

EFICIÊNCIA ECONÔMICA ENVOLVENDO RISCO: MAXIMIZAÇÃO DE LUCRO VERSUS MAXIMIZAÇÃO DE UTILIDADE NA AGRICULTURA¹

JOSÉ FERREIRA DE NORONHA²

RESUMO - O presente estudo teve por objetivo reexaminar a hipótese de que os agricultores alocam seus recursos com o objetivo de maximizar os lucros. Utilizou-se a abordagem da teoria da decisão, com os valores das produtividades marginais substituídas por uma estimativa da perda de oportunidade à qual o agricultor está sujeito, se operar fora do ponto ótimo. Ao contrário de resultados obtidos por Dillon & Anderson (1971), em que constataram evidências de algumas ineficiências alocativas, a principal conclusão a que se chega é que, de um modo geral, os agricultores são altamente eficientes no sentido de alocar os seus recursos objetivando a maximização de lucros. As informações utilizadas foram obtidas de pesquisas anteriores nas quais haviam sido estimadas funções de produção do tipo Cobb-Douglas.

Termos para indexação: teoria da decisão, função de produção Cobb-Douglas, eficiência alocativa.

ECONOMIC EFFICIENCY INVOLVING RISK: PROFIT MAXIMIZATION VERSUS EQUITY IN AGRICULTURE

ABSTRACT - The objective of this study was to evaluate the hypothesis that farmers allocate their resources with the objective of maximizing profits. A decision theory procedure was used in which marginal productivity was substituted by opportunity cost for the farmers operating outside the optimum solution. The basic conclusion of the study was that contrary to the results obtained by Dillon & Anderson (1971) who found allocative (economic) inefficiencies, in general, producers were found to be highly efficient in allocating their resources to maximize profits. The information and data used were obtained from published studies that estimated Cobb-Douglas production functions.

Index terms: decision theory, Cobb-Douglas production function, allocative efficiency.

INTRODUÇÃO

O problema

Estudos de economia da produção ocupam grande parte do tempo e esforço dos pesquisadores em economia agrícola no Brasil. Existe, hoje,

¹ Recebido em 20 de janeiro de 1983

Aceito para publicação em 2 de agosto de 1983

² Professor Assistente do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ/USP, Caixa Postal 9 - CEP 13400, Piracicaba, SP.

um elevado número de estudos de função de produção, quase todos usando o modelo Cobb-Douglas. Em todos os estudos encontrados o objetivo é estudar a eficiência econômica da alocação dos recursos, sob o pressuposto de que os agricultores agem no sentido de maximizar lucro.

O procedimento recomendado nestes casos é testar estatisticamente a hipótese nula de igualdade entre o valor do produto marginal de cada insumo e o seu respectivo preço, em um dado nível de significância. Mas, na maioria dos casos, faz-se apenas o teste estatístico dos coeficientes de regressão.

Dillon & Anderson (1971) criticaram esse procedimento, afirmando que "testes de significância baseados em níveis arbitrários de probabilidade são irrelevantes para problemas econômicos e não oferecem base para avaliar a eficiência na alocação de recursos". Segundo estes autores, é necessária uma medida de eficiência alocativa que tenha interpretação econômica direta, embora dependa da qualidade estatística da estimativa da função de produção.

Com base em estudos realizados em várias partes do mundo, a hipótese alternativa de "alocação eficiente baseada na maximização de utilidade (esperada) em face de risco subjetivo" foi formulada por Dillon e Anderson.

O objetivo geral deste estudo é verificar se a hipótese de eficiência na alocação dos recursos, com base na maximização da utilidade (esperada) sob condições de risco subjetivo, sugerida por Dillon e Anderson, aplica-se ao estudo da alocação dos recursos na agricultura do Centro-Sul do Brasil. Espera-se que os resultados do estudo possam sugerir novas linhas de pesquisa ou reorganização das que estão sendo seguidas.

Objetivo

Esta pesquisa procura, especificamente, reexaminar a hipótese de maximização de lucros usando a abordagem econômica ao invés do tradicional teste de significância estatística das diferenças entre os valores das produtividades marginais dos insumos e seus respectivos preços.

Para atender a este objetivo faz-se, a seguir, uma descrição da metodologia utilizada. Discutem-se, a seguir, os resultados obtidos comparando-os com os resultados dos trabalhos originais que utilizaram a metodologia tradicional. Para tanto, faz-se um breve resumo de cada estudo e de suas conclusões principais antes de mencionar os novos resultados.

