

# EFICIÊNCIA ECONÔMICA NA PRODUÇÃO DE FRANGO DE CORTE<sup>1</sup>

Oscar Tupy<sup>2</sup>  
Ricardo Shirota<sup>3</sup>

## 1 - INTRODUÇÃO

1 2 3

Nos últimos anos, o surgimento, no cenário internacional dos acordos bilaterais, regionais e mundiais como o GATT, NAFTA, MERCOSUL, TLC e outros, vem provocando mudanças na estrutura da indústria avícola em nível mundial e acirrando a sua competitividade. Cresce a preocupação com a eficiência econômica do setor. As empresas estão reavaliando as suas metas e seus métodos para assegurar sua viabilidade e competitividade.

Na indústria, de modo geral, a preocupação com a eficiência econômica deve começar no processo de produção. Para a indústria de frangos, a complexidade do processo de produção vai além da obtenção de bons resultados zootécnicos na criação. Devem ser considerados, também, os resultados econômicos. Sem eles, torna-se impossível avaliar se os custos de produção são adequados aos resultados zootécnicos obtidos. De maneira geral, as empresas avícolas conseguem bons resultados zootécnicos. Contudo, não se sabe se todas o fazem a custos que possam dar resultados econômicos satisfatórios num mercado cada vez mais competitivo e, conseqüentemente, com menor margem de lucro sobre os preços de venda (PRIOR, 1994).

Apesar de a preocupação com a eficiência ser evidente na indústria de frango, esta não tem utilizado a tecnologia disponível para

análise da sua eficiência econômica. Para a indústria de frango no Brasil, inserida em ambiente competitivo, torna-se necessário analisar a eficiência econômica de todos os seus segmentos.

No segmento de produção de frangos de corte, as empresas avícolas têm se utilizado de índices zootécnicos para medir a eficiência dos seus sistemas de produção (MARQUES, 1991). Tais índices não levam em conta diretamente as quantidades e os preços dos insumos utilizados no processo de produção e, portanto, podem não refletir a eficiência econômica dos sistemas.

Numa outra perspectiva, a microeconomia e a econometria avançaram consideravelmente no desenvolvimento de técnicas para análise de eficiência econômica de empresas.

Foram muitos os setores da economia analisados por tais técnicas, contudo, nenhuma análise foi aplicada à produção de frangos de corte.

De acordo com LOVELL e SCHMIDT (1988), a aplicação empírica de técnicas de análise de eficiência econômica a diferentes contextos é considerada uma linha de estudo importante e que vem se desenvolvendo rapidamente.

Segundo FRIED; LOVELL; SCHMIDT (1993) quando altos níveis de eficiência, altos níveis de produtividade e altas taxas de crescimento da produtividade são os objetivos desejados pelas empresas, torna-se importante definir e medir a eficiência e a produtividade de acordo com a teoria econômica. Pode-se assim gerar informações úteis para administradores de empresas e formuladores de políticas. Para estes autores, o desempenho de qualquer empresa é visto como uma função do estado da tecnologia e do grau de eficiência econômica, com o primeiro definindo uma relação de fronteira entre insumos e produtos e o último incorporando desperdício e má alocação de recursos relativos a esta fronteira.

<sup>1</sup>Este trabalho é parte integrante da tese de doutorado do primeiro autor, defendida em fevereiro de 1997 na Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP) como uma das exigências à obtenção do título de Doutor em Ciências, Área de Economia Aplicada.

<sup>2</sup>Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) Pecuária Sudeste.

<sup>3</sup>Professor Doutor da ESALQ/USP.

ra.

Para a indústria de frangos, a medida da eficiência econômica poderá ser útil para fins estratégicos (comparação com outras empresas), táticos (permitir à gerência controlar o desempenho da empresa pelos resultados técnicos e econômicos obtidos), de planejamento (comparar os resultados do uso de diferentes combinações de fatores) ou outros relacionados à administração interna da empresa. Tanto a eficiência quanto a produtividade são indicadores de sucesso, medidas de desempenho através das quais as unidades produtivas poderão ser avaliadas (LOVELL, 1993).

Na teoria sobre a eficiência econômica da firma, uma empresa pode ser considerada eficiente na produção, na utilização dos insumos ou em ambos. A eficiência no produto pode ser analisada a partir do conceito de eficiência de escala (um produto) e de escopo (mais de um produto). A eficiência na utilização dos insumos pode ser analisada a partir dos conceitos de eficiência técnica, alocativa e total (técnica x alocativa) ou econômica (eficiência custo ou lucro).

Uma firma eficiente no produto opera onde existem retornos constantes de escala, ou seja, onde uma mudança no produto resulta numa mudança proporcional nos custos. Será eficiente em escopo se o custo de produzir mais de um produto for menor do que o custo de produzir um único produto (EVANOFF e ISRAILEVICH, 1991).

A ineficiência técnica resulta do uso em excesso dos fatores na obtenção de determinado nível de produção, enquanto a ineficiência alocativa resulta do emprego de fatores em proporções erradas dados os seus preços. Em ambos os casos, o custo de produção não será minimizado (FORSUND; LOVELL; SCHMIDT, 1980).

A eficiência econômica de uma empresa, na dimensão dos insumos, pode ser obtida a partir da estimativa de uma função de fronteira. A função-fronteira é o padrão em relação ao qual será medida a eficiência da firma observada. Este é o caso das funções de produção, custo e lucro, todas definidas como conceitos de fronteira. Por exemplo, funções de produção-fronteira dão o máximo produto possível, dado algum nível de insumos. Similarmente uma função de custo-fronteira dá o nível mínimo de custo

com o qual é possível produzir algum nível de produto, dados os preços dos insumos. Finalmente uma função de lucro-fronteira dá o máximo lucro possível de ser atingido, dado o preço do produto e os preços dos insumos. A importância desta abordagem na análise de eficiência é que desvios destas fronteiras podem ser interpretados como ineficiência. Assim, o montante pelo qual uma firma fica abaixo de suas fronteiras de produção e lucro e o montante pelo qual ela fica acima da sua fronteira de custo podem ser considerados, respectivamente, como medida de ineficiência técnica, lucro ou de custo. A medida da ineficiência tem sido a principal motivação para o estudo das fronteiras, sendo que na literatura existem diferentes métodos para estimá-las (FORSUND; LOVELL; SCHMIDT, 1980).

De acordo com BAUER (1990) existem dois paradigmas competindo sobre como construir fronteiras. Um usa técnicas de programação matemática e o outro técnicas econométricas. A maior vantagem da programação matemática é a de que não necessita impor uma forma funcional explícita sobre os dados. Contudo, a fronteira calculada pode ser deformada se os dados são contaminados por ruídos estatísticos. A abordagem econométrica, por outro lado, pode manipular os ruídos estatísticos, mas impõe uma forma funcional explícita e possivelmente restritiva para a tecnologia.

