

# FRONTEIRA DE PRODUÇÃO ESTOCÁSTICA E EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGRICULTURA<sup>1</sup>

*Júnia Cristina P. R. da Conceição<sup>2</sup>*  
*Paulo F. Cidade de Araújo<sup>3</sup>*

## RESUMO

Este trabalho objetiva estimar a eficiência técnica de uma amostra de produtores representativos da agricultura comercial brasileira. Para tal estimativa, foi utilizado o modelo de fronteira de produção estocástica. A média ficou em 73,08% e, embora este seja um elevado índice, indica que ainda há possibilidade de aumento da produtividade por meio de melhora da eficiência técnica. Esta, em termos de fazenda, variou no intervalo de 41,47% a 93,09%. Foi utilizado, também, o modelo de Tobit para investigar a influência de algumas variáveis de capital humano sobre os níveis de eficiência técnica encontrados. Os resultados indicam que as variáveis mais importantes na explicação da eficiência técnica foram experiência, extensão privada e fontes alternativas de informação (rádio).

**Palavras-chave:** Fronteira de produção estocástica, eficiência técnica, agricultura comercial

---

<sup>1</sup> Este artigo tem base na tese de doutorado da primeira autora.

<sup>2</sup> Pesquisadora do Instituto de Pesquisa Econômica (IPEA). E-mail: junia@ipea.gov.br

<sup>3</sup> Professor-titular do Departamento de Economia, Administração e Sociologia - ESALQ / USP

## 1. Introdução

Existe considerável concordância de que uma efetiva estratégia de desenvolvimento depende da promoção da produtividade e do crescimento do setor agrícola. Neste sentido, o grande desafio que se colocava para o setor agrícola brasileiro, em meados da década de 60, era o da modernização.

Em função disso, foi adotado, principalmente a partir do referido período, o modelo de modernização do setor agrícola que prevaleceria nas décadas seguintes, e que foi responsável pela transformação da agricultura brasileira. No decorrer desse processo, foram utilizados instrumentos de política, como crédito rural, preços mínimos, assistência técnica e pesquisa. Entretanto, esse modelo de política agrícola começou a mostrar sinais de esgotamento no final da década de 80, com a drástica redução de gastos orçamentários destinados aos programas de suporte à agricultura (Barros, 1998).

O fato é que surgiu, na década de 90, um novo ambiente institucional, com uma economia liberalizante e aberta aos mercados internacionais, passando a priorizar o desenvolvimento de novos mecanismos, em substituição à atuação intervencionista do governo.

Esse novo cenário teve impacto direto sobre a agricultura e esta passou a ter à sua frente um novo desafio: a obtenção da eficiência no processo produtivo. Neste sentido, identificar ganhos potenciais de produtividade advindos do uso mais eficiente da tecnologia passa a ser uma questão fundamental. Segundo Alves (1993), a saída para o setor comercial da agricultura brasileira, dadas as limitações existentes, sensivelmente agravadas na década de 90, está na busca/conquista de maior eficiência.

A literatura recente tem apresentado avanços na obtenção das estimativas de eficiência a partir de funções de produção, utilizando, principalmente, a função fronteira. A modelagem econométrica desta fornece um instrumento útil para uma determinação de medidas de

eficiência das firmas mais próxima da definição de função de produção usualmente encontrada nos livros-texto de microeconomia, qual seja, a produção máxima que pode ser obtida a partir de determinado conjunto de insumos, dada a tecnologia existente para as firmas envolvidas no processo produtivo.

A maior parte da literatura que trata da eficiência de fazendas tem-se ocupado, basicamente, de medidas de eficiência técnica. Esta pode ser definida como a habilidade de encontrar a máxima produção possível com os recursos disponíveis, enquanto eficiência alocativa se refere à habilidade de alcançar a alocação ótima dos recursos existentes. A eficiência econômica é uma combinação das eficiências técnica e alocativa (Farrell, 1957).

Alguns autores têm investigado, também, a relação entre as medidas de eficiência e variáveis representativas do capital humano, usando um procedimento usualmente chamado de “two-step procedure”. Isto é, inicialmente, calcula-se a eficiência, estimando-se, depois, um modelo de regressão em que a eficiência é expressa como uma função das variáveis de capital humano.