METODOLOGIA

Fonte dos dados e processamento

Procurou-se consultar o maior número possível de pesquisas já realizadas sobre funções de produção na agricultura do Centro-Sul do Brasil, a partir das quais seriam feitas as análises propostas neste estudo. Nem todas, entretanto, puderam ser usadas. Umas por falta de informações essenciais, outras por conterem informações que não se prestam à presente análise, como é o caso das estimativas que contêm muitos coeficientes de regressão negativos.

Dos poucos trabalhos que restaram, procurou-se usar estudos de diferentes estados, abrangendo diferentes produtos e que servissem para a análise proposta. Todas as pesquisas são teses de Mestrado ou Doutorado.

O programa de computador utilizado foi especialmente elaborado para os fins deste estudo, por Kalil & Diehl (1978).

Modelo teórico

A abordagem da racionalidade econômica na agricultura tradicional pode ser analisada através da determinação de um índice de eficiência alocativa, calculado a partir da função de produção Cobb-Douglas, com dados de corte transversal (cross-section).

A função de produção Cobb-Douglas é:

$$Y_j = \alpha X_{1j}^{\beta_1} X_{2j}^{\beta_2} \dots X_{kj}^{\beta_k} U_j$$

ou

$$Y_j = \alpha \prod_{i=1}^k X_{ij}^{\beta_i} U_j \quad (1)$$

onde

Y_j = valor da produção obtida pela empresa j ;
 X_{ij} = insumo i ($i = 1, 2, \dots, K$) que contribui para a produção de Y_j ;

- β_j = coeficiente de regressão correspondente à variável X_i ($i = 1, 2, \dots, K$);
 α = termo constante;
 U_j = erro aleatório.

Esta função pode ser estimada estatisticamente com dados de uma amostra de corte transversal, através do método de mínimos quadrados.

Obtém-se, então, o lucro da empresa, na média geométrica de utilização dos insumos, através de:

$$\bar{L} = \bar{Y} - \bar{C} \quad (2)$$

onde

\bar{Y} = estimativa do valor da produção na média geométrica;

\bar{C} = soma dos valores monetários dos recursos na média geométrica

$$(\bar{C} = \sum_{i=1}^k \bar{X}_i P_{X_i}, \text{ onde } P_{X_i} = \text{preço do insumo } X_i);$$

\bar{L} = lucro na média geométrica de utilização dos insumos.

Por outro lado, define-se o lucro máximo com o custo total fixado no nível \bar{C} :

$$\bar{L} = \bar{Y} - \bar{C} \quad (3)$$

onde

\bar{Y} = estimativa do valor máximo da produção com o custo fixado em \bar{C} .

Define-se como perda de oportunidade (P), o valor que o agricultor deixa de receber, quando opera com a combinação de insumos na média geométrica da amostra, e não com a combinação de insumos mais lucrativa, ou seja:

$$P = \bar{L} - L$$

De (2) e (3) segue-se que:

$$P = \bar{Y} - \bar{Y} \quad (4)$$

Utilizando a estimativa da função de produção (1), obtém-se:

$$P = \hat{\alpha} \left(\prod_{i=1}^k X_i^{\hat{\beta}_i} - \prod_{i=1}^k X_i^{\tilde{\beta}_i} \right) \quad (5)$$

A obtenção dos \tilde{X}_i consiste em maximizar \tilde{Y} sujeita a

$$\sum_{i=1}^k X_i P_{X_i} = \bar{C}.$$

Utilizando o método do multiplicador de Lagrange, define-se a função

$$F = \hat{\alpha} \prod_{i=1}^k \tilde{X}_i^{\hat{\beta}_i} - \lambda \left(\sum_{i=1}^k \tilde{X}_i P_{X_i} - \bar{C} \right)$$

onde λ é o multiplicador de Lagrange.

Para que a função $F(X_i, \lambda)$ tenha um ponto de máximo é necessário (mas não suficiente) que:

$$\frac{\delta F}{\delta X_i} = \tilde{Y} \frac{\hat{\beta}_i}{\tilde{X}_i} - \lambda P_{X_i} = 0 \therefore \frac{\tilde{Y} \hat{\beta}_i}{P_{X_i} \tilde{X}_i} = \lambda \quad (6)$$

$$\frac{\delta F}{\delta \lambda} = \sum_{i=1}^k X_i P_{X_i} - \bar{C} = 0 \therefore \sum_{i=1}^k \tilde{X}_i P_{X_i} = \bar{C} \quad (7)$$

Resolvendo o sistema de equações (6), obtém-se:

$$\sum_{i=1}^k X_i P_{X_i} = \frac{\tilde{Y}}{\lambda} \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$$

