



AIN 644 Reg.634

Análise da produtividade n  
BO 6937

# ANÁLISE DA PRODUTIVIDADE NAS CULTURAS DE ALGODÃO E SOJA COM A APLICAÇÃO DO MODELO ULVELING-FLETCHER.



JOSÉ ROBERTO VIANA DE CAMARGO

Orientador: DR. JOAQUIM JOSÉ DE CAMARGO ENGLER

Dissertação apresentada à Escola Superior de  
Agricultura "Luiz de Queiroz" Universidade de  
São Paulo, para obtenção do título de Mestre  
em Ciências Sociais Rurais.

PIRACICABA

Estado de São Paulo

1974

X

Roberts  
6.937



**ANÁLISE DA PRODUTIVIDADE NAS CULTURAS DE ALGODÃO E  
SOJA COM A APLICAÇÃO DO MODELO ULVELING-FLETCHER.**



**JOSÉ ROBERTO VIANA DE CAMARGO**

Orientador: DR. JOAQUIM JOSÉ DE CAMARGO ENGLER

Dissertação apresentada à Escola Superior de  
Agricultura "Luiz de Queiroz" Universidade de  
São Paulo, para obtenção do título de Mestre  
em Ciências Sociais Rurais.

**PIRACICABA**

Estado de São Paulo

1974

A minha mãe

## AGRADECIMENTOS

Ao Dr. Joaquim José de Camargo Engler pela dedicada orientação dada ao estudo.

Ao Dr. Ralph Gerald Saylor, que acompanhou com interesse esta pesquisa, enriquecendo-a com valiosas sugestões.

Ao amigo João Carlos Duarte e ao Dr. Rubens Valentini pela leitura cuidadosa do texto original e pelas sugestões apresentadas.

Ao Professor Rodolfo Hoffmann, pela boa vontade com que encaminhou a resolução dos problemas econométricos que surgiram no decorrer do trabalho.

Ao Instituto de Economia Agrícola, à Coordenação do Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior e ao Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da ESALQ, que me possibilitaram frequentar o Curso de Pós-Graduação em Ciências Sociais Rurais.

Ao Projeto Formação de Capital na Agricultura do Convênio Ohio State University - ESALQ/USP-IEA; à Fundação Ford e ao EAPA/SUPLAN do Ministério da Agricultura, que financiaram esta pesquisa.

À srta. Maria Izalina Ferreira Alves, à sra. Margareth P. Wagner e aos srs. Lázaro Martins e Pedro Scardua, pela colaboração na fase de publicação deste trabalho.

## I N D I C E

	Pág.
LISTA DOS QUADROS .....	VI
LISTA DOS APÊNDICES .....	VIII
CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO .....	1
1. Importância do problema .....	1
2. Objetivos .....	5
CAPÍTULO II - REVISÃO DA LITERATURA .....	7
1. Funções de produção estimadas para soja e algodão .....	7
2. Aspectos do uso do modelo Ulveling-Fletcher .....	12
CAPÍTULO III - ASPECTOS DA ÁREA E DA AMOSTRA .....	21
1. Área de estudo .....	21
2. Informações básicas .....	26
CAPÍTULO IV - METODOLOGIA .....	29
1. Modelo econométrico .....	29
1.1 - Função Cobb-Douglas .....	30
1.2 - Função Ulveling-Fletcher .....	32
2. Ajustamento das funções .....	34
2.1 - Algodão .....	35
2.1.1 - Função Cobb-Douglas .....	35
2.1.2 - Função Ulveling-Fletcher .....	36
2.2 - Soja .....	40

	Pág.
2.2.1 - Função Cobb-Douglas .....	40
2.2.2 - Função Ulveling-Fletcher .....	43
3. Testes dos parâmetros .....	49
4. Discussão a respeito das variáveis e do modelo .....	50
4.1 - Questões a respeito da definição das variáveis ....	50
4.2 - Questões a respeito do modelo produtividade .....	55
 CAPÍTULO V - ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	 59
1. Algodão .....	59
1.1 - Função Cobb-Douglas .....	59
1.2 - Função Ulveling-Fletcher .....	62
2. Soja .....	71
2.1 - Função Cobb-Douglas .....	71
2.2 - Função Ulveling-Fletcher .....	75
 CAPÍTULO VI - RESUMO E CONCLUSÕES .....	 84
1. Resumo .....	84
1.1 - Cultura de Algodão .....	86
1.2 - Cultura de Soja .....	87
2. Conclusões .....	88
2.1 - Cultura de Algodão .....	88
2.2 - Cultura de Soja .....	91
 SUMMARY AND CONCLUSIONS .....	 95
BIBLIOGRAFIA .....	106
APÊNDICES .....	110

LISTA DOS QUADROS



QUADRO

Pág.

1	Produção por Unidade de Área e Índices Correspondentes das Culturas de Algodão e Soja em Diferentes Períodos, Estado de São Paulo, 1948-49/1970-72 .....	4
2	Distribuição das Propriedades Rurais, Segundo as Classes de Área em 1969, Municípios de Jardinópolis, Sales de Oliveira e Guaíra, Estado de São Paulo .....	23
3	Distribuição Percentual das Culturas em Relação à Área Cultivada em 1972, Municípios de Jardinópolis, Sales de Oliveira e Guaíra, Estado de São Paulo .....	25
4	Distribuição das Observações Analisadas, Municípios de Jardinópolis, Sales de Oliveira e Guaíra, Estado de São Paulo .....	27
5	Ajustamento da Função Cobb-Douglas para a Cultura de Algodão, Municípios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade .....	61
6	Ajustamentos Seleccionados da Função Ulveling-Fletcher para a Cultura de Algodão, Municípios de	

6	Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade .....	64
7	Valor do Produto Médio, Valor do Produto Marginal, Preço dos Insumos e Relação entre os Valores dos Produtos Marginais e Os Preços dos Insumos Incluídos na Equação Estimativa Seleccionada para a Cultura de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72 .....	70
8	Ajustamento da Função Cobb-Douglas para a Cultura de Soja, Municípios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade .....	72
9	Ajustamento da Função Ulveling-Fletcher para a Cultura de Soja, Municípios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade .....	76
10	Valor do Produto Médio, Valor do Produto Marginal, Preço dos Insumos e Relação entre os Valores dos Produtos Marginais e os Preços dos Insumos Incluídos na Equação Estimativa Seleccionada para a Cultura de Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72 .....	83

LISTA DOS APÊNDICES

APÊNDICE		Pág.
1	Informação Básica da Cultura de Algodão, Municí- pios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72 .....	111
2	Informação Básica da Cultura de Soja, Municípios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo ,. Ano Agrícola 1971/72 .....	113
3	Coefficientes de Correlação Simples entre as Va- riáveis Incluídas nas Funções Cobb-Douglas para a Cultura de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produ-ti- vidade .....	115
4	Coefficientes de Correlação Simples entre as Va- riáveis Incluídas nas Funções Ulveling-Fletcher para a Cultura de Algodão, Municípios de Jardi- nópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrí- cola 1971/72, Modelo Produtividade .....	116
5	Coefficientes de Correlação Simples entre as Va- riáveis Incluídas nas Funções Ulveling-Fletcher para a Cultura de Algodão, Municípios de Jardi- nópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrí-	

APÊNDICE

	Pág.
5	cola 1971/72, Modelo Produtividade ..... 117
6	Ajustamentos Alternativos (usando a função Cobb-Douglas) Testados na Estimativa de Relações de Produção do Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade ..... 119
7.A	Ajustamentos Alternativos (usando a função Ulveling-Fletcher) Testados na Estimativa de Relações de Produção de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade ..... 120
7.B	Ajustamentos Alternativos (usando a função Ulveling-Fletcher) Testados na Estimativa de Relações de Produção de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade ..... 121
8	Coefficientes de Correlação Simples entre as Variáveis Incluídas nas Funções Cobb-Douglas para a Cultura de Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade ..... 123

APÊNDICE

Pág.

9	Coeficientes de Correlação Simples entre as Variáveis Incluídas nas Funções Ulveling-Fletcher para a Cultura de Soja, Municípios de <u>Jardinópolis</u> e <u>Guaíra</u> , Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade .....	124
10	Ajustamentos Alternativos (usando a função Cobb-Douglas) Testados na Estimativa de Relações de Produção de Soja, Municípios de <u>Jardinópolis</u> e <u>Guaíra</u> , Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade .....	126
11	Ajustamentos Alternativos (usando a função Ulveling-Fletcher) Testados na Estimativa de Relações de Produção de Soja, Municípios de <u>Jardinópolis</u> e <u>Guaíra</u> , Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade .....	127
12	Médias Geométricas das Variáveis Incluídas nas Equações Seleccionadas para Análise das Culturas de Algodão e Soja, Municípios de <u>Jardinópolis</u> e <u>Guaíra</u> , Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72 .....	129
13	Determinação dos Preços dos Fatores e dos Produtos .....	131

## CAPÍTULO I

### INTRODUÇÃO

#### 1. Importância do problema

A modernização tecnológica da agricultura é atualmente a tônica dos programas desenvolvimentistas do país, e, como tal, depende de uma série de fatores ligados ao próprio setor como também dos setores não-agrícolas.

Como descreve PAIVA et alii: "o grau de modernização (que permite o aumento de produtividade da agricultura de um país) depende tanto da qualificação dos agricultores (conhecimentos técnicos, disponibilidade de recursos, espírito empresarial, etc.) como das relações de preço e dos fatores moderno e tradicional (mão-de-obra e terra)".<sup>1/</sup>

---

<sup>1/</sup> PAIVA, Ruy Miller, et alii. "Setor Agrícola do Brasil". Secretaria da Agricultura de São Paulo, 1973. p. 66.

"Qualquer processo de transformação da agricultura rotineira para a moderna implica, basicamente, na maior utilização de crédito rural e dos chamados insumos modernos, dentre os quais, pela sua importância, salientam-se máquinas e implementos, fertilizantes, defensivos, sementes melhoradas e rações".<sup>2/</sup>

O capital passou a ter cada vez mais um papel importante neste setor e as técnicas que se referem a melhores combinações dos fatores já existentes, oferecem possibilidades limitadas.

Reconhecida uma das principais características da agricultura brasileira, ou seja, a existência de uma "dualidade" tecnológica (limitado número de agricultores usando técnicas modernas e a grande maioria técnicas primitivas) e tomada essa característica como consequência da própria estrutura e funcionamento do sistema econômico, não implica o que se disse acima em que se proponha como caminho de mudança o incremento geral e indiscriminado no uso maciço do fator capital.<sup>3/</sup>

Para a agricultura paulista, que se vê em face de um processo de esgotamento dos solos, no entanto incapaz de se contrapor ao impulso de outros fatores que levam a um acelerado aumento da renda territorial, o uso de insumos modernos torna-se parte integrante e, por assim dizer, obrigatória na busca de maior produção e eficiência.

<sup>2/</sup> INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - "Desenvolvimento da Agricultura Paulista". Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, 1972. p. 123.

<sup>3/</sup> PAIVA, Ruy Miller. "Problemas Econômicos do Aumento de Produtividade na Agricultura Brasileira". IBPE - Fundação Getúlio Vargas.

PATRICK, citado por Paiva, ao fazer uma análise do aumento de produção para o Estado de São Paulo nas suas 16 principais culturas, no período 1948-50/1967-69, constatou, utilizando um modelo de componentes aditivos, que quase 97% do aumento da produção se deve ao efeito rendimento, 35% ao efeito área e - 32% à mudança na composição da produção. A participação negativa do último fator deveu-se principalmente ao declínio da importância relativa do café.<sup>4/</sup>

Torna-se oportuno, então, um estudo de alocação dos recursos tanto nas culturas que agora começam a ganhar importância como naquelas que, já há mais tempo, vêm ocasionando modificações profundas em certas áreas da agricultura paulista pelos altos incrementos nos seus índices de produtividade, visando, esse estudo, verificar a eficiência econômica com que os fatores de produção estão sendo empregados.

A escolha caiu nas culturas de algodão e soja e a região escolhida foi a de Ribeirão Preto por ser considerada a mais tecnificada do Estado de São Paulo.

A primeira dessas culturas instalou-se na região há bastante tempo, tendo sofrido um processo de melhoria técnica sustentado e bastante consistente.

Conforme podemos ver no Quadro 1, o algodão obteve aumentos bem altos de produtividade, passando do índice 100, em 1948-49, para 269, em 1967-69. Dentre as principais lavouras do Estado foi a

---

<sup>4/</sup> PAIVA, Ruy Miller, et alii, op. cit., p. 63.

que maior avanço de rendimentos registrou. O aumento de rendimento em algodão em pluma (110% no período 1948-52/1963-67) foi maior do que o verificado em qualquer país.<sup>5/</sup>

Quadro 1 - Produção por Unidade de Área e Índices Correspondentes das Culturas de Algodão e Soja em Diferentes Períodos. Estado de São Paulo, 1948-49/1970-72.

A n o s	Produção em quilos/hectare		Índice 1948-49 = 100	
	Algodão	Soja	Algodão	Soja
1948-49	576	968	—	—
1961-63	985	1141	171	117
1964-66	1147	1409	199	145
1967-69	1550	1377	269	142
1970-71	1077	1427	187	147

FONTE: Divisão de Levantamentos e Análises Estatísticas do Instituto de Economia Agrícola, SP.

A cultura de soja é bem mais recente, mas apresenta-se em firme expansão, dadas as condições de preço e as perspectivas do mercado mundial.

Praticamente desconhecida nos primórdios da década passada, tornou-se rapidamente importante atingindo, em 1973, uma safra de 4,6 milhões de toneladas, o que tornou o Brasil o terceiro

<sup>5/</sup> INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA, op. cit., pp. 52-60.

maior produtor do mundo superado apenas pelos Estados Unidos e China.<sup>6/</sup>

Em termos do Estado de São Paulo, podemos ver no Quadro 1 que está ocorrendo aumento de produtividade, ainda que mais lentamente que na cultura do algodão, o que é compreensível por se tratar de cultura nova, enfrentando, por isso mesmo, problemas que vão desde o escasso êxito na obtenção de boas sementes até o pouco conhecimento do agricultor no que se refere a combinação e remanejamento dos fatores de produção.

Mesmo assim na região em estudo, mais especificamente no município de Guaíra, já se consegue altos rendimentos tendo a produção de 1972/73 alcançado um rendimento médio de 1800 kg/ha, comparável ao rendimento atingido pelos Estados Unidos nos anos 1969-71.<sup>7/</sup>

Enfim, a recência de uma cultura contraposta a longa experiência no trato de outra, permitirá observar em que medida a experiência do agricultor desenvolve o uso de práticas adequadas e encaminha as decisões no sentido de aproximá-las da máxima racionalidade econômica.

## 2. Objetivos

A presente pesquisa tem como objetivo geral a análise da eficiência do uso dos recursos nas culturas de algodão e soja, numa região dentro do Estado de São Paulo considerada altamente tecnifi-

<sup>6/</sup> TROPICAL PRODUCTS QUARTERLY, Vol. XIV, nº 3, setembro 1973, p.228.

<sup>7/</sup> INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - DLAE e Production Yearbook - FAO, 1971.

cada, visando fornecer subsídios à política agrícola.

De modo específico o estudo objetiva:

- a) Estimar funções de produção dos tipos Cobb-Douglas e Ulveling-Fletcher e comparar os resultados obtidos;
- b) Verificar a possibilidade de uso de outras variáveis que não as comumente usadas em estudos de função de produção, no sentido de tentar dar aos fatores que entram no processo produtivo uma maior representatividade;
- c) No caso do uso da função Ulveling-Fletcher, estimar as variações que podem ocorrer com as elasticidades parciais de produção;
- d) Determinar os retornos à escala assim como os valores das produtividades média e marginal dos fatores;
- e) Comparar os níveis de eficiência de uso dos recursos nas duas culturas;
- f) Fazer uma análise das implicações econômicas dos resultados.

CAPÍTULO II  
REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo será dividido em duas partes, sendo a primeira referente a funções de produção estimadas para soja e algodão e a segunda especificamente relacionada ao uso do modelo Ulveling-Fletcher.

1. Funções de produção estimadas para soja e algodão

NELSON (1971) analisou o uso de fertilizantes nas principais culturas anuais da região de Ribeirão Preto.<sup>8/</sup>

Ajustando funções do tipo Cobb-Douglas aos dados de produção de algodão, concluiu que o valor do produto marginal para fós

---

<sup>8/</sup> NELSON, William C. "An Economic Analysis of Fertilizer Utilization in Brazil" (Dissertação de Ph.D apresentada ao Department of Agricultural Economics and Rural Sociology. Columbus: The Ohio State University, 1971).

foro e potássio eram maiores que os respectivos preços e negativo para o nitrogênio. Porém, apenas o coeficiente de regressão para o fósforo foi significativo e mesmo assim ao nível de 25%. O valor do produto marginal para trabalho e máquinas foi negativo, indicando possível excesso no uso desses fatores.

Na cultura da soja, o nitrogênio apresentou valor de produtividade marginal alto, positivo e significativo ao nível de 25%, contrariando o pensamento geralmente aceito a respeito do comportamento das leguminosas em relação a este nutriente.