A maior parte dos estudos sobre eficiência na agricultura se concentrou na medição da eficiência técnica e na comparação dos diferentes métodos usados para estimá-la (BATTESE, 1992). Poucos foram os trabalhos que mediram a eficiência econômica de empresas agrícolas, sendo que nenhum deles foi aplicado ao setor avícola.

TAYLOR; DRUMOND; GOMES (1986) mediram a eficiência econômica de empresas rurais no Brasil, encontrando níveis muito baixos de eficiência entre fazendas participantes e não participantes do programa de crédito rural do governo. Em média, as eficiências econômicas foram de 0,12 e 0,13<sup>4</sup>, respectivamente, para participantes e não participantes do programa de crédito rural. Neste trabalho, os autores derivaram analiticamente uma fronteira de custo do

<sup>4</sup>A eficiência máxima considerada na literatura é igual a 1,0 (um) ou 100%.

tipo Cobb-Douglas, para medição da eficiência econômica.

KUMBHAKAR; BISWAS; BAILEY (1989) mediram as ineficiências técnica, alocativa e de escala de fazendas produtoras de leite nos EUA, utilizando uma função de produção-fronteira tipo Cobb-Douglas e as condições de primeira ordem para maximização de lucro. Foram estimadas, separadamente, a eficiência técnica, alocativa e de escala para pequenas, médias e grandes propriedades. Em média, a porcentagem de perda no produto, devido à ineficiência técnica, foi de 34,66%. A porcentagem de incremento no custo devido à ineficiência alocativa foi de 4,46% e a porcentagem de perda no lucro devido à ineficiência de escala foi de 9,11%, para todas as propriedades estudadas.

ALI e FLINN (1989) estimaram a eficiência lucro de produtores de arroz no Paquistão, utilizando uma função de lucro translog. Contudo, a decomposição da eficiência lucro em eficiência técnica e alocativa não foi considerada. A média de perda no lucro foi de 31% neste estudo.

ALI e CHAUDHRY (1990), analisando a produção de diferentes regiões agrícolas no Paquistão, através de programação matemática, obtiveram medidas de eficiência econômica que variavam de 0,44 a 0,56.

KALIRAJAN (1990) estimou a eficiência econômica de produtores de arroz nas Filipinas, utilizando uma função de produção do tipo translog e as condições de primeira ordem para maximização de lucro. A eficiência técnica média estimada foi de 0,79, variando de 0,64 a 0,92, e a eficiência alocativa média foi em torno de 0,10.

BRAVO-URETA e RIEGER (1991) estimaram a eficiência econômica na produção de leite de várias fazendas nos EUA. A eficiência econômica encontrada foi de 0,70 para a média das fazendas analisadas. Estes autores utilizaram fronteiras de custos do tipo Cobb-Douglas, estimadas analiticamente, para obtenção da eficiência econômica.

BRAVO-URETA e EVENSON (1994), utilizando a mesma metodologia de BRAVO-URETA e RIEGER (1991), estimaram a eficiência econômica de fazendas produtoras de algodão e mandioca no Paraguai. Obtiveram médias de eficiência econômica de 0,41 para o algodão e de 0,52 para a produção de mandioca.

KUMBHAKAR (1994), trabalhando

com 227 produtores rurais no oeste de Bengala, Índia, obteve uma eficiência técnica média de 0,75, enquanto os níveis de eficiência alocativa foram inexpressivos. O autor acima também utilizou neste trabalho, a exemplo de KALIRAJAN (1990), uma função de produção do tipo translog e as condições de primeira ordem para maximização de lucros, na obtenção das estimativas de eficiência técnica e alocativa.

PARIKH e SHAH (1994) estimaram a ineficiência custo sob condições de risco na agricultura, através de uma função de custo do tipo translog e obtiveram médias de ineficiência custo com risco e sem risco de 0,10 e 0,12 respectivamente.

Com exceção de ALI e CHAUDHRY (1990), todas as fronteiras nos trabalhos acima são econométricas, paramétricas e estocásticas com erro composto, representando ineficiência e ruídos conforme proposto por AIGNER; LOVELL; SCHMIDT (1977) e MEEUSEN e BROECK (1977).

Na agricultura, o estudo de eficiência econômica tem utilizado basicamente dados *cross-section*. Dados longitudinais também têm sido utilizados, mas as estimativas obtidas são apenas estimativas de eficiência técnica da firma (BATTESE e COELLI; 1988 e 1992 e KUMBHAKAR e HJALMARSSON, 1993).

Dada a amplitude do assunto, no presente trabalho, o enfoque foi dado basicamente à eficiência econômica (eficiência custo) na utilização dos insumos. Portanto, o objetivo do trabalho foi estimar a eficiência econômica de empresas avícolas no segmento de produção de frango de corte.

## 2 - METODOLOGIA

### 2.1 - O Modelo Teórico

A estimação de fronteiras em microeconomia pressupõe um comportamento otimizador para a firma que, em um mercado competitivo, poderá ser representado por diferentes funções-objetivo (SHIROTA, 1995). A transformação eficiente de insumos em produto (tecnologia eficiente), por exemplo, é caracterizada por uma função de produção  $f(x)$ , que mostra o produto máximo possível de ser obtido a partir de um vetor de insumos. Por outro lado, funções de

lucro ou de custo poderão também representar de maneira equivalente uma tecnologia de produção eficiente (abordagem dual ou dualidade neoclássica). Segundo VARIAN (1992), a função de produção sumariza a tecnologia da firma e a função de custo sumariza o seu aspecto econômico. Da teoria da dualidade sabe-se que, funções de produção e custo são maneiras alternativas e exatas de caracterizar uma mesma tecnologia<sup>5</sup> (SCHMIDT, 1985). De acordo com CHAMBERS (1988), a especificação de uma função de custo bem comportada<sup>6</sup> equivale à especificação de uma função de produção bem comportada.<sup>7</sup>

Tradicionalmente, na produção de frango de corte, as empresas avícolas têm procurado otimizar a produção através da obtenção de um maior ganho de peso, uma menor taxa de mortalidade e uma menor taxa de conversão alimentar. Neste caso, uma função de produção poderá, provavelmente, representar o comportamento otimizador do ponto de vista físico. Contudo, uma abordagem de função de produção proporcionará apenas a medida de eficiência técnica da firma.

Para medir a eficiência econômica, torna-se necessário representar o comportamento otimizador por funções-objetivo de custo ou de lucro. No presente trabalho, uma função-objetivo de custo foi utilizada para representar o comportamento otimizador de empresas avícolas.