No Brasil, existem poucos estudos que estimam a eficiência a partir da função de fronteira. Entre esses, pode-se citar o trabalho de Taylor, Drummond & Gomes (1986), em que analisaram as eficiências técnica e econômica de um grupo de produtores por meio da estimativa de uma função de produção de fronteira determinística; e o de Taylor & Shonkwiler (1986), em que estimaram uma função de produção de fronteira estocástica utilizando os mesmos dados de Taylor, Drummond & Gomes (1986). Estes autores tinham como objetivo verificar se agricultores que participavam do programa de assistência técnica PRODEMATA eram mais eficientes que aqueles que não participavam. Os produtores eram da região da Zona da Mata de Minas Gerais, caracterizados como agricultores tradicionais. Tupy (1996) também utilizou a metodologia de fronteira para estimar a eficiência econômica de uma amostra de produtores de frangos no Brasil; Gomes (1996) empregou uma função de produção Cobb-Douglas de fronteira

determinística para estimar a eficiência técnica de pequenos produtores de tomate no perímetro irrigado de Senador Coelho, em Petrolina, PE. Desta forma, como os estudos citados são muito específicos, não é possível generalizar as medidas de eficiência encontradas por esses autores para outros tipos de agricultores, que se defrontam com outra tecnologia de produção.

É exatamente neste contexto que se situa o presente estudo, que objetiva determinar a eficiência técnica dos agricultores no Brasil, em regiões de agricultura moderna (comercial), procurando relacionar tal medida com variáveis de capital humano.

## 2. A função de produção fronteira e a medida de eficiência técnica

Neste estudo, a função de produção fronteira é assumida como sendo:

$$Y_j = f(X_{ij}; \beta) e^{\varepsilon_j} \quad (1),$$

$$i = 1, 2, \dots, N,$$

$$j = 1, 2, \dots, N,$$

onde  $Y_j$  é a quantidade da produção agrícola da firma  $j$ ;  $X_{ij}$ , a quantidade do insumo  $i$  usado pela firma  $j$ ;  $\beta$ , um vetor de parâmetros;  $\varepsilon_j = v_j - u_j$ , o termo de erro composto. Assume-se que os componentes  $u_j$  e  $v_j$  são independentes um do outro, sendo  $v_j$  o erro aleatório com distribuição normal ( $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ ) e  $u_j$ , o termo do erro que capta a ineficiência. Uma grande vantagem desse método é a introdução de um termo de erro composto, um representando erros de medida e choques exógenos fora do controle da unidade de produção ( $v$ ) e outro, a medida de ineficiência ( $u$ ).

Se  $u_j = 0$ , a firma localiza-se na fronteira de produção, obtendo a máxima produção dado o nível de insumos com que se defronta. Se  $u_j > 0$ , então, a firma é ineficiente e produz menos devido a essa ineficiência. Se o termo de erro  $u_j$  não está presente no modelo, então

este se transforma em uma função média, usada na maior parte dos estudos econométricos sobre função de produção e criticado por Farrell (1957) e outros autores; se o erro  $v_j$  não é incluído, o modelo se transforma em fronteira determinística.

Vale ressaltar que uma questão importante nos modelos de fronteira estocástica diz respeito às pressuposições feitas sobre a distribuição do termo do erro  $u_j$ . Na maior parte da literatura, tem-se optado pela distribuição meio-normal, como originalmente sugerido por Aigner, Lovell & Schmidt (1977).

Para medir empiricamente a eficiência, estima-se, inicialmente, a função de produção de fronteira estocástica, utilizando-se, depois, a abordagem introduzida por Jondrow *et al.* (1982) para separar os desvios da fronteira em componentes aleatórios e de eficiência.

No caso de distribuição meio-normal, esses autores mostram que as pressuposições feitas sobre as distribuições estatísticas de  $v_j$  e  $u_j$  mencionadas acima possibilitam o cálculo do significado condicional de  $u_j$  dado  $\varepsilon_j$ , como :

$$E(u_j | \varepsilon_j) = \sigma^* \left[ \frac{f(\varepsilon_j \lambda / \sigma)}{1 - F(\varepsilon_j \lambda / \sigma)} - \frac{\varepsilon_j \lambda}{\sigma} \right] \quad (2),$$

onde  $f$  e  $F$  são, respectivamente, as funções de densidade normal-padrão e de distribuição normal-padrão e  $\delta^* = \delta_u^2 \delta_v^2 / \delta^2$ .