Os coeficientes para fósforo e potássio, bem como para fertilizantes agrupados, não foram significativos. As despesas com trabalho e maquinária apresentaram coeficientes de regressão positivos e significativos ao nível de 25%, com valores de produtividade marginal maiores de que seus preços.

Os resultados indicaram resposta insatisfatória ao uso de nutrientes, nos níveis em que estavam sendo usados; com as exceções já apresentadas.

De início o autor considerou as hipóteses de que as diferenças nos tipos de solo, e as diferenças de nível de uso de nutrientes, mascarariam as respostas à fertilização. A primeira hipótese em geral foi negada. Dividida a amostra conforme tipos de solo, as respostas aos nutrientes não foram, com exceções, diferentes das verificadas nas regressões tomadas para a região em conjunto. Quanto às diferenças de nível de uso, verificou-se que o nitrogênio pode ser lucrativo em uma e outra cultura, quando aplicado com al-

tos níveis de fósforo e potássio. Da mesma forma, o uso de fósforo pode ser compensador na cultura da soja, a altos níveis de aplicação. Com relação ao potássio verificou que é lucrativo nos níveis atuais na cultura de algodão, mas proporciona incremento de produtividade apenas a baixos níveis de fertilização na cultura de soja.

De qualquer modo, esses resultados podem ser parcialmente devidos à multicolinearidade introduzida pelas interações e termos quadráticos, uma vez que para verificação dessas hipóteses foram considerados os coeficientes de uma regressão quadrática em que só os nutrientes e o calcário foram considerados.

Em resumo, os presentes níveis do conjunto de fertilizantes dão um retorno positivo somente em condições de alta intensidade de uso na cultura do algodão. O efeito total de fertilizantes é negativo na cultura de soja, tanto em condições de alta como de baixa intensidade de uso. Além disso, a comparação entre os níveis de adubação recomendados pelos técnicos, ótimo econômico e o utilizado pelo agricultor, revelou que os fazendeiros da área em estudo, estavam usando níveis mais próximos do ótimo econômico do que aqueles recomendados pelos técnicos.

WRIGHT (1973) desenvolveu um estudo em que analisou a adubação nas culturas de milho, algodão, soja e arroz na região de Ribeirão Preto. <sup>9/</sup> Utilizou para tanto informações das mesmas pro-

---

<sup>9/</sup> WRIGHT, Charles L. "Análise Econômica de Adubação em Culturas Anuais na Região de Ribeirão Preto, Ano Agrícola 1971/72". (Dissertação de Mestrado, apresentada à ESALQ/USP, Piracicaba, 1973), 162 p.

priedades levantadas por Nelson, mas referentes ao ano agrícola .. 1971/72.

! Na presente pesquisa, com relação às culturas de soja e algodão, as informações são praticamente as mesmas utilizadas por WRIGHT, diferindo apenas o número de observações analisadas.

Em seu trabalho, WRIGHT ajustou 2 tipos de função: Cobb-Douglas e quadrática, sendo que a última foi usada para analisar especificamente os fatores adubação e calagem. No caso do algodão, foi incluído também o fator "defensivos", dada a sua importância nessa cultura.

Na função Cobb-Douglas, utilizou as variáveis normalmente empregadas em função de produção deste tipo, como mão-de-obra, dedefensivos, fertilizantes, calcário, capital em máquinas, despesas com máquinas durante o ano agrícola; ou despesas de custeio incluindo sementes, calcário, despesas com máquinas; dias-animais de trabalho/alqueire; além de duas variáveis não muito usadas: gerência e espaçamento.

Devido a problemas de alta correlação entre a variável terra e diversas outras variáveis encontrados no modelo produção total, o autor utilizou o modelo "produtividade".

Para fins comparativos serão descritos somente os resultados encontrados para as culturas de soja e algodão.

No caso do algodão, dois modelos foram escolhidos para a função Cobb-Douglas, sendo que somente as variáveis mão-de-obra e defensivos foram significativamente diferentes de zero, apresentando

a função um coeficiente de determinação ao redor de 0,50.

Para a função quadrática somente a interação entre calcário e NPK foi significativa, com o coeficiente de determinação ao redor de 0,30 e, portanto, de poder explicativo bem baixo. Um fato constatado foi a não significância do coeficiente da variável defensivo, o que não ocorreu no modelo Cobb-Douglas.

Com relação à soja, nenhum dos ajustamentos feitos com o modelo Cobb-Douglas apresentou um teste F significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Com o modelo quadrático foram feitos cinco ajustamentos, obtendo-se coeficientes de determinação ( $R^2$ ) ao redor de 0,32. A variável NPK/alqueire apresentou coeficiente com sinal negativo. Esta mesma variável ao quadrado apresentou coeficiente com sinal positivo, diferindo do esperado.

WRIGHT concluiu com relação as duas culturas que: "A economicidade do uso de fertilizantes nos níveis atuais para as propriedades da amostra é duvidosa. Os rendimentos durante o ano agrícola 1971/72 parecem ser distribuídos aleatoriamente quanto ao uso de fertilizantes e calcário".

Ao comparar seus resultados com os de NELSON, obtidos no ano agrícola anterior, verificou que o sinal negativo da produtividade marginal do nitrogênio não foi confirmado. WRIGHT acha que a causa desse sinal negativo se deve a presença de multicolinearidade no ajustamento realizado por NELSON.

O nível de adubação nas propriedades da amostra mostrou-se perto dos níveis mínimos recomendados pela ANDA para o Estado de São Paulo.

A conclusão mais geral foi a de que a intensidade do uso de insumos influencia muito pouco a produtividade, demonstrada pelos baixos coeficientes de determinação alcançados nas regressões.

## 2. Aspectos do uso do Modelo Ulveling-Fletcher

Esta segunda parte da revisão tem por objetivo relatar alguns trabalhos que se utilizaram da metodologia desenvolvida por ULVELING e FLETCHER (1970)<sup>10/</sup> e, posteriormente, generalizada por DE JANVRY (1972)<sup>11/</sup>. Os primeiros desenvolveram uma forma modificada da função Cobb-Douglas, com elasticidades parciais e retornos à escala variáveis. DE JANVRY demonstrou que existe uma forma geral da função ("Generalized-Power Production Function") da qual a Cobb-Douglas, a Transcendental e a Cobb-Douglas com retornos variáveis à escala são casos especiais. Além disso estudou suas propriedades e demonstrou que o ganho de generalidade (da GPPF em relação as demais funções citadas) é obtido sem custo no que se refere às dificuldades da análise empírica.

<sup>10/</sup> ULVELING, E.F. e FLETCHER, L.B. "A Cobb-Douglas Production with Variable Returns to Scale". Em American Journal of Agricultural Economics, Vol. 52, nº 2, maio de 1970, pp. 322-326.

<sup>11/</sup> DE JANVRY, A. de. "The Generalized Power Production Function". Em American Journal of Agricultural Economics, vol. 54, nº 2, maio 1972, pp. 234-237.

As informações usadas por ULVELING e FLETCHER para ilustrar a função modificada de Cobb-Douglas foram observações sobre custo de produção para fazendas no México.

As funções estimadas tiveram como variáveis: valor da produção ( $Y$ ) medido em pesos; os fluxos de terra ( $X_1$ ) em hectares; de trabalho ( $X_2$ ), em horas; e de capital ( $X_3$ ), em pesos. Uma variável indexada ( $I$ ), referente à intensidade do capital na produção, medido em pesos por hectare de terra, foi introduzida a fim de verificar a sua influência nas elasticidades parciais e no retorno à escala. Os autores supuseram inicialmente que a forma do relacionamento entre os coeficientes de regressão e a variável indexada ( $I$ ) fosse linear, quadrática e cúbica.

Com base na significância estatística das variáveis, escolheram uma função em que as variáveis  $X_2$  e  $X_3$  tinham suas elasticidades parciais influenciadas por funções quadráticas de  $I$ .

Constataram que, aumentando a variável indexada (serviços de capital/ha), ou seja a intensidade de capital, a elasticidade parcial do fator trabalho se elevava também, o mesmo não se dando com a elasticidade parcial de produção do capital, que decrescia, resultado este previsível pela teoria econômica.

Com o fim de comparação, estimaram uma função do tipo Cobb-Douglas tradicional, usando as mesmas informações.

Comparando as duas funções estimadas, constataram os autores que a função Cobb-Douglas convencional tende a exagerar os retornos à escala para técnicas menos intensivas de capital, influen-

ciando, conseqüentemente, a estimativa da eficiência da utilização de recursos em relação aos diferentes tamanhos da fazenda.

Concluíram que os resultados empíricos sustentaram a hipótese de que a intensidade de capital de produção influenciou as elasticidades parciais de trabalho e capital e o coeficiente de escala, pondo em dúvida o uso de elasticidades parciais fixas, relações médias e retornos à escala como frequentemente se obtém através do uso da função Cobb-Douglas tradicional.

LIMA (1971) utilizou o modelo desenvolvido por Ulveling-Fletcher para descrever uma fase de crescimento de novilhas, através das relações existentes entre ganho de peso total e consumo de alimentos para cada grupo de animais com graus de sangue diferentes, sendo a elasticidade parcial de produção afetada pelo grau de sangue e pela diferença entre temperatura retal e a temperatura ambiente.<sup>12/</sup>

Os dados utilizados foram de um experimento com 18 novilhas mantidas em confinamento durante 140 dias.

A razão da escolha do modelo com elasticidades variáveis se deu devido à suposição de que variações no grau de sangue dos animais e na temperatura acarretam modificações na resposta à alimentação.

---

<sup>12/</sup> LIMA, João E. "Relações Econômicas em uma Fase de Crescimento de Novilhas com Três Graus de Sangue, Viçosa, MG". (Tese de Mestrado apresentada à UPV, Viçosa, 1972), 130 p.

O autor constatou que a variável diferença de temperatura apresentou baixo nível de significância tanto para o termo quadrático como para o linear, o que não ocorreu com as variáveis "dummy" (referentes aos grupos de sangue) que se apresentaram significativas, indicando respostas diferentes à alimentação quando variava o grau de sangue.

Assim, desenvolveu um modelo somente envolvendo graus de sangue, chegando a um coeficiente de determinação da ordem de 0,96 apenas 2% menor que a primeira equação desenvolvida.

Pudemos observar nas análises subsequentes feitas pelo autor, que o modelo usado foi de grande valia, pois através dele, pôde-se constatar a influência do grau de sangue como interviniente no ganho de peso a diversos níveis de consumo de alimentos.

ROCHA (1972), ao fazer uma análise econômica da engorda de bovinos em confinamento, tinha como um dos objetivos testar a possibilidade de aplicação do modelo Ulveling-Fletcher e compará-lo aos modelos Cobb-Douglas e quadrático.<sup>13/</sup>

A amostra constituía-se de 40 novilhos meio sangue Holandês-Zebu que foram confinados num estábulo experimental durante 126 dias.

O modelo Cobb-Douglas mostrou-se insatisfatório principalmente porque o reduzido número de observações não permitiu ajus-

---

<sup>13/</sup> ROCHA, Jober. "Análise Econômica da Engorda de Bovinos em Confinamento através da Superfície de Resposta Ulveling-Fletcher". (Tese de MS apresentada à UFV, Viçosa, 1972), 130 p.

tar funções por intervalos, o que sanaria, em parte, a inconveniência das elasticidades parciais constantes. Além disso, o coeficiente de determinação foi menor que os dois demais modelos.

O número de informações necessárias ao ajustamento da função quadrática exigiu a diminuição dos intervalos de coleta dos pesos dos animais, significando acentuadas oscilações devidas ao ganho de peso de compensação, prejudicando o ajustamento. Houve alta correlação entre as variáveis o que, acrescido da manipulação trabalhosa dos dados e da não significância de vários coeficientes, levou à rejeição do modelo.

Pela função Ulveling-Fletcher, ROCHA pode observar a influência de uma variável indexada (no caso, peso na observação anterior) sobre as elasticidades parciais de produção de componentes diferentes da ração, e seus resultados foram consistentes com as informações nutricionais, sendo que com outro modelo não poderiam ter sido obtidos.

Concluiu, portanto, que a superfície de resposta Ulveling-Fletcher foi a que melhor se adaptou ao fenômeno em estudo.

Funções tendo o tempo como variável dependente foram ajustadas às observações, sendo o modelo Ulveling-Fletcher também escolhido por apresentar resultados melhores e mais lógicos.

ALMEIDA (1972) ao fazer uma análise econômica da produção de leite da bacia leiteira de Salvador, Bahia, utilizou também o modelo de função de produção desenvolvido por Ulveling-Fletcher como uma maneira de contornar algumas das desvantagens do modelo Cobb-

Douglas.<sup>14/</sup>

No modelo por ele escolhido, as variáveis tamanho da empresa com relação a mão-de-obra e tamanho da empresa com relação a intensidade de uso da terra, influíam, respectivamente, sobre as elasticidades parciais do valor do uso de mão-de-obra e da intensidade de uso das terras. As outras variáveis independentes foram valor das terras, valor do uso das benfeitorias e equipamentos, e valor de medicamentos, alimentação e diversos, sendo a variável dependente o valor da produção.

Concluiu o autor, que o modelo Ulveling-Fletcher não se mostrou significativamente diferente do Cobb-Douglas tradicional apresentando três problemas básicos:

"a - geração acelerada de variáveis estatísticas no processo de ajustamento, ocasionando problemas quanto ao grau de significância estatística dos coeficientes das variáveis, uma vez que reduz o número de graus de liberdade disponíveis potencialmente para os testes estatísticos, chegando a determinar a impraticabilidade de algumas estimações;

b - inexistência de fundamento teórico sobre a forma algébrica funcional das variáveis que se hipotetiza como capazes de influenciar as elasticidades parciais de produção;

---

<sup>14/</sup> ALMEIDA, Jaime R. de. "Análise Econômica da Produção de Leite da Bacia Leiteira de Salvador - Bahia". (Tese de Mestrado apresentada à UFV, Viçosa, 1972), 130 p.

c - as funções estimadas com a metodologia proposta quando comparadas à equivalente tradicional, apresentam problemas sérios com respeito ao surgimento de multicolinearidade entre as variáveis, sendo notada a eliminação de variáveis em um grande número das equações devido ao problema surgido."

DE JANVRY e KOENIG (1972) utilizaram também o modelo de função Cobb-Douglas modificada para desenvolver um estudo econômico sobre o uso de fertilizantes nas culturas de milho e trigo na Argentina.<sup>15/</sup>

Os dados foram obtidos de experimentos suficientemente completos para permitir a análise através de função de produção.

A função utilizada foi:

$$Y = AN^{\frac{f}{N}}(M)^{\frac{f}{M}} F^{\frac{f}{F}} M^{\frac{b}{5}} R \prod_{i=1}^n X_i^{Y_i} e^{\sum_j \delta_j D_j},$$

onde: Y = rendimento;

N = nitrogênio;

F = fósforo;

M = fertilidade do solo caracterizada pela matéria orgânica ou nitratos;

R = índice de condições climatológicas;

<sup>15/</sup> DE JANVRY, A. e KOENIG, Rodolfo. "Economía de la Fertilización del Maíz e Trigo en Argentina". Departamento de Economía, Escuela para Graduados en Ciencias Agropecuarias. Serie "Investigación", nº 5, 1972.

$X_i$  = práticas culturais usadas e características do solo;

$D_j$  = variáveis "dummy" para localização geográfica ou para variedades;  $f_N(M)$  e  $f_F(M)$  = polinômios em  $M$ , especificadas como funções lineares ou como funções quadráticas;

$$\begin{aligned} f_N(M) &= b_1 + b_2 M; & f_F(M) &= b_3 + b_4 M; \\ f_N(M) &= b_1 + b_2 M^2; & f_F(M) &= b_3 + b_4 M^2. \end{aligned}$$

Ao introduzirem-se dados de precipitação mensal em dois períodos críticos,  $L_1$  e  $L_2$ , o índice  $R$  toma a forma exponencial

$$R = L_1^{b_6} L_2^{b_7} .$$

Estimada a função para cada ensaio, determinaram as doses ótimas econômicas de fósforo e nitrogênio para determinados níveis de preços e também para determinadas condições dadas de clima ( $R$ ), de fertilidade do solo ( $M$ ) e das outras variáveis ( $X$ ,  $D$ ) que influenciam os rendimentos.

Com relação à fertilidade do solo, 50% da superfície cultivada com milho e trigo correspondiam a terra cansada e foi constatado alto potencial econômico para o uso imediato de fertilizantes; 35% podiam fazer uso econômico dos fertilizantes, porém os altos preços relativos, na época, restringiriam seu uso. O restante, com alta fertilidade, não requeriam fertilizantes diante das condições de produção.

Os resultados a que chegaram indicaram a possibilidade de uso econômico de altas doses de fertilizantes, desde que os preços

relativos se modificassem em favor desses fatores.

