

PROBLEMAS ENCONTRADOS NA ESTIMAÇÃO E INTERPRETAÇÃO DE FUNÇÕES DE PRODUÇÃO AGRÍCOLAS

TOSHIO NOJIMOTO

Orientador: RODOLFO HOFFMANN

Dissertação apresentada à Escola Superior
de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Uni-
versidade de São Paulo, para obtenção do
título de Mestre em Ciências Sociais Rurais

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Outubro, 1976

Para meus pais,

dedico .

"Quando um dia acontecer (como certamente acontecerá) serem notadas imperfeições tais a este estudo, que resulte declarada a sua inutilidade, apenas ficarei lamentando não ter sabido dar-lhe aquele mínimo de valor que assegure a sobrevivência desta página - única, afinal, em cuja sobrevivência me empenhava"

(Antônio Salgado Júnior)

AGRADECIMENTOS

Ao Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", pela oportunidade oferecida.

À Fundação Ford, pela confiança depositada ao conceder-me bolsa de estudos e pelo suporte financeiro para elaboração e publicação desta dissertação.

Ao Prof. Rodolfo Hoffmann, orientador, mestre e amigo.

Aos Profs. Evaristo Marzabal Neves e José Ferreira de Noronha, pelas sugestões e críticas.

A todos com quem tenho convivido.

NOTAS PRELIMINARES

Muitas das idéias contidas nesta obra não são nossas; algumas fomos buscá-las nos numerosos textos que tratam da função de produção; outras, surgiram durante o curso de mestrado que fizemos no período 1974/75.

Tivemos apenas o trabalho de tomar essas idéias, juntamente com algumas nossas, burilá-las e colocá-las no papel.

Seria muita pretensão de nossa parte, pensarmos em escrever uma obra sem falhas e sem lacunas. Estamos, pois, côm-scios de que a nossa não é perfeita, apesar do grande esforço que fizemos para que saísse com um mínimo de imperfeições possível.

Esperamos, com o tempo, sanar essas falhas e lacunas. Para tanto, gostaríamos, imensamente, de contar com a colaboração de você, leitor, dando-nos sugestões e tecendo críticas.

Í N D I C E

	Pág.
LISTA DAS TABELAS	vi
LISTA DAS FIGURAS	x
1. INTRODUÇÃO	1
1.1 - Função de produção	1
1.2 - O problema	1
1.3 - Objetivos	6
2. RACIOCÍNIO EMPREGADO NOS TRABALHOS DE FUNÇÃO DE PRODUÇÃO ..	7
3. MULTICOLINEARIDADE	10
4. ERROS DE MEDIDA	13
5. MANIPULAÇÃO DE VARIÁVEIS	25
6. INTERPRETAÇÃO DO TESTE t E DO TESTE "F"	29
7. A FALÁCIA DO RACIOCÍNIO	32
8. INTERVALO DE CONFIANÇA DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO COBB-DOUGLAS	56
9. INTERVALO DE CONFIANÇA DO PRODUTO MARGINAL	74
10. AJUSTAMENTO DE EQUAÇÕES LINEARES	87
11. O VALOR ZERO NAS VARIÁVEIS	97
12. CONCLUSÕES	104
13. RESUMO	108
14. SUMMARY	109
15. LITERATURA CITADA	110
APÊNDICE 1	114

LISTA DAS TABELAS

TABELA		Pág.
1	Estimativa do valor do produto marginal de cada variável em cada propriedade, a partir dos dados de TOLLINI (1964)	37
2	Preços dos fatores de produção usados no ajustamento feito por TOLLINI (1964)	54
3	Intervalo de confiança, a 95%, dos parâmetros das funções de produção estimadas por:	
3.1	JUNQUEIRA (1962)	58
3.2	TEIXEIRA FILHO (1964)	59
3.3	TOLLINI (1964)	60
3.4	ENGLER (1968)	61
3.5	ARAÚJO (1969)	62
3.6	BISERRA (1971) - Guaira	63
3.7	BISERRA (1971) - Jardinópolis	64
3.8	NEVES (1972)	65
3.9	PINHEIRO (1972)	66
3.10	NORONHA (1973)	67
3.11	CAMARGO (1974)	68
3.12	CRÓCOMO (1974)	69
3.13	NORONHA (1974)	71
3.14	PONS (1975)	72

4	Intervalo de confiança, a 95%, do valor do produto físico marginal do fator X_i no ponto (\bar{Y}, \bar{X}) da função de produção Cobb-Douglas estimada a partir dos dados do trabalho de:	
4.1	JUNQUEIRA (1962) - Modelo: Fumo, Ubá	77
4.2	TOLLINI (1964) - Modelo: Leite, Leopoldina ...	77
4.3	ENGLER (1968) - Modelo: Agregada, Itapetininga, ajustamento 6	78
4.4	ENGLER (1968) - Modelo: Agregada, Guareí, ajustamento 6	78
4.5	ARAÚJO (1969) - Modelo: Agregada, Itapetininga + Guareí, ajustamento 6	79
4.6	ARAÚJO (1969) - Modelo: Agregada, Itapetininga + Guareí, ajustamento 1	79
4.7	BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Guaíra, ajustamento II	80
4.8	BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Guaíra, ajustamento V	80
4.9	BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Jardinópolis, ajustamento VII	81
4.10	BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Jardinópolis, ajustamento XII	81
4.11	NEVES (1972) - Modelo: Leite, estação seca ..	82
4.12	NEVES (1972) - Modelo: Leite, estação chuvosa	82

TABELA

Pág.

4.13	PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento IX	83
4.14	PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento X	83
4.15	CAMARGO (1974) - Modelo: Soja, ajustamento 6 (produtividade)	84
5	Estimativa da função de produção linear e da Cobb-Douglas, a partir dos dados do trabalho de:	
5.1	JUNQUEIRA (1962) - Modelo: Fumo, Ubaí	88
5.2	TOLLINI (1964) - Modelo: Leite, Leopoldina ...	89
5.3	ENGLER (1968) - Modelo: Agregada, Itapetininga, ajustamento 6	89
5.4	ENGLER (1968) - Modelo: Agregada, Guareí, ajustamento 6	90
5.5	ARAÚJO (1969) - Modelo: Agregada, Itapetininga + Guareí, ajustamento 6	90
5.6	ARAÚJO (1969) - Modelo: Agregada, Itapetininga + Guareí, ajustamento 1	91
5.7	BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Guaira, ajustamento II	91
5.8	BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Guaira, ajustamento V	92
5.9	BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Jardinópolis, ajustamento VII	92
5.10	BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Jardinópolis, ajustamento XII	93

TABELA

Pág.

5.11	NEVES (1972) - Modelo: Leite, estação seca ...	93
5.12	NEVES (1972) - Modelo: Leite, estação chuvosa..	94
5.13	PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento IX	94
5.14	PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento X	95
5.15	CAMARGO (1974) - Modelo: Soja, ajustamento 6 ..	95
6.1	Variação das estimativas dos parâmetros da equa- ção Cobb-Douglas, decorrente da variação da cons- tante que substitui as observações com valor ze- ro dos dados do trabalho de ENGLER (1968) - Mo- delo: Guareí, ajustamento 6	99
6.2	Variação das estimativas dos parâmetros da equa- ção Cobb-Douglas, decorrente da variação da cons- tante adicionada a todas as variáveis utilizadas por ENGLER (1968) - Modelo: Guareí, ajustamento 6	100
6.3	Variação das estimativas dos parâmetros da equa- ção Cobb-Douglas, decorrente da variação da cons- tante que substitui as observações com valor ze- ro dos dados do trabalho de PINHEIRO (1972) - Mo- delo: Agregada, Botucatu, ajustamento 9	101
6.4	Variação das estimativas dos parâmetros da equa- ção Cobb-Douglas, decorrente da variação da cons- tante adicionada a todas as variáveis utilizadas por PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento 9	102

LISTA DAS FIGURAS

FIGURA		Pág.
1	Função de produção Cobb-Douglas	35

1. INTRODUÇÃO

"Que venho eu fazer aqui?
E o que vêm fazer eles?
Eles todos e cada um por seu lado?
Que espero eu deles?
Que esperam eles de mim?
(Cols e Marti)

1.1 - Função de Produção

Os estudos de função de produção se iniciaram no Brasil com GOREUX e VAN TEUTEN (1961) e desde então têm evoluído de maneira sistemática, ocupando hoje lugar de destaque na economia rural.

Estes trabalhos têm como principal objetivo a análi-se econômica do uso dos insumos agrícolas, e dessa forma orientar o agricultor na escolha dos insumos adequados e também fornecer sub-sídios para a tomada de decisões políticas. Nesta perspectiva, eles viriam de encontro às necessidades do país, visto que o Brasil, hoje, mais do que nunca, precisa produzir alimentos e matérias primas

a baixo custo para poder competir no mercado internacional e, dessa forma, tentar eliminar o déficit da balança comercial.

Ocorrem, entretanto, alguns fatos, em boa parte já oitados por HEADY e DILLON (1969), que nos fazem questionar o alcance dos estudos onde se estimou função de produção de produtos agrícolas, partindo-se de dados não experimentais.

1.2 - O Problema

Pode-se classificar os estudos de função de produção agrícola em dois grupos:

1ª) Função de produção obtida a partir de dados experimentais.

Neste grupo encontram-se os trabalhos sobre adubação ou alimentação de animais, onde alguns dos muitos fatores que afetam a produção são controlados. Nos estudos de adubação, procura-se dar o máximo de homogeneidade ao solo, água e defensivos para que todos os tratamentos sejam igualmente influenciados por estes fatores. Com isso pode-se concluir que, nas condições do ensaio, a planta responde ao fertilizante de tal ou qual forma.

2ª) Função de produção obtida a partir de dados não experimentais.

Aqui, encontram-se as pesquisas que procuram verificar, simultaneamente, a influência de vários fatores que afetam a produção. Estes estudos estimam as funções a partir dos resultados

de determinado ano-agrícola, resultados estes observados através de levantamentos.

Feita esta classificação queremos esclarecer que ao falarmos em estudos de função de produção estamos nos referindo, apenas, aos estudos do segundo grupo e, mais especificamente, aos estudos que aplicaram a função de produção Cobb-Douglas.

Para um país como o Brasil, onde os recursos de capital são poucos, é de extrema importância utilizar, eficazmente, os fatores de produção. O uso eficiente de máquinas, fertilizantes e defensivos, que em boa parte são importados, ajudaria a contornar o grave problema do déficit comercial, tanto do lado das importações, como do das exportações, pela redução do custo de produção. Tal refletir-se-ia, também, no setor interno, pela contenção do custo de vida.

Dentro desse panorama, os estudos empíricos atenderiam às necessidades do país, visto que têm como principal objetivo verificar o uso econômico dos insumos. Ocorrem, entretanto, alguns fatos que nos fazem questionar se estes estudos empíricos são realmente capazes de efetuar a análise econômica do uso dos fatores de produção. Esses fatos são:

a) Os trabalhos, em geral, não procuram testar, estatisticamente, hipóteses preestabelecidas nem estabelecer, a priori, os níveis de significância para aceitar ou rejeitar hipóteses.

b) As equações são obtidas, quase sempre, por tentativas sucessivas. As variáveis são manipuladas de tal modo que sempre é possível obter uma boa equação Cobb-Douglas com base nos pontos observados. As variáveis são somadas ou subtraídas entre si, retirados do modelo original, divididas entre elas e, um sem número de outros artifícios é posto em prática, até que determinada equação é aceita como a função de produção procurada. As demais conseguidas e que não foram aceitas são abandonadas ou relegadas a um apêndice do trabalho e, geralmente, nenhuma tentativa é feita para interpretá-las.

c) Encontram-se, nas conclusões dos trabalhos, afirmações sobre o valor dos produtos médios e marginais, mas dificilmente, constata-se intervalos de confiança para esses valores. Considerando-se que as conclusões são baseadas em análises estatísticas, os resultados deveriam ser apresentados na forma de intervalos de confiança.

d) Observa-se que em alguns trabalhos - GOMEZ (1968), TOLLINI (1964), ARAÚJO (1969), CAMARGO (1974) - a estimativa da elasticidade de produção dos fatores benfeitorias e/ou mão-de-obra, é negativa. Qual o significado deste sinal negativo?

e) Outro fato importante a ser lembrado é a "Controvérsia de Cambridge" que gira em torno do conceito de "Função de Produção Macroeconômica" onde as variáveis independentes são trabalho e capital e a dependente, o produto nacional.

Os neoclássicos - baseando-se nos resultados dos trabalhos empíricos - defendem a idéia de uma função de produção cujos produtos marginais do trabalho e do capital dariam, respectivamente, o nível de salário e a taxa de lucro (BROWN, 1957, p. 546).

Em oposição às idéias anteriores, deparam-se as dos neokeynesianos que refutam a possibilidade de que a teoria da função de produção explique o nível de salário e a taxa de juro, baseando-se nos seguintes argumentos:

1 - O fenômeno da reversibilidade do capital é incompatível com a idéia de uma função de produção agregada onde a intensidade de uso de capital está inversamente relacionada com o nível da taxa de juros.

2 - É impossível medir-se o capital, uma vez que para fazê-lo necessita-se da taxa de juros, variável a ser determinada (HARCOUT e LAING, 1971).

Todos estes fatos, (a, b, c, d e e) levam-nos a formular a seguinte questão:

Qual a relevância prática dos resultados obtidos, principalmente no que tange à utilização de insumos em níveis econômicos?

Estamos certo que o estudo de tal problemática auxiliará na descoberta de novos conhecimentos em benefício do progresso da ciência e da agricultura brasileira.

1.3 - Objetivos

Tendo em vista a questão levantada anteriormente, os objetivos deste trabalho são:

1 - Discutir qual o nível de correlação simples entre as variáveis independentes a ser aceito em regressão linear múltipla.

2 - Analisar os erros de medida que ocorrem nos levantamentos de dados.

3 - Avaliar as conseqüências da manipulação de variáveis.

4 - Discutir o significado do teste t e do teste "F" nos estudos de função de produção.

5 - Mostrar as limitações da fórmula empregada nos trabalhos empíricos para estimar o produto físico marginal do insumo X_i , ou seja: $P\bar{M}a_i = b_i \bar{P}M\bar{e}_i$, com $\bar{P}M\bar{e}_i = \bar{Y}/\bar{X}_i$.

O $\bar{P}M\bar{e}_i$ é obtido dividindo as médias aritméticas ou geométricas de Y_j e X_{ij} .

6 - Analisar o valor dos resultados e conclusões, obtidas pelos pesquisadores em seus trabalhos empíricos, principalmente, no que diz respeito à utilização de insumos em níveis econômicos.

2. RACIOCÍNIO EMPREGADO NOS TRABALHOS DE FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

"A lógica é a arte que nos faz proceder, com ordem, facilmente e sem erro, no ato da própria razão"

(Jacques Maritain)

Os estudos de função de produção são bastante semelhantes quanto à estrutura. Tal situação ocorre devido ao emprego de um mesmo raciocínio padrão que passaremos a descrever.

1ª) Delimita-se o universo de propriedades que se deseja estudar. Este pode ser o conjunto de imóveis rurais de uma região, ou município.

2ª) Demarcada a área de estudo, definem-se a variável dependente (Y) e as independentes (X_i), estas últimas, através de critérios subjetivos. Por exemplo, as variáveis poderiam ser:

Y = Valor da produção;

X_1 = Gastos com mão-de-obra;

X_2 = Gastos com os demais recursos.

Neste modelo, tem-se apenas duas variáveis independentes. Assim como este foi definido, podem ser definidos outros.

3ª) Delimita-se, geralmente, pelo método de amostragem aleatória simples, uma amostra de propriedades onde se realiza a mensuração das variáveis, definidas no passo anterior, através de entrevista direta com o proprietário ou com o responsável pelo imóvel rural. Na entrevista faz-se uma série de perguntas ao proprietário e o conjunto de respostas constitui os dados a partir dos quais se fará a estimativa da função de produção.

4ª) Efetuada a mensuração das variáveis, determinam-se os parâmetros da equação Cobb-Douglas que passa por entre os pontos ⁽¹⁾ observados.

As estimativas dos parâmetros devem ser tais que minimizem a soma de quadrados dos desvios $(Y - \hat{Y})$.

Em geral, os parâmetros encontrados na primeira tentativa não são bons. Recorre-se então à manipulação de variáveis⁽²⁾ para se determinar vários conjuntos de parâmetros.

Dentre as várias equações obtidas seleciona-se, geralmente, uma que se julga ser a função de produção procurada.

⁽¹⁾ Feita a mensuração das k variáveis independentes (X_i) e da variável dependente (Y) , na propriedade j , esta propriedade passará a ser representada pelo ponto $(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{kj}, Y_j)$ em um espaço com $k+1$ dimensões.

⁽²⁾ Veja p. 25.

Os fatores levados em conta, para a escolha da equação, são: a) coeficiente de determinação múltipla; b) importância das variáveis independentes contidas no modelo; c) significância dos parâmetros da regressão; d) estabilidade e sinal dos coeficientes; e) coeficiente de correlação simples entre as variáveis independentes (PIMHEIRO, 1972, p. 51).

5ª) Analisa-se o uso econômico dos insumos, usados pelos agricultores da amostra, através da comparação da estimativa do valor do produto marginal do insumo X_i ($VP\hat{M}a_i$) com o preço deste insumo.

O $VP\hat{M}a_i$ é estimado pela fórmula

$$VP\hat{M}a_i = b_i \frac{\bar{Y}}{\bar{X}_i},$$

onde \bar{Y} e \bar{X}_i são as médias aritméticas ou geométricas de Y_j e X_{ij} .

Se o $VP\hat{M}a_i$ for igual ao preço do insumo, ou seja, $VP\hat{M}a_i = P_i$, os agricultores estarão utilizando eficientemente o insumo X_i ; se for maior, o insumo estará sendo utilizado aquém do "ponto ótimo" e se for menor, além do ótimo econômico.

6ª) Generalizam-se os resultados, obtidos a partir das informações da amostra, para todas as propriedades da região ou município.

Desde que a amostra seja escolhida ao acaso, poderá-se aceitar que as conclusões tiradas a partir dela possam ser generalizadas para todas as propriedades.