Substituindo em (7) vem:

$$\bar{C} = \frac{\tilde{Y}}{\lambda} \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$$

Mas, em (6) temos:

$$\frac{\tilde{Y}}{\lambda} = \frac{P_{X_i} \bar{X}_i}{\hat{\beta}_i}$$

Então

$$\bar{C} = \frac{P_{X_i} \bar{X}_i}{\hat{\beta}_i} \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$$

Logo

$$\bar{X}_i = \frac{\bar{C} \hat{\beta}_i}{P_{X_i} \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (8)$$

Voltando à equação (5)

$$P(\hat{\beta}_i) = \alpha \left(\prod_{i=1}^k \bar{X}_i^{\hat{\beta}_i} - \prod_{i=1}^k X_i^{\hat{\beta}_i} \right)$$

A perda monetária (P) assim definida é função das variáveis aleatórias $\hat{\beta}_i$. Portanto, conhecida a forma da distribuição de probabilidades dos $\hat{\beta}_i$ é possível estimar o valor esperado das perdas monetárias ocasionadas por combinações de insumos diferentes da combinação economicamente ótima.

Matematicamente a esperança de $P(\hat{\beta}_i)$ é definida como sendo

$$E(P) = \int_{-\infty}^{+\infty} P(\hat{\beta}_i) dP = \int_{-\infty}^{+\infty} P(\hat{\beta}_i) f(\hat{\beta}_i) d\hat{\beta}_i$$

onde $\hat{\beta}_i$ é uma variável aleatória contínua.

Pode-se escrever então

$$E(P) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} P(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k) f(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k) d\hat{\beta}_1 \cdot d\hat{\beta}_2 \dots d\hat{\beta}_k$$

O valor desta integral pode ser obtido usando-se o método de Monte Carlo. Este método consiste em construir e simular modelos matemáticos através de recursos estatísticos. Baseia-se no fato de que a frequência relativa de ocorrência do acontecimento de certo fenômeno se aproxima da probabilidade matemática de ocorrência do mesmo fenômeno, quando a experiência é repetida um grande número de vezes. Este método pode ser aplicado aos casos em que a análise matemática exata seria intratável ou excessivamente trabalhosa.

A distribuição de probabilidade dos coeficientes de regressão

A obtenção dos parâmetros em (1) pressupõe uma anamorfose da mesma transformando-se em:

$$\log Y_j = \log \alpha + \beta_1 \log X_{ij} + \dots + \beta_k \log X_{kj} \log U_j$$

Supondo que as estimativas dos valores dos logaritmos de Y_j (valores de produção) possuem distribuição normal ou, então, que N seja grande, e dado que as estimativas $\hat{\beta}_i$ possuem uma relação de dependência entre si, a variação de um estimador $\hat{\beta}_i$, de amostra para amostra, segue a distribuição normal multivariada (ou multinormal). Sua função de densidade é:

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{k/2} |W|^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(x - \mu)'W^{-1}(x - \mu)}$$

onde

- $\pi = 3,14159 \dots$ é uma constante
- x = vetor coluna com k elementos;
- μ = vetor coluna das médias;
- W = matriz de variâncias e covariâncias do vetor aleatório x ;
- $|W|$ = valor do determinante W ;
- $e = 2,71828 \dots$ é a base dos logaritmos naturais.

Então

$$\begin{aligned} E(x) &= \mu \\ V(x) &= W \end{aligned}$$

Estimativa da esperança da perda de oportunidade

Para estimar $E(P)$ pelo método de Monte Carlo, deve-se considerar a distribuição de $\hat{\beta}_i$. Retira-se, ao acaso, uma amostra de $\hat{\beta}_i$ que pertença à distribuição multinormal dada pela função de densidade considerada.³ Os valores devem ser positivos. Com estes calcula-se $P(\hat{\beta}_i)$ dada pela fórmula (5).

Repete-se este procedimento um número de vezes suficiente para que $E(P)$ esteja estabilizada (geralmente 1.000 vezes).

$$E(P) = \frac{\sum_{i=1}^{1000} P_i}{1000}$$

O índice que mede a perda de oportunidade esperada da alocação de insumos média, em relação à alocação mais lucrativa que é possível com uma despesa fixa, é dado por:

$$I = \frac{E(P)}{E(\bar{L})} = \frac{E(P)}{E(P) + E(\bar{L})}$$

³ Ver Godoi (1978) sobre a simulação de vetores com distribuição multinormal.

onde $E(\bar{L})$ é o valor esperado do lucro máximo calculado do mesmo modo que se calculou $E(P)$, mas usando a fórmula (3).