A breve revisão que fizemos demonstra a ampla gama de si tuações em que a técnica desenvolvida por ULVELING e FLETCHER pode ser aplicada. As restrições levantadas por ALMEIDA são, sem dúvida, procedentes, mas, em nossa opinião, são largamente contrabalançadas pelas vantagens que já apontamos, como seja, a sensibilidade às variações da organização técnica da produção e das respostas ao uso dos fatores produtivos ao longo das diversas faces do processo.

Em nosso estudo, o modelo será aplicado justamente no sentido de se aproveitar dessa flexibilidade, tentando especificar, como se verá a seguir, a influência indireta de algumas variáveis sobre o comportamento de outras.

CAPÍTULO III  
ASPECTOS DA ÁREA E DA AMOSTRA

1. Área de estudo

A presente pesquisa foi desenvolvida na região de Ribeirão Preto, Estado de São Paulo, mais especificamente nos municípios de Jardinópolis, Sales de Oliveira e Guaiúba. Os dois primeiros estão localizados na região nordeste do Estado e o último na região norte. Estes municípios pertencem a Divisão Regional Agrícola de Ribeirão Preto da Secretaria de Agricultura do Estado de São Paulo.

A escolha desta área se deveu em princípio a critérios de seleção adotados pelo Projeto "Formação de Capital na Agricultura", cujo primeiro levantamento se deu em 1970. Entre as razões da escolha, podemos citar o alto grau de tecnificação das culturas, relativa homogeneidade de solo, clima e topografia além do destaque com

que a área aparece na produção de culturas anuais.<sup>16/</sup>

O município de Guaíra é o maior dos três, possuindo uma superfície de 1.241 km<sup>2</sup> e uma população de aproximadamente 27.000 habitantes, dos quais 37% vivem na zona rural segundo o censo demográfico de 1970. É seguido pelos municípios de Jardinópolis, com superfície de 504 km<sup>2</sup> e população da ordem de 17.000 habitantes, sendo que 39% vivem na zona rural e Sales de Oliveira, com 310 km<sup>2</sup> de superfície e 7.100 habitantes, dos quais 54% habitam a zona rural. Em média, nos três municípios a precipitação pluviométrica oscila entre 1.100 a 1.700 mm anuais.

Com relação ao solo, aproximadamente 87% de área corresponde ao tipo Latossol Roxo; 5,8% ao Latossol Vermelho Amarelo fase Arenosa e o restante a solos hidromórficos.<sup>17/</sup>

A topografia é levemente ondulada com altitude variável de 500 a 700 metros.

A estrutura fundiária, no ano de 1969, pode ser observada no Quadro 2. Verifica-se na região grande número de pequenas e médias propriedades, correspondendo, em Jardinópolis, a 79,32% do total de propriedades, 16,3% da área; em Sales de Oliveira, a 68,95% do número de propriedades, 13,16% da área e, em Guaíra, a 60,63% do número de propriedades, 10,59% da área.

<sup>16/</sup> Para maiores detalhes, ver Leda R. Perroco et alii, "Aspectos Econômicos da Agricultura na Região de Ribeirão Preto, Ano Agrícola 1969/70". Piracicaba: Departamento de Ciências Sociais Aplicadas, ESALQ/USP, Projeto Formação de Capital, 1971.

<sup>17/</sup> MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. "Levantamento de Reconhecimento dos Solos do Estado de São Paulo". (Rio de Janeiro: Boletim de Serviço Nacional de Pesquisas Agrônômicas, nº 12, 1960), p. 607.

Quadro 2 - Distribuição das Propriedades Rurais, Segundo as Classes de Área em 1969, Municípios de Jardinópolis, Sales de Oliveira e Guaiá, Estado de São Paulo.

Classe de área	JARDINÓPOLIS				SALES DE OLIVEIRA				GUAÍRA			
	propriedades		área		propriedades		área		propriedades		área	
	Nº	%	(ha)	%	Nº	%	(ha)	%	Nº	%	(ha)	%
Menos de 20 ha	234	46,52	1830	3,52	60	31,58	561	1,93	132	21,75	1347	1,08
20 a 100 ha	165	32,80	6649	12,78	71	37,37	3299	11,33	236	38,88	11872	9,51
100 a 300 ha	58	11,53	10193	19,59	30	15,79	5152	17,70	133	21,91	23383	18,72
300 a 500 ha	18	3,58	7086	13,62	15	7,89	5781	19,86	38	6,26	14282	11,43
500 a 1000 ha	17	3,38	12178	23,41	7	3,68	5646	19,40	43	7,08	29448	23,58
1000 a 3000 ha	11	2,19	14083	27,07	7	3,68	8667	29,78	22	3,62	34995	28,02
mais de 3000 ha	—	—	—	—	—	—	—	—	3	0,49	9572	7,66
T o t a l	503	100%	52019	100%	190	100%	29106	100%	607	100%	124899	100%

FONTE: Instituto de Economia Agrícola, Secção Levantamento e Análises Estatísticas, Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, 1969.

Embora com um número grande de médias e pequenas propriedades, persiste ainda a alta concentração da propriedade rural pois, em média, 53% da área total é ocupada por 8% das propriedades.

A economia encontra no setor agrícola sua grande força. A renda gerada neste setor nos três municípios, no ano agrícola de 1969/70, foi de duas a três vezes maior do que a proveniente do setor industrial.<sup>18/</sup> O setor agrícola caracteriza-se por dedicar-se predominantemente à policultura de produtos anuais. A região já foi importante área produtora de café e posteriormente de algodão. Atualmente o cultivo de algodão vem sendo substituído, entre outros, pelo de soja.

A distribuição das culturas é o que se mostra no Quadro 3.

---

<sup>18/</sup> SILVA, Lenildo F. da. "Consumo e Poupança: Uma Análise a Nível de Proprietários Agrícolas da Região de Ribeirão Preto", Ano Agrícola 1969/70". Piracicaba, ESALQ/USP, Tese de Mestrado, 1972.

Quadro 3 - Distribuição Porcentual das Culturas em Relação à Área Cultivada em 1972. Municípios de Jardinópolis, Sales de Oliveira e Guaíra, Estado de São Paulo.

Cultura	JARDINÓPOLIS	SALES DE OLIVEIRA	GUAÍRA
	( p o r c e n t a g e m )		
Algodão	20,27	27,06	25,59
Soja	8,44	9,02	38,39
Milho	50,66	33,82	26,51
Arroz	13,51	6,01	6,76
Outros	7,12	24,09	2,75

PONTE: Estimativas da Divisão de Levantamentos e Análises Estatísticas, Instituto de Economia Agrícola, Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

Os indicadores convencionais de modernização mostram que a agricultura de Guaíra é mais tecnificada que a dos outros dois municípios, mas podemos considerar a área como um todo como representativa de um setor primário "moderno" se a compararmos com outras regiões do Estado de São Paulo.

Assim é que de 1960 para 1970 o número de tratores em uso quase triplicou em Guaíra e Jardinópolis, e quadriplicou em Sales de Oliveira.<sup>19/</sup>

<sup>19/</sup> FUNDAÇÃO IBGE. Censo Agrícola do Estado de São Paulo, 1970.

As observações demonstram que acentuou-se o uso de fertilizantes (em intensidade e número de agricultores adotantes), como aprimoraram-se as técnicas de conservação de solos e espalhou-se o uso de defensivos.

A rede bancária que serve a região é relativamente ampla, e o número de agricultores que recorrem ao crédito rural é elevado.

A assistência técnica é fornecida pelas Casas de Agricultura e pelos técnicos das firmas de venda de insumos agrícolas.

## 2. Informações Básicas

Os dados utilizados nesta pesquisa foram obtidos através de entrevistas diretas com os agricultores componentes de uma amostra escolhida ao acaso. Representam um corte transversal no tempo e referem-se ao ano agrícola 1971/72.

Constituem parte da informação básica do Projeto "Formação de Capital na Agricultura", que vem sendo desenvolvido pelo "Department of Agricultural Economics and Rural Sociology da Ohio State University", pelo Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" e pelo Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

O universo foi constituído pelo rol de propriedades cadastradas pelo INCRA em 1966.

A amostra foi determinada seguindo a mesma estrutura do levantamento realizado na mesma área em 1970, excluindo propriedades com área menor que 10 hectares ou maior que 3.000 hectares.<sup>20/</sup>

Para o levantamento de 1972 foram realizadas 129 entrevistas, das quais 120 com os mesmos proprietários do primeiro levantamento, correspondendo a amostra aproximadamente a 10% do universo.

Para atender aos objetivos desta pesquisa foram consideradas apenas as informações relativas as propriedades que cultivavam soja e/ou algodão.

No Quadro 4, podemos observar melhor a distribuição da amostra por município.

Quadro 4 - Distribuição das Observações Analisadas. Municípios de Jardinópolis, Sales de Oliveira e Guaíra, Estado de São Paulo.

Cultura	JARDINÓPOLIS	SALES DE OLIVEIRA	GUAÍRA	Total
Algodão	25	5	32	62
Soja	8	1	43	52

FONTE: Dados da amostra.

<sup>20/</sup> Ver Leda R. Perroco et alii, op. cit., pp. 3-4.

Foram eliminados os questionários que apresentavam culturas consorciadas e/ou deficiência de dados. A eliminação dos questionários com culturas consorciadas constitui uma limitação do presente estudo. Acreditamos que a prática da consorciação merece interesse mas requer informações mais detalhadas e análises adicionais que extenderiam por demais os limites deste trabalho.

Devido ao pequeno número de propriedades entrevistadas no município de Sales de Oliveira e tendo em vista a sua semelhança e proximidade física de Jardinópolis, os dados destes dois municípios serão considerados conjuntamente.

As entrevistas foram realizadas em julho de 1972, por alunos de graduação e pós-graduação do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da ESALQ, utilizando um questionário previamente testado em propriedades similares às visitadas.

A informação básica utilizada nesta pesquisa é apresentada nos Apêndices 1 e 2.

## CAPÍTULO IV

### METODOLOGIA

#### 1. Modelo Econométrico

A função de produção representa uma relação técnica entre a quantidade de recursos utilizados, em determinada atividade produtiva, e a produção obtida. Para uma dada tecnologia e um determinado período de tempo, a função de produção pode ser expressa simbolicamente por:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n / X_{n+1}, \dots, X_t) ,$$

sendo,  $Y$  = produção;

$X_1, X_2, \dots, X_n$  = fatores variáveis;

$X_{n+1}, \dots, X_t$  = fatores fixos.

A fundamentação teórica, como também o uso e limitação do instrumental da função de produção, por demais conhecidos e suficientemente discutidos em livros textos e publicações congêneres não serão explorados aqui.<sup>21/</sup>

Dois modelos estatísticos foram utilizados nesta pesquisa:

### 1.1 - Função Cobb-Douglas

$$Y = aX_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot \dots \cdot X_n^{b_n} \cdot e$$

sendo, Y = variável dependente;

a = constante;

$b_1, b_2, \dots, b_n$  = elasticidades parciais de produção;

$X_1, X_2, \dots, X_n$  = variáveis independentes;

e = erro.

O modelo apresenta inúmeras vantagens. Dentre as principais, podemos citar:<sup>22/</sup>

<sup>21/</sup> Uma análise básica sobre funções de produção na agricultura, pode ser vista em HEADY, Earl O. e DILLON, John L. "Agricultural Production Functions". Ames: The Iowa State University Press, 1964, como também em ENGLER, J.J.C. "Análise da Produtividade de Recursos na Agricultura" (Tese de Doutorado apresentada à ESALQ/USP, Piracicaba, 1968), e outros.

<sup>22/</sup> GIRÃO, José A. "A Função de Produção de Cobb-Douglas e a Análise Inter-Regional da Produção Agrícola". Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian, Centro de Estudos de Economia Agrária, 1965. pp. 87-91.

- a) quando expressa sob forma logarítmica, os parâmetros podem ser estimados através de uma equação de regressão linear múltipla;
- b) as elasticidades parciais de produção, que são os próprios coeficientes de regressão, são diretamente comparáveis, sendo independentes dos valores de  $X_1$  e  $Y$ ;
- c) é uma função homogênea de grau  $K$  ( $K = b_1 + b_2 + \dots + b_n$ ), e a natureza dos rendimentos à escala é facilmente determinada pela soma dos coeficientes de regressão;
- d) as produtividades marginais são também calculadas com grande facilidade, multiplicando-se a elasticidade de produção pela produtividade média do fator;
- e) em comparação a outros modelos, obtém-se maior número de graus de liberdade nos testes estatísticos.

Por outro lado apresenta certas desvantagens, como:

- a) as elasticidades parciais e retornos à escala são constantes, não podendo portanto explicar simultaneamente os diferentes estágios de produção;
- b) as curvas de isoproducto são assintóticas aos eixos das coordenadas, o que não corresponde a realidade, visto que a partir de certo ponto a produtividade marginal dos fatores torna-se nula e até negativa;
- c) isóclinas são retas que passam pela origem e portanto a pro-

porção ótima em que dois fatores se combinam é constante, o que nem sempre acontece.

## 1.2 - Função Ulveling-Fletcher

O modelo desenvolvido por ULVELING e FLETCHER constitui uma modificação da função Cobb-Douglas, em que as elasticidades parciais de produção são variáveis e, conseqüentemente, os retornos à escala, dentro de um intervalo de variação da função.<sup>23/</sup>

Simbolicamente pode ser expressa por:

$$Y = a \cdot X_1^{F_1(I)} \cdot X_2^{F_2(I)} \cdot X_3^{F_3(I)} \cdots X_n^{F_n(I)} \cdot e ,$$

onde os expoentes são funções de uma variável (I), considerada como modificadora das elasticidades parciais e dos retornos à escala.

A introdução dessa variável torna, geralmente, a função não homogênea.

Pressupõe-se que I é uma variável contínua observável e que influencia uma ou mais elasticidades parciais de produção.

Na forma logarítmica, tem-se:

$$\log Y = \log a + F_1(I) \log X_1 + F_2(I) \log X_2 + F_3(I) \log X_3 + \log e ,$$

onde  $F_1(I)$  pode assumir as mais variadas formas:

<sup>23/</sup> ULVELING e FLETCHER, op. cit., p. 322-324.

$$F(I) = b_1 + b_2 I$$

$$F(I) = b_1 + b_2 I^2$$

$$F(I) = b_1 + b_2 I^3 \quad ,$$

ou em conjunto,

$$F(I) = b_0 + b_1 I + b_2 I^2 + b_3 I^3 \quad .$$

A função é bem flexível, permitindo testar hipóteses de que diversas variáveis influenciam as elasticidades parciais, ou de que variáveis diferentes influenciam cada uma das elasticidades separadamente. Estas hipóteses poderão ser testadas pela determinação do nível de significância dos coeficientes.<sup>24/</sup>

Quando os dados em análise correspondem a diversas maneiras de organizar a produção ou combinar fatores, o uso de uma função como a Cobb-Douglas, que pressupõe elasticidades de produção e, portanto, retornos à escala constantes, pode implicar no abandono de informações de interesse: a técnicas diferentes corresponderiam elasticidades parciais e retornos a escalas diferentes. Poder-se-ia contornar o problema através da divisão da massa de informações em sub-amostras, atentando, no entanto, para duas limitações importan-

---

<sup>24/</sup> Deve-se observar que se desconhece a distribuição associada aos parâmetros das variáveis índices, tendo sido usada a distribuição "t" de Student na determinação da significância dos mesmos, por falta de outra.

tes: os critérios para extrair uma sub-amostra que englobe as informações referentes a uma mesma técnica não são seguros e influenciam as estimativas dos coeficientes; o número de graus de liberdade para cada estimativa diminui.

A função modificada por ULVELING e FLETCHER permite combinar todas as informações, obter variação dos rendimentos à escala correspondente à variação técnica, além de, possivelmente, diminuir a variância e, por essa via, aumentar, em relação ao uso de sub-amostras, o nível de significância dos coeficientes. Assim, poderemos observar retornos crescentes e decrescentes numa mesma relação insumo-produto.

## 2. Ajustamento das Funções

Inicialmente foram ajustadas as duas funções às informações básicas referentes à produção (variável dependente) e ao uso dos fatores terra, trabalho e capital, sob diversas formas.

Verificamos que a variável área cultivada apresentava altos coeficientes de correlação com a maioria das outras variáveis independentes fazendo com que a precisão das estimativas caísse de modo a tornar praticamente impossível isolar as influências relativas das diversas variáveis independentes.<sup>25/</sup> Sua eliminação por ou-

---

<sup>25/</sup> JOHNSTON, J. *Econometric Methods*. New York, Mc Graw-Hill Book Company, 1972 ( 2ª edição em inglês), pp. 160-169.

tro lado, acarretaria erros maiores nas estimativas. HEADY e DILLON advertem que uma variável só pode ser eliminada com base na lógica física, biológica ou econômica do processo de produção em estudo.<sup>26/</sup> Assim optamos pelo modelo "produtividade", em que a variável dependente é dividida pela área, assim como a maior parte das independentes.

## 2.1 - Algodão

As funções a serem ajustadas para esta cultura, nesta pesquisa, são as que se seguem.