<sup>5</sup>A primeira aplicação empírica da teoria da dualidade, segundo GREENE (1980), foi realizada por Nerlove em 1963, que estimou uma função de custo dual a uma função de produção Cobb-Douglas, baseado em uma amostra de 145 firmas produtoras de energia elétrica nos EUA. Sob o enfoque de funções fronteira, as primeiras aplicações empíricas da dualidade neoclássica constam dos trabalhos de FORSUND e JANSEN (1977), que estimaram uma função de custo fronteira determinística tipo Cobb-Douglas. Posteriormente, SCHMIDT e LOVELL (1979) estimaram também uma fronteira de custo estocástica tipo Cobb-Douglas.

<sup>6</sup>Uma função de custo bem comportada é uma função que satisfaz as propriedades de não-negatividade, monotonicidade, concavidade, continuidade e homogeneidade de grau um nos preços dos fatores de produção e é não-decrescente no produto (CHAMBERS, 1988).

<sup>7</sup>Uma função de produção bem comportada é aquela cujo conjunto de exigências de insumos é fechado, convexo e não é um conjunto vazio. Tal função satisfaz ainda as propriedades de monotonicidade e essencialidade fraca, é finita, não-negativa e de valor real para todo fator de produção finito e não-negativo (CHAMBERS, 1988).

las. Pressupõe-se que tais empresas operam em mercados competitivos, onde o preço do produto e dos fatores são dados. Assim, a utilização de uma função de custo pode, então, ser compatível com o comportamento das empresas avícolas frente aos mercados de produto e de fatores. Os preços dos fatores e do produto são exógenos, enquanto as demandas por fatores e o custo total são endógenos.

A notação da função de custo considerada para representar o comportamento otimizador na produção de frangos de corte é aquela normalmente utilizada nos textos clássicos de microeconomia e economia da produção, ou seja:

$$C = C(y, w_1, \dots, w_n) \quad (1)$$

A função de custo acima é o custo mínimo de produzir um dado nível de produto, durante um dado período de tempo, expresso como uma função dos preços dos fatores  $w$  e produto  $y$ .

## 2.2 - O Modelo Empírico

Para a formulação do modelo empírico, levou-se em consideração o método a ser utilizado para obtenção da função de custo-fronteira, se econométrico ou de programação matemática e o tipo dos dados a serem analisados, de corte seccional (*cross-section*) ou dados longitudinais.

No presente trabalho foi escolhido o método econométrico de fronteiras estocásticas (LOVELL e SCHMIDT, 1988). Acredita-se que os desvios da fronteira de custo, lucro ou produção não devem ser atribuídos unicamente à ineficiência da firma, mas sim, à ineficiência e a outros fatores fora do controle da firma.

Os dados utilizados neste trabalho são dados longitudinais. Neste caso, a especificação de modelos econométricos, para estimação de uma função de custo-fronteira e da eficiência econômica da firma, requer algumas pressuposições sobre o comportamento da eficiência. Considere-se o seguinte modelo geral para estimação de fronteiras de custo com dados longitudinais:

$$C_{it} = C(y_{it}, w_{it} | \beta) \exp[\varepsilon_{it}] \quad (2)$$

onde:

$C_{it}$  representa o custo da  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de tempo;

$C(.)$  é a função de custo apresentada na equação (1);

$y_{it} \in R^1_+$  representa a produção da  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de tempo;

$w_{it} \in R^{m}_{++}$  representa o vetor de preços dos insumos da  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de tempo;

$\beta \in R^k$  representa o vetor de  $k$  parâmetros desconhecidos;

$\varepsilon_{it}$  é um erro composto de efeitos aleatórios, ou seja,  $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$ ;

$v_{it}$  representando ruídos, erros de medição e outros fatores aleatórios para a  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de tempo; e

$u_{it}$  representando a ineficiência econômica da  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de tempo.

Se os termos de  $u_{it}$  são substituídos por  $u_i$ , o componente de eficiência é constante no tempo. Este é um caso limitante da equação (2). Um outro caso limitante da equação (2) trata-se da pressuposição de que para  $t \neq t'$ ,  $E(u_{it}u_{it'})=0$  para todo  $i$  e  $E(u_{it}u_{jt})=0$  para todo  $i \neq j$ . A especificação de um modelo com base nesta pressuposição é a mesma que aquela para dados *cross-section*, tornando-se irrelevante a natureza longitudinal dos dados. Um caso intermediário seria pressupor que para  $t \neq t'$ ,  $E(u_{it}u_{it'})=\sigma_{it}$  para todo  $i$  e  $E(u_{it}u_{jt})=0$  para todo  $i \neq j$ . Assim a covariância e a variância são função do tempo (PITT e LEE, 1981). Para BATTESE e COELLI (1992), a ineficiência da firma pode aumentar, diminuir ou permanecer constante ao longo do tempo.

Com base nestas pressuposições, dois modelos econométricos foram especificados para estimação da função de custo-fronteira. O primeiro modelo (Modelo I) foi especificado com base na pressuposição de que para  $t \neq t'$ ,  $E(u_{it}u_{it'})=0$  para todo  $i$  e  $E(u_{it}u_{jt})=0$  para todo  $i \neq j$ . Neste caso, as análises são conduzidas como se os dados fossem do tipo *cross-section*. O segundo modelo (Modelo II) foi especificado com base na pressuposição de que a ineficiência é constante no tempo e variante entre firmas, isto é,  $u_{it}=u_{it'}=u_i$ ,  $t \neq t'$ ,  $\forall i=1, \dots, n$ . Um terceiro modelo poderia ser especificado para estimação de

fronteiras estocásticas, com base na pressuposição de que a ineficiência varia em função do tempo (PITT e LEE, 1981) e (BATTESE e COELLI, 1992). Contudo, existem ainda dificuldades computacionais quanto à implementação dos métodos de estimação (PITT e LEE, 1981 e GREENE, 1993). Para estimação da eficiência técnica a partir de fronteiras de produção o método proposto por BATTESE e COELLI (1992) pode ser uma alternativa.

As formulações para estimação da função de custo-fronteira com base no Modelo I e no Modelo II são dadas a seguir:

### Modelo I

$$C_i = C(y_i, w_i | \beta) \exp[\varepsilon_i] \quad (3)$$

onde:

$C_i$  é o custo observado para a  $i$ -ésima observação;

$C(.)$  é a função de custo apresentada na equação (1);

$y_i \in R^1_+$  é a quantidade de produto para a  $i$ -ésima observação;

$w_i \in R^{m}_{++}$  é o vetor de preços dos insumos para a  $i$ -ésima observação;

$\beta \in R^k$  é o vetor de  $k$  parâmetros implicitamente definido em  $C(.)$ ;

$\varepsilon_i$  é um erro composto de efeitos aleatórios, ou seja,  $\varepsilon_i = v_i + u_i$ ;

$v_i$  representando ruídos, erros de medição e outros fatores aleatórios para a  $i$ -ésima firma; e

$u_i$  representando a ineficiência econômica da  $i$ -ésima firma.