O valor de I mede o grau de eficiência econômica. Este valor é subjetivo, e quanto mais próximo de zero, maior a eficiência alocativa. O critério adotado por Dillon e Anderson é que valores de I acima de 20% indicam ineficiência alocativa no sentido de maximização de lucros. Este mesmo critério será adotado aqui.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os principais resultados desta pesquisa encontram-se resumidos na Tabela 1, na qual se menciona o nome do autor, local e data de cada estudo que serviu de base para as discussões que se seguem. Como se trata de uma reavaliação de resultados de pesquisas anteriores, usando uma metodologia bastante diferente (supostamente melhor do que as utilizadas pelos autores mencionados), a discussão será feita em função dos resultados daqueles estudos, focalizando apenas os resultados mais relevantes para a comparação.

Assim, a sistemática usada aqui é, basicamente, apresentar um resumo de cada trabalho revisado, confrontando, a seguir, os resultados da análise tradicional da alocação econômica ótima de recursos com os resultados do modelo apresentado no item anterior.

Estudando três grupos de fazendas em São Borja, RS, quanto à alocação de recursos, Noronha (1973) dividiu a amostra de estudo em

TABELA 1. Esperança matemática da perda, E(P), e o índice de ineficiência alocativa ao nível de média geométrica de uso dos fatores de produção.

Fonte dos dados (autor, local e data)	Produto estudado	Esperança matemática da perda E(P) em Cr\$	Índice de ineficiência (I) (%)
Noronha (1973); São Borja, RS	Gado de corte	270,33	2,33
	Trigo	9.571,10	41,95
Noronha (1974); vale do Paraíba, SP	Leite	2.768,02	10,06
Fajardo (1976); Triângulo Mineiro, MG	Gado de corte		
	a. Produtividade baixa	6.530,84	13,43
	b. Produtividade média	675,85	2,26
	c. Produtividade alta	9.285,16	3,00
Gomes (1976); zona da Mata, MG	Leite		
	a. Produtividade baixa	1.601,23	10,54
	b. Produtividade média	521,73	4,01
	c. Produtividade alta	261.374,17	7,00
Pereira (1976); zona do rio Ocoá, MG	Gado de corte		
	a. Produtividade baixa	127,72	0,21
	b. Produtividade média	773.056,42	292,07
	c. Produtividade alta	7.803,23	98,00
Kall et al. (1978); Paraná	Soja		
	a. Ponta Grossa	392,84	0,16
	b. Palotina: com mec. própria	301,23	0,24
	sem mec. própria	7,45	0,05

67 fazendas de gado de corte, 60 de produção agrícola e pecuária (mistas) e 42 produtoras de trigo. Foram ajustados modelos Cobb-Douglas aos dados de cada uma destas amostras.

A análise dos resultados permitiu concluir, dentre outras coisas, que havia diferenças significativas entre as funções de produção dos três grupos de fazendas. Por esta razão, não seria aconselhável ajustar uma mesma função para a amostra agregada dos três grupos. Verificou-se, também, haver certa ineficiência econômica na alocação dos recursos, refletida na desigualdade entre o valor da produtividade marginal e o preço de cada insumo. Os insumos considerados em cada função foram terra (em ha), mão-de-obra (em equivalente-homem) e capital (em Cr\$).

Entretanto, a reavaliação da eficiência alocativa das fazendas de gado e de trigo, sob o enfoque econômico, leva a resultados bastante diferentes.⁴

De um lado, as fazendas de gado, caracterizadas por ainda usarem processos tradicionais de criação, com baixa produtividade, apresentaram índice de ineficiência de 0,0233. Isto é, o desvio do ponto ótimo econômico, definido como o ponto de máximo de lucro, é desprezível. Estas fazendas são, portanto, altamente eficientes no sentido de maximização de seus lucros.

Por outro lado, encontrou-se índice de ineficiência de 0,4195 para as fazendas de trigo, indicando substancial desvio do ponto de máximo lucro. O valor de esperança da perda de oportunidade foi de Cr\$ 9.571,00. Este valor, para se ter uma idéia, representa cerca de 8% do valor bruto da produção da empresa média. Este tipo de ineficiência sugere que a hipótese alternativa de maximização da função utilidade sob condições de risco pode, em certas circunstâncias, ser mais adequada. Talvez o fato de grande parte dos produtores de trigo (33% nesta região) arrendarem toda a terra que cultivam, fazendo grandes investimentos em máquinas e equipamentos, tenha refletido como altos riscos assumidos por estes agricultores na época da pesquisa.