3. MULTICOLINEARIDADE

"Se só viemos ao mundo para ser um dia gente grande, logo as idéias pré-fabricadas se alojam facilmente em nossa cabeça, à medida que ela aumenta. Essas idéias, pré-fabricadas há muito tempo, estão todas nos livros. Por isso, se a gente se aplica à leitura ou escuta com atenção os que leram muito, consegue ser, bem depressa, pessoa importante igual a todas as outras"

(Maurice Druon)

Há grande confusão sobre o que sejam multicolinearidade e correlação entre as variáveis independentes. Pela primeira deve-se entender o grau de relação linear entre duas ou mais variáveis independentes em uma regressão linear. Enquanto que, correlação simples é o grau de relação linear entre apenas duas variáveis.

Determinadas pesquisas têm utilizado o valor do coeficiente de correlação simples, entre as variáveis independentes, igual a $|0,8|$ como o limite para a existência ou não de multicolinearidade.

Entretanto este critério de decisão é ineficaz, porque o coeficiente de correlação simples não mede o grau de multicolinearidade; é apenas condição suficiente, não necessária, para a existência de multicolinearidade perfeita (KMENTA, 1971, p. 384).

Em verdade, deve-se dar primazia à matriz de variâncias e covariâncias das estimativas dos parâmetros. Se seus elementos forem grandes, indicarão que as estimativas são imprecisas e, com isso, de reduzida utilidade prática — a existência dessa imprecisão será analisada no Capítulo 8.

A matriz de variâncias e covariâncias é obtida por

$$V(\hat{B}) = [\bar{X}'\bar{X}]^{-1} \sigma^2,$$

e a correspondente estimativa por

$$\hat{V}(\hat{B}) = [\bar{X}'\bar{X}]^{-1} \frac{\sum_j d_j^2}{n-k-1},$$

onde σ^2 é a variância do erro, d_j são os desvios, n é o número de observações e k é o número de variáveis independentes.

Como σ^2 é uma constante, as variâncias e covariâncias irão depender, unicamente, dos elementos da matriz $[\bar{X}'\bar{X}]^{-1}$.

Considerando, que estes dependem, exclusivamente, da amostra e, que esta foi escolhida ao acaso, o que quer que se faça para reduzi-los, não poderá ser feito sem causar graves problemas.

Tentar diminuir a correlação entre as variáveis, através da manipulação, implicará, necessariamente, introduzir tenden-

ciabilidade nos resultados e/ou reduzir a confiança nos mesmos, como será visto no Capítulo 5.

A agregação das variáveis leva, inevitavelmente, à perda de informações.

4. ERROS DE MEDIDA

"Toda pessoa que conhece seu ofício utiliza o instrumento adequado. Assim um mecânico elege o calibre para medir a grossura das distintas peças, e o pedreiro, o fio de prumo para averiguar a verticalidade de uma parede"

(Cols e Marti)

O desenvolvimento das ciências naturais tem acompanhado, paulatinamente, a evolução dos métodos e instrumentos de mensuração. O progresso da Física, da Química e Biologia só se tornou possível com o aperfeiçoamento dos cronômetros, balanças, espectrômetros, osciloscópios, colorímetros, amperímetros, etc., como também não deixa de ser verdade que o aprimoramento dos métodos de mensuração só foi exequível com a evolução das ciências naturais. Hoje podem-se fabricar balanças com precisão de até 10 μg graças ao êxito da eletrônica.

Se os métodos e instrumentos de mensuração utilizados em ciências naturais muito se desenvolveram nos últimos dois séculos, o mesmo não se pode dizer das ciências sociais, que con-

tinuam tão imprecisos como o eram na época de Adam Smith e permanecerão assim, ainda por muito tempo, como bem lembra LEITE (1976):

"É hoje lugar comum lembrar o atraso das ciências humanas com relação às ciências naturais. Estas, pelo menos em alguns campos, conseguiram um tal desenvolvimento e um rigor tão grande em sua capacidade de predição, que as afirmações dos cientistas humanos parecem construções pré-científicas, quando não, discursos retóricos e vazios, ou complexas elaborações do óbvio".

Isto, porém, é assunto para outra tese. Aqui, estamos interessados, única e exclusivamente, nos métodos de mensuração empregados nos trabalhos empíricos de função de produção.

Como foi visto no Capítulo 2, os valores das variáveis são obtidos através de entrevistas diretas.

Escolhida uma amostra representativa, os entrevistadores — que podem ser os próprios autores da pesquisa ou outras pessoas contratadas para esse fim — percorrem os imóveis rurais inquirindo os proprietários.

Basicamente as perguntas são do tipo:

- 1 - "Quantos hectares foram semeados?"
- 2 - "Quantos kilogramas de fertilizantes se aplicaram na cultura?"
- 3 - "Qual foi a produção?", e assim por diante.

A estas perguntas, o proprietário responderá conforme seu estado de espírito.

Se estiver despreocupado, provavelmente, procurará emitir respostas precisas, mas nem sempre terá êxito, devido a esquecimento, inexistência de contabilidade, instrumentos de mensuração, etc. Nesses casos recorrerá a estimativas mais ou menos grosseiras.

Se, porventura, desconfiar que o levantamento tem objetivos fiscais, com certeza, procurará não se comprometer, mas se presumir que o levantamento tem por fim premiar a melhor propriedade da região, certamente será tentado a superestimar a eficiência dos insumos.

Vê-se, portanto, que este método de mensuração está sujeito à toda espécie de erro.

Qualquer classificação que se procure fazer sobre os erros é arbitrária, porquanto eles são de formas variadas e interdependentes. Somente por questão de apresentação, neste trabalho, procurou-se classificá-los em três grupos:

1º) Erro intencional. É o provocado por falsa declaração proposital do entrevistado.

Este tipo de erro ocorre porque o entrevistado, por uma razão qualquer, não deseja declarar, com exatidão, as informações que conhece.

Resta lembrar, ainda, que os erros podem ser introduzidos por entrevistadores desonestos ou despreparados, que no afã de realizar maiores proventos, preenchem eles próprios os questionários ou induzem os proprietários a responderem de forma conveniente.

2ª) Falta de precisão.

Por mais interessados que possam estar, o entrevistador e o entrevistado, pela pesquisa, surgem sempre os erros aleatórios que comprometem a precisão dos resultados.

O proprietário, geralmente, não tem condições de fornecer informações precisas. Variáveis tais como: máquinas, benfeitorias, valor do rebanho, trabalho, e outras não podem ser mensuradas com precisão de Cr\$ 1,00 (um cruzeiro) nem de Cr\$ 10,00 (dez cruzeiros) e quicá, nem de Cr\$ 1.000,00 (mil cruzeiros).

Quando se disser que um trator usado vale Cr\$ 68.495,00 tanto as casas decimais como as da unidade, dezena e de milhar podem não ter significado prático.

A quantidade de fertilizantes aplicada na lavoura é também desconhecida. Sempre há sobra ou falta de adubo durante o ano agrícola. Constantemente ocorrem perdas ou utilização de adubo no fundo do quintal. Os fertilizantes nem sempre são conforme as especificações, e assim por diante.

Os gastos com mão-de-obra variam dia a dia. Em determinada semana, por exemplo, são necessários muitos trabalhadores en

quanto em outras, nenhum. Devido a isto torna-se problemático contar quantos homens/dia trabalharam durante o período produtivo.

3ª) Erro nos preços.

Uma das principais características do setor agrícola é a flutuação diária, mensal e anual, tanto nos preços dos produtos quanto nos dos insumos. Ademais, estes preços variam de lugar para lugar e de propriedade para propriedade.

Em determinado ano os preços se elevam assustadoramente e em outros ocorre o inverso. As resoluções governamentais, o clima, as especulações, as crises internacionais e inúmeros outros fatores fazem com que o setor agrícola seja extraordinariamente instável.

Não é possível estabelecer um preço único, durante todo o período de colheita, para todos os agricultores da amostra. Os proprietários, além de venderem seus produtos a preços diversos e em épocas diferentes, compram insumos também a preços distintos.

A partir do momento em que o lavrador decide o que cultivar até receber as pagas pela venda de seu produto surgem complexos problemas que ele busca desesperadamente solucionar, mas, em boa parte, sem êxito, visto que as soluções acham-se fora de sua alçada. Assim, o valor dos recursos financiados não corresponde ao dos almejados; as chuvas nunca caem nos períodos apropriados; o grau de incidência de pragas e doenças é imprevisível e o tratamento curativo

vo, geralmente, ineficiente; os fertilizantes dificilmente são conforme as especificações.

Ele nunca sabe quanto colherá e, muito menos, quanto valerá seu produto.

Ora, as conclusões dos trabalhos empíricos são apresentadas a posteriori e restritas ao ano agrícola da pesquisa, logo pouco valem para as safras seguintes, uma vez que as condições climáticas e os preços variam de ano para ano.

Vistos os erros, pergunta-se: podem os mesmos ser desprezados?

Respondendo, estabeleceremos uma comparação:

Embora os métodos de análise difiram de ciência para ciência, alguns princípios precisam ser seguidos. Em Química, alguns princípios constituem verdadeiras regras de análise, como por exemplo:

1ª) A exatidão dos resultados da análise depende da precisão dos dados a serem usados.

Ex.: O rigor com que se analisa o teor de nitrogênio de um solo depende da pesagem precisa deste solo.

2ª) A precisão dos dados a serem usados depende de suas funções.

Ex.: Na determinação de N do solo pelo método de Kjeldal, trata-se a amostra com uma solução concentrada de H_2SO_4 que digere

a matéria orgânica.

Em seguida, a solução é destilada e a amônia (NH_3) recebida em uma solução de ácido bórico a 3%. Terminada a destilação, a solução de ácido bórico, contendo amônia é titulada com H_2SO_4 0,01 normal.

Neste método, a solução de ácido bórico não precisa ser de, exatamente 3%, pois serve apenas para receber a amônia. O mesmo não ocorre com a solução de H_2SO_4 0,01 normal que precisa ser a mais exata possível, visto ser a reagente da titulação.

Estas duas regras de análise química são perfeitamente aplicáveis à análise econômica. Vejamos então, se as pesquisas têm-nas observado.

Suponha que χ e Ψ estejam relacionadas conforme a equação $\Psi = \alpha + \beta \chi$ e se deseja estimar o valor de β a partir de uma amostra de n observações onde os valores observados (X) e (Y) diferem dos verdadeiros (χ) e (Ψ) conforme as relações abaixo:

$$X = \chi + u \quad (5.1)$$

$$Y = \Psi + v \quad (5.2)$$

A utilização do método de mínimos quadrados para deduzir β a partir das n observações leva as

$$b_n = \frac{\sum_j (X_j - \bar{X})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_j (X_j - \bar{X})^2}$$

Utilizando-se as equações (5.1) e (5.2) tem-se

$$b_n = \frac{\Sigma(x-\bar{x})(y-\bar{y}) + \Sigma(x-\bar{x})(v-\bar{v}) + \Sigma(y-\bar{y})(u-\bar{u}) + \Sigma(u-\bar{u})(v-\bar{v})}{\Sigma(x-\bar{x})^2 + 2\Sigma(x-\bar{x})(u-\bar{u}) + \Sigma(u-\bar{u})^2}$$

Sob a hipótese de que u e v têm distribuição independente uma da outra e dos valores verdadeiros, os três últimos termos do numerador e o do meio do denominador tenderão a zero quando o tamanho da amostra crescer indefinidamente. Então, o valor limite para o qual b_n tende, em probabilidade, é

$$\begin{aligned} \text{plim } b_n &= \frac{\beta \Sigma(x-\bar{x})^2}{\Sigma(x-\bar{x})^2 + \Sigma(u-\bar{u})^2} \\ &= \frac{\beta}{1 + \sigma_u^2 / \sigma_x^2} \end{aligned}$$

Vê-se, portanto, que $|\beta|$ é subestimado quando se utilizam observações errôneas (conforme as suposições anteriores). Entretanto, o erro que se comete na estimativa dos parâmetros, decorrente de erros de observação, pode, geralmente, ser desprezado face à amplitude do intervalo de confiança dos parâmetros, que, como veremos no Capítulo 8, é apreciável.

Se forem utilizados, porém, os dados de levantamentos — contendo os três tipos de erros — para verificar o uso econômico de insumos nas propriedades, as regras de análise citadas anteriormente estarão sendo violadas. Conquanto uma mensuração errô-

nea, em determinada observação da amostra, não seja o bastante para alterar expressivamente as estimativas dos parâmetros — principalmente quando os intervalos de confiança são amplos — ela é suficiente para invalidar as conclusões sobre o uso de insumos na propriedade onde foi realizada.

Pode-se comparar, ainda de uma outra forma, os métodos de análise química com os empregados nos trabalhos de função de produção.

Se alguém duvidar do método de Keijeldal, resguardando a precisão que oferece, poderá testá-lo partindo de uma amostra de solo padrão e verificando se o resultado encontrado coincide com o valor verdadeiro.

Infelizmente, não é possível fazer o mesmo com o método usado nos estudos empíricos. Pode-se, no entanto, fazer um teste análogo, comparando-se os resultados dos trabalhos de função de produção, que usaram dados experimentais, com os dos que não os empregaram.

Considerando que em condições experimentais se tem:

- a) controle local;
- b) processo menos complexo que em condições de campo;
- c) menor número de variáveis;
- d) não-correlação entre as variáveis independentes;
- e) maior precisão na mensuração das variáveis e maior dispersão dos dados que em condições não experimentais;

confia-se mais nos estudos do primeiro grupo que nos do segundo.

O trabalho de VIEIRA et alii (1971, p. 32) se presta, sobremaneira, para esta comparação.

Os autores serviram-se de cinquenta ensaios fatoriais 3^3 de adubação NPK de milho instalados pelo Dr. Hermano Vaz de Arruda, nos anos agrícolas 1957/58, 58/59, 59/60, 60/61 na região de Ribeirão Preto, e chegaram à seguinte conclusão:

"As doses economicamente aconselháveis de nutrientes oriundas das funções de receita líquida, obtidas a partir do ajustamento de qualquer um dos modelos de regressão nos 20 casos estudados, apresentam diversificação de tal ordem que a recomendação de uma fórmula de adubação torna-se problemática. Entretanto, a observação do quadro VI permite indicar, nas condições do ensaio, a colocação de 70 kg de nitrogênio por hectare (1,7 doses). Quanto ao pentóxido de fósforo e ao óxido de potássio, a recomendação econômica é não adubar" ⁽¹⁾

O trecho grifado é claro. Se é problemático recomendar uma fórmula de adubação usando dados experimentais, quanto mais usando dados de campo.

Além dos erros mencionados até aqui, tem-se, ainda, o problema da agregação de insumos distintos. A variável máquinas, por exemplo, inclui desde trator até pulverizador, do mesmo modo que

⁽¹⁾ Os grifos são nossos.

a variável fertilizantes engloba os diversos tipos de adubos. Fungicidas, bactericidas, nematicidas, inseticidas, etc., pertencem, também, a uma mesma classe chamada defensivos. Logo, a rigor, pode-se dizer que todas as variáveis, definidas em trabalhos de função de produção, são agregadas.

Daí decorre que só podem ser mensuradas em unidades monetárias, porquanto, a avaliação em unidades físicas é impraticável. Com isso, torna-se impossível estimar a relação que há entre quantidade física de insumos e produto. Vejamos porque:

Suponhamos a existência de três imóveis rurais: o primeiro utiliza X_1 Cr\$/ha de fertilizante A e produz Y_1 Cr\$/ha de milho; o segundo aplica X_2 Cr\$/ha de fertilizante B e produz Y_2 Cr\$/ha, enquanto que o terceiro emprega X_3 Cr\$/ha de fertilizante C e produz Y_3 Cr\$/ha. Através dos pontos (X_1, Y_1) , (X_2, Y_2) e (X_3, Y_3) traça-se a equação $Y = a X^b$.

Poder-se-ia aceitar que o parâmetro b é a elasticidade do insumo fertilizante (quantidade física) se os fertilizantes A, B e C tivessem as mesmas especificações; como não as têm é impossível relacionar quantidade de fertilizantes com quantidade de milho.

Tal tipo de medida estima somente a relação entre valor da produção e o custo dos insumos. A seguir discutiremos o valor das informações obtidas a partir dessa estimativa.

A estimativa da "elasticidade de produção" da variável gastos com fertilizantes não permite recomendar a marca, a con-

centração, a fórmula, nem sequer a dose de adubo e o mesmo acontece com os defensivos.

Que interesse há em saber que o acréscimo de 10%, nos gastos com defensivos, provoca acréscimo de 3%, no valor da produção, quando não se sabe qual defensivo usar: Dithane, Manzate, Fesdrin, Mirex; qual a dosagem recomendada; qual a época de aplicação; o número de aplicações, etc? — Praticamente nenhum, ainda mais, se lembrarmos que tal estudo requereu mais de um ano para ser executado e recursos consideráveis, tanto financeiros, como humanos, quando um experimento agrônômico poderia resolver o problema.

Para a variável máquinas, a situação também não é diferente: Qualquer conclusão do tipo — "Se as máquinas forem aumentadas em 10% haverá aumento de X% na produção" — tem pouco valor prático, primeiro, porque o capital não é uma variável contínua e, segundo, a análise realizada não especifica o tipo de máquina (trator, arado, grade, pulverizador) que precisa ser adquirido.

Ainda com respeito a erros de medida, observa-se que os trabalhos empíricos não levam em consideração as diferenças de fertilidade do solo; de épocas de plantio; de variedades de sementes e de condições ecológicas que ocorrem entre propriedades.

Ora, é sabido que estes fatores afetam a produção de maneira significativa.

5. MANIPULAÇÃO DE VARIÁVEIS

"A ciência ensina ao homem o amor e o respeito pela verdade, a idéia do dever e a necessidade do trabalho, não como um castigo, mas como o mais elevado meio de empregar sua atividade"

(Marcelin Berthelot)

Observa-se que os trabalhos empíricos, utilizando-se da manipulação de variáveis, que vem a ser a redefinição de algumas delas ou a retirada ou adição de variáveis do modelo original, obtêm várias equações para depois escolher uma que melhor se ajuste aos preconceitos estabelecidos.

Para a escolha da equação são levados em consideração alguns critérios - ver página 9 - que passaremos a analisar:

Critério 1 - Importância das variáveis independentes contidas no modelo.

Que é variável importante? As imprescindíveis à produção como terra, máquina, trabalho? E por que não época de plantio, clima, fertilidade do solo?