### Modelo II

$$C_{it} = C(y_{it}, w_{it} | \beta) \exp[\varepsilon_{it}] \quad (4)$$

onde:

$C_{it}$  representa o custo da  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de observação;

$C(.)$  é a função de custo apresentada na equação (1);

$y_{it} \in R^1_+$  representa a produção da  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de observação;

$w_{it} \in R^{m}_{++}$  representa o vetor de preços dos

insumos da  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de observação;

$\beta \in R^k$  representa o vetor de  $k$  parâmetros desconhecidos;

$\varepsilon_{it}$  é um erro composto de efeitos aleatórios, ou seja,  $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_i$ ;

$v_{it}$  representando ruídos, erros de medição e outros fatores aleatórios para a  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo período de tempo; e

$u_i$  representando a ineficiência econômica da  $i$ -ésima firma.

O modelo com erro composto foi independente e simultaneamente proposto por AIGNER; LOVELL; SCHMIDT (1977) e MEEUSEN e BROECK (1977). A idéia por trás da formulação de um modelo com erro composto é que o componente  $v_i$  é simétrico e estocástico, permitindo variação ao acaso da fronteira através das firmas, capturando erros de medição, ruídos estatísticos e choques aleatórios fora do controle da firma. Por outro lado, o componente  $u_i$  é assimétrico e captura os efeitos de ineficiência relativos à fronteira estocástica (FORSUND; LOVELL; SCHMIDT, 1980). AIGNER; LOVELL; SCHMIDT (1977) sugeriram  $u_i$  e  $v_i$  mutuamente independentes,  $v_i$  independente e identicamente distribuído como  $N(0, \sigma_v^2)$ , e  $u_i$  independente e identicamente distribuído como  $|N(0, \sigma_u^2)|$ . AIGNER; LOVELL; SCHMIDT (1977) sugeriram também para  $u_i$  uma distribuição exponencial e STEVENSON (1980) sugeriu para  $u_i$  uma distribuição normal truncada, com moda diferente de zero. Tanto a distribuição meio-normal quanto a distribuição exponencial podem ser generalizadas para uma função de densidade de  $u_i$  com moda diferente de zero, permitindo ainda que se teste para o caso especial de uma moda igual a zero.

Neste trabalho, a distribuição normal truncada sugerida por STEVENSON (1980) e as distribuições meio-normal e exponencial sugeridas por AIGNER; LOVELL; SCHMIDT (1977) foram consideradas para  $u$ , assim como as demais pressuposições sobre  $u$  e  $v$ .

Dadas as pressuposições de distribuição para  $u$  (distribuições assimétricas), os parâmetros das funções de custo (modelos I e II) foram estimados por máxima verossimilhança. Segundo GREENE (1980), quanto maior a assimetria da distribuição do erro, maior será o ganho em eficiência alcançado na utilização dos estimadores obtidos por máxima verossimilhança, sobre aqueles utilizando quadrados mínimos

ordinários. Se os erros são simetricamente distribuídos, a distribuição aproxima-se da normalidade e o estimador resultante aproxima-se dos quadrados mínimos.

A função de densidade conjunta para  $\varepsilon = v + u$  com uma especificação normal truncada para  $u$  (STEVENSON, 1980) é indicada na equação (5), e as funções de densidade de  $\varepsilon = v + u$ , com especificações meio-normal e exponencial para  $u$ , são dadas por AIGNER; LOVELL; SCHMIDT (1977).

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon - \mu}{\sigma}\right) \left[ 1 - \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma\lambda} - \frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \right] \left[ 1 - \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma_u}\right) \right]^{-1} \quad (5)$$

onde,

$$E[\varepsilon] = \frac{\mu a}{2} + \frac{\sigma_u a}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\mu}{\sigma_u}\right)^2\right],$$

$$\text{Var}[\varepsilon] = \mu^2 \frac{a}{2} \left(1 - \frac{a}{2}\right) + \sigma_u^2 \frac{a}{2} \left(\frac{\pi - a}{\pi}\right) + \sigma_v^2$$

$$a = \left[ 1 - \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma_u}\right) \right]^{-1}$$

$$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$$

e

$$\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$$

O parâmetro  $\lambda$  é interpretado como um indicador da variabilidade relativa de  $v$  e  $u$  que distingue uma firma da outra. Se  $\lambda \rightarrow 0$ , isto significa dizer que o erro simétrico predomina na determinação de  $\varepsilon$ . Similarmente, se  $\lambda \rightarrow \infty$ , isto significa dizer que o erro assimétrico predomina na determinação de  $\varepsilon$ .

As funções de verossimilhanças nas suas formas logarítmicas (*log-likelihood functions*), utilizadas para estimar os parâmetros do Modelo I com especificação meio-normal, exponencial e normal-truncada para  $u_i$  são as utilizadas por AIGNER; LOVELL; SCHMIDT (1977) e STEVENSON (1980).

A forma logarítmica da função de verossimilhança utilizada para estimar os parâme-

tros do Modelo II com especificação normal-truncada para  $u_i$  é dada por GREENE (1993).

Para cada firma, as estimativas de  $u_i$  foram obtidas (Modelos I e II) do erro composto  $\varepsilon = v + u$ , segundo JONDROW et al. (1982), considerando um modelo com especificação meio-normal (GREENE, 1992). Para cada firma e/ou observação na amostra, a estimativa de ineficiência custo é o valor esperado de  $u$  condicionado a  $\varepsilon$ , ou seja:

$$E[u|\varepsilon] = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^2)} \left[ \frac{\phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)}{1-\Phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)} - \frac{\varepsilon\lambda}{\sigma} \right] \quad (6)$$

Para obter a contrapartida para o modelo normal truncado e exponencial ver GREENE (1992).

### 2.2.1 - Dados

Os dados utilizados neste trabalho referem-se a custos e produções mensais de frangos de corte de nove empresas avícolas, obtidos no período de janeiro de 1995 a abril de 1996. As empresas consideradas neste estudo representam aproximadamente 20% da produção nacional de frangos de corte. Contudo, apenas parte da sua produção e custo foi analisada. Estas empresas têm integrações no Sul e Sudeste do Brasil, mas apenas parte dos seus dados foram utilizados. Para algumas foram usados os dados do Sudeste, outras só os do Sul e outras uma parte do Sul e outra do Sudeste. Compõem também os dados da amostra empresas com uma única integração.

Na tabela 1 pode ser observada, por empresa, a média mensal de produção de frangos de corte em toneladas.