Em São Paulo, Noronha (1974) estudou a alocação de recursos na produção de leite no vale do Paraíba. Nesta região predominam pequenos produtores que utilizam tecnologia tradicional. Sua produção é quase toda de leite tipo C.

O estudo baseou-se em uma amostra aleatória estratificada dos produtores de leite C, sendo os estratos de tamanho denominados de pequenos produtores (10 mil a 30 mil litros por ano), produtores médios (30 mil a 90 mil litros por ano) e grandes produtores (90 mil a 300 mil

⁴ As fazendas mistas não puderam ser analisadas porque apresentaram coeficiente de regressão negativo para a variável terra.

litros por ano). Foram entrevistados, no primeiro estrato, 40 produtores, no segundo, 40 e no terceiro, 42. Esta estratificação teve o sentido de tentar estimar funções de produção que pudessem refletir possíveis diferenças tecnológicas entre os estratos. Os resultados empíricos mostraram, todavia, não ser justificável estimar uma função para cada estrato. Estimou-se, então, o mesmo modelo Cobb-Douglas para a amostra total (modelo IV).

As variáveis do modelo foram: pastagem, mão-de-obra, investimentos em benfeitorias, despesas veterinárias e alimentação suplementar. Na verdade, a variável pastagem inclui, também, o rebanho já que o número de unidades animal por hectare sofre pequena variação nos diferentes tamanhos de empresas, sendo em média 0,6 u.a./ha.

O autor concluiu que apenas os recursos terra e benfeitorias estavam sendo usados em excesso. Os demais eram usados em seu nível ótimo, quando se compararam os valores das produtividades marginais aos respectivos preços dos insumos. Estas conclusões foram obtidas, confrontando-se o preço de cada insumo ao intervalo de confiança da estimativa do valor do produto marginal do mesmo insumo, calculado em níveis de significância que variaram de 1 a 10%.

No presente estudo, encontrou-se, para o mesmo modelo, um valor esperado da perda de oportunidade da ordem de Cr\$ 2.768,02, com índice de eficiência de 0,1006. Aqui, novamente, não se pode rejeitar a hipótese de maximização de lucro com base no critério de que um desvio de menos de 20% do ótimo não é significativo. Os dois procedimentos levam, praticamente, aos mesmos resultados, exceto a relativa ineficiência encontrada quanto ao uso dos fatores terra e benfeitorias sugeridas pelos resultados da aplicação do procedimento tradicional.

Fajardo (1976) entrevistou 115 pecuaristas do Triângulo Mineiro visando estudar os sistemas de produção de gado de corte e elaborar sistemas alternativos que fossem economicamente mais eficientes. Estes produtores foram separados em três estratos, segundo a produtividade, medida em valor da produção (Cr\$) por hectare de pastagem. Considerou-se baixa produtividade a faixa de menos de Cr\$ 240,00 por hectare de pastagem, média produtividade, de Cr\$ 240,00 a Cr\$ 510,00 e alta produtividade os que superaram este valor. Cerca de 33% de produtores ficaram em cada estrato.

Foi estimada uma função de produção tipo Cobb-Douglas para cada estrato. As variáveis diferem de um estrato para outro nos modelos selecionados. Apenas no estrato II, todos os coeficientes de regressão apresentaram sinal positivo, mesmo assim, o coeficiente da variável sais minerais apresentou baixo nível de significância estatística. No estrato I, mão-de-obra apresentou coeficiente com sinal negativo e valor

de t não-significativo; no estrato III, fluxo de serviços de benfeitorias apresentou coeficiente com sinal negativo também não-significativo. Em ambos os casos, a variável de coeficiente negativo foi usada, neste trabalho, em seu nível de média geométrica, já que o procedimento adotado não permite trabalhar com coeficientes negativos.

As comparações entre os valores das produtividades físicas marginais e os preços dos insumos, feitas pelo autor, sob a hipótese de maximização de lucros, permitiu identificar alguma ineficiência na alocação dos recursos.

De um modo geral, foram encontrados, em níveis de uso abaixo do ótimo econômico, no estrato I, os seguintes insumos: tratamento profilático do rebanho, sais minerais, curativos e despesas com máquinas e equipamentos. No estrato II, estavam sendo usados aquém do ótimo os concentrados protéicos, sais minerais, investimentos em rebanho e em benfeitorias. Finalmente, no estrato III, apenas o estoque de animais teve nível aquém do ótimo.