### 2.1.1 - Função Cobb-Douglas

$$(1) Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_5} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot X_8^{b_8} \cdot X_9^{b_9} \cdot e,$$

sendo, Y = produtividade do algodão, expressa em arroba/alqueire;

X<sub>1</sub> = área cultivada com algodão, expressa em alqueire;

X<sub>2</sub> = trabalho humano, expresso em dias-homem/alqueire;

X<sub>3</sub> = dias-máquina, expresso em dias-máquina/alqueire;

X<sub>4</sub> = calcário, expresso em Cr\$/alqueire;

X<sub>5</sub> = fertilizantes, expresso em Cr\$/alqueire;

X<sub>6</sub> = defensivos, expresso em Cr\$/alqueire;

---

<sup>26/</sup> HEADY e DILLON, op. cit., p. 136.

- $X_7$  = município;  
 $X_8$  = semente, expressa em Cr\$/alqueire;  
 $X_9$  = número de pulverizações;  
 $e$  = erro.



### 2.1.2 - Função Ulveling-Fletcher

Com esta função serão testados, a princípio, dois tipos de modelos, devido as medidas alternativas para a variável defensivos. Assim teremos:

$$(2) \quad Y_1 = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{F(I_3)} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{F(I_5)} \cdot X_6^{F(I_6)} \cdot X_7^{b_7} \cdot e,$$

$$(3) \quad Y_2 = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{F(I_3)} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{F(I_5)} \cdot X_7^{b_7} \cdot X_9^{F(I_9)} \cdot e,$$

sendo as elasticidades parciais de produção das variáveis  $X_3$ ,  $X_5$ ,  $X_6$  e  $X_9$ , funções das variáveis índices  $I_3$ ,  $I_5$ ,  $I_6$  e  $I_9$ , respectivamente, como segue:

$$F(I_3) = b_{30} + b_{31} I_3 + b_{32} I_3^2$$

$$F(I_5) = b_{50} + b_{51} I_5 + b_{52} I_5^2$$

$$F(I_6) = b_{60} + b_{61} I_6 + b_{62} I_6^2$$

$$F(I_9) = b_{90} + b_{91} I_9 + b_{92} I_9^2$$

As equações, portanto, tomam as seguintes formas:

$$(4) Y_1 = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_{30} + b_{31}I_3 + b_{32}I_3^2} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_{50} + b_{51}I_5 + b_{52}I_5^2} \\ \cdot X_6^{b_{60} + b_{61}I_6 + b_{62}I_6^2} \cdot X_7^{b_7} \cdot e \quad ,$$

$$(5) Y_2 = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_{30} + b_{31}I_3 + b_{32}I_3^2} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_{50} + b_{51}I_5 + b_{52}I_5^2} \\ \cdot X_7^{b_7} \cdot X_9^{b_{90} + b_{91}I_9 + b_{92}I_9^2} \cdot e \quad ,$$

onde: Y = produtividade do algodão, expressa em arroba/alqueire;

X<sub>1</sub> = área cultivada com algodão, expressa em alqueire;

X<sub>2</sub> = trabalho humano, expresso em dias-homem/alqueire;

X<sub>3</sub> = dias-máquina, expresso em dias-máquina/alqueire;

X<sub>4</sub> = calcário, expresso em Cr\$/alqueire;

X<sub>5</sub> = fertilizantes, expresso em Cr\$/alqueire;

X<sub>6</sub> = defensivos, expresso em Cr\$/alqueire;

X<sub>7</sub> = município;

X<sub>9</sub> = número de pulverizações;

I<sub>3</sub> = dias-máquina, expresso em dias-máquina/alqueire;

I<sub>5</sub> = semente, expressa em Cr\$/alqueire;

I<sub>6</sub> = número de pulverizações;

I<sub>9</sub> = defensivos, expresso em Cr\$/alqueire;

e = erro.

Definição das Variáveis <sup>27/</sup>

Produtividade do algodão

Expressa em arrobas por alqueire,<sup>28/</sup> representa a quantidade total da produção de algodão por unidade de área, no ano agrícola 1971/72. Inclui, portanto, o algodão vendido e/ou em estoque.

Área cultivada com algodão ( $X_1$ )

Esta variável foi medida em alqueires e representa a área cultivada com algodão no ano agrícola em estudo. Foram eliminadas as propriedades que cultivaram algodão em consorciação.

Trabalho humano ( $X_2$ )

Inclui o trabalho do proprietário e de sua família, do trabalhador permanente e assalariado, por unidade de área, empregado na cultura de algodão no ano agrícola considerado.

Expressa em dias-homens por alqueire, sendo que aos homens adultos atribuiu-se o peso 1,0 e às mulheres e crianças o peso 0,75.<sup>29/</sup>

---

<sup>27/</sup> Os valores atribuídos às variáveis foram obtidos a partir de informações fornecidas pelos agricultores, sendo naturalmente sujeitos a imprecisões, que, mesmo por verificação indireta e confrontação com as demais informações recolhidas, não se podem eliminar.

<sup>28/</sup> Um alqueire é igual a 2,42 hectares e uma arroba igual a 15 kg. A área foi expressa em alqueire por ser a medida de conhecimento dos agricultores.

<sup>29/</sup> Estes pesos são geralmente usados em estudo deste tipo. Ver, por exemplo, WRIGHT, Charles, op. cit., p. 80.

Dias-máquina ( $X_3$  ou  $I_3$ )

Esta variável representa os dias de emprego efetivo de maquinárias e implementos agrícolas. Estipulou-se um dia-máquina correspondente a 8 horas. Expressa em dias-máquina por alqueire.

Calcário ( $X_4$ )

Expressa em cruzeiros por alqueire, representa o valor por área do calcário aplicado na cultura no ano agrícola 1971/72.

Levando em conta o efeito residual do calcário, o valor total da quantidade aplicada foi dividido por três. Desconsiderou-se, por falta de informações, o efeito residual de aplicações anteriores.

Fertilizantes ( $X_5$ )

Esta variável representa o valor total, em cruzeiros por alqueire, dos fertilizantes comerciais aplicados na cultura de algodão, por área, no ano agrícola em estudo.

Defensivos ( $X_6$  ou  $I_9$ )

Esta variável é expressa em cruzeiros por alqueire e refere-se ao valor por área de cada aplicação dos defensivos, na cultura de algodão, no ano agrícola 1971/72.

Município ( $X_7$ )

Esta é uma variável binária ("dummy variable") utilizada com o objetivo de verificar a existência ou não de diferença na produtividade entre os municípios em estudo. Atribuiu-se o valor 1 para Guaíba e 10 para Jardinópolis.

Semente ( $X_8$  ou  $I_5$ )

Também expressa em cruzeiros por alqueire, representa o valor total, por área, das sementes melhoradas adquiridas na Casa da Agricultura ou em firmas.

Número de Pulverizações ( $X_9$  ou  $I_6$ )

Esta variável representa o número de vezes que o agricultor pulverizou ou polvilhou a cultura de algodão no ano agrícola 1971/72.

2.2 - Soja

Para esta cultura serão ajustadas as funções que se seguem:

2.2.1 - Função Cobb-Douglas

$$(6) Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_5} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot X_8^{b_8} \cdot X_9^{b_9} \cdot X_{10}^{b_{10}} \cdot e$$

onde:  $Y$  = produtividade de soja, expressa em saco de 60 kg/alqueire;  
re;

$X_1$  = área cultivada com soja, expressa em alqueire;

$X_2$  = trabalho humano, expresso em dias-homem/alqueire;

$X_3$  = dias-máquina, expresso em dias-máquina/alqueire;

$X_4$  = calcário, expresso em Cr\$/alqueire;

$X_5$  = fertilizantes, expresso em Cr\$/alqueire;

$X_6$  = defensivos, expresso em Cr\$/alqueire;

$X_7$  = município;

$X_8$  = espaçamento, expresso em  $\text{cm}^2$ ;

$X_9$  e  $X_{10}$  = variedades;

$e$  = erro.

Foram utilizadas duas variáveis binárias ("dummy variable")  $X_9$  e  $X_{10}$  para testar a diferença entre duas variedades IAC-1, Santa Rosa e sua mistura IAC-1/Santa Rosa; que são mais comumente plantadas na região. Esta mistura não se refere ao plantio conjunto das variedades mas ao fato de a mesma propriedade, plantá-las em áreas distintas. Portanto teremos três funções conforme os coeficientes da variável binária forem ou não estatisticamente significativos. O uso da variável binária é importante porque assim teremos, com os dados agrupados, mais de uma função e, conseqüentemente, diferentes intersecções das funções no eixo das coordenadas.

Pode-se definir as variáveis binárias do seguinte modo:

Variedades	V a r i á v e i s    b i n á r i a s	
	$X_9$	$X_{10}$
IAC-1	1	1
IAC-1/Santa Rosa	10	1
Santa Rosa	1	10

Após transformar a equação (6) na forma logarítmica podemos extrair as seguintes:

Para a variedade IAC-1

$$\log Y = \log A + \sum_{i=1}^8 b_i \log X_i + \log e \quad ,$$

$$\text{ou } Y = A \prod_{i=1}^8 X_i^{b_i} e \quad .$$

Para a variedade IAC-1/Santa Rosa

$$\log Y = \log A + \sum_{i=1}^8 b_i \log X_i + b_9 \log X_9 + \log e \quad ,$$

$$\log Y = \log A + b_9 + \sum_{i=1}^8 b_i \log X_i + \log e \quad ,$$

$$Y = \text{Antilog} (\log A + b_9) \cdot \prod_{i=1}^8 X_i^{b_i} \cdot e \quad .$$

Para a variedade Santa Rosa

$$\log Y = \log A + \sum_{i=1}^8 b_i \log X_i + b_{10} \log X_{10} + \log e ,$$

$$\log Y = \log A + b_{10} + \sum_{i=1}^8 b_i \log X_i + \log e ,$$

$$Y = \text{Antilog} (\log A + b_{10}) \cdot \prod_{i=1}^8 X_i^{b_i} \cdot e .$$

### 2.2.2 - Função Ulveling-Fletcher

$$(7) Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{F(I_3)} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{F(I_5, D_{51}, D_{52})} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

Assumimos que as elasticidades parciais de produção da variável  $X_3$  e  $X_7$  sofrem influência de outras variáveis conforme podemos ver a seguir.

$$F(I_3) = b_{30} + b_{31}I_3 + b_{32}I_3^2$$

$$F(I_5, D_{51}, D_{52}) = b_{50} + b_{51}I_5 + b_{52}I_5^2 + b_{53}D_{51} + b_{54}D_{52}$$

A função fica assim representada:

$$(8) Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_{30} + b_{31}I_3 + b_{32}I_3^2} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_{50} + b_{51}I_5 + b_{52}I_5^2 + b_{53}D_{51} + b_{54}D_{52}} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

onde,  $Y$  = produtividade de soja, expressa em sacos de 60 kg/alqueire;

$X_1$  = área cultivada com soja, expressa em alqueire;

$X_2$  = trabalho humano, expresso em dias-homem/alqueire;

$X_3$  = dias-máquina, expresso em dias-máquina/alqueire;

$X_4$  = calcário, expresso em Cr\$/alqueire;

$X_5$  = fertilizantes, expresso em Cr\$/alqueire;

$X_6$  = defensivos, expresso em Cr\$/alqueire;

$X_7$  = município;

$I_3$  = dias-máquina, expresso em dias-máquina/alqueire;

$I_5$  = espaçamento, em  $\text{cm}^2$ ;

$D_{51}$  e  $D_{52}$  = variedade;

$e$  = erro.

As variáveis binárias para variedades  $D_{51}$  e  $D_{52}$ , se colocam como influenciando a elasticidade parcial de produção da variável fertilizantes.

Partindo da equação (8) a função assumirá as seguintes formas:

Para a variedade IAC-1

$$Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot X_3^{b_{30}} + b_{31} I_3 + b_{32} I_3^2 \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_5} + b_{51} I_5 + b_{52} I_5^2 \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

Para a variedade IAC-1/Santa Rosa

$$Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_5} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

$$\cdot X_5^{b_5} + b_{51} I_5 + b_{52} I_5^2 + b_{53}^D I_5 \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

Para a variedade Santa Rosa

$$Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_5} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

$$\cdot X_5^{b_5} + b_{51} I_5 + b_{52} I_5^2 + b_{54}^D I_5 \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

Definição das VariáveisProdutividade da soja (Y)

Esta variável representa a produção total de soja por unidade de área, no ano agrícola 1971/72. É expressa em sacos de 60 kg/alqueire e inclui a soja vendida e/ou em estoque.

Área cultivada com soja (X<sub>1</sub>)

Esta variável, medida em alqueire, representa a área cultivada com soja no ano em estudo. As propriedades que cultivavam soja em consorciação foram eliminadas.

Trabalho humano ( $X_2$ )

Esta variável leva em consideração o trabalho do proprietário e de sua família, do trabalhador permanente e assalariado, efetivamente dedicados à cultura de soja no ano agrícola considerado. É expressa em dias-homem por unidade de área, sendo que os dias de trabalho na colheita não foram considerados. Os pesos atribuídos aos dias de trabalho de homem, mulher e criança são idênticos aos da cultura de algodão.

Dias-máquina ( $X_3$  ou  $I_3$ )

Esta variável representa os dias de uso das maquinárias e implementos agrícolas na cultura de soja, expressa em dias-máquina por alqueire, sendo um dia-máquina igual a 8 horas.

Calcário ( $X_4$ )

Esta variável foi medida em cruzeiros por alqueire e representa os gastos, por área, com calcário aplicado na cultura. O valor total foi dividido por três devido ao efeito residual do corretivo. Novamente desconsideramos o efeito residual de aplicações anteriores.

Fertilizantes ( $X_5$ )

Esta variável refere-se as despesas com fertilizantes, por área, aplicados durante o ano agrícola 1971/72, expressa em cru

zeiros por alqueire.

Defensivos ( $X_6$ )

Esta variável, medida em cruzeiros por alqueire, representa o valor total dos defensivos aplicados na cultura de soja, por área, no ano agrícola considerado.

Município ( $X_7$ )

Esta é uma variável binária ("dummy variable"), utilizada para verificar a diferença na produtividade entre os municípios considerados. As propriedades de Guaíra receberam o valor 1 e as de Jardinópolis 10.

Variedade ( $X_9$ ,  $X_{10}$  ou  $D_{51}$ ,  $D_{52}$ )

Estas são também variáveis binárias ("dummy variable"), usadas para testar se há ou não diferenças entre as duas variedades mais comumente plantadas na região e a sua mistura.

Como podemos observar, estas variáveis entram na função Cobb-Douglas influenciando diretamente a produtividade. Na função Ulveling-Fletcher, influenciam-na indiretamente, através da variável fertilizantes.

Espaçamento ( $X_8$  ou  $I_5$ )

Como a variável anterior, influencia diretamente a produtividade na Cobb-Douglas e indiretamente na Ulveling-Fletcher, através da adubação. É expressa em  $\text{cm}^2$  por planta.

A estimativa dos coeficientes de regressão far-se-á pelo método dos mínimos quadrados.<sup>30/</sup>

Será calculado o coeficiente de determinação múltipla ( $R^2$ ) a fim de medir o grau de ajustamento das equações de regressão estimadas. O teste "F" de Snedecor será usado para testar a significância estatística das regressões obtidas.

Aplicar-se-á o teste "t" de Student para determinar a significância estatística das estimativas dos coeficientes de regressão.

A seleção do melhor ajustamento será feita mediante a combinação dos seguintes critérios:

- a) valor do coeficiente de determinação múltipla;
- b) significância da regressão;
- c) valor dos coeficientes de correlação simples;
- d) significância dos coeficientes de regressão;
- e) importância das variáveis independentes contidas na equação.

---

<sup>30/</sup> Uma descrição a respeito do método podemos ver em: JOHNSTON, J. Métodos Econométricos. São Paulo: Editora Atlas, S.A., 1971. (primeira edição em português), p. 25-45.

### 3. Testes estatísticos dos parâmetros

Para todas as variáveis, tanto as que influenciam diretamente a produtividade como as indexadas, no caso de uso da função Ulveling-Fletcher, testaremos a hipótese nula

$$H_0 : b_1 = 0 \quad ,$$

contra a alternativa

$$H_1 : b_1 \neq 0 \quad .$$

No caso das variáveis que têm ação direta na produtividade, optou-se por esta hipótese alternativa porque acreditamos que certos agricultores da região em estudo já se encontram na faixa de irracionalidade econômica, do lado do excesso de uso de alguns fatores, o que se explicaria, em parte, pela falta de orientação técnico-econômica e pelo assédio insistente dos vendedores de insumos.

Trabalhos feitos por NELSON e WRIGHT na mesma região do estudo, chegaram à conclusão que diversos fatores tinham o seu uso além do ótimo econômico.<sup>31/</sup>

Portanto, o teste será bilateral porque achamos que não há elementos suficientes para definir a priori que a contribuição dos diversos fatores à produtividade seja positiva.

Para as variáveis indexadas, o uso desta hipótese alternativa deu-se por não se ter uma noção lógica de suas variações,

<sup>31/</sup> NELSON, William C., op. cit., pp. 120-123 e WRIGHT, Charles, op. cit., pp. 114-116.

principalmente por se tratar de variáveis não comumente usadas em estudos de função de produção.

