p. 233-238, August 1982.

Mariano, Jorge Luiz. *A Eficiência dos colonos na agricultura irrigada no Vale do São Francisco: uma análise comparativa dos modelos de fronteira paramétrica e não paramétrica*. 1999 142p. Tese (Doutorado), PIMES, UFPE, Recife.

Meeusen, W., Broecker, J. van den. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composer error. *International Economic Review*, p. 435-444, June 1977

Richmond, J. Estimating the efficiency of production. *International Economic Review*, v. 15, n. 2, June 1974.

Seyoum, E. T., Battese, G. E., Fleming, E. M. Technical efficiency and productivity of maize producers in eastern Ethiopia: a study of farmers within and outside the Sasakawa-Global 2000 project. *Agricultura Economics*, v. 19, n. 3, p. 341-348, December 1998.

Tulkens, Henry. On FDH efficiency analysis: some methodological issues and applications to retail banking, courts, in urban transit. *The Journal of Productivity Analysis*, 4, p. 183-210, 1993.