Desta forma, a equação (2) fornece estimativas de  $u_j$  e  $v_j$  depois da substituição de  $\varepsilon$ ,  $\sigma$ ,  $\lambda$  por suas estimativas. Uma vez obtidas as estimativas de  $u_j$ , é possível calcular a medida de eficiência técnica para cada fazenda e, também, sua média.

A medida de eficiência técnica é dada por:

$$TE_j = \frac{Y_j}{Y_j^*} \quad (3),$$

onde  $Y_j^*$  é o nível de produção na fronteira, ou seja, quando a ineficiência ( $u_j$ ) é igual a zero, então,

$$Y_j^* = f(X_j; \beta) e^{v_j}$$

e

$$Y_j = f(X_j; \beta) e^{v_j - u_j}$$

$$TE_j = \frac{f(X_j; \beta) e^{v_j - u_j}}{f(X_j; \beta) e^{v_j}} \quad (4),$$

ou seja,

$$TE_j = e^{-u_j} \quad (5).$$

A eficiência técnica máxima é igual a 1. Neste caso, a firma está produzindo na fronteira, ou seja,  $Y_j^* = Y_j$ .

A eficiência técnica em termos de fazenda tem sido estimada em diversos trabalhos empíricos a partir de  $1 - E(u_j/\varepsilon)$ . Battesi & Coelli (1988), no entanto, advertem que, quando a função é expressa na forma logarítmica, tal como a adotada no presente trabalho, a medida correta da eficiência técnica é  $e^{-u_j}$ . A média também derivada por Battesi & Coelli (1988) é:

$$TE = 2[1 - F(\delta_u)] \exp \frac{1}{2} \delta_u^2 \quad (6).$$

### 3. Modelo Empírico e Dados

A forma funcional Cobb-Douglas foi utilizada para estimar fronteira de produção estocástica. Vale ressaltar que tem sido usada largamente em análises de eficiência agrícola. Além disso, em um dos poucos estudos que examinam o impacto de especificações distintas no que se refere à forma funcional adotada, Kopp & Smith (1980) encontraram um impacto muito pequeno da forma funcional escolhida

sobre as eficiências estimadas.

O modelo a ser estimado é:

$$Y_j = \beta_0 T^{\beta_1} L^{\beta_2} M^{\beta_3} e^{\varepsilon_j} \quad (7),$$

que, em sua forma logarítmica, é:

$$\ln Y_j = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln T + \beta_2 \ln L + \beta_3 \ln M + \varepsilon_j \quad (8),$$

onde  $Y_j$  é o valor da produção agrícola da fazenda  $j$ ;  $T$ , a área ou terra explorada (em hectares);  $L$ , a mão-de-obra (em dias/homem);  $M$  representa as despesas com sementes, fertilizantes, defensivos e corretivos, bem como com reparos em máquinas e equipamentos; e  $\varepsilon_j$  é o termo de erro composto  $v_j - u_j$ .

As variáveis explanatórias especificadas nesse modelo têm sido comumente utilizadas na estimativa de fronteiras de produção agrícola (Taylor, Drummond & Gomes, 1986; Taylor & Shonkwiler, 1986; e Bravo-Ureta & Pinheiro, 1997).

Uma vez estimada a fronteira de produção Cobb-Douglas, o passo seguinte é utilizar a metodologia de Jondrow *et al.* (1982) para decompor  $\varepsilon_j$  em  $v_j$  e  $u_j$ . A partir da obtenção da estimativa de  $u_j$ , pode-se calcular a eficiência técnica de cada fazenda.

Para objetivos de políticas públicas, é útil identificar as fontes dessas eficiências, o que pode ser feito pela investigação da relação entre os níveis de eficiência técnica e algumas variáveis representativas do capital humano.

Bravo-Ureta & Pinheiro (1997) utilizam o modelo de Tobit para estimar a influência de variáveis representativas de capital humano sobre os níveis de eficiência encontrados, já que a eficiência técnica (variável dependente) somente assume valores entre 0% e 100%.