Ora, é evidente que tanto área com cultura como valor do rebanho devam se relacionar com a produção. Seria absurda a ausência de tão elementar relação.

Critério c - Significância dos parâmetros.

O teste t , como é usado nos estudos de função de produção, apenas indica, a determinado nível de confiança, se o parâmetro β_i é diferente de zero, nada mais.

Selecionando-se as variáveis com base nesse teste, incide-se num raciocínio tautológico, pois, primeiro escolhe-se a equação com grande número de parâmetros significativos dentre as n equações obtidas e depois afirma-se que é a adequada e que suas variáveis explicam a produção justamente através da significância desses mesmos parâmetros.

Ora, os parâmetros são significativos não porque as variáveis estão afetando a produção, mas porque foram manipuladas justamente para que seus parâmetros fossem significativos.

Critério d - Estabilidade e sinal dos coeficientes.

As equações que apresentam parâmetros com sinais "não esperados" são abandonadas ou relegadas a um apêndice.

Ora, a presença desses sinais indica que há algo de errado, logo é necessário procurar as razões: erros de medida, especificação, ou, talvez, raciocínio inadequado.

Critério e - Coeficiente de correlação simples entre as variáveis independentes.

É costume não incluir, no modelo, variáveis altamente correlacionadas. Ora, a correlação elevada existe porque a realidade assim o determina e as manipulações não a modificarão.

Além disso, a manipulação tem implicações muito sérias:

a) Introduce tendenciosidade nos resultados porque são escolhidos os que mais se aproximam da realidade preconcebida. Neste caso estão os erros de especificação pois, quando as variáveis são manipuladas, algumas são retiradas do modelo causando assim superestimação ou subestimação dos parâmetros das demais.

b) Reduz o nível de confiança das estimativas. Para WONNACOTT e WONNACOTT (1970, p. 66) "a crença prévia tem um papel menos crítico na rejeição de hipótese, porém não é, de maneira nenhuma, insignificante. Suponha, por exemplo, que embora você acredite que Y esteja relacionada com X_1 , X_3 e X_4 , você realmente não espera que Y esteja relacionada com X_2 ; alguém sugeriu que você experimentasse a variável X_2 ao nível de significância de 5%. Isto significa que se H_0 for verdadeira (não existe relação), existirá uma probabilidade de 5%, de tocar um falso alarme. Se esta for a única variável experimentada, então este será um risco que você poderá aceitar. Todavia, se muitas variáveis forem experimentadas, em uma regressão múltipla

tipla, a probabilidade de um falso alarme aumentará drasticamente".

(A tradução e os grifos são nossos).

6. INTERPRETAÇÃO DO TESTE t E DO TESTE "F"

"Don't let the mathematical conclusions blind us for the biological reality"

(Mather)

Observa-se que, nos trabalhos empíricos onde se estimou função de produção, o teste t tem sido utilizado para testar a hipótese: $H_0 : \beta_i = 0$ contra a alternativa $\beta_i \neq 0$.

Se o teste for significativo, a determinado nível de significância pré-estabelecido, rejeitar-se-á que o parâmetro verdadeiro seja igual a zero. Neste caso, o teste apenas indica que é preferível rejeitar H_0 , a não rejeitá-lo, porém, não revela o valor do parâmetro.

Se for não-significativo, não se rejeitará que $\beta_i = 0$ e isto é diferente de admitir que $\beta_i = 0$. Aqui o teste mostra que o parâmetro deve estar em torno de zero.

Agora que já sabemos o significado do teste t perguntamos: Qual o seu valor em estudos de função de produção?

Se desejarmos, apenas, estimar os parâmetros da equação Cobb-Douglas, ele não será satisfatório, pois estimá-los é muito mais amplo que testá-los. Seria preferível, determinar o intervalo de confiança.

Se desejarmos, porém, obter várias equações, o teste t será muito útil para indicar as variáveis que deverão ser manipuladas.

Ao teste "F" cabem as mesmas considerações anteriores e as que se seguem.

Quando uma equação estimada for usada como instrumento de previsão, como se pretende usar a função de produção Cobb-Douglas, o valor do teste "F" deve exceder a quatro vezes o valor de F com (k) e (n-k-1) graus de liberdade (¹). Para o caso dos estudos empíricos, tal critério é geralmente satisfeito e é o que se poderia esperar.

O teste "F" testa a hipótese

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0,$$

contra a alternativa de que pelo menos um β_i é diferente de zero.

Ora, se a regressão contiver variáveis tais como área cultivada e/ou valor do rebanho, dificilmente o teste será não-significativo. Se uma propriedade cultivar X hectares de milho e produzir

(¹) WETZ (1964), citado em DRAPER e SMITH, 1967, p. 64.

Y sacos, uma outra que cultiva $2X$ produzirá, aproximadamente, $2Y$. Se um imóvel rural tiver W cabeças de gado e produzir Z litros de leite, outro que tenha $2W$ produzirá $2Z$, principalmente se as propriedades tiverem a mesma técnica de produção e as mesmas condições ecológicas.

Será muito estranho se o teste for não-significativo.

7. A FALÁCIA DO RACIOCÍNIO

"Muito seguidamente damos flores já cortadas a nossa gente jovem, quando deveríamos ensiná-los a cultivar as próprias. Enchemos sua mente com os produtos da inovação, em vez de ensiná-los a inovar. Consideramos sua mente como um armazém que deve encher-se, quando deveríamos pensar que se trata de um instrumento para usar"

(Gardner)

Voltemos novamente ao Capítulo 2, onde se verifica que os autores dos trabalhos empíricos, fazendo uso da econometria, estimam funções de produção, que serão utilizadas para analisar o uso de cada insumo, nas propriedades, como um todo, quando o correto seria verificar a economicidade de cada insumo em cada propriedade individualmente.

A falácia do raciocínio consiste em substituir, na fórmula para cálculo do produto físico marginal ($\hat{P}Ma$), a estimativa do produto físico médio do insumo X_i da propriedade j ($\hat{P}Me_{ij}$) por um valor médio ($\overline{P}Me_i$):

$$\overline{PMe}_i = \frac{\sum_j Y_j}{\sum_j X_{ij}} \quad \begin{array}{l} j = 1, \dots, n \\ i = 1, \dots, k \end{array}$$

ou, alternativamente,

$$\overline{PMe}_i = \sqrt[n]{\frac{\prod_j Y_j}{\prod_j X_{ij}}}$$

Os trabalhos empíricos utilizam a fórmula

$$\hat{PMe}_i = b_i \overline{PMe}_i \quad , \quad (8.1)$$

em lugar de

$$\hat{PMe}_{ij} = b_i \hat{PMe}_{ij} \quad ,$$

onde,

$$\hat{PMe}_{ij} = \frac{\hat{Y}_j}{X_{ij}} \quad .$$

Exemplificando, mostraremos, agora, como a substituição de \hat{PMe}_{ij} por \overline{PMe}_i leva a falsas conclusões.

Exemplo. Suponhamos que se estimou uma função de produção Cobb-Douglas com $a = 1$ e $b = 0,5$, isto é $\hat{Y} = X^{0,5}$. Admitamos que os desvios são nulos ($R^2 = 1$) e que as cinco observações da amostra são:

X	Y = \hat{Y}
1	1,0000
2	1,4142
3	1,7320
4	2,0000
5	2,2360

e os preços tais que o lucro máximo ocorre quando $X = 3,2023$ e o $\hat{P}Ma = 0,2794$. Com isso, todas as cinco propriedades estão fora do ponto ótico econômico. A Figura 1 mostra este ajustamento.

Utilizando-se a fórmula (8.1) obtém-se

$$\hat{P}Ma = 0,5 \frac{(1 + 1,4142 + 1,732 + 2,0 + 2,236)}{1 + 2 + 3 + 4 + 5}$$

$$\hat{P}Ma = 0,2794 .$$

O $\hat{P}Ma_x$ para as cinco propriedades é igual a 0,2794 e, portanto, pode-se concluir que os agricultores estão utilizando o insumo X de forma econômica.

Ora, isto é um absurdo, pois é de antemão conhecido que as cinco propriedades se acham fora do ponto ótimo econômico.

Logo, quando se substitui $\hat{P}Me_{ij}$ por $\bar{P}Me_i$, não é possível concluir se os agricultores se encontram ou não no ponto ótimo econômico.

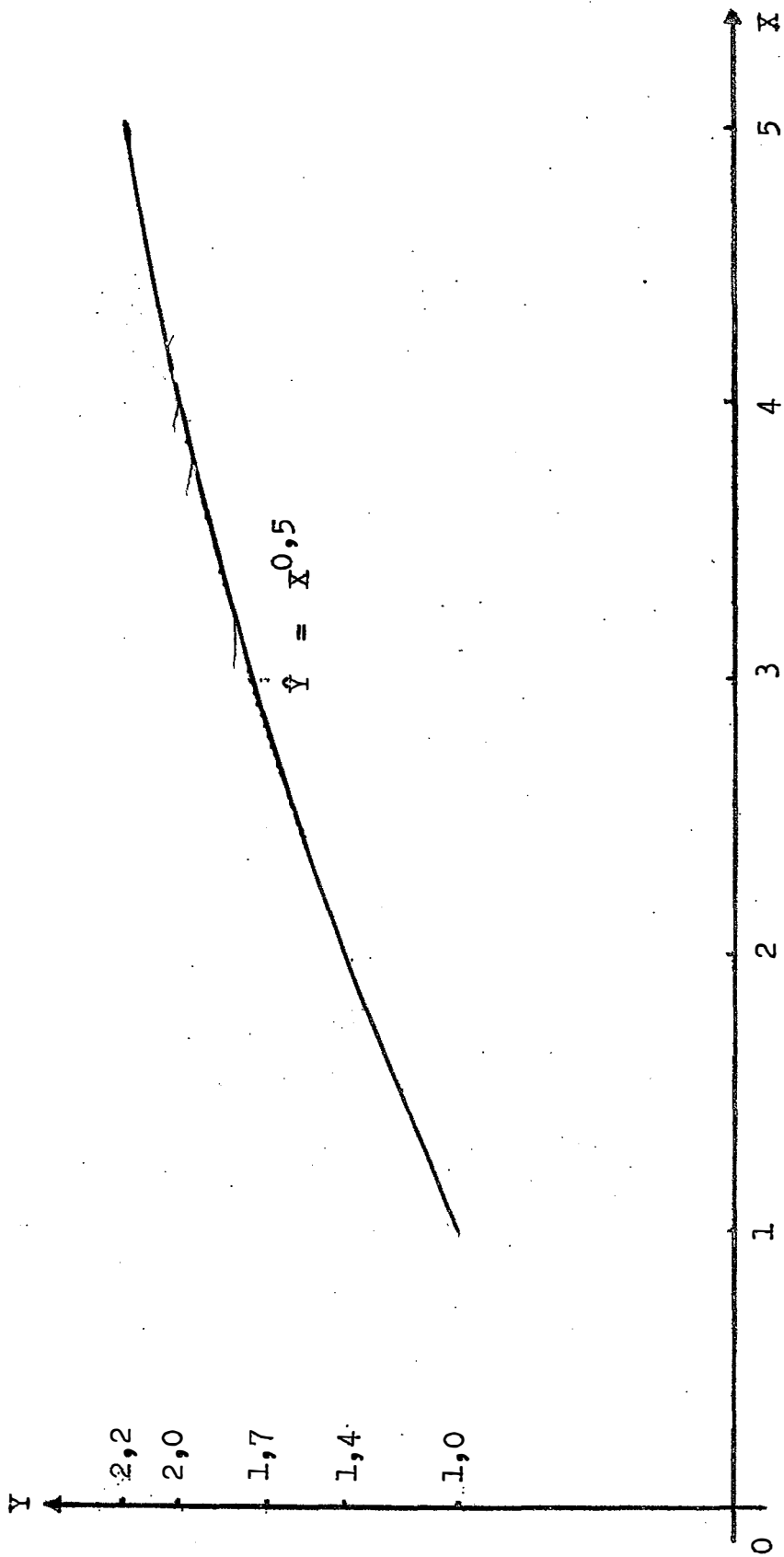


Figura 1 - Função de Produção Cobb-Douglas.

Por outro lado, se o produto marginal, calculado pela fórmula (8.1), for diferente da razão de preços, ou seja, $\hat{P}Ma_i \neq P_i/P_y$, esta comparação não é suficiente para garantir que todas as propriedades estejam utilizando o fator X_i de forma ineficiente; é suficiente, apenas, para garantir que pelo menos um agricultor utilize o insumo X_i de modo inadequado, nada mais.

Vê-se, portanto, que as conclusões são de pouca valia, se não for feita a análise econômica da situação de cada propriedade.

Em vista disto, tivemos o trabalho de refazer o estudo de TOLLINI (1964) e calcular a $\hat{P}Ma$ de cada fator e para cada propriedade. Cumpre avisar que os resultados que encontramos diferem dos encontrados pelo autor, talvez por causa de erros de aproximação.

O intervalo de confiança foi estimado pela fórmula

$$\hat{P}Ma_{ij} - t_0 s_{ij} < PMa_{ij} < \hat{P}Ma_{ij} + t_0 s_{ij},$$

onde, t_0 = valor crítico de t ;

s_{ij} = desvio padrão do produto marginal da variável i na observação j .

A estimativa da variância do $\hat{P}Ma_{ij}$ foi obtida através do estimador

$$\hat{V}(\hat{P}Ma_{ij}) = \frac{\hat{\sigma}_i^2}{V_{ij}^2} \left[\frac{b_i^2}{n} + (b_i x_i + l_i)(X'X)^{-1}(b_i x_i + l_i)' \right] s^2,$$

onde \hat{Z}_i é a estimativa da produção na j -ésima observação; V_{ii} é a quantidade do i -ésimo fator para essa observação; b_1 são as estimativas dos parâmetros; x_i é um vetor linha com os valores das variáveis independentes centradas; ρ_i é um vetor linha com todos os elementos nulos exceto o i -ésimo que tem valor 1. Melhores esclarecimentos sobre esta fórmula serão dados no Apêndice 1.

A Tabela 1 mostra os resultados encontrados.

Tabela 1 - Estimativa do Valor do Produto Marginal em Cada Variável e em Cada Propriedade, a Partir dos Dados de TOLLINI (1964).

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
1	1	0,69	0,123	5,65	0,45	0,94
1	2	-146,34	384,729	-0,38	-915,92	623,22*
1	3	0,02	0,024	0,92	-0,02	0,07
1	4	643,40	630,062	1,02	-616,90	1903,72*
1	5	3,28	1,347	2,43	0,58	5,97*
1	6	1,22	2,665	0,45	-4,10	6,55*
1	7	-64,52	54,867	-1,17	-174,27	45,23*
2	1	0,64	0,139	4,62	0,36	0,92
2	2	-171,39	449,998	-0,38	-1071,53	728,73*
2	3	0,05	0,062	0,95	-0,06	0,18
2	4	407,68	410,462	0,99	-413,36	1228,73*
2	5	4,83	2,058	2,34	0,71	8,94*
2	6	3,13	6,603	0,47	-10,07	16,34*
2	7	-29,44	24,118	-1,22	-77,69	18,79*
3	1	0,67	0,140	4,81	0,39	0,95
3	2	-65,95	169,003	-0,39	-404,01	272,10*

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
3	3	0,00	0,008	0,90	0,00	0,02
3	4	6781,65	5867,371	1,15	-4954,85	18518,15*
3	5	2,52	1,027	2,45	0,46	4,57*
3	6	0,54	1,217	0,44	-1,89	2,98*
3	7	-138,15	119,080	-1,16	-376,34	100,04*
4	1	0,74	0,114	6,53	0,51	0,97
4	2	-55,16	141,293	-0,39	-337,79	227,46*
4	3	0,05	0,052	0,99	-0,05	0,15
4	4	284,93	272,516	1,04	-260,17	830,05
4	5	1,38	0,621	2,23	0,14	2,63*
4	6	0,70	1,524	0,46	-2,34	3,75*
4	7	-7,98	6,322	-1,26	-20,63	4,66*
5	1	0,86	0,103	8,40	0,66	1,07
5	2	-80,27	209,817	-0,38	-499,96	339,42*
5	3	0,00	0,010	0,87	-0,01	0,02
5	4	252,93	254,915	0,99	-256,97	762,84
5	5	2,69	1,099	2,45	0,49	4,89*
5	6	0,67	1,454	0,46	-2,23	3,58*
5	7	-30,44	25,609	-1,18	-81,67	20,77*
6	1	0,61	0,085	7,14	0,43	0,78
6	2	-48,67	123,752	-0,39	-296,21	198,87*
6	3	0,02	0,021	0,96	-0,02	0,06
6	4	471,95	434,128	1,08	-396,43	1340,34*
6	5	1,97	0,847	2,32	0,27	3,67*
6	6	0,94	2,034	0,46	-3,12	5,01*
6	7	-0,79	0,590	-1,35	-1,97	0,38
7	1	1,04	0,252	4,11	0,53	1,54*

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
7	2	-64,20	163,324	-0,39	-390,90	262,48*
7	3	0,03	0,038	0,91	-0,04	0,11
7	4	374,76	398,345	0,94	-422,04	1171,57*
7	5	1,59	0,749	2,13	0,09	3,09*
7	6	1,24	2,653	0,46	-4,06	6,54*
7	7	-32481,45	32835,978	-0,98	-98163,26	33200,35*
8	1	0,80	0,128	6,28	0,55	1,06
8	2	-35,06	89,439	-0,39	-213,97	143,83
8	3	0,04	0,048	0,99	-0,04	0,14
8	4	282,09	264,614	1,06	-247,21	811,40
8	5	1,56	0,670	2,32	0,21	2,90*
8	6	0,26	0,589	0,45	-0,91	1,44*
8	7	-14,11	11,391	-1,23	-36,90	8,67*
9	1	0,66	0,078	8,46	0,50	0,82
9	2	-54,61	139,828	-0,39	-334,31	225,08*
9	3	0,01	0,012	0,90	-0,01	0,03
9	4	250,04	246,147	1,01	-242,32	742,41
9	5	5,97	2,170	2,75	1,62	10,31
9	6	1,09	2,317	0,47	-3,54	5,72*
9	7	-8,61	6,989	-1,23	-22,59	5,36*
10	1	0,74	0,067	10,91	0,60	0,87
10	2	-50,56	129,341	-0,39	-309,28	208,15*
10	3	0,00	0,008	0,88	0,00	0,02
10	4	95,71	98,361	0,97	-101,03	292,47
10	5	2,87	1,172	2,45	0,53	5,21*
10	6	1,04	2,208	0,47	-3,37	5,46*
10	7	-6,36	5,312	-1,19	-16,98	4,26*