#### 4. Discussão a respeito das variáveis e do modelo

##### 4.1 - Questões a respeito da definição das variáveis

Em primeiro lugar, queremos dizer que a escolha das variáveis atrás definidas constitui uma tentativa de ressaltar os fatores que realmente interagem no processo produtivo. Geralmente, as variáveis usadas em trabalhos de função de produção contém muitas limitações quanto ao método de medida, e a conceituação nem sempre expressa uma relação direta com o processo produtivo.

A substituíbilidade entre os vários componentes de um determinado fator é outro problema a se considerar. Assim, por exemplo, a mão-de-obra na aração não é geralmente substituível pela mão-de-obra da colheita, tratando-se de tarefas complementares com graus de complexidade diferentes. Com mais razão, os componentes do fator capital não são em geral substituíveis.

A ociosidade de certos fatores em alguns segmentos do processo produtivo (e, muito mais, durante o resto do ano) levanta um problema de medida frequentemente ignorado. Essa ociosidade inevitável leva a uma superestimação do uso dos fatores e isto se percebe mais claramente quando se comparam processos agrícolas e industriais.

Esforçamo-nos, então, dentro das limitações dos dados coletados, para dar às variáveis significação mais próxima possível à realidade do processo produtivo.

Com relação à variável trabalho humano na tarefa da colheita, temos duas situações que nos parecem substancialmente diferentes. Na cultura de algodão, a disponibilidade de mão-de-obra para colher afeta a quantidade colhida, não existindo mão-de-obra suficiente na ocasião adequada, a tarefa tem que ser adiada ou tem que prolongar-se no tempo, com redução do peso colhido (por perda de umidade) e com aumento dos riscos ligados à variações climáticas.

Na cultura de soja, tal não ocorre. A oferta sazonal de mão-de-obra não tem influência direta sobre a quantidade que se colhe, em primeiro lugar porque na maioria das propriedades em estudo a tarefa é mecanizada, os gastos de trabalho homogêneos (embora esse não seja o ponto importante para o nosso raciocínio) e, em segundo, porque as dilatações que se fizerem necessárias não afetarão em nada a quantidade colhida. A colheita é um segmento necessário do processo produtivo, mas a quantidade colhida é em pouco ou nada afetada pelas variações de prazo e quantidade de mão-de-obra utilizada na operação. Portanto, para a cultura de soja, essa parte do fator trabalho humano foi eliminada, o mesmo não se dando com a cultura de algodão.

Normalmente, na definição das variáveis defensivas, calcário e fertilizantes, incluem-se, além do valor da quantidade aplicada, os gastos em transporte. Como, numa função de produção, trata-

se de medir a influência das variações de quantidades aplicadas (no caso, expressas em valor) sobre as quantidades produzidas, não convém "contaminar" a expressão daquelas quantidades com acréscimos (como despesas de transporte) que tem uma relação muito pequena com elas e, conseqüentemente, com o processo produtivo.

Observemos que ao se considerar os valores em vez das quantidades de insumos, ganha-se em precisão porque se leva em conta a qualidade daqueles.

O problema da inexistência de relações fixas (ou definidas) entre os preços dos insumos e dos respectivos aportes à produção fica diluído pelas compensações decorrentes da aleatoriedade da amostra.

Problema maior surge com a representatividade do fator capital. Comumente se usa medir esse fator através do estoque de capital em benfeitorias, máquinas e equipamentos, ou por meio da chamada participação efetiva do capital, que é igual ao somatório da depreciação, juros sobre o capital investido e despesas em reparos.

Quando se considera o estoque de capital numa função de produção não agregada, onde o seu cálculo é feito porcentualmente em relação a renda bruta ou aos dias de uso das máquinas na cultura, não se consegue eliminar a ociosidade. O mesmo ocorre com a participação efetiva do capital, pois as taxas de depreciação e juros são aplicadas ao valor total do capital sem considerar o tempo efetivo de uso.



Portanto, a ociosidade é incluída. Em valores absolutos a "contaminação" da medida de uso efetivo é menor, porém, porcentualmente ela é a mesma. Mesmo quando se introduz uma taxa de uso efetivo, definida como quociente entre o tempo de uso em determinada cultura e o tempo total de uso no conjunto das atividades da propriedade, não se elimina o problema da ociosidade porque esta só pode ser entendida como uma relação entre o uso real e o uso potencial.

Com relação aos gastos em reparos é difícil separar os que realmente passam a fazer parte do capital daqueles que serão consumidos.

Também tem-se que levar em conta que o capital não permanece constante durante o período produtivo. Por exemplo, para o trator, segundo GEORGESCU-ROEGEN (citado por Yotopoulos), três coisas acontecem no período de produção: deterioração, exaustão e obsolescência, ou seja, sua capacidade de fornecer serviços correntemente diminui, ele foi parcialmente exaurido, isto é, ele agora tem um ano a menos de vida e também terá que coexistir com máquinas modernas que se tornaram disponíveis. Houve, portanto, uma mudança qualitativa e quantitativa, comum e característica nos processos econômicos e sociais, que não pode ser aferida pelo simples valor do capital. Essa mudança é parcialmente física e parcialmente um fenômeno de mercado. A exaustão e obsolescência são fenômenos de mercado e se tornam irrelevantes para os propósitos da teoria da produção.<sup>32/</sup>

<sup>32/</sup> YOTOPOULOS, Pan A. "Agricultural and Factory Processes: Implications for Empirical Research". Em Food Research Institute Studies in Agricultural Economics Trade and Development, Vol. XII, nº 2, 1973. p. 163.

O dado que o agricultor fornece é o valor atual dos bens de capital. É fácil perceber que esse valor não tem muito a ver com a eficiência do equipamento, que não difere significativamente quando se trata de comparar uma máquina, digamos, depreciada por dois anos de uso e uma outra de um ano. Fica claro que é impossível introduzir ponderações nesse valor para atender ao conjunto das considerações acima. Assim sendo, ele não foi usado na presente pesquisa.

Achamos que uma maneira de contornar essas dificuldades e medir a influência do fator capital, embora indiretamente, seria através de um dado físico, ou seja, os dias de uso das máquinas e implementos, pois, ao mesmo tempo que têm relação direta com o processo produtivo, têm também uma forte relação com o capital absorvido pela cultura, que é o que interessa na função de produção. Evidentemente, associam-se a esse tipo de medida os erros decorrentes da variabilidade de potência das máquinas. Não foi possível contornar esse problema por falta dos dados correspondentes.

Por ser uma tentativa de medida, usou-se esta mesma variável no expoente no caso da função Ulveling-Fletcher, a fim de se ter uma idéia da variação da elasticidade parcial da própria variável.

Por uma questão de maior representatividade e separação dos fatores, no caso de cultura de soja, duas variáveis (espaçamento e variedades) foram utilizadas em substituição a variável semente (valor de quantidade de semente).

Para a cultura de algodão isto não pode ser feito por dois motivos: primeiro, por ser praticamente uma só variedade, pois as sementes são compradas nas Casas de Agricultura do Estado de São Paulo; segundo, o dado que se tem a respeito do espaçamento é após o processo de repicagem e este dado além de ter pouca variabilidade, tem pequena dependência da quantidade de semente usada por área.

Também com um sentido de tentativa, a variável defensiva de grande importância na cultura de algodão, foi expressa de duas maneiras: número de pulverizações e valor de quantidade usada por vez, a fim de se ter uma idéia da influência da técnica de manejo, não só em termos de quantidade como de frequência.

Sabe-se que a quantidade de defensivos aplicada por vez varia, mas, devido a falta de dados, este valor foi tomado em termos médios.

#### 4.2 - Questões a respeito do modelo produtividade

Como já vimos, este modelo será usado em lugar do modelo produção total, como uma maneira de sanar o problema de multicolinearidade entre as variáveis independentes.

Um problema surge com relação à medida dos retornos à escala.

Quando da divisão das variáveis (tanto as independentes como a dependente) pela variável área cultivada ( $X_1$ ), parte-se do pressuposto que a somatória dos coeficientes é igual a unidade, o

que vem a dizer que o rendimento à escala é fixo e constante.

Considerando-se a função de produção com três variáveis dependentes, tem-se:

$$(9) \quad Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot e \cdot$$

Admitindo-se  $b_1 + b_2 + b_3 = 1$ , podemos ter:

$$X_1^1 = X_1^{b_1 + b_2 + b_3}$$

$$X_1^1 = X_1^{b_1} \cdot X_1^{b_2} \cdot X_1^{b_3} \cdot$$

Dividindo a equação (9) por  $X_1^1$ , temos:

$$\frac{Y}{X_1^1} = \frac{A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3}}{X_1^{b_1} \cdot X_1^{b_2} \cdot X_1^{b_3}} \cdot e \cdot,$$

ou,

$$\frac{Y}{X_1} = A \left( \frac{X_2}{X_1} \right)^{b_2} \cdot \left( \frac{X_3}{X_1} \right)^{b_3} \cdot e \cdot$$

Como parte de um pressuposto fixo, este modelo restringe as análises econômicas da função a se obter.

Neste estudo, a fim de eliminar essa pressuposição, a variável área cultivada ( $X_1$ ) será acrescida na regressão, como de-

monstraremos a seguir.

Partindo-se da equação:

$$(10) \quad Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot e \quad ,$$

admitindo-se que  $b_1 + b_2 + b_3 = 1 + K$ , por analogia com o caso anterior, temos:

$$X_1^{1+K} = X_1^{b_1 + b_2 + b_3}$$

Dividindo-se a equação (10) por  $X_1^{1+K}$ , vem:

$$\frac{Y}{X_1^{1+K}} = \frac{A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3}}{X_1^{b_1} \cdot X_1^{b_2} \cdot X_1^{b_3}} \cdot e \quad ,$$

ou,

$$\frac{Y}{X_1^{1+K}} = A \left( \frac{X_2}{X_1} \right)^{b_2} \cdot \left( \frac{X_3}{X_1} \right)^{b_3} \cdot e \quad .$$

Desdobrando-se  $X_1^{1+K}$ ,

$$\frac{Y}{X_1 X_1^K} = A \left( \frac{X_2}{X_1} \right)^{b_2} \cdot \left( \frac{X_3}{X_1} \right)^{b_3} \cdot e \quad ,$$

donde,

$$\frac{Y}{X_1} = A \left(\frac{X_2}{X_1}\right)^{b_2} \cdot \left(\frac{X_3}{X_1}\right)^{b_3} \cdot X_1^K \cdot e \cdot$$

O coeficiente  $\underline{K}$  da variável  $X_1$  é o medidor dos retornos à escala e este será crescente, constante ou decrescente conforme o seu valor for estatisticamente positivo, nulo ou negativo, respectivamente. Da mesma forma que os outros parâmetros, a sua significância estatística será dada pelo teste "t" de Student. Devemos notar que este coeficiente não mais representa a elasticidade da variável área cultivada: passa a ser simplesmente um medidor dos retornos à escala.

Como vimos anteriormente neste capítulo, uma das vantagens do uso da função Ulveling-Fletcher é que os retornos à escala podem variar numa mesma função. Com o modelo produtividade esta vantagem deixa de existir, pois ele será determinado pelo valor do parâmetro  $\underline{K}$ . Note-se que é uma fixação após o ajustamento da função e não sua pressuposição.

Mesmo assim a variabilidade das elasticidades parciais permanece, o que é uma outra vantagem desta função em relação à Cobb-Douglas.

CAPÍTULO V  
ANÁLISE DOS RESULTADOS

1. Algodão

1.1 - Função Cobb-Douglas

De início estimou-se os coeficientes de correlação simples entre as variáveis que entrariam nos modelos e constatou-se que o problema de correlação alta entre as variáveis independentes deixou de existir com o modelo produtividade, conforme podemos ver no Apêndice 3.

Vários modelos foram testados com a função Cobb-Douglas e estão apresentados no Apêndice 6.

O teste "F" de Snedecor para as regressões apresentou-se estatisticamente significativo ao nível de 1% de probabilidade na maioria dos ajustamentos.

A equação selecionada com base nos critérios apontados no capítulo anterior, corresponde ao modelo VII do Apêndice 6.

As variáveis independentes que a compõe são as seguintes: área cultivada ( $X_1$ ); trabalho humano ( $X_2$ ); dias-máquina ( $X_3$ ); fertilizantes ( $X_5$ ); defensivos ( $X_6$ ); semente ( $X_8$ ) e número de pulverizações ( $X_9$ ).

Como podemos notar, no ajustamento escolhido, a variável calcário ( $X_4$ ) não aparece. Três motivos levaram a sua eliminação: primeiro, a sua não significância estatística; segundo, não apresentando correlação alta com as outras variáveis independentes, a sua eliminação praticamente não interfere nos coeficientes a serem estimados para as mesmas; e, terceiro, a maneira como foi medida esta variável. Devido à falta de dados, não levamos em consideração as aplicações do corretivo nos anos anteriores, que poderiam apresentar ainda efeitos residuais.

A variável município ( $X_7$ ) apresentou-se estatisticamente não significativa em vários ajustamentos, indicando que as produtividades em Guaíra e Jardinópolis não diferem.

O Quadro 5 apresenta os resultados estatísticos da equação.

Os valores obtidos para o teste "t" de Student demonstram que os coeficientes das variáveis dias-máquina ( $X_3$ ), defensivos ( $X_6$ ) e semente ( $X_8$ ), são não-significativos, mas foram mantidos no modelo em virtude de sua importância no processo produtivo.

Quadro 5 - Ajustamento da Função Cobb-Douglas para a Cultura de Algodão, Municípios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

Variáveis	Coefficientes de Regressão $b_i$	Teste "t" de Student
Área cultivada ( $X_1$ )	0,0294	0,76
Trabalho humano ( $X_2$ )	0,2261****	2,87
Dias-máquina ( $X_3$ )	- 0,0043	- 0,22
Fertilizantes ( $X_5$ )	0,1745*	1,38
Defensivos ( $X_6$ )	0,0445	0,85
Semente ( $X_8$ )	0,0745	0,61
Número de pulverizações ( $X_9$ )	0,0848****	4,20

Constante: A = 13,14

Coefficiente de Correlação Múltipla: R = 0,6580

Coefficiente de Determinação:  $R^2 = 0,4330$

Valor de "F" = 5,89\*\*\*\*

Número de Observações = 62

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%;

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%;

\*\* Indica significância ao nível de 10%;

\* Indica significância entre os níveis de 20 a 30%.

A não significância da variável área cultivada ( $X_1$ ), conforme vimos no Capítulo IV, é um indicador de que os retornos são constantes à escala.

Interessante notar na função a significância estatística, ao nível de 1% de probabilidade, da variável número de pulverizações, vindo a evidenciar a sua importância, embora não seja comumente usada em estudos deste tipo. No entanto, consideramos que sua posição ideal numa função, seja a de "variável-índice".

O fato do coeficiente da variável que representa o valor por área da quantidade de defensivo aplicado cada vez ser estatisticamente não-significativo reflete um certo conhecimento de uso desse fator pelos agricultores, resultando em uma homogeneidade nas dosagens.

Essa homogeneidade entre os agricultores verifica-se também para os fatores dias-máquina e semente por área que, como a variável anterior, não afetam significativamente a produtividade.

A análise econômica deste modelo não será feita, pois consideramos que a função Ulveling-Fletcher apresenta melhores condições para análise.

## 1.2 - Função Ulveling-Fletcher

Também com a função Ulveling-Fletcher, vários ajustes foram feitos (Apêndice 7), sendo que todos apresentaram um teste "F" significativo ao nível de 1% de probabilidade.

No caso das variáveis indexadas que se apresentam na forma linear e quadrática, existem problemas de multicolinearidade (Apêndices 4 e 5).

A alta correlação entre os termos linear e quadrático, numa função de produção, fatalmente ocorre quando o número de observações é pequeno. KMENTA reconhece que numa função quadrática as variáveis são em geral altamente correlacionadas.<sup>33/</sup>

No caso presente é praticamente impossível contornar esse problema. A eliminação de um ou outro termo correlacionado baseou-se na significância do teste "t", como também na lógica do sinal do coeficiente.

A fim de realçar a importância e conseqüente variabilidade das variáveis defensivas e número de pulverizações no modelo produtividade, duas equações foram selecionadas, correspondentes aos ajustamentos VIII e XV do Apêndice 7.

No Quadro 6 são apresentados os coeficientes de regressão e as características estatísticas das duas equações.

Conforme podemos ver no quadro acima citado, o que diferencia uma equação da outra é a posição que as variáveis defensivas e número de pulverizações ocupam.

No caso de se ter a variável defensivas influenciando diretamente a produtividade, ocorre uma certa diferença de nível entre os municípios, o mesmo não se dando quando se tem a variável número de pulverizações nesta posição.

<sup>33/</sup> KMENTA, Jan. "Elements of Econometrics". The Macmillan Company, 1971, p. 452.