No modelo de Tobit, como mostrado por Greene (1997), o procedimento de mínimos quadrados ordinários não é adequado para a estimativa dos parâmetros. Em função disso, utiliza-se o método de

máxima verossimilhança.

Greene (1991) argumenta que, no caso em que há truncamento, tanto no limite inferior quanto no superior, o procedimento “two-limit Tobit” é o adequado.

Foi estimado o seguinte modelo empírico:

$$TE_j = \beta_0 + \beta_1 Esc + \beta_2 Exp + \beta_3 Ext + \beta_4 Epriv + \beta_5 Radio + \xi \quad (9).$$

As variáveis *Esc*, *Exp* e *Ext*, *Epriv* e *Radio* representam, respectivamente, escolaridade do responsável pela propriedade agrícola, experiência, contatos com os serviços de extensão rural pública, contatos com extensão privada e acesso a informação por programas de rádio. Na equação 9, a variável dependente é o índice de eficiência técnica. As variáveis independentes são todas binárias, assumem valor 1 caso sejam iguais ou superiores à média da amostra, e zero se inferiores. São definidas da forma apresentada a seguir:

Escolaridade (*Esc*): a variável foi medida em anos de estudo formal do responsável pela propriedade agrícola. Assume valor 1 caso o número de anos de estudo formal for maior que oito, e zero caso contrário;

Experiência (*Exp*): a variável foi medida diretamente pelo número de anos há que o responsável pela propriedade agrícola se dedica à atividade. Assume valor 1 caso seja maior que dez anos, e zero caso contrário;

Extensão pública (*Ext*): a variável foi medida pelo número de contatos que o responsável pela propriedade agrícola teve com o serviço de extensão pública. Assume valor 1 caso o número de contatos seja maior que 14, e zero caso contrário;

Extensão privada (*Epriv*): a variável foi medida da mesma forma que a anterior. Neste caso, assume valor 1 se o número de contatos for maior que 18, e zero caso contrário;

Rádio: a variável é igual a 1 se o responsável pela propriedade agrícola tem acesso a informação por rádio, e zero caso contrário.

Os dados utilizados neste estudo têm origem primária, tendo sido obtidos a partir de uma amostra de 330 propriedades, situadas em regiões



agrícolas do Brasil (Araújo *et al.*, 1990). As regiões escolhidas para o estudo e os respectivos números de entrevistas aplicadas em cada uma são: i) Carazinho, RS (36 entrevistas); ii) São Gabriel d'Oeste, MS (25); iii) Rondonópolis, MT (26); iv) Rio Verde, GO (21).

Essas regiões são representativas da agricultura comercial caracterizada pela utilização de técnicas modernas de produção e voltadas principalmente para o mercado. Rio Verde caracteriza-se pela agricultura comercial, de alta tecnologia e praticada em grande escala. Muitos dos agricultores dessa região são provenientes de estados do sul do país e, por excelência, são produtores de grãos, principalmente soja. Rondonópolis apresenta agricultura intensiva em mecanização, com reduzido uso de mão-de-obra. São Gabriel d'Oeste também representa uma agricultura de capital intensivo, explorada em larga escala, e embasada, praticamente, na cultura da soja, a exemplo de Rondonópolis. Carazinho possui setor agrícola tecnificado, índice de mecanização relativamente alto e pouco uso de mão-de-obra. Apresenta, ainda, escala de produção superior à das demais regiões do Rio Grande do Sul e é voltada principalmente para a produção de grãos, especialmente soja e milho.

#### **4. Análise dos Resultados**

Inicialmente, para efeito de comparação, foi estimada uma função de produção Cobb-Douglas pelo método de mínimos quadrados ordinários, isto é, estimou-se uma função média. Em seguida, estimou-se a fronteira de produção estocástica Cobb-Douglas, a partir do método de máxima verossimilhança (Tabela 1).

Os resultados mostram um bom ajuste da função de produção Cobb-Douglas. Os parâmetros estimados são significativos a 1%, com exceção da mão-de-obra, significativa a 5%. O  $R^2$  ajustado é elevado, igual a 89%, e o teste F, significativo a 1%. As variáveis utilizadas explicam, portanto, aproximadamente 90% da produção.