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
11	1	0,53	0,097	5,50	0,34	0,73
11	2	-125,53	324,119	-0,38	-773,87	522,79*
11	3	0,01	0,020	0,91	-0,02	0,06
11	4	316,55	318,847	0,99	-321,23	954,34
11	5	5,85	2,373	2,46	1,10	10,60*
11	6	4,67	9,691	0,48	-14,71	24,05*
11	7	-6,54	5,347	-1,22	-17,24	4,15*
12	1	0,61	0,094	6,49	0,42	0,80
12	2	-59,97	153,233	-0,39	-366,48	246,53*
12	3	0,04	0,044	0,98	-0,04	0,13
12	4	126,71	125,048	1,01	-123,42	376,84
12	5	2,65	1,138	2,33	0,37	4,93*
12	6	1,36	2,897	0,47	-4,42	7,16*
12	7	-1,74	1,353	-1,28	-4,44	0,96
13	1	0,54	0,102	5,28	0,33	0,74
13	2	-37,93	95,656	-0,39	-229,27	153,40
13	3	0,02	0,024	0,95	-0,02	0,07
13	4	321,74	307,071	1,04	-292,48	935,98
13	5	10,98	3,548	3,09	3,88	18,07
13	6	0,57	1,266	0,45	-1,95	3,11*
13	7	-50,60	44,356	-1,14	-139,33	38,11*
14	1	0,65	0,094	6,95	0,46	0,84
14	2	-67,21	174,303	-0,38	-415,87	281,44*
14	3	0,00	0,008	0,90	0,00	0,02
14	4	414,65	393,971	1,05	-373,40	1202,71*
14	5	3,23	1,267	2,55	0,70	5,77*
14	6	0,47	1,052	0,45	-1,63	2,57*

Obser- vação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Con- fiança ao Nível de Confiança a 95%	
14	7	-5,96	4,888	-1,21	-15,74	3,81*
15	1	0,57	0,086	6,64	0,40	0,74
15	2	-47,07	119,752	-0,39	-286,61	192,46*
15	3	0,01	0,014	0,92	-0,01	0,04
15	4	188,13	183,953	1,02	-179,82	556,09
15	5	5,95	2,146	2,77	1,65	10,24
15	6	0,69	1,516	0,45	-2,33	3,72*
15	7	-11,23	9,578	-1,17	-30,39	7,93*
16	1	0,66	0,096	6,88	0,47	0,86
16	2	-62,71	162,217	-0,38	-387,19	261,76*
16	3	0,01	0,017	0,91	-0,01	0,05
16	4	152,76	152,342	1,00	-151,96	457,49
16	5	6,01	2,161	2,78	1,68	10,33
16	6	0,54	1,195	0,45	-1,84	2,93*
16	7	-22,99	19,663	-1,16	-62,33	16,33*
17	1	0,43	0,118	3,62	0,19	0,66
17	2	-145,04	368,781	-0,39	-882,71	592,63*
17	3	0,01	0,016	0,93	-0,01	0,04
17	4	34198,76	28666,946	1,19	-23143,72	91541,25*
17	5	5,32	2,252	2,36	0,81	9,82*
17	6	6,68	14,168	0,47	-21,66	35,02*
17	7	-70,57	58,857	-1,19	-188,30	47,16*
18	1	0,64	0,073	8,71	0,49	0,78
18	2	-41,04	104,461	-0,39	-249,99	167,90
18	3	0,01	0,014	0,92	-0,01	0,04
18	4	179,57	174,562	1,02	-169,60	528,75
18	5	4,83	1,757	2,75	1,32	8,35

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
18	6	0,56	1,237	0,46	-1,90	3,04*
18	7	-7,38	6,097	-1,21	-19,57	4,81*
19	1	0,57	0,084	6,83	0,40	0,74
19	2	-66,70	170,766	-0,39	-408,29	274,87*
19	3	0,01	0,012	0,91	-0,01	0,03
19	4	365,73	354,501	1,03	-343,37	1074,84
19	5	5,75	2,101	2,73	1,55	9,95
19	6	1,11	2,410	0,46	-3,70	5,93*
19	7	-14,05	11,846	-1,18	-37,74	9,64*
20	1	0,69	0,064	10,82	0,56	0,82
20	2	-50,67	129,168	-0,39	-309,04	207,70*
20	3	0,00	0,008	0,89	0,00	0,02
20	4	291,27	285,385	1,02	-279,58	862,13
20	5	3,40	1,324	2,57	0,76	6,05*
20	6	1,05	2,236	0,46	-3,42	5,52*
20	7	-8,41	6,899	-1,21	-22,21	5,38*
21	1	0,61	0,126	4,81	0,35	0,86
21	2	-150,32	395,599	-0,37	-941,64	640,99*
21	3	0,02	0,023	0,94	-0,02	0,06
21	4	351,51	344,214	1,02	-337,01	1040,04
21	5	1,61	0,753	2,14	0,11	3,12*
21	6	1,14	2,526	0,45	-3,90	6,20*
21	7	-4,27	3,509	-1,21	-11,29	2,74*
22	1	0,64	0,088	7,20	0,46	0,81
22	2	-60,14	154,439	-0,38	-369,07	248,78*
22	3	0,00	0,010	0,92	-0,01	0,03
22	4	319,24	304,685	1,04	-290,21	928,70

Obser vação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Con fiança ao Nível de Confiança a 95%	
22	5	1,72	0,747	2,30	0,23	3,22*
22	6	0,72	1,586	0,45	-2,44	3,89*
22	7	-1,97	1,580	-1,25	-5,13	1,18*
23	1	0,51	0,087	5,90	0,34	0,68
23	2	-62,35	157,638	-0,39	-377,67	252,97*
23	3	0,02	0,022	0,93	-0,02	0,06
23	4	108,27	110,270	0,98	-112,29	328,84
23	5	5,11	2,103	2,43	0,90	9,32*
23	6	3,70	7,619	0,48	-11,53	18,94*
23	7	-1,62	1,307	-1,24	-4,23	0,99
24	1	0,57	0,105	5,46	0,36	0,78
24	2	-53,77	133,724	-0,40	-321,26	213,70*
24	3	0,00	0,007	0,89	0,00	0,02
24	4	3865,84	3511,910	1,10	-3159,03	10890,71*
24	5	2,33	1,014	2,30	0,30	4,36*
24	6	4,23	8,730	0,48	-13,23	21,69*
24	7	-16,78	13,780	-1,21	-44,34	10,78*
25	1	0,73	0,072	10,10	0,58	0,87
25	2	-42,89	109,580	-0,39	-262,08	176,30
25	3	0,01	0,016	0,93	-0,01	0,04
25	4	148,85	144,723	1,02	-140,63	438,34
25	5	1,57	0,679	2,32	0,21	2,93*
25	6	0,55	1,195	0,46	-1,84	2,94*
25	7	-1,91	1,506	-1,27	-4,92	1,09
26	1	0,54	0,082	6,57	0,37	0,70
26	2	-62,87	160,489	-0,39	-383,90	258,15*
26	3	0,02	0,026	0,95	-0,02	0,07

Obser- vação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Con- fiança ao Nível de Confiança a 95%	
26	4	204,55	198,700	1,02	-192,90	602,01
26	5	4,96	1,909	2,59	1,14	8,78
26	6	1,31	2,821	0,46	-4,32	6,96*
26	7	-3,26	2,627	-1,24	-8,52	1,98*
27	1	0,65	0,094	6,92	0,46	0,84
27	2	-72,86	187,822	-0,38	-448,56	302,83*
27	3	0,01	0,014	0,92	-0,01	0,04
27	4	144,84	145,383	0,99	-145,96	435,65
27	5	2,20	0,947	2,33	0,31	4,10*
27	6	0,99	2,157	0,46	-3,31	5,31*
27	7	-5,29	4,427	-1,19	-14,15	3,56*
28	1	0,49	0,082	5,93	0,32	0,65
28	2	-46,94	118,486	-0,39	-283,95	190,06*
28	3	0,02	0,022	0,95	-0,02	0,06
28	4	132,75	130,821	1,01	-128,92	394,44
28	5	7,76	2,814	2,76	2,14	13,39
28	6	1,28	2,739	0,46	-4,19	6,76*
28	7	-4,21	3,523	-1,19	-11,26	2,82*
29	1	0,65	0,121	5,37	0,41	0,89
29	2	-101,05	261,314	-0,38	-623,76	421,64*
29	3	0,04	0,044	0,95	-0,04	0,13
29	4	169,58	173,547	0,97	-177,56	516,72
29	5	3,62	1,509	2,40	0,60	6,64*
29	6	1,59	3,418	0,46	-5,24	8,43*
29	7	-71,19	62,578	-1,13	-196,36	53,98*
30	1	0,58	0,082	7,14	0,42	0,75
30	2	-54,96	141,003	-0,38	-337,01	227,08*

Obser- vação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Con- fiança ao Nível de Confiança a 95%	
30	3	0,01	0,017	0,93	-0,01	0,05
30	4	229,25	221,298	1,03	-213,41	671,91
30	5	6,75	2,366	2,85	2,02	11,48
30	6	0,66	1,452	0,45	-2,23	3,57*
30	7	-7,27	5,977	-1,21	-19,23	4,67*
31	1	0,66	0,093	7,10	0,47	0,85
31	2	-56,35	144,540	-0,38	-345,47	232,76*
31	3	0,00	0,002	0,82	0,00	0,00
31	4	210,54	214,292	0,98	-218,10	639,19
31	5	4,35	1,734	2,50	0,88	7,82*
31	6	1,29	2,745	0,47	-4,19	6,78*
31	7	-3,46	2,922	-1,18	-9,30	2,38*
32	1	0,61	0,078	7,85	0,45	0,77
32	2	-50,13	127,686	-0,39	-305,54	205,27*
32	3	0,02	0,026	0,95	-0,02	0,07
32	4	145,95	142,687	1,02	-139,46	431,37
32	5	3,10	1,254	2,47	0,59	5,61*
32	6	0,96	2,060	0,46	-3,15	5,08*
32	7	-2,61	2,082	-1,25	-6,78	1,54*
33	1	0,63	0,076	8,31	-0,48	0,79
33	2	-55,01	139,897	-0,39	-334,85	224,82*
33	3	0,01	0,011	0,91	-0,01	0,03
33	4	177,96	176,370	1,00	-174,82	530,76
33	5	1,93	0,840	2,30	0,25	3,61*
33	6	1,45	3,073	0,47	-4,69	7,59*
33	7	-2,07	1,675	-1,23	-5,42	1,27*
34	1	0,57	0,074	7,76	0,42	0,72

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
34	2	-40,93	104,349	-0,39	-249,66	167,79
34	3	0,01	0,014	0,93	-0,01	0,04
34	4	115,69	112,139	1,03	-108,61	340,00
34	5	4,36	1,654	2,63	1,05	7,67*
34	6	0,53	1,175	0,45	-1,81	2,88*
34	7	-1,12	0,891	-1,25	-2,90	0,66
35	1	0,72	0,113	6,38	0,49	0,94
35	2	-50,87	127,878	-0,39	-306,66	204,92*
35	3	0,02	0,029	0,96	-0,03	0,08
35	4	832,29	784,264	1,06	-736,46	2401,06*
35	5	1,00	0,466	2,15	0,07	1,94*
35	6	1,51	3,221	0,47	-4,92	7,96*
35	7	-29,72	24,694	-1,20	-79,12	19,66*
36	1	0,64	0,093	6,93	0,45	0,83
36	2	-36,69	92,526	-0,39	-221,77	148,38
36	3	0,03	0,030	0,97	-0,03	0,09
36	4	104,10	101,686	1,02	-99,29	307,51
36	5	1,35	0,616	2,19	0,11	2,58*
36	6	0,84	1,815	0,46	-2,78	4,48*
36	7	-0,88	0,691	-1,28	-2,27	0,49
37	1	0,52	0,076	6,91	0,37	0,68
37	2	-33,72	84,320	-0,40	-202,39	134,93
37	3	0,01	0,017	0,95	-0,01	0,05
37	4	247,66	234,493	1,05	-221,38	716,72
37	5	4,56	1,729	2,63	1,10	8,01
37	6	0,98	2,096	0,46	-3,21	5,17*
37	7	-2,54	2,051	-1,23	-6,64	1,55*

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
38	1	0,50	0,096	5,21	0,31	0,69
38	2	-87,98	227,695	-0,38	-543,44	367,47*
38	3	0,02	0,022	0,93	-0,02	0,06
38	4	256,54	250,939	1,02	-245,40	758,50
38	5	10,59	3,650	2,90	3,29	17,89
38	6	0,98	2,168	0,45	-3,34	5,32*
38	7	-13,82	11,783	-1,17	-37,39	9,74*
39	1	0,39	0,081	4,82	0,22	0,55
39	2	-42,47	108,698	-0,39	-259,90	174,95
39	3	0,01	0,012	0,92	-0,01	0,03
39	4	119,71	114,282	1,04	-108,88	348,31
39	5	32,54	8,941	3,63	14,65	50,42
39	6	0,53	1,181	0,45	-1,82	2,90*
39	7	-0,35	0,278	-1,27	-0,91	0,20
40	1	0,52	0,099	5,24	0,32	0,72
40	2	-66,54	171,820	-0,38	-410,23	277,14*
40	3	0,02	0,024	0,94	-0,02	0,07
40	4	131,21	129,846	1,01	-128,51	390,94
40	5	10,58	3,613	2,92	3,35	17,81
40	6	0,60	1,333	0,45	-2,06	3,27*
40	7	-11,11	9,526	-1,16	-30,16	7,94*
41	1	0,59	0,090	6,57	0,41	0,77
41	2	-56,82	145,036	-0,39	-346,94	233,28*
41	3	0,02	0,023	0,95	-0,02	0,06
41	4	164,47	160,913	1,02	-157,39	486,35
41	5	2,68	1,118	2,40	0,45	4,92*
41	6	0,91	1,980	0,46	-3,04	4,87*

Obser- vação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Con- fiança ao Nível de Confiança a 95%	
41	7	-3,88	3,188	-1,21	-10,26	2,49*
42	1	0,47	0,091	5,15	0,28	0,65
42	2	-90,53	231,983	-0,39	-554,57	373,49*
42	3	0,02	0,026	0,96	-0,02	0,07
42	4	281,94	273,854	1,02	-265,84	829,73
42	5	4,57	1,874	2,44	0,82	8,32*
42	6	2,16	4,632	0,46	-7,09	11,43*
42	7	-2,59	2,115	-1,22	-6,83	1,63*
43	1	0,57	0,110	5,13	0,34	0,79
43	2	-65,39	166,267	-0,39	-397,97	267,19*
43	3	0,02	0,025	0,94	-0,02	0,07
43	4	128,91	131,557	0,97	-134,24	392,06
43	5	3,89	1,614	2,41	0,66	7,12*
43	6	1,52	3,257	0,46	-4,99	8,03*
43	7	-28,66	25,545	-1,12	-79,76	22,42*
44	1	0,58	0,087	6,63	0,40	0,75
44	2	-63,30	161,660	-0,39	-386,67	260,06*
44	3	0,00	0,010	0,89	-0,01	0,03
44	4	266,49	264,839	1,00	-263,26	796,25
44	5	7,17	2,554	2,80	2,06	12,28
44	6	1,27	2,723	0,46	-4,17	6,71*
44	7	-25,84	22,427	-1,15	-70,70	19,02*
45	1	0,82	0,107	7,63	0,60	1,03
45	2	-56,91	145,691	-0,39	-348,33	234,51*
45	3	0,00	0,005	0,88	0,00	0,01
45	4	583,98	562,827	1,03	-541,83	1709,81*
45	5	0,67	0,324	2,08	0,02	1,32*

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
45	6	0,84	1,816	0,46	-2,79	4,47*
45	7	-6,51	5,364	-1,21	-17,24	4,21*
46	1	0,67	0,121	5,55	0,43	0,91
46	2	-153,18	402,331	-0,38	-957,97	(51,59)*
46	3	0,01	0,016	0,89	-0,01	0,04
46	4	125,58	132,147	0,95	-138,74	389,91
46	5	2,64	1,178	2,24	0,28	5,00*
46	6	2,21	4,731	0,46	-7,24	11,68*
46	7	-14,40	12,412	-1,16	-39,23	10,42*
47	1	0,49	0,081	6,09	0,33	0,66
47	2	-36,06	89,892	-0,40	-215,87	143,75
47	3	0,01	0,011	0,90	-0,01	0,03
47	4	75,74	77,382	0,97	-79,04	230,53
47	5	7,35	2,780	2,64	1,78	12,91
47	6	2,10	4,366	0,48	-6,63	10,83*
47	7	-2,46	2,086	-1,18	-6,64	1,70*
48	1	0,51	0,077	6,57	0,35	0,66
48	2	-44,37	111,679	-0,39	-267,76	179,01
48	3	0,01	0,013	0,93	-0,01	0,03
48	4	391,30	369,999	1,05	-348,80	1131,41
48	5	6,20	2,244	2,76	1,71	10,69
48	6	1,20	2,578	0,46	-3,95	6,36*
48	7	-4,90	4,031	-1,21	-12,96	3,16*
49	1	0,39	0,096	4,10	0,20	0,59
49	2	-155,26	400,662	-0,38	-956,71	646,17*
49	3	0,02	0,025	0,93	-0,02	0,07
49	4	412,71	411,790	1,00	-410,99	1236,41*