TABELA 1 - Média Mensal de Produção de Frangos de Corte, por Empresa, no Período de Janeiro de 1995 a Abril de 1996

Empresa	Nº de obs.	Produção (t)
I	11	691,84
II	16	4.718,14

III	16	4.745,59
IV	16	8.581,02
V	16	2.462,56
VI	16	4.199,15
VII	12	1.982,19
VIII	16	4.657,56
IX	16	2.569,61

Fonte: Dados da pesquisa.

### 2.2.2- Descrição das variáveis do modelo

**Custo:** o custo **C** nos modelos I e II é o custo operacional da produção de frangos expresso em real, por empresa e por mês. Na produção de frangos de corte, aproximadamente, 86% do custo operacional é representado pelo gasto com pintos de um dia e rações (AVES, 1995). Gastos com outros insumos são de difícil obtenção, uma vez que a maior parte das empresas estudadas são integrações avícolas. Gastos com gás, vacinas, desinfetantes e medicamentos representam 2,5% do custo operacional, mas são computados apenas em valores monetários, sendo difícil a recuperação das quantidades utilizadas. Os demais gastos, como, por exemplo, despesas com mão-de-obra, cama de aviário, energia elétrica, Funrural, etc., representando 11,5% do custo operacional (AVES, 1995), são considerados pelas integrações como a contrapartida do produtor, não sendo, portanto, registrados.

Desse modo, apenas os gastos com pintos de um dia e rações foram considerados como componentes do custo operacional, neste trabalho.

**Produto:** a quantidade de produto **Y** por empresa foi representado pelo peso ao abate do lote de frangos em toneladas/mês.

**Preços dos insumos:** os preços **W** dos insumos foram aqueles correspondentes apenas a pintos de um dia (preço por 1.000 unidades) e ração (preço por tonelada), dados os motivos explicados acima. Todos os preços foram expressos em real, e corrigidos segundo o IGP-FGV (base: abril / 96 = 1,00).

**Quantidade dos insumos:** Foram consideradas as quantidades **X** de pintos de um dia (1.000 unidades) e de ração (toneladas) utilizadas no processo de produção das empresas no mês.

A estatística descritiva das variáveis selecionadas para análise constam da tabela 2.

### 2.2.3 - Forma funcional adotada para o modelo

Os poucos estudos realizados para estimar a eficiência econômica de empresas agrícolas utilizaram uma função de produção do tipo *Cobb-Douglas* e sua função de custo derivada analiticamente (TAYLOR; DRUMMOND; GOMES, 1986, BRAVO-URETA e RIEGGER, 1991 e BRAVO-URETA e EVENSON, 1994).

TABELA 2 - Estatística Descritiva das Variáveis Seleccionadas para Análise

Variável	Nº de obs.	Mínimo	Médio	Máximo	Desvio padrão
Custo	135	385,80	516,47	643,70	49,94
Produto	135	484,90	4.017,30	9.489,00	2.175,90
Preço/pinto	135	173,30	219,59	305,80	27,76
Preço/ração	135	143,80	200,76	263,00	24,737
Quantidade/pinto	135	241,30	1.979,90	5.003,00	1.150,10
Quantidade/ração	135	1004,00	8.197,30	18.490,00	4.397,20

Fonte: Dados da pesquisa.

funções de produção do tipo *Cobb-Douglas* nos estudos de eficiência econômica dizem respeito, principalmente, à multicolinearidade existente entre os fatores de produção. Com relação a funções de custo do tipo *Cobb-Douglas* derivadas analiticamente, as restrições impostas aos parâmetros de escala e de substituição são os maiores problemas.

Formas funcionais do tipo translog têm sido recomendadas para estudos de eficiência econômica por serem flexíveis, não impondo restrições sobre as possibilidades de substituição entre os fatores de produção nem sobre as propriedades de escala (CHRISTENSEN e GREENE, 1976). Contudo, existem desvantagens na utilização de formas funcionais do tipo translog, sendo a principal a sua incapacidade de manipular variáveis explanatórias com valor zero (SHIROTA, 1995).

Outras formas funcionais têm sido indicadas na literatura para estimação de funções de lucro e de custo. As suas vantagens e desvantagens podem ser apreciadas em BAUMOL; PANZAR; WILLIQ (1988).

Para o modelo de produção considerado neste trabalho, ou seja, um modelo com um produto e dois insumos, a forma funcional utiliza-

KUMBHAKAR; BISWAS; BAILEY (1989) utilizaram funções de produção do tipo *Cobb-Douglas* e KUMBHAKAR (1994) utilizou uma translog e as condições de primeira ordem para maximização de lucro. KALIRAJAN (1990) utilizou uma função de produção translog e as condições de primeira ordem para maximização de lucros e ALI e FLINN (1989) trabalharam com uma função de lucro do tipo translog.

As críticas relacionadas à utilização de

da foi a log linear tipo Cobb-Douglas.

## 3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 3.1- Estimação da Função de Custo Fronteira

#### 3.1.1 - Modelo I

A função de custo-fronteira para as empresas avícolas, empregando pintos de um dia e ração, para produção de frangos de corte, foi estimada inicialmente com base nas pressuposições do modelo I, conforme consta da metodologia. Adotou-se a forma log linear tipo Cobb-Douglas para a função de custo, com distribuição meio-normal<sup>8</sup> para  $u_i$  e restrição de homogeneidade linear nos preços dos fatores (equação 7).

<sup>8</sup>As distribuições normal truncada e exponencial foram consideradas, assim como as formas funcionais translog e quadrática para a função de custo, contudo o melhor ajustamento foi obtido através da função log-linear tipo Cobb-Douglas com distribuição meio-normal. Maiores detalhes sobre as distribuições normal truncada e exponencial assim como sobre a forma funcional translog são dadas em TUPY (1996).

$$\ln\left(\frac{C}{w_2}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln y + \beta_2 \ln\left(\frac{w_1}{w_2}\right) + \varepsilon \quad (7)$$

onde:

$\ln$  é o logaritmo neperiano;

$(C/w_2)$  é o custo normalizado;

$y$  é a quantidade de frangos produzida em toneladas;

$(w_1/w_2)$  é o preço do pinto de um dia normalizado;

Os  $\beta$  são os parâmetros da função; e

TABELA 3 - Coeficientes Estimados para a Função de Custo Fronteira Log-linear, Tipo Cobb-Douglas, com Especificação Meio-normal (Modelo I)

Parâmetro	Variáveis	Estimativas	Erro-padrão	z = b/e.p	P[ z  ≥ z]
$\beta_1$	Constante	0,8449	0,0266	31,6600	0,0000
$\beta_2$	$\ln y$	1,0072	0,0032	312,3400	0,0000
$\beta_3$	$\ln(w_1/w_2)$	0,2557	0,0129	19,7100	0,0000
$\lambda$		1,8462	0,4756	3,8800	0,0001
$\sigma$		0,0305	0,0029	10,3500	0,0000
$\sigma_v^2$		0,0002			
$\sigma_u^2$		0,0007			
LFV <sup>1</sup>		327,4292			

<sup>1</sup>LV é o logaritmo da função de verossimilhança (*log-likelihood function*).