Tabela 1. Estimativa dos parâmetros da função de Produção Cobb-Douglas e da Fronteira de Produção Estocástica Cobb-Douglas para Amostra de Agricultores Comerciais do Brasil

Variáveis	Função média	Função fronteira estocástica
Intercepto	7,73880*	7,81800*
	(0,6442)	(0,6079)
Terra	0,49547*	0,48408*
	(0,07184)	(0,06548)
Trabalho	0,12015**	0,15310*
	(0,05456)	(0,05918)
Gastos com insumos modernos	0,27048*	0,27695*
	(0,05858)	(0,05141)
Teste F	302,23*	---
Quasi function coefficient	0,886	0,914
Teste F (RCE)	5,76*	
Teste Wald (RCE)		3,43***
R <sup>2</sup> ajustado	0,89*	--
$\lambda$		1,7943**
		(0,80231)
$\sigma$		0,4886*
		(0,07694)
$\sigma_v^2$		0,05658
$\sigma_u^2$		0,18214
LFMV		-38,73136
n = 108		

Fonte: Dados da pesquisa

Notas:

\* Significativo a 1%;

\*\* significativo a 5%;

\*\*\* significativo a 10%;

LFMV (Logaritmo da Função de Máxima Verossimilhança).

Obs.: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão.

Como a função de produção Cobb-Douglas é estimada em sua forma logarítmica, os parâmetros estimados expressam as elasticidades da produção com relação aos insumos. Os resultados encontrados são bastante coerentes, tanto no que se refere aos sinais esperados quanto à importância de cada insumo na explicação da produção.

Referente aos resultados da fronteira de produção, verifica-se que as estimativas dos parâmetros são muito semelhantes às encontradas no modelo de função média, com exceção do termo constante, que é maior no caso da fronteira e, ainda, do parâmetro da variável mão-de-obra, também maior no caso da fronteira. Este fato indica que a função fronteira não representa um deslocamento completamente neutro em relação à função média.

No caso da estimativa da função fronteira estocástica, o parâmetro  $\lambda = \delta_u / \delta_v$  é especialmente importante. No modelo estimado,  $\lambda = 1,7949$  é estatisticamente significativo, o que implica que o termo do erro  $u_j$  domina  $v_j$ , ou seja, a diferença entre a produção observada e a produção fronteira deve-se, principalmente, à ineficiência.

O parâmetro  $\gamma = \lambda^2 / (+\lambda^2) = \delta_u^2 / \delta^2$  mede o efeito da ineficiência na variação da produção observada (Bravo-Ureta & Pinheiro, 1997). No presente estudo,  $\gamma$  é igual a 0,76, o que significa que 76% da variação na produção são devidos à ineficiência técnica.

Uma vez estimada a função de produção de fronteira estocástica e obtida, a partir da metodologia de Jondrow *et al.* (1982), a estimativa de  $u_j$  é possível calcular a medida de eficiência técnica de cada fazenda e, também, sua média. A Tabela 2 apresenta a distribuição de frequência da estimativa de eficiência técnica para o grupo de agricultores modernos do Brasil.

Os resultados encontrados mostram que o nível de eficiência técnica varia no intervalo de 41,47% a 93,09%. A média dessa amostra de produtores são 73,08%, indicando que existe, ainda, possibilidade de aumento de produtividade com melhor utilização da tecnologia disponível. Os agricultores dessa amostra falham, portanto, no uso eficiente da tecnologia.

Tabela 2. Distribuição de freqüência da eficiência técnica

Nível de eficiência (%)	Número de produtores
> 90	1
>85<90	14
>80<85	21
>75<80	20
>70<75	15
>65<70	9
>60<65	8
>55<60	6
>50<55	6
>45<50	3
>40<45	5
Total	108
Média	73,08%
Máximo	93,09%
Mínimo	41,47%

Fonte: Dados da pesquisa

A indicação de variáveis que exerçam influência, ou tenham alguma relação, sobre os níveis de eficiência técnica encontrados é, sem dúvida, uma contribuição importante. Neste sentido, é apresentado, na Tabela 3, o resultado do modelo de Tobit, em que se procura relacionar os níveis de eficiência técnica com algumas variáveis usualmente utilizadas: educação formal, extensão pública e privada, experiência e rádio.