É necessário ressaltar, todavia, que o autor não testou a significância estatística das diferenças encontradas entre os valores das produtividades físicas dos insumos e seus preços. É possível que, pelo menos para alguns dos insumos, os testes estatísticos tivessem confirmado a indicação de um uso ineficiente, proporcionalmente aos demais insumos, no sentido de maximização de lucros.

Usando as estimativas das funções de produção e os preços dos insumos e produto de Fajardo, obtiveram-se, na presente pesquisa, os seguintes resultados:

- a. estimativas da esperança da perda de oportunidades iguais a Cr\$ 6.350,84, Cr\$ 675,85 e Cr\$ 9.285,16 para os estratos I, II e III, respectivamente;
- b. índices de ineficiência alocativa de 0,1343 para o estrato I, 0,0226 e 0,0300 para os estratos II e III, respectivamente (Tabela 1).

Estes índices de ineficiência, sobretudo os dos estratos II e III, não permitem levantar suspeitas sobre a alocação eficiente dos recursos por parte dos pecuaristas no Triângulo Mineiro, no sentido de maximizar os lucros. O índice 0,1343 para o primeiro estrato é, também, considerado baixo, segundo o critério de Anderson e Dillon, por representar um desvio de apenas 13% do ótimo econômico.

Caso os testes estatísticos (que não foram feitos) entre os valores das produtividades marginais e os preços dos insumos confirmassem as conclusões de Fajardo, as conclusões da presente pesquisa estariam divergindo das dele.

Gomes (1976) estudou a pecuária de leite dos municípios de Leopold-

dina, Muriaé e Manhaçu, MG, com o objetivo de analisar os diversos sistemas de produção em uso, identificando os mais eficientes. Em geral, a produção de leite nestas microrregiões provém de pequenas propriedades com baixo nível de tecnologia e eminentemente voltadas ao leite tipo C para consumo *in natura*. Apenas 10% da produção é destinada à indústria de laticínios. Todas as três microrregiões pertencem à bacia leiteira do Rio de Janeiro.

Foi utilizada uma amostra aleatória estratificada dos produtores de leite, segundo estratos de volume produzido. Fez parte do procedimento analítico estimar funções de produção do tipo Cobb-Douglas para estabelecer os processos alternativos de produção, uma vez analisada a eficiência alocativa dos sistemas atuais.

As 131 observações da amostra foram divididas em três estratos assim compostos: primeiro estrato: propriedades com rebanho produzindo até 945 litros de leite por vaca/ano; segundo estrato: propriedades com rebanho produzindo de 945 a 1.350 litros/vaca/ano; terceiro estrato: propriedades com rebanho produzindo mais de 1.350 litros/vaca/ano.

Vários modelos foram ajustados aos dados de cada estrato, mas apenas um foi analisado por estrato. Assim, as especificações variam de um estrato para outro.

Os resultados encontrados por Gomes indicam que os produtores do estrato I estão investindo demasiadamente em benfeitorias (X_{16}) e mão-de-obra permanente (X_{14}). Por outro lado, estão investindo pouco em vacinas (X_{11}) e operando em nível ótimo quanto ao fator vacas em lactação (X_9). No estrato II, foi encontrada subutilização do número de vacas em lactação, vacinas e combate a ectoparasitas, enquanto mão-de-obra permanente estava no nível ótimo. Os produtores do estágio III, de maior nível de produtividade, também apresentaram certa ineficiência, usando aquém do nível ótimo as variáveis sais minerais, concentrados e o número total de vacas. Neste estrato encontrou-se uso excessivo da mão-de-obra permanente. Tais inferências advêm, naturalmente, da comparação entre os valores das produtividades marginais dos insumos e os respectivos preços. Ressalte-se, contudo, que não foi feito o teste estatístico das diferenças encontradas.

A análise alternativa, através do cálculo do valor esperado do lucro e do índice de ineficiência alocativa, resulta em conclusões bem diferentes. Os estratos II e III apresentaram índices de ineficiência próximos de zero. Apenas o estrato I apresentou índice de 10,5% que também é considerado baixo como indicador de ineficiência, segundo o critério sugerido por Dillon e Anderson. Portanto, não se pode afirmar, com base nesta nova abordagem, que há ineficiência alocativa por parte dos

produtores de leite estudados por Gomes. Ou, alternativamente, os resultados da presente pesquisa lançam dúvidas sobre as inferências daquela pesquisa no que se refere à eficiência alocativa. Ou seja, as evidências desta pesquisa não permitem que se rejeite a hipótese de que tais produtores visam a maximização de lucros.