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
49	5	12,41	4,752	2,61	2,90	21,91
49	6	5,13	10,859	0,47	-16,59	26,85*
49	7	-11,85	10,253	-1,15	-32,36	8,65*
50	1	0,57	0,126	4,56	0,32	0,83
50	2	-64,11	161,152	-0,39	-386,46	258,23*
50	3	0,03	0,040	0,98	-0,04	0,11
50	4	1360,57	1276,589	1,06	-1192,98	3914,13*
50	5	2,87	1,218	2,36	0,44	5,31*
50	6	1,80	3,882	0,46	-5,95	9,57*
50	7	-218,10	194,709	-1,12	-607,58	171,36*
51	1	0,61	0,083	7,37	0,45	0,78
51	2	-60,86	155,018	-0,39	-370,95	249,21*
51	3	0,00	0,009	0,90	-0,01	0,02
51	4	176,20	176,646	0,99	-177,14	529,54
51	5	2,41	1,029	2,34	0,35	4,46*
51	6	1,61	3,419	0,47	-5,22	8,45*
51	7	-3,65	3,036	-1,20	-9,72	2,42
52	1	0,58	0,093	6,25	0,39	0,77
52	2	-74,53	192,552	-0,38	-459,69	310,62*
52	3	0,01	0,019	0,94	-0,02	0,05
52	4	159,06	155,998	1,01	-152,98	471,10
52	5	2,69	1,136	2,37	0,42	4,97*
52	6	0,85	1,861	0,45	-2,87	4,57*
52	7	-1,89	1,531	-1,23	-4,96	1,16*
53	1	0,53	0,087	6,15	0,36	0,71
53	2	-69,49	177,455	-0,39	-424,46	285,46*
53	3	0,02	0,025	0,96	-0,02	0,07

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
53	4	313,06	300,210	1,04	-287,44	913,57
53	5	3,70	1,492	2,48	0,72	6,69*
53	6	1,40	3,027	0,46	-4,64	7,46*
53	7	-3,84	3,108	-1,23	-10,06	2,37*
54	1	0,64	0,087	7,45	0,47	0,82
54	2	-44,12	111,617	-0,39	-267,39	179,14
54	3	0,01	0,012	0,91	-0,01	0,03
54	4	157,75	156,875	1,00	-156,04	471,54
54	5	2,41	1,004	2,40	0,40	4,42*
54	6	0,92	1,995	0,46	-3,06	4,92*
54	7	-8,61	7,335	-1,17	-23,28	6,05*
55	1	0,48	0,083	5,81	0,31	0,65
55	2	-77,33	198,985	-0,38	-475,37	320,69*
55	3	0,01	0,016	0,94	-0,01	0,04
55	4	255,23	244,552	1,04	-233,94	744,41
55	5	5,10	1,994	2,56	1,11	9,09
55	6	1,23	2,669	0,46	-4,10	6,57*
55	7	-1,01	0,801	-1,26	-2,61	0,58
56	1	0,56	0,103	5,44	0,35	0,76
56	2	-38,52	96,967	-0,39	-232,48	155,43
56	3	0,05	0,051	0,99	-0,05	0,15
56	4	71,43	71,585	0,99	-71,75	214,62
56	5	4,47	1,782	2,50	0,90	8,03*
56	6	0,85	1,848	0,46	-2,83	4,55*
56	7	-8,30	7,065	-1,17	-22,43	5,82*
57	1	0,52	0,084	6,24	0,35	0,69
57	2	-66,21	168,133	-0,39	-402,52	270,10*

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
57	3	0,01	0,018	0,93	-0,01	0,05
57	4	286,15	279,148	1,02	-272,22	844,53
57	5	4,37	1,732	2,52	0,90	7,83*
57	6	1,93	4,101	0,47	-6,27	10,13*
57	7	-5,53	4,580	-1,20	-14,69	3,63*
58	1	0,45	0,081	5,63	0,29	0,62
58	2	-66,40	170,501	-0,38	-407,45	274,65*
58	3	0,01	0,012	0,91	-0,01	0,03
58	4	125,49	124,205	1,01	-122,95	373,94
58	5	11,00	3,815	2,88	3,37	18,63
58	6	1,09	2,381	0,46	-3,66	5,86*
58	7	-1,55	1,283	-1,21	-4,12	1,01
59	1	0,53	0,097	5,51	0,34	0,73
59	2	-64,23	164,421	-0,39	-393,13	264,65*
59	3	0,02	0,024	0,96	-0,02	0,07
59	4	151,85	149,062	1,01	-146,31	450,02
59	5	3,37	1,397	2,41	0,58	6,17*
59	6	0,94	2,061	0,45	-3,17	5,06*
59	7	-3,28	2,729	-1,20	-8,74	2,17*
60	1	0,50	0,084	5,98	0,33	0,67
60	2	-95,88	247,701	-0,38	-591,36	399,58*
60	3	0,01	0,014	0,92	-0,01	0,04
60	4	365,39	351,469	1,03	-337,64	1068,44
60	5	4,93	1,936	2,54	1,05	8,80*
60	6	1,64	3,534	0,46	-5,42	8,71*
60	7	-2,00	1,597	-1,25	-5,19	1,19*
61	1	0,57	0,119	4,79	0,33	0,81

Observação	Variável	Produto Marginal	Desvio Padrão	Teste t	Intervalo de Confiança ao Nível de Confiança a 95%	
61	2	-230,01	610,003	-0,37	-1450,20	990,17*
61	3	0,02	0,024	0,92	-0,02	0,07
61	4	338,39	341,329	0,99	-344,36	1021,16
61	5	3,86	1,667	2,31	0,52	7,19*
61	6	2,45	5,295	0,46	-8,14	13,04*
61	7	-9,69	8,087	-1,19	-25,87	6,47*
62	1	0,53	0,111	4,82	0,31	0,75
62	2	-187,01	492,580	-0,37	-1172,32	798,28*
62	3	0,01	0,016	0,92	-0,01	0,04
62	4	1531,73	1435,991	1,06	-1340,67	4404,15*
62	5	5,01	2,001	2,50	1,00	9,01*
62	6	1,73	3,792	0,45	-5,85	9,31*
62	7	-14,67	12,067	-1,21	-38,81	9,45*
63	1	0,59	0,129	4,58	0,33	0,85
63	2	-205,49	546,875	-0,37	-1299,41	888,41*
63	3	0,01	0,013	0,91	-0,01	0,04
63	4	427,47	421,105	1,01	-414,85	1269,81*
63	5	2,02	0,935	2,16	0,15	3,89*
63	6	1,26	2,799	0,45	-4,33	6,86*
63	7	-3,14	2,587	-1,21	-8,32	2,02*
64	1	0,71	0,102	6,97	0,50	0,91
64	2	-42,54	107,116	-0,39	-256,80	171,72
64	3	0,01	0,015	0,93	-0,01	0,04
64	4	341,14	331,535	1,02	-322,02	1004,31
64	5	1,41	0,622	2,27	0,16	2,66*
64	6	0,91	1,971	0,46	-3,02	4,86*
64	7	-25,75	22,143	-1,16	-70,04	18,54*

* O intervalo de confiança contém o preço do fator.

Tabela 2 - Preços dos Fatores de Produção Usados no Ajustamento Feito por TOLLINI (1964).

Fatores	Preços (Cr\$)
X_1 = Valor do rebanho	1,08
X_2 = Mão-de-obra	190,00
X_3 = Terras	1,08
X_4 = Alimentação nas secas	1.150,00
X_5 = Benfeitorias	1,08
X_6 = Equipamentos	1,10
X_7 = Assistência sanitária	1,15

Tal tabela mostra que, na maior parte dos casos, o VP_{Ma} não difere, estatisticamente, do seu respectivo preço; os intervalos de confiança são extremamente amplos, como é o caso, por exemplo, dos VP_{Ma} das variáveis X_2 e X_7 na 1ª observação, cujos respectivos intervalos são (- Cr\$ 915,92 a Cr\$ 623,22) e (- Cr\$ 174,27 a Cr\$ 45,23) — cumpre lembrar que o preço de X_2 é de Cr\$ 190,00 e de X_7 Cr\$ 1,15.

Nestas condições, as conclusões que podem ser tiradas desses resultados são restritas.

8. ~~INTERVALO DE CONFIANÇA DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO COBB-DOUGLAS~~

"Felizes os jovens que podem ser
filósofos sem deixar de viver a
vida de seu tempo"

(Louis Raguey)

Constata-se que os estudos empíricos não têm apresen-
tado o intervalo de confiança dos parâmetros. Diante disso, tivemos
o cuidado de complementar alguns trabalhos procedendo da seguinte
maneira:

- 1ª) Alguns estudos foram selecionados ao acaso.
- 2ª) Os intervalos foram determinados a partir das informações
contidas nos trabalhos que, em geral, não trazem explícito o valor
do desvio padrão, mas o valor do teste t .
- 3ª) Utilizou-se o nível de confiança de 95% pelas seguintes ra-
zões:
 - a) É o valor utilizado em experimentação agrícola;
 - b) Para o extensionista, que difunde os resultados das pes-
quisas;

quisas, é preferível cometer o erro tipo II — não rejeitar que $P_{Ma_{ij}} = P_i/P_y$ quando na verdade $P_{Ma_{ij}} \neq P_i/P_y$ — a praticar o tipo I — rejeitar que $P_{Ma_{ij}} = P_i/P_y$ quando na verdade $P_{Ma_{ij}} = P_i/P_y$. Se cometer o erro tipo II nada de novo será feito e ainda poderá redimir-se com os resultados de novas pesquisas. Se, porém, efetuar o tipo I, além de prejudicar o agricultor, ficará desacreditado.

4ª) O intervalo de confiança foi estimado pela fórmula

$$b_i - t_0 s_i < \beta_i < b_i + t_0 s_i .$$

Os resultados encontram-se na Tabela 3.

É fácil verificar que, nos resultados apresentados em tais tabelas, mais de 50% dos parâmetros estimados não são, estatisticamente, diferentes de zero — o intervalo de confiança contém o valor zero. Se b_i não for, estatisticamente, diferente de zero as inferências sobre a relação entre Y e X_i serão mínimas.

Considerando, por outro lado, que os parâmetros deveriam estar compreendidos no intervalo $[0, 1]$, uma simples observação dos resultados é suficiente para que se conclua serem os intervalos de confiança bastante amplos.

Tomemos, por exemplo, o trabalho de Crócomo (Tabela 3.12). Dos dez parâmetros estimados, oito não são, estatisticamente diferentes de zero. O intervalo de confiança do parâmetro β_i é de

~~[0,270 a 1,001]~~.

Tomemos outro trabalho como, por exemplo, o de Camargo (Tabela 3.11). Cinco dos sete parâmetros estimados não diferem, estatisticamente, de zero e o intervalo de confiança de β_2 é de [0,068 a 0,383]. O limite superior é cinco vezes maior que o inferior.

Tabela 3 - Intervalo de Confiança, a 95%, dos Parâmetros das Funções de Produção Estimadas por:

Tabela 3.1 - JUNQUEIRA (1962) - Fumo.

Variáveis	Modelo-Fumo
	0,3660
X_1 = Terra	0,5942
	0,8224
	0,1326
X_4 = Fertilizantes	0,3371
	0,5415
	-1,5412
X_6 = Trabalho animal	0,0688*
	1,6788
F	-
R^2	0,7554
GL	52
t	2,0000

Tabela 3.2 - TEIXEIRA FILHO (1964).

Variáveis	Modelo-Agregada	
	Caratinga	Ituiutaba
X_1 = Terra em cultura	-0,0980	0,1377
	0,0487*	0,2386
	0,1954	0,3395
X_2 = Terra em pastagens	-0,1879	0,0269
	-0,0714*	0,1710
	0,0451	0,3151
X_3 = Mão-de-obra	0,1443	0,1974
	0,3706	0,3999
	0,5968	0,6024
X_4 = Benfeitorias	-0,0304	-0,0241
	0,1258*	0,0556*
	0,2820	0,1353
X_5 = Equipamentos	-0,1584	-0,0354
	-0,0861	0,0063*
	-0,0137	0,0480
X_6 = Animais produtivos	0,1262	-0,0156
	0,1897	0,0422*
	0,2531	0,1000
X_7 = Animais de trabalho	-0,0666	-0,0316
	-0,0138*	0,0004*
	0,0390	0,0324
X_8 = Despesas de custeio	0,4219	0,0673
	0,5821	0,1872
	0,7422	0,3071
F	-	-
R ²	0,8900	0,8086
GL	83	91
t	1,9799	1,9800

Tabela 3.3 - TOLLINI (1964) - Leite.

Variáveis	Modelo-Leite
X_1 = Valor do rebanho	0,53
	0,71
	0,89
X_2 = Mão-de-obra	-0,24
	-0,04*
	0,16
X_3 = Terras	-0,06
	0,06*
	0,18
X_4 = Alimentação nas secas	-0,03
	0,05*
	0,13
X_5 = Benfeitorias	0,03
	0,13
	0,23
X_6 = Equipamentos	-0,11
	0,03*
	0,17
X_7 = Assistência sanitária	-0,09
	-0,03*
	0,03
F	-
R ²	0,79
GL	57
t	2,00

Tabela 3.4 - ENGLER (1968) - Agregada

Variáveis	Modelo-Agregada		
	VI Itapetininga	VI Guareí	VI Itapetininga + Guareí
X_1 = Terra com cultura	0,035 0,097 0,158	0,007 0,084 0,160	0,047 0,093 0,139
X_2 = Terra em pastagem	-0,167 -0,043* 0,081	-0,206 -0,097* 0,012	-0,119 -0,039* 0,041
X_3 = Trabalho	-0,232 0,025* 0,282	0,034 0,329 0,624	-0,128 0,051* 0,230
X_6 = Capital em animais produtivos	0,209 0,392 0,574	-0,009 0,245* 0,499	0,225 0,355 0,484
X_7 = Capital em animais de trabalho	-0,039 0,131* 0,301	-0,128 0,126* 0,380	-0,002 0,121* 0,244
X_8 = Despesas de custeio	0,122 0,263 0,403	0,159 0,377 0,595	0,174 0,277 0,379
F_2	20,941	29,692	45,048
R^2	0,6422	0,7912	0,8279
GL	70	47	127
t	1,9800	2,0000	1,9700

Tabela 3.5 - ARAÚJO (1969) - Agregada.

Variáveis	Modelo-Agregada	
	Usuários VI	Usuários I
		0,184
X_1 = Terra explorada	-	0,412
		0,640
		-0,911
X_2 = Trabalho da família	-	-0,471
		-0,031
	-0,079	
X_3 = Despesas de custeio	0,175*	-
	0,429	
	0,208	
X_4 = Capital em animais e máquinas	0,512	-
	0,816	
		0,021
X_5 = Crédito para custeio e investimento	-	0,217
		0,413
F	35,435	17,469
R^2	0,606	0,538
GL	46	45
t	2,000	2,000

Tabela 3.6 - BISERRA (1971) - Guaira, Milho.

Variáveis	Modelo - Milho, Guaira	
	II	IV
		0,8326
X_1 = Área cultivada (ha)	-	1,0305
		1,2283
	0,0076	
X_3 = Fertilizantes (Cr\$)	0,1177	-
	0,2277	
	0,0886	-0,1382
X_4 = Sementes (Cr\$)	0,2593	-0,0175*
	0,4299	0,1032
	0,1660	-0,0427
X_6 = Despesas de custeio (Cr\$)	0,2855	0,0454*
	0,4049	0,1335
	-0,0155	-0,0220
X_7 = Educação formal (anos)	0,1192*	0,0612*
	0,2539	0,1444
F	47,5926	149,6643
R^2	0,7634	0,9103
GL	59	59
t	2,0003	2,0003

Tabela 3.7 - BISERRA (1971) - Jardinópolis, Milho.

Variáveis	Modelo-Milho Jardinópolis	
	VII	XII
X_1 = Área cultivada (ha)	0,7244 0,8341 0,9437	-
X_3 = Fertilizantes (Cr\$)	-	0,0764 0,1960 0,3155
X_4 = Sementes (Cr\$)	-0,0044 0,0510* 0,1064	-0,0116 0,0689* 0,1494
X_6 = Despesas de custeio (Cr\$)	0,0430 0,1079 0,1727	-
X_7 = Educação formal (anos)	-0,0207 0,0269* 0,0745	-0,0629 0,0051* 0,0731
X_8 = Extensão rural (contatos)	-0,0127 0,0404* 0,0935	-0,0508 0,0274* 0,1056
X_9 = Despesas de custeio + mão-de-obra (Cr\$) -		0,6206 0,8122 1,0037
F_2	288,70	106,84
R^2	0,9549	0,9082
GL	54	54
t	2,0003	2,0003

Tabela 3.8 - NEVES (1972) - Leite.

Variáveis	Modelo-Leite	
	Estação seca	Estação chuvosa
$X_{1.5}$ = Área com capineira	-	0,0458
		0,2975
		0,5491
X_5 = Tamanho do rebanho	0,1323	0,3530
	0,4430	0,6077
	0,7536	0,8623
$X_{6.2}$ = Alimentação	0,0008	-
	0,1203	-
	0,2397	-
$X_{7.2}$ = Força de trabalho	0,0132	-
	0,2432	-
	0,4732	-
X_8 = Despesas veterinárias	-0,0796	0,0025
	0,1267*	0,1828
	0,3330	0,3630
X_9 = Grau de sangue	-0,0075	0,0182
	0,1105*	0,1427
	0,2285	0,2672
F	30,575	36,908
R^2	0,8009	0,7910
GL	38	39
t	2,0211	2,0211

Tabela 3.9 - PINHEIRO (1972) - Produção Pecuária.

Variáveis	Modelo	
	IX	X
X_2 = Pastagem artificial	-0,078 0,014* 0,106	-0,044 0,042* 0,128
X_3 = Mão-de-obra familiar	-0,036 0,024* 0,084	-
X_4 = Mão-de-obra assalariada	0,015 0,083 0,151	-
X_5 = Alimentação do rebanho	0,047 0,163 0,279	0,041 0,163 0,285
X_6 = Assistência sanitária	0,023 0,121 0,219	-0,007 0,097* 0,201
X_7 = Rebanho	0,427 0,651 0,875	0,407 0,637 0,867
X_{12} = Mão-de-obra	-	-0,097 0,124* 0,344
X_{15} = Nível de escolaridade	-	-0,020 0,124* 0,268
F	57,57	54,85
R ²	0,867	0,861
GL	53	53
t	2,0003	2,0003

Tabela 3.10 - NORONHA (1973) - Agregada.

Variáveis	Modelo "Cattle farms"	
	I	II
X_1 = Terra	-0,0678	-0,0415
	0,0448*	0,0769*
	0,1574	0,1953
X_2 = Trabalho	-0,0115	-0,0284
	0,2007*	0,1969*
	0,4129	0,4222
X_3 = Investimentos de capital	0,5938	
	0,8148	-
	1,0357	
X_4 = Despesas de operação	-0,1642	
	-0,0003*	-
	0,1636	
X_5 = Capital		0,6027
	-	-0,7388
		0,8748
F	70,61	84,00
R^2	0,82	0,80
GL	62	63
t	1,98	1,98

Tabela 3.11 - CAMARGO (1974).