Embora os sinais dos parâmetros tenham sido os esperados,

somente as variáveis experiência, extensão privada e rádio foram significativas estatisticamente<sup>4</sup>. Isto é, as diferenças encontradas nos níveis de eficiência técnica são explicadas por essas variáveis. O teste de significância conjunta das variáveis, como sugerido por Hussain *et al.* (1994), teve base na estatística de qui-quadrado. O valor do qui-quadrado calculado foi superior ao tabelado em 10%, o que permite concluir que os parâmetros estimados são, conjuntamente, diferentes de zero.

Tabela 3. Estimativa dos parâmetros do modelo de Tobit com as variáveis experiência, escolaridade, extensão pública e extensão privada

Variável	Coefficientes	Desvio-padrão
Intercepto	65,1144*	2,9988
Experiência	3,2581***	2,5555
Escolaridade	0,3094 <sup>NS</sup>	2,4441
Extensão pública	0,9675 <sup>NS</sup>	3,4725
Extensão privada	8,2288*	2,7580
Rádio	5,9232**	2,5713
LFMV	-421,1149	
Qui-quadrado	13,56**	
N	108	

Fonte: Dados da pesquisa

Notas:

\* Significativo a 1%;

\*\*\* significativo a 20%;

NS: não-significativo

LFMV (Logaritmo da Função de Máxima Verossimilhança).

<sup>4</sup> Em anexo, é apresentada a matriz de correlação entre as variáveis do modelo, evidenciando que estas não estão correlacionadas.

De forma geral, pode-se inferir, portanto, que, entre as variáveis analisadas, a experiência e a extensão privada, assim como fontes não-convencionais de informação (rádio), tiveram impacto sobre os níveis de eficiência técnica encontrados.

Os resultados encontrados são coerentes com os de outros estudos feitos sobre a influência dessas variáveis sobre a eficiência técnica. No que se refere à educação, as evidências empíricas não estabelecem um padrão claro. Alguns estudos encontraram efeito positivo e estatisticamente significativo. Entre eles, pode-se citar o de Belbase & Grabowski (1985) e o de Kalirajan & Shand (1986). Entretanto, alguns outros trabalhos não encontraram efeito da educação, tais como os de Bravo-Ureta & Evenson (1994) e Kalirajan (1991).

Alguns autores têm evidenciado que o efeito alocativo da educação é o mais significativo. Pudasaini (1983) estimou o efeito da educação na agricultura do Nepal. O autor encontrou resultados que corroboram o que foi mencionado acima, ou seja, o efeito alocativo da educação foi muito mais significativo do que o efeito trabalhador. Em outras palavras, a educação contribui mais pela melhora da habilidade alocativa do que pela eficiência técnica. Huffman (1974) também encontrou resultados que evidenciam tal fato. Ram (1980) encontrou que a educação e os serviços de extensão têm efeito positivo sobre a eficiência alocativa de produtores na Índia.

Bravo-Ureta & Pinheiro (1993) ressaltam que, nos trabalhos empíricos que procuram investigar a influência de variáveis de capital humano sobre os níveis de eficiência, a relação mais robusta se refere à extensão e ao acesso à informação.

De fato, os serviços de extensão têm um objetivo mais explícito de divulgar técnicas de produção mais adequadas. Isto é, a partir dos contatos com os serviços de extensão, os produtores têm maior acesso aos conhecimentos técnicos e podem, desta forma, produzir com mais eficiência.

Vale ressaltar que, neste trabalho, a extensão privada foi a variável significativa na explicação dos níveis de eficiência. A influência da

extensão pública não foi significativa. Este resultado, entretanto, não parece contraditório, nem surpreendente, principalmente quando se considera que a amostra estudada abrange produtores modernos. Sobre este assunto, Alves e Contini (1992) ressaltam que a extensão privada cresceu em importância com o desenvolvimento e é muito especializada em transferência de tecnologia. Ainda segundo esses autores, no Brasil, nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, a presença da extensão privada, representada por firmas de insumos modernos, agroindústrias, cooperativas e organizações especializadas em planejamento, é uma realidade. Desta forma, a extensão pública deixa de ser o principal agente de transferência de tecnologia; perde, neste aspecto, para a iniciativa privada, principalmente em regiões de agricultura avançada.