Quadro 6 - Ajustamentos Selecionados Da Função Ulveling-Fletcher para a Cultura do Algodão, Municípios de Guaira e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

Variáveis	Coeficientes de Regressão (teste "t" entre parênteses)					
	$\hat{b}_i$	$\hat{b}_{i0}$	$\hat{b}_{i1}$	$\hat{b}_{i2}$	$\hat{b}_i$	$\hat{b}_{i0}$ $\hat{b}_{i1}$
Área cultivada ( $X_1$ )	-0,0031 (0,007)				0,0334 (0,87)	
Trabalho humano ( $X_2$ )	0,2359**** (2,89)				0,2187**** (2,87)	
Dias-máquina ( $X_3$ )	-0,0149 (-0,73)				-0,0039 (-0,21)	
Fertilizantes ( $X_5$ )	0,1647 <sup>a/</sup>	0,1487* (1,13)		0,000004* (1,51)	0,1672 <sup>a/</sup>	0,1360* (1,07) 0,0005* (1,44)
Defensivos ( $X_6$ )	0,0330 <sup>a/</sup>	-0,1078* (-1,55)	0,0267**** (2,57)	-0,0006* (-1,33)		
Município ( $X_7$ )	0,0905** (1,93)					
Número de Pulverizações ( $X_9$ )					0,807**** (4,07)	
Constante: A = 20,89					22,84	
Coeficiente de Correlação Múltipla: R = 0,6595					0,6640	
Coeficiente de Determinação: R <sup>2</sup> = 0,4350					0,4410	
Valor de "F" = 4,45****					7,23****	
Número de Observações: 62					62	

<sup>a/</sup> Determinado em função da média geométrica da variável indexada.

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%.

\*\* Indica significância ao nível de 10%.

\* Indica significância entre os níveis de 20 a 30%.

Nos ajustamentos VIII do Apêndice 6 e VII do Apêndice 7, em que nenhuma dessas variáveis entram, a variável binária para município ( $X_7$ ) não é significativa.

Seria de se supor então, que a diferença de nível entre os municípios é devida ao valor das dosagens usadas por vez e por área de inseticida. Ao analisar o ajustamento II do Apêndice 6, pertencente a função Cobb-Douglas simples, verificamos que a variável município também não é significativa.

Tudo indica então que a diferença de nível de produtividade entre Guaíra e Jardinópolis é devida diretamente as diferenças de valor das dosagens de defensivos, como também, indiretamente, pelo número de vezes de aplicações.

Para as análises subseqüentes, achamos melhor somente o uso do modelo VIII, porque como já dissemos é mais factível a variável número de pulverizações ocupar o lugar de variável-índice, do que o inverso.

A equação apresentou um coeficiente de determinação de 0,43, que para o modelo produtividade é representativo, pois geralmente alcança níveis mais baixos.

Devida a significância estatística da variável binária município ( $X_7$ ), obtemos as seguintes equações gerais.

Para Guaíra

$$Y = 20,89 X_1^{-0,0031} X_2^{0,2359} X_3^{-0,0149} X_5^{0,1487} + 0,000004 I_5^2 X_6^{-0,1078} + 0,0267 I_6 - 0,0006 I_6^2$$

Para Jardinópolis

$$Y = 25,73 X_1^{-0,0031} X_2^{0,2359} X_3^{-0,0149} X_5^{0,1487} + 0,000004 I_5^2 X_6^{-0,1078} + 0,0267 I_6 - 0,0006 I_6^2$$

Pelos mesmos motivos apontados na função Cobb-Douglas, a variável calcário ( $X_4$ ), não aparece no modelo escolhido.

Embora estatisticamente não significativa, a variável dias-máquina ( $X_3$ ) permaneceu devido sua relevância no processo de produção.

A elasticidade parcial da variável fertilizantes sofre oscilações conforme o valor da semente por área varie.

Assim, fixando a variável semente ( $I_5$ ) nos seus níveis máximo, médio e mínimo, temos as seguintes elasticidades parciais de  $X_5$ .

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,2203$$

$$I_5 \text{ médio: } E_{X_5} = 0,1647$$

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,1490$$

A medida que aumenta o número de sementes por área (pode-se dizer a quantidade, pois o preço na maioria das observações é constante), aumenta a influência que o fator fertilizante tem sobre a produtividade. Por outro lado, nota-se que a variação da elasticidade é relativamente pequena (compare-se com a variação da elasticidade da variável defensivos), demonstrando, de certa forma, a pouca influência, no caso da cultura de algodão, da variável-índice semente ( $I_5$ ) sobre a variável fertilizantes ( $X_5$ ), sendo isto, talvez, devido à pouca variabilidade existente tanto na qualidade como na quantidade do fator empregado por área.

Com relação à variável defensivos ( $X_6$ ), fixando a variável número de pulverizações ( $I_6$ ) em seus níveis mínimo (fixado em 1), médio e máximo, obtemos:

$$I_6 \text{ mínimo: } E_{X_6} = - 0,0817$$

$$I_6 \text{ médio: } E_{X_6} = 0,0330$$

$$I_6 \text{ máximo: } E_{X_6} = 0,1892$$

Vemos que a medida que aumenta o número de pulverizações, a elasticidade do fator defensivos também aumenta, e com maior velocidade.

Com relação ao nível mínimo  $I_6$ , o valor negativo da elasticidade realça bem a irracionalidade do uso de defensivos quando o número de pulverizações é muito pequeno.

Por se tratar de uma função quadrática no expoente, determinamos o seu ponto de máximo (após verificar as condições necessárias e suficientes de maximização), ou seja, o ponto em que a elasticidade do fator defensivo tenha maior influência sobre a produtividade.

Constatou-se ser a elasticidade neste ponto igual a 0,1892, com um número de vezes de pulverizações igual a aproximadamente 23, bem próximo do máximo, que foi de 22. Considere-se, entretanto, que esse é o valor que maximiza a elasticidade da variável defensivos e não o que dá o ótimo econômico.

Em termos médios dos dados observados, pode-se dizer que o número de aplicações do defensivo está bem abaixo daquele em que esse fator tem maior atuação na função, o que se compreende, visto que o objetivo do agricultor, não é, evidentemente, maximizar a produtividade de um único fator, havendo um amplo conjunto de razões a serem levadas em conta.

Os valores estimados para as elasticidades parciais indicam que os fatores produtivos considerados, com exceção da variável dias-máquina, estão sendo utilizados no estágio racional de produção.

Assim pode-se concluir que em condições "coeteris paribus", um incremento de 10% no uso do fator trabalho humano possibilitaria um aumento de 2,36% na produtividade, um incremento de 10% no uso de fertilizantes determinaria um acréscimo de 1,65% no rendimento da cultura (em termos médios de uso da variável semente), e igual aumento no uso de defensivos aumentaria de 0,33 a produtividade (em termos médios de número de pulverizações).

Como na função Cobb-Douglas, os retornos à escala são constantes, dada a não significância estatística da variável área cultivada.

Os valores da relação  $VP_{Ma_{X_i}} / P_{X_i}$ , apresentados no Quadro 7, indicam que os fatores fertilizantes ( $X_5$ ) e defensivos ( $X_6$ ) poderiam ter seu uso aumentado, enquanto que o trabalho humano ( $X_2$ ) deveria ser utilizado em menor intensidade.

As variáveis que têm as suas elasticidades parciais flexíveis, acarretam também variações na relação  $VP_{Ma_{X_i}} / P_{X_i}$ . Assim, para a variável fertilizantes, essa relação varia de 1,64 para 2,43, conforme o valor da quantidade de semente empregada por área. Embora a amplitude de variação seja pequena, vemos que adubação não está sendo feita nas melhores condições econômicas em relação à quantidade de sementes.

No caso da variável defensivos, a diferença é marcante. Com a variação do número de pulverizações, a relação passa de - 4,72 para 10,92, respectivamente aos níveis mínimo e máximo.

Isto indica a importância dessa variável na produtividade como também a necessidade de um aumento no tempo de ação do defensivo, o que se pode conseguir pelo aumento do número de pulverizações.

Quadro 7 - Valor do Produto Médio, Valor do Produto Marginal, Preços dos Insumos e Relação entre os Valores dos Produtos Marginais e os Preços dos Insumos Incluídos na Equação Estimativa Seleccionada, para a Cultura de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72.

	Trabalho Humano ( $X_2$ )	Dias-máquina ( $X_3$ )	Fertilizantes <sup>c/</sup> ( $X_5$ )	Defensivos <sup>c/</sup> ( $X_6$ )
$VPMe_{X_i}$ <sup>a/</sup>	40,98	789,77	11,83	62,93
$VPMa_{X_i}$ <sup>a/</sup>	9,67	- 11,76	1,94	2,07
$P_{X_i}$ <sup>b/</sup>	12,00	140,00	1,07	1,07
$VPMa_{X_i} / P_{X_i}$	0,80	- 0,08	1,81	1,93

<sup>a/</sup> Os valores dos produtos médios e marginais foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra no Apêndice 12.

<sup>b/</sup> Os preços dos fatores são apresentados no Apêndice 13.

<sup>c/</sup> As elasticidades parciais usadas para o cálculo  $VPMa_{X_i}$  foram consideradas em relação à média geométrica das variáveis indexadas.

## 2. Soja

### 2.1 - Função Cobb-Douglas

Antes de efetuar os ajustamentos das funções, estimaram-se, os coeficientes de correlação simples entre as variáveis que entrariam nos vários modelos e constatou-se que o problema de correlação elevada entre as variáveis independentes deixou de existir com o modelo produtividade, conforme podemos ver no Apêndice 8.

A função de produção selecionada corresponde ao modelo VI do Apêndice 10. As variáveis independentes que constituem este modelo são: área cultivada ( $X_1$ ), trabalho-humano ( $X_2$ ), dias-máquina ( $X_3$ ), fertilizantes ( $X_5$ ) e variedades ( $X_9$  e  $X_{10}$ ), sendo que 59% das variações na produtividade podem ser explicadas por essas variáveis, com um teste "F" significativo ao nível de 1% de probabilidade.

No Quadro 8 são apresentados os coeficientes de regressão e as características estatísticas desta função.

Uma das variáveis binárias ("dummy variable"), a  $X_9$  para a variedade, apresentou-se significativa ao nível de 1% de probabilidade, indicando uma diferença entre a mistura IAC-1/Santa Rosa e as mesmas, tomadas isoladamente, em relação à produtividade.

A outra variável binária,  $X_{10}$ , embora não tenha se apresentado estatisticamente significativa, permaneceu no modelo porque possibilita indicar uma diferença, ainda que pequena, entre duas variedades que provavelmente existe mas não foi possível detectar

com os dados da amostra.

Quadro 8 - Ajustamento da Função Cobb-Douglas para a Cultura de Soja, Municípios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

Variáveis	Coefficientes de Regressão $b_i$	Teste "t" de Student
Área cultivada ( $X_1$ )	- 0,1575***	- 2,39
Trabalho humano ( $X_2$ )	- 0,0147	- 0,21
Dias-máquina ( $X_3$ )	0,1752*	1,46
Fertilizantes ( $X_5$ )	0,6020****	5,21
Variedade ( $X_9$ )	0,2036****	3,24
Variedade ( $X_{10}$ )	0,0047	0,09

Constante: A = 3,27

Coefficiente de correlação múltipla: R = 0,7681

Coefficiente de determinação:  $R^2 = 0,5900$

Valor de "F" = 10,79\*\*\*\*

Número de observações = 52

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%;

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%;

\*\* Indica significância ao nível de 10%;

\* Indica significância entre os níveis de 20 e 30%.

Assim, obtivemos três equações:

Para a variedade IAC-1

$$\hat{Y} = 3,274 X_1^{-0,1574} X_2^{-0,0147} X_3^{0,1752} X_5^{0,6020}$$

Para a mistura IAC-1/Santa Rosa

$$\hat{Y} = 5,232 X_1^{-0,1574} X_2^{-0,0147} X_3^{0,1752} X_5^{0,6020}$$

Para a variedade Santa Rosa

$$\hat{Y} = 3,310 X_1^{-0,1574} X_2^{-0,0147} X_3^{0,1752} X_5^{0,6020}$$

Essa diferenciação maior entre as duas variedades e a mistura delas, tomadas isoladamente, e que reflete o uso dos fatores com a produtividade, foi motivada talvez, por uma melhor distribuição do uso dos fatores permitida pela diferença de ciclo das duas variedades.

A variável trabalho humano permaneceu na função devido a sua importância no processo produtivo.

A variável defensivos foi eliminada por não apresentar significância estatística e também por ser, nesta cultura, de pouca relevância.

Com relação a variável calcário, as considerações feitas no estudo de cultura de algodão são igualmente válidas aqui.

Nos vários ajustamentos feitos com a função Cobb-Douglas, a variável espaçamento foi utilizada, numa tentativa de verificar a possibilidade de que influencie diretamente a produtividade, embora seja mais provável que a influência seja indireta, como aparece na função Ulveling-Fletcher a seguir. Devido a sua não significância estatística, foi eliminada.

Os valores encontrados para as elasticidades parciais indicam que os fatores produtivos considerados, com exceção do trabalho humano, estão sendo utilizados no estágio racional de produção.

Analisando a variável área cultivada (que entrou na função como um medidor dos retornos à escala) verificamos ser ela estatisticamente diferente de zero, ao nível de 10% de probabilidade indicando o sinal negativo do coeficiente rendimentos decrescentes à escala.

Isto significa que os acréscimos obtidos na produtividade, quando de inversões simultâneas e na mesma proporção dos fatores considerados, seriam menos que proporcionais aos acréscimos nas quantidades empregadas dos fatores de produção.

O coeficiente de determinação obtido (0,59) é bastante razoável, mas inferior ao da função Ulveling-Fletcher, apresentada a seguir. Além disso, esta última oferece maiores possibilidades para desenvolver a análise. Por esses motivos, não nos deteremos na análise econômica da função Cobb-Douglas.

## 2.2 - Função Ulveling-Fletcher

A equação estimativa selecionada, quando do uso da função Ulveling-Fletcher, foi a correspondente ao modelo III do Apêndice II. As variáveis independentes incluídas neste modelo e que influenciam diretamente a produtividade são: área cultivada ( $X_1$ ) trabalho humano ( $X_2$ ), dias-máquina ( $X_3$ ), fertilizantes ( $X_5$ ). As que influenciam indiretamente são: dias-máquina ( $I_3$ ), espaçamento ( $I_5$ ), na forma linear (a última, também na forma quadrática), e as binárias ("dummy variable") ( $X_9$  e  $X_{10}$ ), usadas para diferenciar as variedades.

Com as variáveis exponenciais, que se apresentaram na forma linear e quadrática, houve problemas de multicolinearidade, mas elas foram conservadas na função pelos mesmos motivos citados na cultura de algodão.

O Quadro 9 apresenta os coeficientes de regressão e as demais características da função.

O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) apresentou-se maior do que o da função Cobb-Douglas, indicando maior representatividade das variáveis escolhidas: 68% das variações da produtividade são explicadas pelas variáveis independentes que compõem o modelo.

Os valores obtidos para o teste "t" mostram que somente os coeficientes da variável trabalho humano ( $X_2$ ) e da "dummy" ( $X_{10}$ ), que diferencia as variedades, apresentaram-se estatisticamente não diferentes de zero aos níveis selecionados para a pesquisa.

Quadro 9 - Ajustamento da Função Ulveling-Fletcher para a Cultura de Soja, Municípios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72. Modelo Produtividade.

Variáveis	Coeficientes de Regressão (teste "t" entre parênteses)					
	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_{10}$	$\hat{b}_{11}$	$\hat{b}_{12}$	$\hat{b}_{13}$	$\hat{b}_{14}$
Área Cultivada ( $X_1$ )	-0,1725**** (-2,83)					
Trabalho humano ( $X_2$ )	-0,0489 (-0,75)					
Dias-máquina ( $X_3$ )	0,4263 <sup>a/</sup>	0,7779**** (3,84)	-0,1182**** (-3,25)			
Fertilizantes ( $X_5$ )	0,4805 <sup>a/b/</sup> -0,5605 0,5103	0,4546**** (3,99)	0,0000907* (1,15)	-0,000000493* (-1,15)	0,0800**** (3,12)	0,0175 (0,82)

Constante: a = 6,026

Coefficiente de Correlação Múltipla: R = 0,8256

Coefficiente de Determinação: R<sup>2</sup> = 0,6817

Valor de "F" = 10,00\*\*\*\*

Número de observações = 52

a/ Determinado em função da média geométrica da variável indexada.

b/ Para a variedade: IAC-1, mistura IAC-1/Santa Rosa e a variedade Santa Rosa, respectivamente.

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%.

\*\* Indica significância ao nível de 10%.

\* Indica significância entre os níveis de 20 a 30%.

Os motivos para manter essas variáveis no modelo são os mesmos quando da discussão da função Cobb-Douglas.

A partir das duas variáveis binárias ( $D_{51}$  e  $D_{52}$ ) indexadas à variável fertilizantes pudemos obter as seguintes equações (por variedade).