Fonte: Dados da pesquisa.

Um importante resultado da tabela 3 é a estimativa do parâmetro  $\lambda$ . O valor de  $\lambda = 1,8462$  implica que o erro assimétrico  $u$  predomina sobre o erro simétrico  $v$ . Neste caso, a discrepância entre o custo observado e a fronteira de custo é primariamente devido à ineficiência. A  $var[u]$  responde por 66,29% da  $var[\varepsilon]$ .

Dado que o modelo é parametrizado em termos de  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$  e  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ , pode-se considerar a razão das variâncias  $\sigma_u^2 / \sigma_v^2$  como um indicador útil da influência do componente de ineficiência na variância total. Contudo, a variância da variável aleatória  $u$  é  $[(\pi/2)-1] \sigma_u^2$ , não  $\sigma_u^2$ . Assim, na decomposição da variância total em 2 componentes, a contribuição de  $u$  será  $[(\pi/2)-1] \sigma_u^2 / \sigma_v^2 + [(\pi/2)-1] \sigma_u^2$  (GREENE, 1993).

### 3.1.2 - Modelo II

Uma função de custo-fronteira log-

$\varepsilon$  é o erro composto de efeitos aleatórios, ou seja,  $\varepsilon = v + |u|$ , conforme descrito para o Modelo I na metodologia.

As estimativas por máxima verossimilhança dos parâmetros da função de custo-fronteira acima constam da tabela 3, podendo-se constatar que todas as estimativas dos parâmetros foram altamente significativas, e que a função de custo-fronteira estimada atende aos pressupostos teóricos considerados essenciais a uma função de custo bem comportada, conforme demonstrado pelos sinais dos parâmetros.

linear tipo Cobb-Douglas, considerando a natureza longitudinal dos dados, foi estimada com base nas pressuposições do modelo II conforme consta da metodologia. A restrição de homogeneidade linear foi mantida para a função de custo como na equação (7). Neste caso, o modelo de efeitos aleatórios com distribuição meio-normal<sup>9</sup> para  $u_i$ , segundo GREENE (1993), foi empregado na obtenção das estimativas dos parâmetros da função de custo-fronteira, dada a seguir.

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 \ln w_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

onde:

$C_{it}$  é o custo normalizado para a  $i$ -ésima empresa,  $i = 1, 2, \dots, N$ , no  $t$ -ésimo período de observação,  $t = 1, 2, \dots, N$ ;

<sup>9</sup>Como no Modelo I, a forma funcional log linear tipo Cobb-Douglas com distribuição meio-normal foi a que melhor ajustamento proporcionou.

$y_{it}$  é o produto observado para a  $i$ -ésima empresa no  $t$ -ésimo período de observação;

$w_{it}$  é o preço do insumo para a  $i$ -ésima empresa no  $t$ -ésimo período de observação;

Os  $\beta$  são os parâmetros da função log-linear; e  $\varepsilon_{it}$  é o erro composto, ou seja,  $\varepsilon_{it} = v_{it} + |u_i|$ , conforme descrito no Modelo II.

Os  $u_i$  são *iid*  $N(0, \sigma_u^2)$ ; e

Os  $v_{it}$  são *iid*  $N(0, \sigma_v^2)$ .

As estimativas por máxima verossimilhança dos parâmetros da função de custo-fronteira com base nas pressuposições do Modelo II constam da tabela 4.

Todas as estimativas dos parâmetros

TABELA 4 - Coeficientes Estimados para a Função de Custo Fronteira Log-linear, Tipo Cobb-Douglas, com Especificação Meio-normal (Modelo II)

Parâmetros	Variáveis	Estimativas	Erro-padrão	$z = b/e.p$	$P( z  \geq z)$
$\beta_1$	Constante	0,9517	0,0599	15,8700	0,0000
$\beta_2$	$\ln y$	0,9936	0,0075	132,0900	0,0000
$\beta_3$	$\ln(w_1 / w_2)$	0,2029	0,0137	14,7100	0,0000
$\lambda$		5,3802	4,5290	1,1800	0,2348
$\sigma_v^2$		0,0002	0,00003	6,5500	0,0000
$\sigma_u^2$		0,0014			
LFV <sup>1</sup>		358,8700			

<sup>1</sup>LFV é o logaritmo da função de verossimilhança (*log-likelihood function*).

Fonte: Dados da pesquisa.

(Modelo II), para dados longitudinais. Isso revela que o modelo I proporcionou estimativas mais eficientes dos parâmetros da função de custo estimada. Estimativas de erros-padrão mais elevadas para os parâmetros estimados do Modelo II podem ser decorrentes do pequeno número de empresas consideradas neste trabalho. Caso um maior número de empresas fosse considerado poder-se-ia esperar estimativas dos parâmetros com menores erros-padrão. Isso poderia implicar uma estimativa de  $\lambda$  estatisticamente diferente de zero pelo teste-z assintótico, uma vez que no modelo II, a  $var[u]$  computa com cerca de 75,69% da  $var[\varepsilon]$ .

Também para o modelo II todos os pressupostos a uma função de custo bem comportada foram atendidos.

### 3.2 - Eficiência Econômica na Produção de Frangos de Corte

foram altamente significativas, com exceção de  $\lambda$ , conforme indicado pelo teste-z assintótico. Um teste não significativo para a estimativa de  $\lambda$ , pode implicar, segundo GREENE (1993), não rejeição da hipótese de que a função de custo estimada seja uma função de custo tradicional desde que o parâmetro  $\lambda$  incorpora o modelo de ineficiência.

Uma análise das tabelas 3 e 4 evidencia que os erros-padrão das estimativas dos parâmetros do modelo I foram menores do que aquelas obtidas pelo modelo de efeitos aleatórios

As estimativas de eficiência econômica obtidas a partir do Modelo I e II com especificação meio-normal, para  $u_i$  constam da tabela 5.

O nível de eficiência econômica (EE) na utilização dos insumos para produção de frango de corte foi bastante elevado tanto no Modelo I como no Modelo II. Em média, as empresas produtoras de frangos analisadas apresentaram uma eficiência na utilização dos insumos da ordem de 97,87%. Isso significa que incorreram, no período analisado, em perdas no produto da ordem de 2,13%, devido à ineficiência econômica (custo). A ineficiência econômica média estimada com base no Modelo II foi da ordem de 2,95%, maior do que no Modelo I. Na tabela 5 pode-se observar também que as distribuições das estimativas de eficiência, obtidas com base nos Modelos I e II, são todas assimétricas à esquerda como esperado, o que pode ser confirmado pelos valores negativos das medidas

de assimetria.