Um ponto interessante a ressaltar é a elevada significância da variável rádio na explicação dos níveis de eficiência técnica. Este é um caminho ainda pouco explorado empiricamente, mas é um resultado importante que evidencia o poder que a comunicação de massa passou a desempenhar.

Finalmente, a variável experiência também é importante na explicação dos níveis de eficiência técnica encontrados. Isto reforça a argumentação, explicitada na literatura do “learning by doing”, de que o “aprender fazendo” é uma fonte importante na aquisição de conhecimento e deve ser considerado na análise.

## **5. Conclusões**

Este trabalho utilizou a metodologia de fronteira de produção estocástica para estimar a eficiência técnica de um grupo de produtores representativo da moderna agricultura brasileira.

Os resultados encontrados no presente estudo evidenciam a possibilidade de se aumentar, ainda, a produtividade pela melhora da eficiência, já que o nível médio de eficiência técnica encontrado ficou em 73,08%. Esse nível de eficiência não pode ser considerado baixo,

mas evidencia que ainda há espaço para aumento da produtividade por meio da elevação da eficiência. Esse resultado é importante e mostra que, no curto prazo, ganhos adicionais podem ser obtidos com a melhora da performance dos agricultores da amostra. Os níveis de eficiência técnica variaram no intervalo de 41% a 93%, mas a grande maioria dos produtores apresentam eficiência entre 70% e 80%.

Na tentativa de obter uma orientação quanto a variáveis que pudessem ajudar na melhora da performance desses agricultores, foi testado um modelo em que se procurou relacionar a influência das variáveis educação, extensão privada, extensão pública, experiência e rádio. Esta última variável representa a obtenção de informações em contatos com programas de rádio. O modelo apresentou resultados interessantes. Entre as variáveis analisadas, extensão privada, experiência e fontes alternativas de informação (rádio) foram importantes na explicação dos níveis de eficiência técnica encontrados.

Os produtores que tiveram maior contato com os serviços de extensão privada apresentaram níveis de eficiência técnica maiores. Isso evidencia um importante papel que a extensão privada desempenhou no que se refere à agricultura comercial brasileira produtora de grãos. Os produtores, ao adquirirem os insumos, possivelmente, tiveram acesso a informações importantes sobre as formas de melhor utilização, o que repercutiu no nível de eficiência.

A constatação da importância de um nível de conhecimento acumulado pela experiência também foi evidenciada na análise, isto é, produtores com maior experiência tiveram melhor desempenho do ponto de vista técnico. A identificação da importância de fontes alternativas de conhecimento sobre a eficiência técnica também foi evidenciada na análise. Finalmente, no que se refere à educação, o presente trabalho não identificou uma relação estatisticamente significativa dessa variável sobre o nível de eficiência técnica. Uma das possíveis explicações refere-se ao fato, documentado empiricamente, de a educação ter um impacto maior sobre a eficiência alocativa. Neste sentido, pesquisas que procurem investigar o impacto dessa variável sobre a eficiência alocativa serão,



sem dúvida, uma importante contribuição.

## **6. Bibliografia**

- AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K. & SCHMIDT, P. J.. Formulation and estimation of stochastic frontier production models. **Journal of Econometrics**, v. 6, n. 1, 1977, p. 21-37.
- ALVES, E. R. A.. Reflexões sobre política agrícola. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 31, n.º 2, 1993, p.91-102.
- ALVES, E. R. A. & CONTINI, E.. A modernização da agricultura brasileira. In BRANDÃO, A. S. P. (Ed.). **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões**, 2ª ed., Brasília : PNPE/IPEA, 1992, p. 49-98.
- ARAÚJO, P. F. C.; BARROS, G. S. C.; PAIVA, R. M.; ALMEIDA, A. & PERES, A. R. P.. **Características da agricultura das regiões estudadas: primeiros resultados de campo**, Piracicaba: CEPEA/FEALQ, 1990 (Relatório de pesquisa n.º 1).
- BARROS, G. S. C.. A transição na política agrícola brasileira. In CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36, Poços de Caldas, 1998. **Anais**. Brasília : SOBER, 1998, p. 1-19.
- BATTESE, G. E. & COELLI, T. J.. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, v. 38, n. 3, 1988, p. 387-399.
- BELBASE, K. & GRABOWSKI, R.. Technical efficiency in nepalese agriculture. **Journal of Development Areas**, v. 19, n. 4, 1985, p.