Pereira (1976) fez um diagnóstico dos atuais sistemas de produção de pecuária de corte na zona do rio Doce, MG, abrangendo os municípios de Conselheiro Pena, Governador Valadares e Santa Maria do Suaçuí. Foram entrevistados 130 agricultores que compuseram uma amostra ao acaso, extraída da população de pecuaristas de corte da região.

Três estratos de produtores foram considerados, segundo o nível de produtividade medida em valor da produção por hectare de pastagem. Assim, o estrato I vai até Cr\$ 350,00/ha, o estrato II, de Cr\$ 350,00 a Cr\$ 695,00/ha e o III, acima de Cr\$ 695,00/ha, no ano agrícola de 1974/75. Devido à baixa significância estatística dos coeficientes de regressão dos estratos II e III, não se pode confiar nos resultados da pesquisa. Apenas a equação estimada com os dados do estrato I apresentou resultados satisfatórios.

Pereira fez os testes das diferenças entre os valores das produtividades marginais e os preços dos fatores, usando o cálculo dos intervalos de confiança dos primeiros. Entretanto, o autor falhou ao analisar seus resultados concluindo pelo uso ineficiente de quase todos os fatores, quando apenas área em pasto (estrato I) apresentou o preço do fator acima do limite superior (portanto fora) do intervalo de confiança do valor da produtividade físico marginal. Ou seja, apenas a conclusão de que os pecuaristas desta região poderiam ter seus lucros aumentados reduzindo o investimento em pastos (estrato I), está corretamente expressa no estudo. Todas as demais variáveis apresentam intervalos de confiança do VPMa que abrangem os respectivos preços, sugerindo, desta forma, nível ótimo de uso de cada um deles.

Esta mesma análise, feita sob o enfoque econômico da hipótese de maximização de lucros, para o estrato I, indica que não se pode atribuir aos fazendeiros deste estrato (pequenos produtores) ineficiência alocativa. A análise aplicada aos estratos II e III indicaria alto nível de ineficiência econômica no sentido de maximização de lucros. Entretanto, a má especificação dos modelos destes dois estratos não permite que se leve a sério tal conclusão. Como não foi possível reestimar as funções de produção, nesta pesquisa, por não se ter acesso aos dados primários, tornou-se impossível verificar o que aconteceria se as funções de produção dos estratos II e III fossem especificadas de maneira mais apropriada.

Kalil et al. (1978) estudaram as implicações da presença de multicolinearidade em funções de produção Cobb-Douglas, utilizando dados sobre produção de soja em Ponta Grossa e Palotina, PR. O procedimento da pesquisa consistiu, basicamente, em estimar as funções de produção pelo método de regressão de cumeeira (ridge regression) e confrontar os resultados assim obtidos com os do método de mínimos quadrados ordinários.

Entretanto, o teste final utilizado pelos autores para julgar se há qualquer ineficiência alocativa foi o enfoque estatístico, isto é, comparando as estimativas dos VPMA's dos insumos com os respectivos preços.

Ajustadas as funções aos dados das três amostras,⁵ constatou-se a presença de multicolinearidade prejudicando as estimativas dos parâmetros. Através do método de regressão de cumeeira foi possível contornar o problema da multicolinearidade, obtendo-se os resultados estatísticos considerados satisfatórios, bem como resultados econômicos consistentes com o que se esperaria em bases teóricas.

A comparação entre os VPMA's e os preços dos insumos, sem testar a significância estatística das diferenças observadas, levou os autores a concluir que há alguma ineficiência alocativa em Palotina, onde defensivos, bem como os fatores terra e trabalho humano deveriam ser usados em quantidades maiores. Em Ponta Grossa, os fatores usados aquém do ponto ótimo são: terra, calcário e sementes.

Por outro lado, o cálculo do índice de ineficiência alocativa desta pesquisa, baseado nas funções de produção estimadas pelo método de regressão de cumeeira, leva à conclusão de que os produtores de soja do Paraná são altamente eficientes no sentido de maximização de lucros.

RESUMO E CONCLUSÕES

Esta pesquisa utiliza a abordagem da teoria da decisão sugerida por Dillon & Anderson (1971), para reavaliar a hipótese de que os agricultores alocam seus recursos com o objetivo de maximizar os lucros.

Segundo esta abordagem, ao invés de se usar a tradicional comparação entre os valores das produtividades marginais e os preços dos insumos, faz-se uma estimativa da perda de oportunidade (P) à qual o agricultor está sujeito, se operar fora do ponto ótimo. Esta perda de oportunidade é definida como o valor que o agricultor deixa de receber quando opera com a combinação de insumos equivalente à média geo-

⁵ Em Palotina, consideraram-se separadamente os fazendeiros que utilizam mecanização própria e os que alugam máquinas, daí as duas amostras deste município.

métrica da amostra estudada, em vez de operar com a combinação que maximizaria os lucros. O cálculo do valor esperado da perda é obtido através do método de Monte Carlo. Um programa especial foi elaborado para efetuar estes cálculos (Kalil & Diehl 1978).