A ausência na literatura de estudos sobre eficiência econômica na produção de frangos de corte não permite comparar os resultados obtidos neste trabalho. Contudo, a hipótese era de que no segmento de produção de frangos de corte, a eficiência econômica fosse elevada. Os fatores de produção, pintos de um dia e ração, perfazem 86% do custo operacional de produção e estão sobre estrito controle das empresas (material genético de alta qualidade, rações bem elaboradas, de custo mínimo e rígido programa sanitário). Por outro lado, na agricultura de um modo geral, os resultados têm sido bastante variáveis conforme se constatou na revisão de

literatura.

As médias das estimativas de eficiência econômica com base nos Modelos I e II por empresas constam das tabelas 6 e 7.

Neste ponto do trabalho torna-se importante tecer algumas considerações no que se refere às estimativas de eficiência econômica obtidas com base nas pressuposições do Modelo I e do Modelo II. A pressuposição de uma eficiência constante para a firma ao longo do tempo é muito forte para os autores que trabalharam com dados longitudinais (BATTESE e COELLI, 1988, CORNWELL; SCHMIDT; SICKLES, 1990 e KUMBHAKAR, 1994). Segundo CORNWELL;

TABELA 5 - Estatística Descritiva das Estimativas de Eficiência Econômica Obtidas com Base nos Modelos I e II

Modelo	Obs.	Média	D.P.	C.V.	Mínimo	Máximo	Assimetria
Modelo I		0,9787	0,0127	1,2943	0,9238	0,9946	-1,82
Modelo II	135	0,9705	0,0219	2,2612	0,9001	1,0000	-0,69

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 6 - Estimativa da Eficiência Econômica Média (EE) por Empresa com Base no Modelo I

Empresa	Nº de obs.	EE	Classificação
IX	16	0,9892	1
IV	16	0,9856	2
VI	16	0,9829	3
III	16	0,9811	4
V	16	0,9810	5
VII	12	0,9804	6
I	11	0,9787	7
VIII	16	0,9738	8
II	16	0,9563	9

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 7 - Estimativa da Eficiência Econômica (EE) Média por Empresa com Base no Modelo II

Empresas	Nº de obs.	EE	Classificação
IX	16	0,9960	1
IV	16	0,9906	2
V	16	0,9826	3
VI	16	0,9811	4
VII	12	0,9769	5
III	16	0,9750	6
I	11	0,9725	7
VIII	16	0,9529	8
II	16	0,9341	9

Fonte: Dados da pesquisa.

SCHMIDT; SICKLES, 1990), as firmas de uma determinada indústria podem responder diferentemente a mudanças no ambiente regulatório, o que implica níveis variáveis de eficiência ao longo do tempo. De acordo com LOVELL (1993) quando a série de tempo é longa (vários anos), é desejável permitir que a eficiência varie ao longo do tempo e testar a hipótese de eficiência

constante. No presente trabalho, a série de dados é curta e os períodos são compostos por meses (dezesesseis meses foram analisados). Neste caso não é difícil pressupor para a eficiência das empresas avícolas um comportamento constante ao longo do tempo (Modelo II) ou até mesmo independente do tempo (modelo I). BATTESE e COELLI (1988) consideraram que a pressuposição de uma eficiência constante para produtores de leite em uma série de três anos era aceitável. Os períodos analisados neste trabalho foram períodos de relativa estabilidade monetária em que provavelmente pouca ou nenhuma mudança ocorreu no ambiente regulatório. Tal fato pode dar suporte ao Modelo II e não causar qualquer impedimento à utilização do Modelo I. Ainda com relação ao Modelo I, cabe salientar que, embora a pressuposição de uma ineficiência independente do tempo permita ignorar a natureza longitudinal dos dados, nenhum estudo semelhante foi encontrado na literatura pertinente com dados longitudinais. Na teoria, a pressuposição de uma eficiência constante para as empresas avícolas conforme considerada no Modelo II, provavelmente seja a que melhor se ajuste ao tipo de dados utilizados, embora as estimativas tenham sido prejudicadas pelo pequeno número de firmas na amostra. Contudo, tal pressuposição talvez não seja a melhor para uma análise da eficiência econômica de empresas avícolas quando longas séries de tempo forem consideradas e o número de empresas ampliado. O procedimento correto é evidentemente aquele proposto por LOVELL (1993), ou seja, permitir que a eficiência varie, e testar para ineficiência constante. Os métodos apropriados não estão ainda consolidados (GREENE, 1993).

#### 4 - CONCLUSÕES

Os resultados do trabalho permitiram

concluir que as empresas analisadas operaram com elevados níveis de eficiência econômica. Isso equivale a dizer que operaram próximas e até mesmo nas fronteiras de custo e de produção, dada a tecnologia (Modelos I e II). De acordo com a teoria econômica, tal resultado as caracteriza como realmente competitivas. O domínio sobre a tecnologia é grande na produção de frangos de corte, além disso as empresas analisadas estão entre as vinte maiores em produção do País, acumulando grande experiência. Os

fatores de produção, pintos de um dia e ração estão sob estrito controle. Material genético de alta qualidade, rações bem elaboradas e de custo mínimo, rígido programa sanitário e de manejo são características do segmento de produção de frangos de corte. Operar na fronteira de custo, lucro ou produção, além de caracterizar as empresas como competitivas, traz, por outro lado, como implicação, o fato de que ganhos em produtividade só ocorrerão mediante à introdução de novas tecnologias.

## LITERATURA CITADA

- AIGNER, Dennis J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, Peter J. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.6, n.1, p.21-37, July 1977.
- ALI, Mubarik; CHAUDHRY, M. A. Inter - regional farm efficiency in Pakistan's Punjab: a frontier production function study. **Journal of Agricultural Economics**, v.41, n.1, p.62-74, 1990.
- \_\_\_\_\_; FLINN, John C. Profit efficiency among basmati rice producers in Pakistan Punjab. **American Journal Agricultural Economics**, Berkeley, v.71, n.2, p.303-310, May 1989.
- AVES E OVOS. São Paulo, v.11, n.4, p.8-48, fev. 1995.
- BATTESE, George E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural Economics**, v.7, n.3/4, p.185-208, Oct. 1992.
- \_\_\_\_\_; COELLI, Tim J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. **The Journal of Productivity Analysis**, v.5, p.155-169, 1992.
- \_\_\_\_\_. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.38, n.3, p.387-399, July 1988.
- BAUER, Paul W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. \_\_\_\_\_, North-Holland, v.46, n.1/2, p.39-56, Oct./Nov. 1990.
- BAUMOL, W. J.; PANZAR, J. C.; WILLIQ, R. D. **Contestable markets and the theory of industry structure**. Harcourt: Brace Jovanovich Publishers, 1988. p.151-168.
- BRAVO-URETA, Boris E.; EVESON, Robert E. Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in eastern Paraguay. **Agricultural Economics**, v.10, n.1, p.27-37, Jan. 1994.
- \_\_\_\_\_; RIEGER, Laszlo. Dairy farm efficiency measurement using stochastic frontiers and neoclassical duality. **American Journal Agricultural Economics**, v.73, n.2, p.421-426, May 1991.
- CHAMBERS, R. G. **Applied production analysis**. New York: Cambridge University Press, 1988. 331p.
- CHRISTENSEN, Laurits R.; GREENE, William H. Economies of scale in U. S. electric power generation. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.84, n.4, p.655-666, Aug. 1976.
- CORNWELL, Christopher; SCHMIDT, Peter; SICKLES, Robin C. Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.46, n.1/2, p.185-200, Oct./Nov. 1990.
- EVANOFF, D. D.; ISRAILEVICH, P. R. Productive efficiency in banking. **Economic Perspectives**, v.15, n.4,