515-525.

BRAVO-URETA, B. E. & EVENSON, R. E.. Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in eastern Paraguay. **Agricultural Economics**, v. 10, n. 1, 1994, p. 27-37.

BRAVO-URETA, B. E. & PINHEIRO, A. E.. Efficiency analysis of developing country agriculture: a review of the frontier literature. **Agricultural and Resource Economics Review**, v. 22, n. 1, 1993, p. 88-101.

BRAVO-URETA, B. E. & PINHEIRO, E.. Technical economic and allocative efficiency in peasant farming: evidence from the Dominican Republic. **The Developing Economies**, v. 35, n. 1, 1997, p. 48-67.

FARRELL, M. J.. The measurement of productive efficiency. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 19, n. 2, 1957, p. 253-281.

GOMES, R. S.. Socioeconomics, management and institutional determinants of technical efficiency: the case of small producers in irrigated agriculture in northeast Brazil. (Arizona), 1986. 151 p., Thesis (Master) - Department of Agricultural and Resource Economics.

GREENE, W. H.. **Econometric analysis**, 3<sup>rd</sup> ed. Englewood Cliffs : Prentice Hall, 1997, 791 p..

GREENE, W. H.. **LIMDEP: user's manual and reference guide**. New York : Econometric Software, 1991.

HUFFMAN, W. E.. Decision-making: the role of education. **American**

**Journal of Agricultural Economics**, v. 56, n. 1, 1974, p. 85-97.

HUSSAIN, S. S.; BYRLEE, D. & HEISUY, P. W.. Impacts of training and visit extension system on farmer's knowledge and adoption of technology: evidence from Pakistan. **Agricultural Economics**, v. 10, n. 1, 1994, p. 39-47.

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**, v. 19, n. 2/3, 1982, p. 232-238.

KALIRAJAN, K.. The importance of efficient use in the adoption of technology: a micropanel data analysis. **Journal of Productivity Analysis**, n. 2, 1991, p. 113-126.

KALIRAJAN, K. & SHAND, R. T.. Estimating location-specific and firm-specific technical efficiency: an analysis of Malaysian agriculture. **Journal Economic Development**, v. 11, n. 1, 1986, p. 147-160.

KOOP, R. J. & SMITH, V. K.. Frontier production function estimates for steam electric generation: a comparative analysis. **Southern Economic Journal**, v. 47, n. 4, 1980, p. 1049-1059.

PUDASAINI, S. P.. The effects of education in agriculture: evidence from Nepal. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 65, n. 3, 1983, p. 503-516.

RAM, R.. Role of education production: a slightly new approach.

**Quarterly Journal of Economic**, v. 95, n. 2, 1980, p. 365-373.

TAYLOR, T. G.; DRUMMOND, H. E. & GOMES, A. T.. Agricultural credit programs and production efficiency: an analysis of traditional farming in southeastern Minas Gerais, Brazil. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 1, 1986, p. 110-119.

TAYLOR, T. G. & SHONKWILER, J. S.. Alternative stochastic specifications of the frontier production function in the analysis of agricultural credit programs and technical efficiency. **Journal of Development Economics**, v. 21, n. 1, 1986, p. 149-160.

TUPY, O.. Fronteiras estocásticas, dualidade neoclássica e eficiência econômica na produção de frangos de corte. Piracicaba, 1996, 91 p., Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo.

ZELLNER, A. J.; KMENTA, J. & DRÈZE, J.. Specification and estimation of Cobb-Douglas production function models. **Econometrica**, v. 34, n. 4, 1966, p. 784-795.

## Anexo

### Matriz de Correlação

	Experiência	Escola- ridade	Rádio	Extensão	Extensão Privada
Experiência	1,000				
Escolaridade	-0,1508	1,000			
Rádio	0,2558	-0,2782	1,000		
Extensão	-0,0605	-0,0803	-0,2101	1,000	
E. Privada	-0,3455	-0,0201	-0,2584	0,1986	1,000