Os dados utilizados foram todos obtidos de pesquisas anteriores nas quais haviam sido estimadas funções de produção do tipo Cobb-Douglas. Embora exista um grande número de pesquisas sobre função de produção, a maior parte delas não se prestam para a análise feita neste trabalho porque, em geral, não apresentam todos os dados necessários. Geralmente, os autores não publicam as médias geométricas dos fatores de produção (nem os dados originais) e os preços. Mesmo assim, foi possível usar dados de locais diferentes e em número suficiente para atender aos objetivos do projeto.

Da análise dos resultados obtidos com esta nova abordagem, em comparação com a análise tradicional, a principal conclusão a que se chega é que, de um modo geral, os agricultores são altamente eficientes no sentido de alocar seus recursos para alcançar a maximização de lucros. Esta conclusão não é surpreendente, pois isto tem sido observado em inúmeros outros estudos, mesmo em áreas de agricultura tradicional (Yotopoulos 1971). Como as regiões estudadas estão todas no Centro-Sul do País, embora algumas em áreas de baixa produtividade, é difícil caracterizá-las como tipicamente tradicionais.

Para as regiões estudadas, esta reavaliação de resultados só faz fortalecer a hipótese de maximização de lucros por parte dos fazendeiros. Isto difere dos resultados de Dillon & Anderson (1971) que encontraram evidências de alguma ineficiência alocativa. Embora suas análises focalizassem regiões de agricultura tradicional da Índia e da Grécia, eles levantaram a hipótese de que os fazendeiros de agricultura tanto tradicional quanto moderna tipicamente teriam funções de utilidade não-lineares, indicando que tenderiam a maximizar o valor esperado de suas funções de utilidade e não o valor esperado dos lucros.

AGRADECIMENTOS

O autor agradece ao Prof. Rodolfo Hoffmann pelas sugestões apresentadas, à Dra. Maria Náima Kalil pela elaboração do Programa de Computação usado na pesquisa e ao CNPq pela Bolsa de Estudos concedida durante o período da pesquisa.

REFERÊNCIAS

- DILLON, J.L. & ANDERSON, J.R. Allocative efficiency, traditional agriculture and risk. *Am. J. Agric. econ.*, 53(1):26-32, 1971.
- FAJARDO, C.M. **Sistemas de produção na pecuária de corte do Triângulo Mineiro.** Viçosa, MG, Universidade Federal de Viçosa, 1976. Tese Mestrado.
- GODOI, C.R.M. Um algoritmo eficiente para simulação de vetores com distribuição multinacional. *Cien. cult.*, São Paulo, 30(6), 1978.
- GOMES, S.T. **Sistemas de produção da pecuária de leite em três microrregiões do Estado de Minas Gerais.** Viçosa, MG, Universidade Federal de Viçosa, 1976. Tese Mestrado.
- KALIL, M.N. & DIEHL, V.J. **Manual do usuário para processamento de rotina no setor de processamento de dados.** Programa: análise da eficiência econômica. Piracicaba, SP, ESALQ/DESR, 1978. (Série Manual, 3).
- KALIL, M.N.; NORONHA, J.F. & GRAÇA, L.R. Uso da regressão de Cumeieira (Ridge regression) para reduzir multicolinearidade em funções de produção do tipo Cobb-Douglas: o caso da soja no Estado do Paraná. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA RURAL, 16, Fortaleza, CE, 1978. Resumo. p.8.
- NORONHA, H.F. **Análise econômica do uso dos recursos na produção de leite, Vale do Paraíba, Estado de São Paulo. Ano agrícola 1972/73.** Viçosa, MG, Universidade Federal de Viçosa, 1974. Tese Mestrado.
- NORONHA, J.F. A study of allocative efficiency at the farm level in Southern Brazil. Lexington, Ky, University of Kentucky, 1973. Tese Doutorado.
- PEREIRA, R.R. **Sistema de produção em pecuária de corte na zona do rio Doce, Estado de Minas Gerais.** Viçosa, MG, Universidade Federal de Viçosa, 1976. Tese Mestrado.
- YOTOPOULOS, P.A. **Allocative efficiency in economic development.** Athens, Center of Planning and Economic Research, 1967.