Variáveis	Modelo	
	Algodão VII	Soja VI
X_1 = Área cultivada	-0,0479	-0,2892
	0,0294*	-0,1575
	0,1067	-0,0257
X_2/X_1 = Trabalho humano	0,0685	-0,1547
	0,2261	-0,0147*
	0,3836	0,1253
X_3/X_1 = Dias-máquinas	-0,0433	-0,0648
	-0,0043*	0,1752*
	0,0347	0,4152
X_5/X_1 = Fertilizantes	-0,0784	0,3709
	0,1745*	0,6020
	0,4274	0,8331
X_6/X_1 = Defensivos	-0,0602	-
	0,0445*	-
	0,1492	-
X_8/X_1 = Sementes	-0,1697	-
	0,0745*	-
	0,3187	-
X_9 = Número de pulverizações	0,0444	-
	0,0848	-
	0,1251	-
X_9 = Variedade	-	0,0779
	-	0,2036
	-	0,3292
X_{10} = Variedade	-	-0,0997
	-	0,0047*
	-	0,1091
F	5,89	10,79
R ²	0,433	0,5900
GL	54	45
t	2,0003	2,0003

Tabela 3.12 - CRÓCOMO (1974)

Variáveis	Modelo	
	Soja Total	Milho Total
X_1 = Área plantada	0,2665	0,3293
	0,6359	0,6521
	1,0052	0,9748
X_2 = Sementes	-0,0553	-0,1582
	0,2305*	0,1615*
	0,5163	0,4812
X_3 = Mão-de-obra	-0,1445	-0,0490
	-0,0368*	0,0521*
	0,0709	0,1532
X_4 = Fertilizantes	-0,0312	-0,0491
	0,1720*	0,0018*
	0,3752	0,0527
X_5 = Defensivos	-0,0419	-0,0112
	-0,0138*	0,0067*
	0,0143	0,0246
X_6 = Gastos com Máquinas	-0,1947	-0,0210
	-0,0335*	0,0211*
	0,1277	0,0632
X_7 = Despesas gerais	-0,0816	-0,0134
	-0,0008*	0,0499*
	0,0800	0,1132
X_8 = Máquinas e equipamentos	-0,0253	0,0066
	0,0420*	0,0403
	0,1093	0,0739
X_9 = Animais de trabalho	-0,0455	-0,0340
	-0,0233	-0,0089*
	-0,0010	0,0162

(continuação 3.12)

Variáveis	Modelo	
	Soja Total	Milho Total
X_{10} = Benfeitorias	-0,0243	-0,0090
	-0,0046*	0,0096*
	0,0151	0,0282
F	72,8288	152,99
R ²	0,9479	0,9467
GL	51	86
t	2,0211	1,9800

Tabela 3.13 - NORONHA (1974) - Leite.

Variáveis	Modelo
	Total IV
$X_1 = \text{Pastagens}$	0,0697 0,1833 0,2967
$X_2 = \text{Mão-de-obra}$	0,2739 0,4707 0,6675
$X_3 = \text{Benfeitorias}$	0,0252 0,1493 0,2734
$X_4 = \text{Despesas veterinárias}$	-0,0031 0,0873* 0,1777
$X_5 = \text{Alimentação suplementar}$	0,1385 0,2127 0,2869
$X_6 = \text{Rebanho}$	- - -
F	104,95
R^2	0,82
GL	116
t	1,98

Tabela 3.14 - PONS (1975).

Variáveis	Modelo V
	0,294
X_3 = Mão-de-obra assalariada	0,143*
	0,580
	0,290
X_{18} = Ventres bovinos + gado reprodutor	0,573
	0,855
	0,011
X_{19} = Ventres ovinos + gado ovino reprodutor	0,064
	0,116
F	44,010
R^2	0,8355
GL	26
t	2,055

(1) A linha superior dá o limite inferior e a inferior, o superior do intervalo de confiança do parâmetro.

(*) O intervalo de confiança contém o valor zero.

Na estimativa de Neves (Tabela 3-8) o intervalo de confiança de β_5 é de 0,132 a 0,753.

A não-significância do teste t e a grande amplitude do intervalo de confiança dos parâmetros, além de estimativas com sinal negativo indicam que pouca confiança se deve colocar nestes resultados.

Outro fato interessante a ser lembrado é o erro de especificação que se constata nos trabalhos de função de produção. Este erro ocorre devido, principalmente, à manipulação de variáveis, pois as variáveis são retiradas ou adicionadas sem levar-se em consideração o processo produtivo.

No trabalho de Junqueira não foi incluída a variável mão-de-obra que é um insumo indispensável para a produção e isto faz com que os coeficientes sejam tendenciosos.

No trabalho de Engler não foram incluídas as variáveis benfeitorias nem máquinas. No de Araújo (1969) - ajustamento VI - a função de produção não inclui a variável terra.

9. INTERVALO DE CONFIANÇA DO PRODUTO MARGINAL

"Ser poeta — é compreender os
sentimentos alheios e pelos
outros sofrer!"

(Cornélio Pires)

Neste capítulo temos por objetivo refazer alguns trabalhos empíricos, a partir dos dados originais, para estimar o intervalo de confiança do produto físico marginal (ou valor do produto físico marginal) e, para aloçá-lo, procedemos da seguinte forma:

1ª) Selecionaram-se oito trabalhos empíricos, levando em conta, apenas o fato de conterem ou não os dados originais.

2ª) Utilizou-se o nível de confiança de 95% pelas mesmas razões apresentadas no capítulo anterior.

3ª) O intervalo de confiança do produto físico marginal foi estimado para o ponto correspondente à média geométrica de X_i e Y , ou seja, onde

$$P\text{Ma}_i = b_i \sqrt{\frac{\prod_j Y_j}{\prod_j X_{ij}}} .$$

Reconhecemos que este ponto é inadequado, visto que o intervalo de confiança deveria ser estimado para cada variável e para cada propriedade, como se fez no Capítulo 7 com o trabalho de TOLLINI (1964), porém, como o objetivo deste capítulo é verificar a precisão das estimativas do produto marginal, a fórmula anterior pode ser utilizada.

4^a) O intervalo de confiança foi estimado conforme a fórmula abaixo

$$\hat{P}\text{Ma}_i - t_0 s_i < P\text{Ma}_i < \hat{P}\text{Ma}_i + t_0 s_i ,$$

onde, $\hat{P}\text{Ma}_i$ é a estimativa do produto físico marginal, t_0 é o valor crítico de t , e s_i é o desvio padrão de $\hat{P}\text{Ma}_i$.

A estimativa da variância do $\hat{P}\text{Ma}_i$ foi obtida através da fórmula abaixo:

$$V(\hat{P}\text{Ma}_i) = \frac{Z_0^2}{V_{io}^2} \left[\frac{b_i^2}{n} + (b_i x_0 + l_i)(X'X)^{-1}(b_i x_0 + l_i)' \right] s^2 \quad (9.1)$$

As justificativas e os esclarecimentos sobre este estimador se encontram no Apêndice 1.

5ª) Quando nos dados originais dos trabalhos ~~empíricos encontra~~
~~ram-se~~ valores iguais a zero, estes foram substituídos por constan-
tes.

6ª) Os resultados que encontramos ao refazer os trabalhos empí-
ricos nem sempre coincidiram com os originais. Isto se deve princi-
palmente a: a) erros de aproximação; b) substituição do valor zero
por constantes distintas das utilizadas pelos autores das pesquisas,
que, em geral, não fazem qualquer citação sobre o assunto.

7ª) Os cálculos foram feitos no computador do Departamento de
Matemática e Estatística da ESALQ ⁽¹⁾, através do programa "Função
de Produção Cobb-Douglas" desenvolvido especificamente para este
fim.

Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Tais resultados mostram, claramente, que o intervalo
de confiança, para o produto físico marginal, é bastante amplo.

⁽¹⁾ Alguns cálculos foram efetuados no computador IBM 1130 do Cen-
tro de Processamento de Dados da Faculdade de Ciências Médicas e Bio-
lógicas de Botucatu.

Tabela 4 - Intervalo de Confiança, a 95%, do Valor do Produto Físico Marginal do Fator X_i no Ponto (\bar{Y}, \bar{X}_i) da Função de Produção Cobb-Douglas Estimada a Partir dos Dados do Trabalho de:

Tabela 4.1 - JUNQUEIRA (1962) - Modelo: Fumo, Ubá.

Variável	PMa_i arr. ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P_i/P_y
X_1 = Terra	15,11	3,317	8,476	21,748	-
X_2 = Fertilizante	0,01	0,005	0,000	0,015	-
X_6 = Máquinas(dias)	0,48	0,405	-0,328	1,292	-

valor de t utilizado = 2,0003

Tabela 4.2 - TOLLINI (1964) - Modelo: Leite, Leopoldina.

Variável	$VPMa_i$ Cr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P_i
X_1 = Rebanho	0,59	0,082	0,432	0,762	1,08
X_2 = Mão-de-obra	-66,56	170,358	-407,336	274,199	190,00*
X_3 = Terra	0,01	0,017	-0,019	0,052	1,08
X_4 = Alim.na seca	282,07	274,301	-266,606	830,762	1150,00
X_5 = Benfeitorias	3,69	1,453	0,788	6,602	1,08*
X_6 = Equipamentos	1,17	2,523	-3,874	6,220	1,10*
X_7 = Assist.sanit.	-7,88	6,506	-20,899	5,129	1,15*

valor de t utilizado = 2,0003

Tabela 4.3 - ENGLER (1968) - Modelos Agregada, Itapetininga, ajustamento 6⁽¹⁾.

Variável	VPMa _i NCr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₁ = Terra o/cult.	55,67	19,322	17,130	94,219	36,00*
X ₂ = Terra em past.	-3,01	4,372	-11,732	5,709	36,00
X ₃ = Trabalho	0,14	0,357	-0,569	0,855	2,00
X ₆ = Anim.produt.	0,51	0,128	0,255	0,766	1,12
X ₇ = Anim.de trab.	9,35	6,569	-3,748	22,461	1,12*
X ₈ = Desp.de cust.	1,81	0,526	0,763	2,864	1,18*

Valor de t utilizado = 1,9948

Tabela 4.4 - ENGLER (1968) - Modelos Agregada, Guareí, ajustamento 6⁽¹⁾.

Variável	VPMa _i NCr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₁ = Terra o/cult.	28,11	13,116	1,876	54,351	36,00*
X ₂ = Terra em past.	-8,95	4,689	-18,340	0,421	36,00
X ₃ = Trabalho	0,77	0,352	0,070	1,480	2,00
X ₆ = Anim.produt.	0,23	0,096	0,036	0,423	1,12
X ₇ = Anim.de trab.	7,18	6,594	-6,005	20,376	1,12*
X ₈ = Desp.de oust.	2,92	0,859	1,201	4,641	1,18

Valor de t utilizado = 2,0003

Tabela 4.5 - ARAÚJO (1969) - Modelo: Agregada, Itapetininga + Guaré, ajustamento 6.

Variável	VPMa _i NCr\$ ¹	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₃ = Desp.de cust.	0,49	0,364	-0,230	1,227	-
X ₄ = Anim.e máq.	0,20	0,062	0,077	0,328	-
Valor do t utilizado = 2,0003					

Tabela 4.6 - ARAÚJO (1969) - Modelo: Agregada, Itapetininga + Guaré, ajustamento 1.

Variável	VPMa _i NCr\$ ¹	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₁ = Terra expl.	13,99	4,126	5,745	22,252	-
X ₂ = Trab.famil.	-903,76	431,295	-1766,482	-41,040	-
X ₅ = Créd.p/cust. e investim.	0,89	0,410	0,068	1,712	-
Valor do t utilizado = 2,0003					

Tabela 4.7 - BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Guaíra, ajustamento II
(¹).

Variável	VPMa Cr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₃ = Fertilizantes (Cr\$)	1,03	0,450	0,133	1,937	1,07*
X ₄ = Sementes (Cr\$)	10,79	3,362	4,069	17,519	1,17
X ₆ = Desp.de cust. (Cr\$)	5,68	1,250	3,187	8,189	1,17
X ₇ = Eduo.formal (ano)	943,37	389,186	164,882	1721,863	-
Valor de t utilizado = 2,0003					

Tabela 4.8 - BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Guaíra, ajustamento V
(¹).

Variável	VPMa Cr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₁ = Área cultiv. (ha)	269,40	42,971	183,447	355,357	87,00
X ₄ = Sementes (Cr\$)	3,53	2,791	-2,049	9,118	1,17*
X ₆ = Desp.de cust. (Cr\$)	2,46	1,058	0,349	4,584	1,17*
X ₇ = Eduo.formal (ano)	648,93	303,518	77,803	1292,058	-
Valor de t utilizado = 2,0003					

Tabela 4.9 - BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Jardinópolis, ajustamento VII (¹).

Variável	VP _{Ma} _i Cr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₁ = Área cultiv. (ha)	365,66	28,117	309,420	421,905	87,00
X ₄ = Sementes (Cr\$)	3,38	1,885	-0,382	7,161	1,17*
X ₆ = Desp.de cust. (Cr\$)	2,71	0,796	1,122	4,307	1,17*
X ₇ = Educ.formal (ano)	142,27	125,949	-109,664	394,208	-
X ₈ = Extens.rural (contato)	77,95	56,249	-34,557	190,472	-

Valor de t utilizado = 2,0003

Tabela 4.10 - BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Jardinópolis, ajustamento XII (¹).

Variável	VP _{Ma} _i Cr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₃ = Fertilizantes (Cr\$)	1,31	0,428	0,461	2,174	1,07*
X ₄ = Sementes (Cr\$)	3,00	2,652	-2,302	8,309	1,07*
X ₇ = Educ.formal (ano)	-4,27	168,908	-342,140	333,595	-
X ₈ = Extens.rural (contato)	72,27	77,429	-82,606	227,157	-
X ₉ = Desp.custeio + mão-de-obra (Cr\$)	6,50	0,763	4,975	8,029	1,17

Valor de t utilizado = 2,0003

Tabela 4.11 - NEVES (1972) - Modelos Leite, estação seca (1).

Variável	P _{M_i} mil litros	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₅ = Rebanho (cabeça)	0,232	0,0818	0,0672	0,3983	-
X _{6.2} = Alimentação (Cr\$)	0,001	0,0006	0,0000	0,0025	-
X _{7.2} = Força trab. (homens/dia)	0,019	0,0093	0,0009	0,0386	-
X ₈ = Desp.veterin. (Cr\$/cabeça)	0,843	0,6804	-0,5321	2,2183	-
X ₉ = Grau de san- gue	6,795	3,6140	-0,5092	14,0995	-

Valor de t utilizado = 2,0211

Tabela 4.12 - NEVES (1972) - Modelos Leite, estação chuvosa (1).

Variável	P _{M_i} mil litros	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X _{1.5} = Área o/cap. (ha)	3,40	1,442	0,489	6,318	-
X ₅ = Rebanho (cabeça)	0,38	0,083	0,217	0,555	-
X ₈ = Desp.veterin. (Cr\$/animal)	1,47	0,722	0,010	2,931	-
X ₉ = Grau de san- gue	10,60	4,628	1,247	19,957	-

Valor de t utilizado = 2,0211

Tabela 4.13 - PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento IX (¹).

Variável	VP _{M_i} Cr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₂ = Past.artif. (ha)	8,08	24,929	-41,777	57,956	-
X ₃ = M.obra fam. (homem/dia)	1,91	2,423	-2,928	6,767	5,79*
X ₄ = M.obra assal. (homem/dia)	6,22	2,570	1,086	11,369	5,79*
X ₅ = Alimentação (Cr\$)	0,85	0,308	0,241	1,475	1,13*
X ₆ = Assist.sanit. (Cr\$)	4,96	2,031	0,899	9,025	1,07*
X ₇ = Rebanho (Cr\$)	1,69	0,313	1,073	2,326	1,15*

Valor de t utilizado = 2,0003

Tabela 4.14 - PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento X (¹).

Variável	VP _{M_i} Cr\$ ⁱ	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i
X ₂ = Past.artif. (ha)	22,25	23,099	-23,954	68,456	-
X ₅ = Alimentação (Cr\$)	0,85	0,317	0,220	1,492	1,13*
X ₆ = Assist.sanit. (Cr\$)	3,86	2,103	-0,343	8,071	1,07*
X ₇ = Rebanho (Cr\$)	1,66	0,315	1,038	2,300	1,15*
X ₁₂ = Mão-de-obra (homem/dia)	1,65	1,511	-1,366	4,682	5,79
X ₁₅ = Escolaridade (ano)	404,68	190,439	23,744	785,616	-

Valor de t utilizado = 2,0003

Tabela 4.15 - CAMARGO (1974) - Modelo: Soja, ajustamento 6 (produtividade).

Variável	VP ₁ 60 kg	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança a 95%		P _i /P _y
X ₁ = Área cultiv.	-	-	-	-	-
X ₂ /X ₁ = Trab.humano	-0,10	0,489	-1,082	0,875	2,833
X ₃ /X ₁ = Dias-máquin.	4,13	2,843	-1,549	9,827	0,242*
X ₅ /X ₁ = Fertilizant.	0,20	0,041	0,124	0,289	1,070
X ₉ e X ₁₀ =	-	-	-	-	-

Valor de t utilizado = 2,0003

(¹) Por razões desconhecidas os resultados que encontramos diferem dos encontrados pelos trabalhos empíricos.

(*) O intervalo de confiança contém o preço do fator.

Tomemos alguns exemplos:

a) Engler (Tabela 4.3)

O intervalo de confiança do VP₁ de terra com cultura (X₁) vai de 17,13 a Cr\$ 94,13. Nestas condições, ainda que o preço da terra varie dentro desse intervalo, não se poderá dizer que ele é diferente do VP₁.

Ora, esta amplitude de variação é muito ampla para ter utilidade prática.