p.11-32, 1991.

FORSUND, Finn R.; JANSEN, Eilev S. On estimating average and best practice homothetic production functions via cost functions. **International Economic Review**, v.18, n.2, p.463-476, Jun. 1977.

\_\_\_\_\_; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, Peter. A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.13, n.1, p.5-25, May 1980.

FRIED, H.; LOVELL, K. C. A.; SCHMIDT, S. **Measurement of productive efficiency: techniques and applications**. New York: Oxford University Press, 1993. 426p.

GREENE, William H. The econometric approach to efficiency analysis. In: **The measurement of productive efficiency**. New York: Oxford University Press, 1993. p.68-119.

\_\_\_\_\_. **LIMDEP computer program: version 6.0 - Econometric software**. Belport, N.Y., 1992.

\_\_\_\_\_. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.13, n.1, p.27-56, May 1980.

JONDROW, James et al. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. \_\_\_\_\_, North-Holland, v.19, n.2/3, p.233-238, Aug. 1982.

KALIRAJAN, K. P. On measuring economic efficiency. **Journal of Applied Econometrics**, v.5, p.75-85, 1990.

KUMBHAKAR, Subal C. Efficiency estimation in a profit maximising model using flexible production function. **Agricultural Economics**, v.10, n.2, p.143-152, 1994

\_\_\_\_\_; HJALMARSSON, L. Technical efficiency and technical progress in Swedish dairy farms. In: **The measurement of productive efficiency: techniques and applications**. New York: Oxford University Press, 1993. p.256 -270.

\_\_\_\_\_; BISWAS, Basudeb; BAILEY, Dee V. A study of economic efficiency of Utah dairy farmers: a system approach. **The Review of Economics and Statistics**, North-Holland, v.71, n.4, p.595-604, Nov. 1989.

LOVELL, C. A. K. Production frontiers and productive efficiency. In: **The measurement of productive efficiency: techniques and applications**. New York: Oxford University Press, 1993. p.3-32.

LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. A comparison of alternative approaches to the measurement of productive efficiency. In: **Applications of modern production theory**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1988. p.3-32.

MARQUES, Pedro V. **Economia da integração vertical na avicultura de corte do estado de São Paulo**. Piracicaba: USP/ESALQ, 1991. 133p. Tese de Livre Docência.

MEEUSEN, Wim; BROECK, Julien Van Den. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, v.18, n.2, p.435-444, Jun. 1977.

PARIKH, A.; SHAH, M.K. Measurement of cost inefficiency with safety first measure of risk. **Agricultural Economics**, v.11, n.2/3, p.197-206, 1994.

PITT, Mark M.; LEE, Lung-Fei. The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. **The Journal of Development Economics**, North-Holland, v.9, n.1, p.43-64, Aug. 1981.

PRIOR, J. Estrutura da moderna empresa avícola. In: **MANEJO de frangos**. Campinas: APINCO, 1994. p.11-14.

SCHMIDT, Peter. Frontier production functions. **Econometrics Reviews**, v.4, n.2, p.289-328, 1985.

- SCHMIDT, Peter; LOVELL, C. A. K. Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.9, n.3, p.343-366, Feb. 1979.
- SHIROTA, R. **Efficiency in financial intermediation: a study of the Chilean banking industry**. Ohio, EUA: State University, 1995. Tese de PhD.
- STEVENSON, Rodney E. Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.13, n.1, p.57-66, May 1980.
- TAYLOR, Timothy G.; DRUMMOND, H. E.; GOMES, Aloisio T. Agricultural credit programs and production efficiency: an analysis of traditional farming in southeastern Minas Gerais, Brazil. **American Journal Agricultural Economics**, Berkeley, v.68, n.1, p.110-119, Feb. 1986.
- TUPY, Oscar. **Fronteiras estocásticas, dualidade neoclássica e eficiência econômica na produção de frango de corte**. Piracicaba: ESALQ, 1996. 91p. Tese de Doutorado.
- VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis**. New York: W. W. Norton & Company, 1992. 548p.

### **EFICIÊNCIA ECONÔMICA NA PRODUÇÃO DE FRANGO DE CORTE**

**SINOPSE:** O segmento de produção de frango de corte é o segmento básico da indústria avícola. Esta insere-se em nível mundial em um mercado competitivo, em que operar com eficiência econômica é fundamental para a sobrevivência das firmas. Em ambientes competitivos, torna-se extremamente importante monitorar a eficiência econômica das empresas, uma vez que as pouco eficientes serão certamente afastadas do mercado. Nesta perspectiva, no presente trabalho, estimou-se a eficiência econômica na produção de frango de corte de empresas avícolas do Sul e Sudeste do Brasil. As estimativas de eficiência foram obtidas utilizando-se o método de fronteiras estocásticas. A eficiência econômica estimada para as empresas avícolas variou entre 93% e 100% aproximadamente.

**Palavras-chave:** econometria, eficiência, frango de corte, fronteiras estocásticas.

### **ECONOMIC EFFICIENCY IN POULTRY PRODUCTION**

**ABSTRACT:** Production of broilers is essential to poultry production. It is an economic activity operating in a competitive market where economic efficiency is fundamental to a company's survival. Thus, monitoring this efficiency becomes extremely important since low efficiency firms will certainly be pushed out of the market. This research estimates the economic efficiency (cost efficiency) in poultry production of companies in South and Southeast Brazil. A stochastic frontier econometric method in a dual approach was used to obtain the economic efficiency estimates. The economic efficiency estimated for the firms studied was very high, ranging between 93 and 100 per cent, approximately.

**Key-words:** econometrics, efficiency, poultry production, stochastic frontiers.

Tupy;  
ab

Recebido em 02/07/98. Liberado para publicação em 17/09/98.