Para a variedade IAC-1

$$\hat{Y} = 6,026 X_1^{-0,1725} X_2^{-0,0489} X_3^{0,7799} - 0,1182 I_3 X_5^{0,4546} + 0,0000907 I_5 - 0,0000000493 I_5^2$$

Fixando  $I_5$  nos níveis mínimo, médio e máximo, obtemos as seguintes elasticidades parciais do fator (para a variedade IAC-1):

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,4599$$

$$I_5 \text{ médio: } E_{X_5} = 0,4805$$

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,4277 .$$

Para a mistura IAC-1/Santa Rosa

$$\hat{Y} = 6,026 X_1^{-0,1725} X_2^{-0,0489} X_3^{0,7799} - 0,1182 I_3 X_5^{0,5346} + 0,0000907 I_5 - 0,0000000493 I_5^2$$

Fixando  $I_5$  nos níveis mínimo, médio e máximo, obtém-se as seguintes elasticidades parciais para a variável fertilizantes:

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,5399$$

$$I_5 \text{ médio: } E_{X_5} = 0,5605$$

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,5077 .$$

Para a variedade Santa Rosa

$$\hat{Y} = 6,026 X_1 - 0,1725 X_2 - 0,0489 X_3 + 0,7799 X_5 - 0,1182 I_3 + 0,4721 X_5 + 0,0000907 I_5 - 0,000000493 I_5^2$$

Do mesmo modo, fixando  $I_5$  nos níveis mínimo, médio e máximo, obtém-se:

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,4774$$

$$I_5 \text{ médio: } E_{X_5} = 0,5103$$

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,4452$$

Vê-se que, com o aumento do espaçamento por área, a elasticidade do fator fertilizantes aumenta, passando por um máximo pró-

ximo da média de  $I_5$ , e depois diminui. A variação de uma variedade a outra é relativamente grande, mas para cada uma em si é pequena.

Apesar da influência do espaçamento no fator fertilizantes ser pequena, o resultado é interessante, pois pode-se constatar que, quando o espaçamento entre plantas é muito grande, deve haver certa perda por absorção com conseqüente decréscimo da influência do fertilizante na produtividade.

Outro dado pode ser obtido a partir do expoente dessa variável fertilizantes. Tratando-se de uma função quadrática, pudemos determinar o seu ponto de ótimo, que no caso é de máximo, após veriificação das condições necessárias e suficientes de maximização.

Constatou-se que a área por planta que maximiza a elasticidade parcial de produção do fator fertilizantes é  $919,88 \text{ cm}^2$ , acima da média da amostra, que é  $353,73 \text{ cm}^2$ , e da indicação da CATI, que é de  $300 \text{ cm}^2$ .

Não se pode afirmar que esse resultado corresponda realmente ao nível ótimo do uso do fator fertilizantes. Além disso, ao compará-lo com as práticas de espaçamento efetivamente usadas e a recomendada, deve-se levar em conta que há muitos outros fatores, além da maximização da produtividade do fertilizante, pesando na decisão dos agricultores a determinar a escolha da área por planta, de modo que a diferença entre os três valores acima não é surpreendente.

Com relação à variável dias-máquina ( $I_3$ ), fixando-a nos seus níveis máximo, médio e mínimo, verificamos a seguinte variação

da elasticidade parcial de produção:

$$I_3 \text{ máximo: } E_{X_3} = 0,0293$$

$$I_3 \text{ médio: } E_{X_3} = 0,4263$$

$$I_3 \text{ mínimo: } E_{X_3} = 0,7349 .$$

Conforme aumenta o uso de máquinas, por unidade de área, diminui de maneira bem drástica a sua elasticidade parcial de produção. Isto nos dá uma indicação de que o uso intensivo da máquina por área não é um fator relevante para a cultura de soja. Importa observar que deve existir uma faixa inicial de crescimento dessa elasticidade parcial que não foi possível detectar pelo fato de os proprietários da amostra já se situarem numa fase de uso intensivo do fator.

Os resultados obtidos para os coeficientes de regressão ( $b_i$ ) indicam, com exceção feita ao trabalho humano ( $X_2$ ), que os fatores produtivos estão sendo usados no estágio racional de produção.

Podemos dizer que em condições "coeteris paribus", um acréscimo da ordem de 10% na quantidade empregada do fator dias-máquina resultaria em um incremento de 4,2% na produtividade (em termos médios da variável indexada dias-máquina). Assim como um acréscimo de 10% no uso de fertilizantes acarretaria aumentos de 4,8%, 5,6% e 5,1% na produtividade, respectivamente, para as variedades IAC-1,

IAC-1/Santa Rosa e Santa Rosa (em termos médios de área por planta).

Com relação aos rendimentos à escala, a variável área cultivada nos indica que os mesmos são decrescentes da ordem de 0,83.

Não são recomendáveis inversões simultâneas e nas mesmas proporções nos fatores considerados, pois isto acarretaria um acréscimo na produtividade proporcionalmente menor ao acréscimo dado aos fatores.

O Quadro 10 apresenta os valores dos produtos médios e marginais, como também as relações entre os valores dos produtos marginais dos insumos e seus respectivos preços.

Essas relações nos indicam que as variáveis dias-máquina e fertilizantes não estão sendo utilizadas em níveis de ótimo econômico e que portanto, seu uso deveria ser incrementado.

A análise da variável trabalho humano deve ser feita com certa reserva, pois o coeficiente de regressão não é estatisticamente diferente de zero, o que indica uma certa homogeneidade entre os agricultores com relação ao seu uso por área.

Com relação a variável município ( $X_7$ ), a sua não significância estatística nos indica que Guaíra e Jardinópolis não se diferenciam com relação à produtividade.

Essas análises foram feitas em termos médios das variáveis índices. Mais especificamente, no caso da variável dias-máquina, a relação  $VP_{Ma_{X_i}}/P_{X_i}$  sofre uma variação de 4,20 a 0,17 entre os níveis mínimo e máximo desse mesmo fator. Portanto quando do exces-

so de uso das máquinas, por área, a irracionalidade vem à tona.

Em virtude das oscilações provocadas pela variável índice espaçamento sobre a variável fertilizantes serem bem menores, permanece, em todos os níveis, a mesma análise feita para os termos médios.

Quadro 10 - Valor do Produto Médio, Valor do Produto Marginal, Preços dos Insumos e Relação entre os Valores dos Produtos Marginais e os Preços dos Insumos Incluídos na Equação Estimativa Seleccionada para a Cultura de Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72.

	Trabalho-humano ( $X_2$ )	Dias-máquina ( $X_3$ )	Fertilizantes <sup>c/</sup> ( $X_5$ )		
			IAC-1	IAC-1/Santa Rosa	Santa Rosa
$VPMe_{X_i}$ <sup>a/</sup>	200,15	800,63	11,72	11,72	11,72
$VPMa_{X_i}$ <sup>a/</sup>	- 9,78	341,31	5,63	6,57	5,98
$P_{X_i}$ <sup>b/</sup>	12,00	140,00	1,07	1,07	1,07
$VPMa_{X_i}/P_{X_i}$	- 0,82	2,44	5,26	6,14	5,59

a/ Os valores dos produtos médios e marginais foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra (Apêndice 12).

b/ Os preços dos fatores são apresentados no Apêndice 13.

c/ As elasticidades parciais foram consideradas em relação as médias geométricas das variáveis indexadas.

CAPÍTULO VI  
RESUMO E CONCLUSÕES

1. Resumo

O principal objetivo desta pesquisa é analisar a eficiência do uso dos recursos nas culturas de soja e algodão numa região altamente tecnificada.

Especificamente os objetivos são:

- a) estimar funções de produção dos tipos Cobb-Douglas e Ulveling-Fletcher e comparar os resultados obtidos;
- b) verificar a possibilidade de uso de outras variáveis que não as comumente usadas em estudos de função de produção, no sentido de tentar dar aos fatores que entram no processo produtivo, uma maior representatividade;

- c) no caso do uso da função Ulveling-Fletcher, estimar as variações que podem ocorrer com as elasticidades parciais de produção;
- d) determinar os retornos à escala, assim como os valores das produtividades média e marginal dos fatores;
- e) comparar os níveis de eficiência de uso dos recursos nas duas culturas;
- f) fazer uma análise das implicações econômicas dos resultados.

A informação básica utilizada na presente pesquisa foi obtida através de entrevista direta com os agricultores dos municípios de Guaíra, Jardinópolis e Sales de Oliveira, pertencentes a uma amostra escolhida ao acaso do rol de proprietários cadastrados no INCRA.

A amostra é constituída de 62 observações para a cultura de algodão e 52 para a de soja, referentes ao ano agrícola 1971/72.

A fim de diminuir os problemas decorrentes da multicolinearidade, o modelo produtividade foi utilizado.

Foram feitos vários ajustamentos com dois tipos de função, a Cobb-Douglas e a Ulveling-Fletcher, e os modelos selecionados foram:

1.1 - Cultura de algodão1.1.1 - Cobb-Douglas

$$\hat{Y} = 13,14 X_1^{0,0294} X_2^{0,2261****} X_3^{-0,0043} X_5^{0,1745*}$$

$$X_6^{0,0445} X_8^{0,0745} X_9^{0,0848****}$$

$$R^2 = 0,4343$$

1.1.2 - Uveling-Fletcher

$$\hat{Y} = 20,89 X_1^{-0,0031} X_2^{0,2359****} X_3^{-0,0149} X_5^{0,1487*} + 0,000004 * I_5^2$$

$$X_6^{-0,1078* + 0,0267*** I_6} - 0,0006 * I_6^2 X_7^{0,0905**}$$

$$R^2 = 0,4350$$

onde,  $\hat{Y}$  = produtividade da cultura de algodão, em arroba/alqueire;

$X_1$  = área cultivada com algodão, em alqueire;

$X_2$  = trabalho humano em dias-homem/alqueire;

$X_3$  = dias-máquina/alqueire;

$X_5$  = fertilizantes, em Cr\$/alqueire;

$X_6$  = defensivos, em Cr\$/alqueire, e por vez de uso;

$X_7$  = município;

---

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%;

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%;

\*\* Indica significância ao nível de 10%;

\* Indica significância entre os níveis de 20 a 30%.

$X_8$  = semente, em Cr\$/alqueire;

$X_9$  = número de pulverizações;

$I_5$  = semente, em Cr\$/alqueire;

$I_6$  = número de pulverizações.

## 1.2 - Cultura de soja

### 1.2.1 - Cobb-Douglas

$$\hat{Y} = 3,27 X_1^{-0,1575***} X_2^{-0,0147} X_3^{0,1752*} X_5^{0,6020****}$$

$$X_9^{0,2036****} X_{10}^{0,0047}$$

$$R^2 = 0,5900$$

### 1.2.2 - Ulveling-Fletcher

$$\hat{Y} = 6,03 X_1^{-0,1725****} X_2^{-0,0489} X_3^{0,7779****} - 0,1182**** I_3$$

$$X_5^{0,4546****} + 0,0000907 I_5 - 0,0000000493 I_5^2 + 0,0800**** D_{51} + 0,0175 D_{52}$$

$$R^2 = 0,6817$$

---

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%;

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%;

\*\* Indica significância ao nível de 10%;

\* Indica significância entre os níveis de 20 a 30%.

sendo,  $\hat{Y}$  = produtividade da cultura de soja, em sacos de 60 kg/alqueire;

$X_1$  = área cultivada com soja, em alqueire;

$X_2$  = trabalho humano, em dias-homem/alqueire;

$X_3$  = dias-máquina/alqueire;

$X_5$  = fertilizantes, em Cr\$/alqueire;

$X_9$  e  $X_{10}$  = variedades;

$I_3$  = dias-máquina/alqueire;

$I_5$  = espaçamento;

$D_{51}$  e  $D_{52}$  = variedade.

## 2. Conclusões

A função Ulveling-Fletcher ajustou-se melhor aos dados da cultura de soja. Embora na cultura de algodão o coeficiente de determinação fosse praticamente da mesma ordem para as duas funções, a Ulveling-Fletcher apresentou-se mais flexível, oferecendo maiores possibilidades para análise.

### 2.1 - Cultura de algodão

- As variáveis que tinham suas elasticidades parciais influenciadas por uma variável índice permitiram estimar sua flexibilidade. Fixando o valor da semente por área nos níveis máximo, médio e mínimo, encontramos as seguintes elasticidades parciais do fator fertilizante

tes:

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,2203$$

$$I_5 \text{ médio: } E_{X_5} = 0,1647$$

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,1490 \text{ ,}$$

de onde se concluiu que a variável semente exerce pequena influência na relação fertilizantes-produtividade do algodão.

Fixando a variável-índice número de pulverizações em seus níveis mínimo, médio e máximo, obtivemos as seguintes elasticidades parciais do fator defensivo:

$$I_6 \text{ mínimo: } E_{X_6} = - 0,0817$$

$$I_6 \text{ médio: } E_{X_6} = 0,0330$$

$$I_6 \text{ máximo: } E_{X_6} = 0,1892 \text{ .}$$

Já neste caso, percebe-se a forte influência que tem o número de pulverizações sobre a eficiência do fator defensivo, de grande importância para a cultura. Verificou-se que o número de pulverizações usados pelos agricultores da amostra está aquém da quantidade exigida para uma maior relação do fator defensivo com a produtividade.

- O resultado da variável binária para município indica uma diferença no nível de produtividade entre Guaira e Jardinópolis, devida principalmente à diferença nas dosagens dos inseticidas usados, influenciadas indiretamente pelo número de aplicações.

- Da análise das relações entre os valores dos produtos marginais dos fatores e seus respectivos preços, conclui-se que os agricultores deveriam incrementar o uso dos fatores fertilizantes e defensivos, enquanto que o trabalho humano e o uso de máquinas deveria ser reduzido.

Com relação ao fator fertilizantes, este resultado entra em conflito com os obtidos por NELSON e WRIGHT. Enquanto o primeiro enfatiza a não economicidade do uso do nitrogênio (seus resultados para o conjunto de nutrientes não parecem conclusivos), o segundo afirma que os rendimentos obtidos no ano agrícola em estudo distribuir-se-iam aleatoriamente em relação ao fator fertilizantes, tornando duvidosa a economicidade de seu uso.<sup>34/</sup>

As discrepâncias entre esses três resultados ocorrem, provavelmente, por conta do uso tanto de modelos econométricos como de variáveis diferentes. No entanto, nossas conclusões a respeito do uso de fertilizantes estão apoiadas na significância estatística da variável correspondente no modelo, o que não foi o caso dos dois estudos acima mencionados.

---

<sup>34/</sup> NELSON, William C., op. cit.; WRIGHT, Charles L., op. cit.

Já com relação à variável defensivos, embora medidas diferentemente, os resultados foram da mesma linha, ou seja, os valores da produtividade marginal excederam o preço do insumo.

- A análise da variável área cultivada indicou que os retornos à escala são constantes.

## 2.2 - Cultura de soja

As variedades IAC-1, Santa Rosa e a mistura das duas IAC-1/Santa Rosa, apresentaram diferenças tanto diretamente em relação à produtividade como indiretamente, através do fator fertilizantes, destacando-se a mistura como mais produtiva e com melhor resposta ao uso do fator.

- Fixando-se três níveis de intensidade de uso da variável dias-máquina, pudemos observar a variação das elasticidades parciais da mesma.

$$I_3 \text{ máximo: } E_{X_3} = 0,0293$$

$$I_3 \text{ médio: } E_{X_3} = 0,4263$$

$$I_3 \text{ mínimo: } E_{X_3} = 0,7349 .$$

Com o aumento do uso de máquinas, por área, diminui de maneira bem drástica a atuação do fator na produtividade. Isto nos

indica que, para os agricultores em estudo, o uso indiscriminado desse fator, por área, em condições "coeteris paribus", só contribuirá para baixar seu rendimento relativo.

- Fixando a variável espaçamento nos seus níveis mínimo, médio e máximo, as duas variedades e a mistura apresentaram-se, com relação à variável fertilizantes, das seguintes maneiras:

	<u>IAC-1</u>	<u>IAC-1/Santa Rosa</u>	<u>Santa Rosa</u>
I <sub>5</sub> mínimo:	$E_{X_5} = 0,4599$	$E_{X_5} = 0,5399$	$E_{X_5} = 0,4774$
I <sub>5</sub> médio:	$E_{X_5} = 0,4805$	$E_{X_5} = 0,5605$	$E_{X_5} = 0,5103$
I <sub>5</sub> máximo:	$E_{X_5} = 0,4277$	$E_{X_5} = 0,5077$	$E_{X_5} = 0,4452$

Nota-se que, com o aumento do espaçamento por planta, a elasticidade do fator fertilizantes aumenta, passa por um máximo próximo da média e depois diminui.

As elasticidades, em níveis médios de espaçamento, são bem próximas do valor máximo da elasticidade da variável fertilizantes, mas não se pode dizer o mesmo do espaçamento que maximiza aquela elasticidade em relação ao espaçamento médio efetivamente usado. Isso pelo simples fato, verificável pelo exame da função elástica de, de que a variação na área por planta tem menor influência sobre a produtividade do fator fertilizantes do que a variedade usada. O

valor do espaçamento que maximiza a elasticidade do fator fertilizantes é da ordem de  $920 \text{ cm}^2$ , bem superior à média da amostra que é  $354 \text{ cm}^2$ , e à recomendação da CATI que é de  $300 \text{ cm}^2$ .