Para o insumo animais de trabalho (X_7) o intervalo de confiança vai de -3,74 a Cr\$ 22,46/Cr\$. Se lembrarmos que o preço do insumo é de Cr\$ 1,12, esta estimativa nada tem de extraordinário.

b) Junqueira (Tabela 4.1)

Neste trabalho, o intervalo para o produto marginal do insumo terra (X_1) é de $[3,31 \text{ a } 8,47]$. Nestas condições, mesmo que a relação de preços — preço do insumo/preço do produto — varie dentro daquele intervalo, não se poderá dizer que o produto marginal é diferente da relação de preços.

c) Camargo (Tabela 4.15)

O intervalo de confiança do PMA do trabalho de máquinas é de $[-1,549 \text{ a } 9,827 \text{ sacos/dia}]$, sendo a relação de preços igual a 0,242 sacos/dia.

Ocorre ainda que os fatos não devem ser vistos em separados. A não significância estatística dos parâmetros, os amplos intervalos de confiança, os parâmetros com sinais negativos e os erros de especificação são indícios de que pouca confiança se pode depositar nos resultados de trabalhos empíricos.

Por exemplo no trabalho de Engler (Tabela 4.3), das seis estimativas feitas para os produtos marginais, três não são, estatisticamente, diferentes de seus respectivos preços (X_1 , X_7 , X_8) e dois dos três parâmetros restantes (b_2 e b_3) não são, estatisticamente,

~~mente diferentes~~ de zero a 95% de confiança. Deve-se ressaltar, ain
da, que neste caso tem-se erro de especificação e a variável depen-
dente é um agregado de produtos distintos.

Nestas condições os resultados das pesquisas preci-
sam ser utilizados com bastante cuidado.

10. AJUSTAMENTO DE EQUAÇÕES LINEARES

"Desgraçado porque poeta e não
poeta porque desgraçado"
(Autor desconhecido)

O coeficiente de determinação indica o quanto os valores observados na variável dependente (Y_j) estão afastados dos estimados (\hat{Y}_j).

Quando todos os valores observados coincidirem com os respectivos estimados ter-se-á $R^2 = 1$. Isto, porém, dificilmente ocorre na prática. Normalmente encontra-se R^2 menores que 1 por várias razões, como por exemplo:

- a) Erros de mensuração;
- b) Influência de variáveis não controladas;
- c) ou mesmo porque o processo não pode ser descrito de forma matemática.

À medida que o R^2 se afasta do valor 1, começam a surgir problemas. Baixo coeficiente de determinação indica que ou a equação obtida é distinta da superfície de produção representativa

do fenômeno produtivo ou que os pontos observados se acham tão dispersos a ponto de se poder traçar várias superfícies que tenham R^2 muito próximos. Neste caso, é preciso recorrer a outras informações, que não as da estatística, para a escolha da equação que represente o processo produtivo. Este fato ocorre com os estudos de função de produção.

Para níveis tão baixos quanto 0,5 é possível traçar outras equações, que não a Cobb-Douglas.

Na Tabela 5, encontram-se os resultados do ajustamento de equações lineares aos mesmos dados e com os mesmos critérios com que foram ajustadas as equações Cobb-Douglas do capítulo anterior.

Tabela 5 - Estimativa da Função de Produção Linear e da Cobb-Douglas, a Partir dos Dados do Trabalho de:

Tabela 5.1 - JUNQUEIRA (1962) - Modelos Fumo, Ubá.

Variáveis	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_1 = Terra	0,610	1,156
X_4 = Fertilizantes	0,330	0,030
X_6 = Máquinas	0,066	0,687
F	54,864	43,559
R^2	0,759	0,715

Tabela 5.2 - TOLLINI (1964) - Modelos Leite, Leopoldina.

Variáveis	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_1 = Rebanho	0,708	0,567
X_2 = Mão-de-obra	-0,039	152,593*
X_3 = Terra	0,057	-0,002*
X_4 = Alimentação na seca	0,045	162,939
X_5 = Benfeitorias	0,131	4,006
X_6 = Equipamentos	0,035	-1,998*
X_7 = Assistência sanitária	-0,033	-0,630
F	29,918	28,920
R^2	0,789	0,783

Tabela 5.3 - ENGLER (1968) - Modelo: Agregada, Itapetininga, ajustamento 6 (1).

Variáveis	Cobb-Douglas b_i (2)	Linear b_i
X_1 = Terra oom cultura	0,095	15,626
X_2 = Terra em pastagem	-0,043	-2,833
X_3 = Trabalho	0,062	-0,319*
X_6 = Animais produtivos	0,395	0,350
X_7 = Animais de trabalho	0,125	-2,882*
X_8 = Despesas de custeio	0,259	1,851
F	20,999	90,693
R^2	0,642	0,886*

(2) As observações com valor zero foram substituídas pela constante 0,001.

Tabela 5.4 - ENGLER (1968) - Modelo: Agregada, Guareí, ajustamento 6 (1).

Variável	Cobb-Douglas $b_i^{(2)}$	Linear b_i
X_1 = Terra com cultura	0,082	-24,160*
X_2 = Terra em pastagem	-0,104	-5,048
X_3 = Trabalho	0,328	-0,097*
X_6 = Animais produtivos	0,267	-0,154*
X_7 = Animais de trabalho	0,136	30,499
X_8 = Despesas de custeio	0,373	6,207
F	30,539	108,384
R^2	0,795	0,932*

(2) As observações com valor zero foram substituídas pela constante 0,001.

Tabela 5.5 - ARAÚJO (1969) - Modelo: Agregada, Itapetininga + Guareí, ajustamento 6.

Variável	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_3 = Despesas de custeio	0,175	1,368
X_4 = Animais e máquinas	0,512	0,356
F	35,435	32,021
R^2	0,606	0,581

Tabela 5.6 - ARAÚJO (1969) - Modelos: Agregada, Itapetininga + Guaré, ajustamento 1.

Variáveis	α	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_1 = Terra explorada		0,412	26,345
X_2 = Trabalho da família		-0,471	-2237,569
X_5 = Crédito para custeio e investimento		0,217	1,163
F		17,469	8,483
R^2		0,538	0,361

Tabela 5.7 - BISERRA (1971) - Modelos: Milho, Guaíra, ajustamento II (1).

Variáveis		Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_3 = Fertilizantes		0,1189	1,1313
X_4 = Sementes		0,2499	1,9268
X_6 = Despesas de custeio		0,2741	9,7228
X_7 = Educação formal		0,2876	708,4786
F		51,7983	57,5141
R^2		0,7783	0,7958*

Tabela 5.8 - BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Guafira, ajustamento V
(¹).

Variável	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_1 = Área cultivada	0,7222	113,5818
X_4 = Sementes	0,0818	1,5642
X_6 = Despesas de custeio	0,1188	10,7127
X_7 = Educação formal	0,2088	570,5218
F	94,2529	49,5368
R^2	0,8646	0,7705

Tabela 5.9 - BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Jardinópolis, ajusta-
mento VII (¹).

Variável	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_1 = Área cultivada	0,8277	340,7766
X_4 = Sementes	0,0491	15,2593
X_6 = Despesas de custeio	0,1099	-1,8712 *
X_7 = Educação formal	0,0540	211,7553
X_8 = Extensão rural	0,0461	129,3436
F	228,8362	89,9985
R^2	0,9549	0,8928

Tabela 5.10 - BISERRA (1971) - Modelo: Milho, Jardinópolis, ajustamento XII (1).

Variável	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_3 = Fertilizantes	0,1761	2,9808
X_4 = Sementes	0,0435	22,2534
X_7 = Educação formal	-0,0016	115,8503*
X_8 = Extensão rural	0,0427	145,7213
X_9 = Despesas de custeio + mão-de-obra	0,7565	-0,8425*
F	117,8450	119,0567
R^2	0,9160	0,9168*

Tabela 5.11 - NEVES (1972) - Modelo: Leite, estação seca (1).

Variável	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_5 = Rebanho	0,4430	0,1880
$X_{6.2}$ = Alimentação	0,1203	0,0040
$X_{7.2}$ = Força de trabalho	0,2432	0,0019
X_8 = Despesas veterinárias	0,1269	0,9096
X_9 = Grau de sangue	0,2545	3,4550
F	30,5788	34,2502
R^2	0,8009	0,8184*

Tabela 5.12 - NEVES (1972) - Modelo: Leite, estação chuvosa (1).

Variável	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
$X_{1.5}$ = Área com capineira	0,2972	4,9763
X_5 = Rebanho	0,6078	0,4347
X_8 = Despesas veterinárias	0,1830	1,4316
X_9 = Grau de sangue	0,3284	7,8150
F	36,8936	37,7708
R^2	0,7909	0,7948*

Tabela 5.13 - PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento IX (1).

Variável	Cobb-Douglas b_i (2)	Linear b_i
X_2 = Pastagem artificial	0,0145	7,2346
X_3 = Mão-de-obra familiar	0,0236	0,7286
X_4 = Mão-de-obra assalariada	0,0813	9,9068
X_5 = Alimentação	0,1633	0,7942
X_6 = Assistência sanitária	0,1191	5,6004
X_7 = Rebanho	0,6503	1,1143
F	57,6050	15,9770
R^2	0,8670	0,6439

(2) As observações com valor zero foram substituídas pela constante 1.

Tabela 5.14 - PINHEIRO (1972) - Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento X (1).

Variável	Cobb-Douglas $b_i^{(2)}$	Linear b_i
X_2 = Pastagem artificial	0,0400	26,8311
X_5 = Alimentação	0,1630	0,7789
X_6 = Assistência sanitária	0,0927	7,2290
X_7 = Rebanho	0,6385	1,0675
X_{12} = Mão-de-obra	0,1181	2,9854
X_{15} = Escolaridade	0,2108	343,5579
F	56,7803	14,7171
R^2	0,8653	0,6249

(2) As observações com valor zero foram substituídas pela constante 1.

Tabela 5.15 - CAMARGO (1974) - Modelo: Soja, Ajustamento 6.

Variável	Cobb-Douglas b_i	Linear b_i
X_1 = Área cultivada	-1,157	6,211 *
X_2 = Trabalho	-0,014	1,705 *
X_3 = Dias máquinas	0,175	-2,818 *
X_5 = Fertilizantes	0,601	0,208
X_9 e X_{10} = Variedade	-	-
F	10,790	42,397
R^2	0,589	0,849*

(1) Por razões desconhecidas os resultados encontrados diferem dos trabalhos originais.

(*) O R^2 do ajustamento linear é maior que o do Cobb-Douglas.

Os resultados das Tabelas 5 mostram que a equação linear é tão boa quanto a Cobb-Douglas, quando comparadas pelo critério de R^2 .

Qual a equação representativa do processo produtivo? A linear ou a Cobb-Douglas?

As respostas a estas perguntas devem ser procuradas no processo biológico de produção.

Além do mais, ocorre outro fato que merece ser citado: nos resultados apresentados nas Tabelas 5, observa-se que alguns parâmetros mudaram de sinal quando passaram do ajustamento Cobb-Douglas para o linear. São os casos dos parâmetros:

- a) b_2 , b_3 e b_6 da Tabela 5.2;
- b) b_3 e b_7 da Tabela 5.3;
- c) b_1 , b_3 e b_6 da Tabela 5.4;
- d) b_6 da Tabela 5.9;
- e) b_7 e b_9 da Tabela 5.10;
- f) b_1 , b_2 e b_3 da Tabela 5.15;

A mudança de sinal indica que, em uma equação, a produção varia no mesmo sentido que o insumo e, na outra, em sentido contrário. Este fato mostra que as conclusões sobre o uso de insumos varia radicalmente quando se usa uma ou outra equação. Qual delas usar?

11. O VALOR ZERO NAS VARIÁVEIS ⁽¹⁾

"As pessoas grandes adoram os números. Quando a gente lhes fala de um novo amigo, elas jamais se informam do essencial. Não perguntam nunca: 'Qual é o som da sua voz? Quais os brinquedos que prefere? Será que ele coleciona borboletas?' Mas perguntam: 'Qual é sua idade? Quantos irmãos tem ele? Quanto pesa? Quanto ganha seu pai?' Somente então é que julgam conhecê-lo"

(A. de Saint-Exupery)

Para estimar os parâmetros da função de produção Cobb-Douglas é necessário que todas as observações sejam diferentes de zero ($X_{ij} \neq 0$ e $Y_j \neq 0$). Caso isto não ocorra, a equação não poderá ser estimada, pois não há logaritmo de zero.

Quando surgem observações com valor zero, é comum substituir o zero por constantes arbitrárias como, por exemplo, 1, 0,1 ou 0,01. Não há nenhum critério para a escolha da constante, pois é crença comum que o valor da constante não afeta, significativamente, a estimativa dos parâmetros.

⁽¹⁾ O tema deste capítulo surgiu durante o Curso de Economia da Produção ministrado pelo Prof. Evaristo Marzabal Neves, no 2º semestre de 1974.

Esta, porém, é uma falsa crença, como mostram os exemplos das Tabelas 6.1 a 6.4.

A Tabela 6.1 foi formada a partir dos dados originais do trabalho de ENGLER (1968), cujas observações $X_{1.34}$, $X_{1.43}$ e $X_{2.38}$ têm valor zero.

Substituindo-se os valores zero por 10, 3, 2, 1, 0.1, 0.01, 0.001 e finalmente por 0.0001 obtiveram-se os oito conjuntos de parâmetros da função de produção Cobb-Douglas.

A Tabela 6.2 foi também formada a partir dos dados do trabalho de ENGLER (1968). Neste caso, porém, em vez de substituírem os valores zero, acrescentaram-se, sucessivamente, as constantes a todas as variáveis usadas na regressão e obtiveram-se os oito conjuntos de parâmetros.

As Tabelas 6.3 e 6.4 foram obtidas de forma semelhante às Tabelas 6.1 e 6.2 respectivamente, usando-se, porém, os dados do trabalho de PINHEIRO, que apresenta cinquenta e uma observações com valor zero.

Tais resultados mostram que as estimativas se modificam à medida que se utilizam constantes distintas e não obedecem a uma tendência com limite definido.

Tabela 6.1 - Variação das Estimativas dos Parâmetros da Equação Cobb-Douglas, Decorrente da Variação da Constante que Substitui as Observações com Valor Zero dos Dados do trabalho de ENGLER (1968). Modelo: Gusefi, ajustamento 6.

Constantes	10	3	2	1	0,1	0,01	0,001	0,0001
$a^{(1)}$	0,9961	1,0790	1,0858	1,0762	0,9717	0,8999	0,8707	0,8600
b_1	0,1586	0,1810	0,1821	0,1783	0,1419	0,1068	0,0824	0,0659
b_2	-0,1141	-0,1440	-0,1513	-0,1597	-0,1557	-0,1299	-0,1047	-0,0853
b_3	0,3563	0,3370	0,3324	0,3270	0,3240	0,3266	0,3288	0,3302
b_6	0,2711	0,2792	0,2815	0,2844	0,2840	0,2758	0,2677	0,2616
b_7	0,1245	0,1114	0,1092	0,1079	0,1157	0,1271	0,1360	0,1423
b_8	0,2936	0,3115	0,3188	0,3312	0,3609	0,3715	0,3732	0,3719
F	27,4716	29,0995	29,5810	30,2621	31,2124	31,0104	30,5395	30,0929
R^2	0,7781	0,7879	0,7906	0,7943	0,7993	0,7983	0,7958	0,7934

⁽¹⁾ a = Logaritmo neperiano do parâmetro A.

Tabela 6.2 - Variação das Estimativas dos Parâmetros da Equação Cobb-Douglas, Decorrente da Variação da Constante Adicionada a Todas as Variáveis Utilizadas por ENGLER (1968). Modelo: Guareí, ajustamento 6.

Constante	10	3	2	1	0,1	0,01	0,001	0,0001
$a^{(1)}$	0,7541	1,1422	1,1574	1,1300	0,9752	0,8998	0,8707	0,8600
b_1	0,3994	0,2704	0,2430	0,2078	0,1436	0,1068	0,0824	0,0659
b_2	-0,1301	-0,1448	-0,1501	-0,1575	-0,1552	-0,1298	-0,1047	-0,0853
b_3	0,2896	0,2987	0,3029	0,3098	0,3225	0,3266	0,3288	0,3302
b_6	0,2421	0,2617	0,2678	0,2761	0,2831	0,2757	0,2677	0,2616
b_7	0,1662	0,1330	0,1267	0,1196	0,1176	0,1273	0,1360	0,1423
b_8	0,2860	0,3063	0,3147	0,3288	0,3608	0,3715	0,3732	0,3719
F	31,5251	31,1718	31,1127	31,1024	31,2751	31,0134	30,5396	30,0930
R ²	0,8009	0,7991	0,7988	0,7988	0,7997	0,7983	0,7958	0,7934

⁽¹⁾ a = Logaritmo neperiano do parâmetro A.

Tabela 6.3 - Variação das Estimativas dos Parâmetros da Equação Cobb-Douglas, Decorrente da Variação da Constante que Substitui as Observações com Valor Zero dos Dados do Trabalho de PINHEIRO (1972). Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento 9.

Constante	10	3	2	1	0,1	0,01	0,001	0,0001
$a^{(1)}$	0,6433	1,0970	1,2241	1,4101	1,7999	1,9787	2,0591	2,0930
b_2	-0,0120	0,0078	0,0113	0,0145	0,0143	0,0107	0,0077	0,0057
b_3	0,0303	0,0262	0,0251	0,0236	0,0196	0,0167	0,0145	0,0127
b_4	0,1454	0,1035	0,0940	0,0813	0,0571	0,0449	0,0373	0,0320
b_5	0,1606	0,1654	0,1654	0,1633	0,1447	0,1207	0,0989	0,0810
b_6	0,1583	0,1401	0,1323	0,1191	0,0841	0,0625	0,0492	0,0404
b_7	0,6741	0,6546	0,6516	0,6503	0,6676	0,6967	0,7253	0,7500
F	58,5269	58,4391	58,1945	57,6050	54,9460	52,3342	50,2303	48,6224
R^2	0,8688	0,8686	0,8682	0,8670	0,8615	0,8555	0,8504	0,8462

⁽¹⁾ a = Logaritmo neperiano do parâmetro A.

Tabela 6.4 - Variação das Estimativas dos Parâmetros da Equação Cobb-Douglas, Decorrente da Variação da Constante Adicionada a Todas as Variáveis Utilizadas por PL-NHEIRO (1972). Modelo: Agregada, Botucatu, ajustamento 9.

Constante	10	3	2	1	0,1	0,01	0,001	0,0001
$a^{(1)}$	0,6207	1,1050	1,2314	1,4145	1,8001	1,9787	2,0591	2,0930
b_2	0,0060	0,0135	0,0148	0,0160	0,0144	0,0107	0,0077	0,0057
b_3	0,0319	0,0267	0,0254	0,0237	0,0196	0,0167	0,0145	0,0127
b_4	0,1398	0,1018	0,0930	0,0809	0,0571	0,0449	0,0373	0,0320
b_5	0,1697	0,1685	0,1674	0,1641	0,1448	0,1207	0,0989	0,0810
b_6	0,1637	0,1403	0,1322	0,1189	0,0841	0,0625	0,0492	0,0404
b_7	0,6580	0,6489	0,6477	0,6485	0,6675	0,6967	0,7253	0,7500
F	58,1823	58,3173	58,1081	57,5562	54,9393	52,3336	50,2303	48,6225
R ²	0,8681	0,8684	0,8680	0,8669	0,8614	0,8555	0,8504	0,8462

⁽¹⁾ a = Logaritmo neperiano do parâmetro A.

Na Tabela 6.1 o parâmetro b_1 variou de 0,1586 a 0,0659, passando primeiro por 0,1821, quando se foi da constante 10 para a constante 0,0001.

Esta variação nas estimativas dos parâmetros tem explicação bastante simples. O logaritmo da constante tenderá para menos infinito quando a constante tender para zero.

12. CONCLUSÕES

"Deixa lá dizer Pascal que o homem é um caníço pensante. Não; é uma errata pensante, isso sim. Cada estação da vida é uma edição, que corrige a anterior, e que será corrigida também, até a edição definitiva, que o editor dá de graça aos vermes"

(Machado de Assis)

Passaremos agora a expor as nossas conclusões finais — em grande parte já comentadas nas páginas anteriores — tendo em vista os objetivos propostos no capítulo primeiro.

1 - O coeficiente de correlação simples entre as variáveis independentes não mede multicolinearidade, portanto não há razão para se estabelecer qual o nível de correlação aceitável em uma regressão. O fato que deve ter primazia é a matriz de variância e covariância das estimativas dos parâmetros.

2.1 - Os erros de medida — descritos no Capítulo 4 — que se cometem ao se procurar mensurar as variáveis, são tantos que invalidam as conclusões sobre o uso dos insumos em cada propriedade.

2.2 - As equações estimadas através dos trabalhos empíricos têm pouca utilidade como instrumento de previsão, pois a cada ano tem-se novos ~~peços~~ ^{peços}, condições climáticas e ecológicas que são desconhecidas no período que antecede o plantio.

2.3 - Pode-se depositar mais confiança nas funções de produção estimadas a partir de dados experimentais do que nas estimadas a partir de não-experimentais. Se aquelas já sofrem sérias limitações, quanto mais estas. ⁽¹⁾

2.4 - A agregação de vários insumos ou produtos em uma única variável leva a conclusões falsas e/ou irrelevantes.

3 - A manipulação de variáveis, além de introduzir tendenciosidade nos resultados, reduz o nível de confiança das estimativas.

4.1 - Significado do teste t : Se for significativo, a determinado nível de confiança pré-estabelecido, rejeitar-se-á que o parâmetro verdadeiro seja igual a zero. Neste caso, ele indica, apenas, que β_i deve ser diferente de zero, mas não indica seu valor.

Se for não-significativo, não se rejeitará que $\beta_i=0$. Neste caso, o teste indica que o parâmetro verdadeiro está ao redor de zero, nada mais.

4.2 - O teste t não é satisfatório quando se deseja estimar uma função de produção.

⁽¹⁾ Esta afirmação leva em conta apenas a precisão das estimativas, não considera porém as condições artificiais com que se conduz um experimento.

4.3 - Significado do teste "F": Se for significativo, a determinado nível de significância pré-estabelecido, rejeitar-se-á que todos os parâmetros β_i sejam iguais a zero.

Se for não-significativo indica que todos os parâmetros devem estar ao redor de zero, nada mais.

4.4 - Quando uma equação estimada for usada como instrumento de previsão, o valor do teste "F" deve exceder a quatro vezes o valor de F com (k) e $(n-k-1)$ graus de liberdade - os trabalhos empíricos têm satisfeito esta condição, o que é muito normal.

5.1 - A fórmula usada nos trabalhos empíricos para estimar o produto físico marginal do fator X_i , qual seja

$$\hat{P}M_{i} = b_i \overline{P}M_{e_i} , \text{ onde } \overline{P}M_{e_i} = \overline{Y}_j / \overline{X}_i ,$$

é inadequada e, com isso, as análises sobre o uso dos insumos, irrelevantes.

A análise sobre o uso de cada fator deve ser feita em cada propriedade individualmente como se fez no Capítulo 7 e não de forma global.

5.2 - O intervalo de confiança do produto físico marginal do fator X_i na propriedade j - baseando-se, apenas nos dados de TOLLINI (1964) - é, de maneira geral, muito amplo para ter utilidade prática.

6.1 - Os intervalos de confiança dos parâmetros da função de produção Cobb-Douglas são tão amplos que tornam as estimativas de pouca utilidade prática.

6.2 - Os trabalhos empíricos apresentam, em geral, erros de especificação, o que torna as estimativas tendenciosas.

6.3 - O intervalo de confiança do produto físico marginal, além de ser muito amplo, contém, na maior parte das vezes, o valor zero e/ou a relação de preços. Com isso as inferências obtidas sobre o uso econômico dos insumos agrícolas são irrelevantes.

6.4 - As equações lineares se ajustam tão bem quanto às Cobb-Douglas e as conclusões sobre o uso dos insumos variam radicalmente quando se usa uma ou outra equação.

7.1 - Para se estimar uma equação Cobb-Douglas, as variáveis devem ser diferentes de zero, pois não há logarítimo de zero. A substituição do valor zero por uma constante não resolve a questão, uma vez que as estimativas dos parâmetros além de se modificarem à medida que se alteram as constantes, não obedecem a uma tendência com limite definido, quando a constante tende a zero.

13. RESUMO

Este estudo teve como objetivo examinar os trabalhos empíricos sobre função de produção e mostrar que os mesmos utilizam um método de análise inadequado e que tais trabalhos são irrelevantes como instrumentos de previsão. Para tanto, fez-se o levantamento e a análise dos trabalhos publicados até então, sendo que alguns foram refeitos e complementados, ressaltando-se o cálculo de um intervalo de confiança para o valor dos produtos marginais dos fatores de produção considerados.

As principais conclusões do trabalho são:

1ª) Os erros que se cometem nos levantamentos são tantos que comprometem os resultados das pesquisas.

2ª) Os trabalhos empíricos utilizam fórmula inadequada para estimar o produto marginal e, isto leva a conclusões falsas ou irrelevantes.

3ª) Os intervalos de confiança dos parâmetros e dos produtos marginais são tão amplos que as estimativas têm pouco valor como instrumento de previsão.

14. SUMMARY

The objective of this dissertation was to examine em
pirio studies on production functions and to show that they use an
inadequate method of analysis and that they are useless as prevision
instruments. To achieve this purpose a survey and analysis of pu-
blished papers, up to date was made, some of them being recalculated
and complemented, emphasizing the calculation of a confidence inter-
val for the value of marginal products of the production factors
considered.

The main conclusions drawn from this study were as
follows:

1^a) The errors made in the surveys are so numerous so as to
compromise the results of the research.

2^a) Empirio studies utilize an inadequate formula to estimate
the marginal product and, this leads to false or useless conclusions.

3^a) Confidence intervals of parameters and of marginal product
are so large that the estimates have little value as prevision ins-
truments.

15. LITERATURA CITADA

- ARAÚJO Jr., J.T., 1973. Sraffa e a controvérsia recente sobre a teoria do capital. Belo Horizonte, Associação Nacional de Centros de Pós-Graduação em Economia, CEDEPLAR/UFMG. 22 p. (I Encontro Anual).
- ARAÚJO, P.F.C. de, 1969. Aspectos da utilização e eficiência de crédito e de alguns fatores de produção na agricultura. Itapetininga - Guareí, Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP. 125 p. (Tese de Doutorado).
- BISERRA, J.V., 1971. Análise de relações fator-produto na cultura de milho em Jardinópolis e Guará, Estado de São Paulo, ano agrícola 1969/70. Piracicaba, ESALQ/USP. 119 p. (Dissertação de Mestrado).
- BROWN, E.H.P., 1957. The meaning of the fitted Cobb-Douglas function. Quarterly Journal of Economics, Cambridge 71(4):546-560, nov.
- CAMARGO, J.R.V. de, 1974. Análise da produtividade nas culturas de algodão e soja com a aplicação do modelo Ulveling-Fletcher. Piracicaba, ESALQ/USP. 131 p. (Dissertação de Mestrado).
- CARTER, H.O. e H.O. HARTLEY, 1958. A variance formula for marginal productivity estimates using the Cobb-Douglas function. Econometrica, 26(2):306-313.

- CRÓCOMO, D.H.G., 1974. Oferta de milho e de soja. Uma análise a partir de funções de produção. Piracicaba, ESALQ/USP. 94 p. (Dissertação de Mestrado).
- DRAPER, N. e H. SMITH, 1967. Applied regression analysis. 3ª ed. New York, John Wiley and Sons.
- ENGLER, J.J. de C., 1968. Análise da produtividade de recursos na agricultura. Piracicaba, ESALQ/USP. 102 p. (Tese de Doutorado).
- GOMEZ, J.L.S., 1968. Produtividade dos recursos nas culturas de arroz, milho e feijão nas zonas de Mato Grosso, de Goiás e Meia Ponte, Goiás - ano agrícola 1966/67. Viçosa, UFMG. 82 p. (Dissertação de Mestrado).
- COREUX, L.M. e O. VAN TEUTEN, 1961. Café no Estado de São Paulo: análise das funções de produção. Agricultura em São Paulo, São Paulo, 8(7): 1-46, jul.
- HARCOUT, G.C. e N.F. LAING, 1971. Capital and growth. Penguin economic readings, 383 p.
- HEADY, E.O. e J.L. DILLON, 1969. Agricultural production function. Ames, Iowa, State University Press.
- JUNQUEIRA, A.A.B., 1962. Análise econômica de uma função de produção - Fumo em Ubá - MG. Viçosa, URMG. 100 p. (Dissertação de Mestrado).
- KMENTA, J., 1971. Elements of econometrics. New York, Macmillan. 655 p.
- LEITE, D.M., 1976. O caráter nacional brasileiro. 3ª ed., São Paulo, Pioneira. 339 p.

- NEVES, E.M., 1972. Uma função de produção de leite no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP. 72 p. (Tese de Doutorado).
- NORONHA, H.F. de, 1974. Análise econômica do uso de recursos na produção de leite, Vale do Paraíba, Estado de São Paulo, ano agrícola 1972/73. Viçosa, UFVMG. 50 p. (Dissertação de Mestrado).
- NORONHA, J.F. de, 1973. A study of allocative efficiency at the farm level in southern Brazil. Lexington, University of Kentucky. 77 p. (Tese de PhD).
- PIMENTEL GOMES, F., 1973. Curso de estatística experimental. 5ª ed. São Paulo, Livraria Nobel. 404 p.
- PINHEIRO, F.A., 1972. Análise econométrica da alocação de recursos na produção bovina do município de Botuatu, ano agrícola 1969/70. Piracicaba, ESALQ/USP. 143 p. (Dissertação de Mestrado).
- PONS, J.L.M., 1975. Análise econômica da alocação de recursos em um grupo de propriedades pecuárias do município de São Gabriel - RS. Porto Alegre, IEPE/UFRGS. 82 p. (Dissertação de Mestrado).
- TEIXEIRA FILHO, A.R., 1964. Análise da produtividade marginal dos recursos agrícolas em dois municípios do Estado de Minas Gerais - Ituiutaba e Caratinga, ano agrícola 1961/62. Viçosa, URMG. 119 p. (Dissertação de Mestrado).
- TOLLINI, H., 1964. Produtividade marginal e uso dos recursos: análise da função de produção de leite em Leopoldina - MG. Ano agrícola 1961/62. Viçosa, URMG. 91 p. (Dissertação de Mestrado).

VIEIRA, S. et alii, 1971 - Estudo comparativo de três funções na análise econométrica de experimentos de adubação. Piracicaba, ESALQ/USP. Depto. de Ciências Sociais Aplicadas, Série Pesquisa nº 13-A. 111 p.

WONNACOTT, R.J. e T.H. WONNACOTT, 1970. Econometrics. New York, John Wiley and Sons. 445 p.

A P P E N D I C E 1

Demonstração da fórmula (9.1) conforme CARTER e HARTLEY (1958):

Z_j = produção na j -ésima observação

V_{ij} = quantidade do i -ésimo fator para essa observação

$$Z_j = A V_{ij}^{\beta_1} \dots V_{kj}^{\beta_k} \epsilon_j \quad (1)$$

$$\text{Log } Z_j = \text{Log } A + \beta_1 \text{Log } V_{1j} + \dots + \beta_k \text{Log } V_{kj} + \text{Log } \epsilon_j$$

Fazendo

$$\text{Log } Z_j = Y_j \quad (2)$$

$$\text{Log } A = \alpha$$

$$\text{Log } V_{ij} = X_{ij} \quad (i = 1, \dots, k)$$

temos,

$$Y_j = \alpha + \beta_1 X_{1j} + \dots + \beta_k X_{kj} + u_j$$

as variáveis:

$$y_j = \beta_1 x_{1j} + \dots + \beta_k x_{kj} + u_j - \bar{u}$$

ou matricialmente,

$$y = X \beta + u - \bar{u}$$

$$\hat{y} = X b \quad \text{e} \quad \hat{y}_0 = x_0 b$$

$$V(\hat{y}_0) = x_0 (X'X)^{-1} x_0' \sigma^2 \quad ,$$

onde x_0 é um vetor-linha com os valores das variáveis independentes centradas.

$$\hat{Y}_0 = \bar{Y} + \hat{y}_0$$

$$V(\hat{Y}_0) = \left[1/n + x_0 (X'X)^{-1} x_0' \right] \sigma^2 \quad (3)$$

Temos, de (1),

$$\hat{Z} = \hat{A} \begin{matrix} b_1 \\ V_1 \end{matrix} \dots \begin{matrix} b_k \\ V_k \end{matrix} ,$$

então,

$$PMa_i = \frac{\partial Z}{\partial V_i} = b_i \frac{\hat{Z}}{V_i}$$

$$V(PMa_{i0}) = \frac{1}{V_{i0}^2} \left[b_i^2 V(\hat{Z}_0) + \hat{Z}_0^2 V(b_i) + 2 b_i \hat{Z}_0 \text{Cov}(b_i, \hat{Z}_0) \right] \quad (4)$$

Como, de (2),

$$\hat{Y} = \text{Log } \hat{Z} ,$$

$$d\hat{Y} = d\hat{Z}/\hat{Z} \quad \text{ou} \quad d\hat{Z} = \hat{Z} d\hat{Y} ,$$

temos

$$V(\hat{Z}_0) = \hat{Z}_0^2 V(\hat{Y}_0)$$

$$\text{Cov}(b_i, \hat{Z}_0) = \hat{Z}_0 \text{Cov}(b_i, \hat{Y}_0) .$$

Substituindo em (4)

$$V(PMa_{i0}) = \frac{\hat{Z}_0^2}{V_{i0}^2} \left[b_i^2 V(\hat{Y}_0) + V(b_i) + 2 b_i \text{Cov}(b_i, \hat{Y}_0) \right]$$

Considerando (3) e lembrando que

$$\text{Cov}(b_i, \hat{Y}_0) = \text{Cov}(b_i, \hat{y}_0) \quad ,$$

temos,

$$V(\text{PMA}_{i0}) = \frac{\hat{\Sigma}_0^2}{V_{i0}^2} b_i^2 \left[\frac{1}{n} + x_0 (X'X)^{-1} x_0' \right] \sigma^2 + V(b_i) + 2b_i \text{Cov}(b_i, \hat{y}_0)$$

Sendo i um vetor-linha cujo i -ésimo elemento é 1, e cujos demais elementos são iguais a zero, temos

$$V(\text{PMA}_{i0}) = \frac{\hat{\Sigma}_0^2}{V_{i0}^2} \left[\frac{b_i^2}{n} + b_i^2 x_0 (X'X)^{-1} x_0' + \ell_i (X'X)^{-1} \ell_i' + 2b_i \ell_i (X'X)^{-1} x_0' \right] \sigma^2$$

pois,

$$\begin{aligned} \text{Cov}(b, \hat{y}_0) &= E(b - \beta) (x_0 b - x_0 \beta)' \\ &= E(b - \beta) (b - \beta)' x_0' \\ &= (X'X)^{-1} x_0' \sigma^2 \end{aligned}$$

$$\text{e } \text{Cov}(b_i, \hat{y}_0) = \ell_i (X'X)^{-1} x_0' \sigma^2$$

De (5), temos,

$$\begin{aligned} V(\text{PMA}_{i0}) &= \frac{\hat{\Sigma}_0^2}{V_{i0}^2} \left[\frac{b_i^2}{n} + b_i^2 x_0 (X'X)^{-1} x_0' b_i + \ell_i (X'X)^{-1} \ell_i' + \right. \\ &\quad \left. + \ell_i (X'X)^{-1} x_0' b_i + b_i x_0 (X'X)^{-1} \ell_i' \right] \sigma^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
V(\text{PMA}_{i_0}) &= \frac{\hat{\Sigma}_0^2}{V_{i_0}^2} \left[\frac{b_i^2}{n} + b_i x_0 (X'X)^{-1} (x_0' b_i - \ell_i) + \ell_i (X'X)^{-1} (x_0' b_i + \ell_i) \right] \sigma^2 \\
&= \frac{\hat{\Sigma}_0^2}{V_{i_0}^2} \left[\frac{b_i^2}{n} + (b_i x_0 + \ell_i) (X'X)^{-1} (x_0' b_i + \ell_i) \right] \sigma^2
\end{aligned}$$

ou,

$$V(\text{PMA}_{i_0}) = \frac{\hat{\Sigma}_0^2}{V_{i_0}^2} \left[\frac{b_i^2}{n} + (b_i x_0 + \ell_i) (X'X)^{-1} (b_i x_0 + \ell_i)' \right] \sigma^2$$