- Com relação aos retornos à escala, estes se apresentaram decrescentes, devido a alta significância da variável área cultivada.

- Ao analisar os valores dos produtos marginais e preços dos fatores, concluímos que as variáveis dias-máquina e fertilizantes não estão sendo utilizadas em seus níveis de ótimo econômico e, portanto, os agricultores deveriam intensificar o seu uso.

Também para esta cultura os resultados obtidos por NELSON foram diferentes. As observações que fizemos anteriormente, comparando nossos resultados para a cultura de algodão, são válidas também aqui.

- O resultado encontrado para a variável binária município indica que não existe diferença de nível de produtividade entre Jardinópolis e Guaíra.

Comparando as duas culturas, nota-se que na cultura de algodão o uso de fertilizantes encontra-se mais próximo do ótimo econômico do que na cultura de soja, enquanto que o uso de máquinas é excessivo para o algodão e não para soja. Uma possível causa do melhor manejo de fertilizantes pelos cultivadores de algodão é o tempo maior de prática na condução da cultura, implantada na região anteriormente à de soja.

Com relação a possíveis sugestões para formulação de políticas, devemos ser cautelosos. Se, de um lado, este trabalho visou à substituição dos modelos e variáveis comumente usadas por outros que julgamos mais representativos do processo produtivo e oferecem maiores possibilidades à análise, de outro, pagamos o preço da inovação com a escassez de experiências acumuladas.

Em vista da importância que demonstrou ter o número de aplicações de defensivos na cultura de algodão, recomenda-se que a ênfase da assistência técnica seja dada não só na quantidade total a ser aplicada como também na adequação do espaço de tempo entre as aplicações.

Também deduz-se dos resultados que, pelo menos sob o aspecto das possibilidades de aumento de produtividade, a política de subsidiar o uso de fertilizantes químicos não deve ser questionada. O fato é especialmente claro no que se refere à cultura de soja. Logicamente uma política de preços mínimos mais altos contribuiria também para a intensificação do uso dos fatores produtivos.

## SUMMARY AND CONCLUSIONS

### 1. Summary

The main objective of this research was to analyze the efficiency of the use of resources on soybean and cotton crops in a highly technified region.

More specifically, the objectives were:

- a) to estimate Cobb-Douglas and Ulveling-Fletcher type functions and compare the results obtained;
- b) to determine the possibility of using other variables than those commonly used in production function studies, in an attempt to give the factors which enter the productive process a higher representativeness;
- c) in the case where the Ulveling-Fletcher function is used, to estimate the variations which may occur with the partial produc-

tion elasticities;

d) to determine the returns to scale, as well as the values the average and marginal productivity of the factors;

e) to compare the levels of efficiency of the use of resources for the two crops;

f) to analyze the economic implications of the results.

The basic information utilized in this study was obtained through direct interviews with farmers in the "municipios" of Guaíra, Jardinópolis and Sales de Oliveira included in a sample selected at random from the list of farmers registered at the INCRA.

The sample consisted of 62 observations for cotton and 52 for soybeans and refer to the agricultural year 1971/72.

In order to reduce the problems resulting from multicollinearity, the productivity model was utilized.

Several adjustments were made with both types of functions, Cobb-Douglas and Ulveling-Fletcher, and the models selected were:

1.1 - Cotton1.1.1 - Cobb-Douglas

$$\hat{Y} = 13.14 X_1^{0.0294} X_2^{0.2261****} X_3^{-0.0043} X_5^{0.1745*}$$

$$X_6^{0.0445} X_8^{0.0745} X_9^{0.0848****}$$

$$R^2 = 0.4343$$

1.1.2 - Ulveling-Fletcher

$$\hat{Y} = 20.89 X_1^{-0.0031} X_2^{0.2359****} X_3^{-0.0149} X_5^{0.1487*+} 0.000004*I_5^2$$

$$X_6^{-0.1078*} + 0.0267****I_6 - 0.0006* I_6^2 X_7^{0.0905**}$$

$$R^2 = 0.4350$$

where,  $\hat{Y}$  = productivity of cotton crops, in "arroba/alqueire";

$X_1$  = area planted to cotton, in "alqueire";

$X_2$  = labor, in man-days/"alqueire";

$X_3$  = machinery-days/"alqueire";

---

\*\*\*\* Indicates significance at the 1% level;

\*\*\* Indicates significance at the 5% level;

\*\* Indicates significance at the 10% level;

\* Indicates significance between the 20% and 30%.

$X_5$  = fertilizers, in Cr\$/"alqueire";  
 $X_6$  = defensives, in Cr\$/"alqueire" and by application;  
 $X_7$  = "município";  
 $X_8$  = seed, in Cr\$/"alqueire";  
 $X_9$  = number of defensive applications;  
 $I_5$  = seed, in Cr\$/"alqueire";  
 $I_6$  = number of defensive applications.

## 1.2 - Soybeans

### 1.2.1 - Cobb-Douglas

$$\hat{Y} = 3.27 X_1^{-0.1575***} X_2^{-0.0147} X_3^{0.1752*} X_5^{0.6020****}$$

$$X_9^{0.2036****} X_{10}^{0.0047}$$

$$R^2 = 0.5900$$

### 1.2.2 - Ulveling-Fletcher

$$\hat{Y} = 6.03 X_1^{-0.1725****} X_2^{-0.0489} X_3^{0.7779****} - 0.1182**** I_3$$

$$X_5^{0.4546****} + 0.0000907 I_5 - 0.0000000493 I_5^2 + 0.0800**** D_{51} + 0.0175 D_{52}$$

$$R^2 = 0.6817$$

- 
- \*\*\*\* Indicates significance at the 1% level;  
 \*\*\* Indicates significance at the 5% level;  
 \*\* Indicates significance at the 10% level;  
 \* Indicates significance between the 20% and 30% levels.

where:  $\hat{Y}$  = productivity of soybean crops, in 60 kg bags/"alqueire";  
 $X_1$  = area planted to soybeans, in "alqueire";  
 $X_2$  = labor, in man-days/"alqueire";  
 $X_3$  = machinery-days/"alqueire";  
 $X_5$  = fertilizers, in Cr\$/"alqueire";  
 $X_9$  and  $X_{10}$  = varieties;  
 $I_3$  = machinery-days/"alqueire";  
 $I_5$  = spacing;  
 $D_{51}$  and  $D_{52}$  = variety.

## 2. Conclusions

The Ulveling-Fletcher function showed a better adjustment to the soybean crop data. Although for cotton the determination coefficient was practically of the same order for both functions, the Ulveling-Fletcher function proved to be more flexible and offered greater possibility of analysis.

### 2.1 - Cotton crops

The variables whose partial elasticities were influenced by a index variable permitted estimation of its flexibility. By setting the value of seed per area at the maximum, average, and minimum levels, we found the following partial elasticities for the factor fertilizers:

$$I_5 \text{ maximum: } E_{X_5} = 0.2203$$

$$I_5 \text{ average: } E_{X_5} = 0.1647$$

$$I_5 \text{ minimum: } E_{X_5} = 0.1490$$

hence it was concluded that the variable seed exerts little influence on the fertilizer-productivity relationship for cotton.

By setting the index variable number of defensive applications at its minimum, average and maximum levels, we obtained the following partial elasticities for defensives:

$$I_6 \text{ minimum: } E_{X_6} = 0.0817$$

$$I_6 \text{ average: } E_{X_6} = 0.0330$$

$$I_6 \text{ maximum: } E_{X_6} = 0.1892$$

In this case it was found that the number of applications exerts a strong influence on the efficiency of the factor defensive, which is of great importance to the crop. It was found that the number of applications used by the sample farmers is less than that required for a higher relationship of the factor defensive to productivity.

- The result of the binary variable for the "município" shows a difference in productivity level between Guaíra and Jardinópolis due, mainly, to the difference in amounts of defensives used, indirectly influenced by the number of applications.

- From the analysis of the relationships between the values of the factor marginal products and their respective prices, it was concluded that the farmers should increase the use of fertilizers and defensives, whereas human labor and use of machinery should be reduced.

In regard to the factor fertilizers, this result is in conflict with that obtained by NELSON and WRIGHT. While the first emphasized that the use of nitrogen is non-economic (his results for the nutrient aggregate do not seem conclusive), the latter states that the returns obtained in the agricultural year under study would be randomly distributed in relation to the factor fertilizers, which makes the economics of its use doubtful.<sup>34/</sup>

The discrepancies among these three results probably stem from the use of different econometric models and different variable. However, our conclusions regarding use of fertilizers are supported by the statistical significance of the corresponding variable in the model, which was not the case in the two studies mentioned above.

---

<sup>34/</sup> NELSON, William C., op. cit., WRIGHT, Charles L., op. cit.

In regard to the variable defensives, although measured in a different way, the results were similar, that is, the values of marginal productivity exceeded the price of the input.

- The analysis of the variable cultivated area indicated that the returns to scale are constant.

## 2.2 - Soybean crops

The varieties IAC-1, Santa Rosa and the combination of the two, IAC-1/Santa Rosa, presented differences - directly in relation to productivity and indirectly through the factor fertilizers. The combination being more productive and showing a higher response to the use of the factor.

- By setting three levels of intensity for the use of the variable machinery-days, we could observe the variation of the partial elasticities of this variable.

$$I_3 \text{ maximum: } E_{X_3} = 0.0293$$

$$I_3 \text{ average: } E_{X_3} = 0.4263$$

$$I_3 \text{ minimum: } E_{X_3} = 0.7349$$

With increased use of machinery per area, these was a drastic decrease in its influence on the productivity. This shows that, for the farmers under study, the indiscriminate use of this factor,

per area, coeteris paribus, will only contribute to lower their relative returns.

- By fixing the variable spacing in its minimum, average and maximum levels, the two varieties and the combination of the two presented themselves as follows, in relation to the variable fertilizers:

	<u>IAC-1</u>	<u>IAC-1/Santa Rosa</u>	<u>Santa Rosa</u>
$I_5$ minimum:	$E_{X_5} = 0.4599$	$E_{X_5} = 0.5399$	$E_{X_5} = 0.4774$
$I_5$ average:	$E_{X_5} = 0.4805$	$E_{X_5} = 0.5606$	$E_{X_5} = 0.5103$
$I_5$ maximum:	$E_{X_5} = 0.4277$	$E_{X_5} = 0.5077$	$E_{X_5} = 0.4452$

It was observed that when the spacing per plant increased, the elasticity of the factor fertilizers increased, passed by a maximum near the average and then decreased.

The elasticities, at average levels of spacing, are very close to the maximum value of the elasticity of the variable fertilizers. However, the same is not true for the spacing that maximizes that elasticity in relation to average spacing effectively used. This is simply due to the fact, which may be verified by examining the function elasticity, that the variation in area per plant has a lower influence on the productivity of the factor fertilizer than the variety used. The value of the spacing that maxi-

zes the elasticity of the factor fertilizer is in the order of 920  $\text{cm}^2$ , well above the sample average, which is 354  $\text{cm}^2$ , and also that recommended by CATI, which is 300  $\text{cm}^2$ .

- In regard to returns to scale, they were found to be decreasing.

- By analyzing the values of the marginal products and prices of factors, we concluded that the variables machinery-days and fertilizers are not being utilized at their economic optimum levels and, therefore, the farmers should intensify their use.

For this crop, also, the results obtained by Nelson were different. The observations which we made before comparing our results for cotton are valid here too.

The result found for the binary variable "município" indicates that there is no difference in the level of productivity between Jardinópolis and Guaíra.

Comparing the two crops, we observed that for cotton the use of fertilizers is closer to the economic optimum than for soybeans, whereas the use of machinery is excessive for cotton and not for soybeans. A possible reason for the better handling of fertilizers by cotton growers is their longer tradition as cotton growers, since this crop was introduced in the region before soybeans.

With regard to possible suggestions for the formulation of policies, we must be cautious. If, on the one hand, this research aimed to substitute the models and variables commonly used by others

which we judge more representative of the productive process and offer greater possibility of analysis, on the other hand, we must pay the price of innovation, which is a scarcity of accumulated experiences.

In view of the importance of number of applications of defensives on cotton crops, as shown in this study, it is recommended that technical assistance emphasis be given not only to total quantity applied but also to adequate length of time between applications.

It is also concluded from the results obtained that, at least under the aspect of possibility of increasing productivity, the policy of subsidizing the use of chemical fertilizers is not to be questioned. This fact is especially clear in regard to soybean crops. Of course, a policy of higher minimum prices would also contribute to intensify the use of modern inputs.

#### BIBLIOGRAFIA

ALMEIDA, Jaime R. de - "Análise Econômica da Produção de Leite da Bacia Leiteira de Salvador - Bahia". Viçosa: UFV, Tese de Mestrado, 1972.

ALLEN, R.G.P. - Análise Matemática para Economistas. Rio de Janeiro: Editora Fundo de Cultura, 1965.

DE JANVRY, Alain - "The Generalized Power Production Function". Em American Journal Agricultural Economics, Vol. 52, nº 2, maio 1972.

\_\_\_\_\_ e KOENIG, Rodolfo - "Economía de la Fertilización del Maiz y Trigo en Argentina". Departamento de Economía, Escuela para Graduados en Ciências Agropecuarias, série "Investigación", nº 5, 1972.

- ENGLER, Joaquim J.C. - "Análise da Produtividade de Recursos na Agricultura". Piracicaba: ESALQ/USP, Tese de Doutorado, 1968.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (F.A.O.) - Production Yearbook. Rome, 1971.
- FUNDAÇÃO I.B.G.E. - Censo Agrícola de 1970.
- GIRÃO, José A. - A Função de Produção Cobb-Douglas e a Análise Inter-Regional de Produção Agrícola. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian, Centro de Estudos de Economia Agrária, 1965.
- HEADY, Earl O. e DILLON, John L. - Agricultural Production Functions. Ames: The Iowa State University Press, 1964.
- HOEL, Paul G. - Estatística Elementar. Rio de Janeiro: Editora Fundo de Cultura, S.A., 1969.
- HOFFMANN, Rodolfo - "Análise de Regressão - Uma Introdução à Econometria", Partes I a V (Série Didática nº 30). Piracicaba: Departamento de Ciências Sociais Aplicadas, ESALQ/USP, 1973.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - Desenvolvimento da Agricultura Paulista. Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, 1972.
- JOHNSTON, J. - Econometric Methods. 2ª edição. New York: McGraw-Hill Book Company, 1972.

- JOHNSTON, J. - Métodos Econométricos (1ª edição em português). São Paulo: Editora Atlas S.A., 1971.
- KMENTA, Jan - Elements of Econometrics. New York: The MacMillan Company, 1971.
- LIMA, João E. - "Relações Econômicas em uma Fase de Crescimento de Novilhas em Três Graus de Sangue, Viçosa, MG". Viçosa: UFV, Tese de Mestrado, 1972.
- MINISTÉRIO DA AGRICULTURA - "Levantamento de Reconhecimento de Solos do Estado de São Paulo". Boletim do Serviço Nacional de Pesquisas Agronômicas, nº 12, Rio de Janeiro, 1960.
- NELSON, William C. - "An Economic Analysis of Fertilizer Utilization in Brazil". Columbus: The Ohio State University, Dissertação de Ph.D, 1971.
- PAIVA, Ruy M. - Problemas Econômicos do Aumento de Produtividade na Agricultura Brasileira. IBPE, Fundação Getúlio Vargas, 1968.
- \_\_\_\_\_ et alii - Setor Agrícola do Brasil. Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, 1973.
- PERROCO, Leda R. et alii - "Aspectos Econômicos da Agricultura na Região de Ribeirão Preto - Ano Agrícola 1969/70". Piracicaba: Departamento de Ciências Sociais Aplicadas, ESAIQ/USP, Projeto de Formação de Capital, 1971.

- ROCHA, Jobert - "Análise Econômica da Engorda de Bovinos em Confinamento Através da Superfície de Resposta Ulveling-Fletcher". Viçosa: UFV, Tese de Mestrado, 1972.
- SILVA, Lenildo F. de - "Consumo e Poupança: Uma Análise a Nível de Proprietários Agrícolas da Região de Ribeirão Preto. Ano Agrícola 1969/70". Piracicaba: ESALQ/USP, Dissertação de Mestrado, 1972.
- TROPICAL PRODUCTS QUARTERLY, Vol. XIV, nº 3, setembro 1973.
- ULVELING, Edwin F. e FLETCHER, Lehman B. - "A Cobb-Douglas Production With Variable Returns to Scale". Em American Journal of Agricultural Economics, Vol. 52, nº 2, maio 1970.
- WANNACOTT, Ronald J. e WANNACOTT, Thomas H. - Econometrics. New York: John Wiley and Sons, Inc., 1970.
- WRIGHT, Charles L. - "Análise Econômica de Adubação em Culturas Anuais na Região de Ribeirão Preto, Ano Agrícola 1971/72". Piracicaba: ESALQ/USP, Dissertação de Mestrado, 1973.
- YOTOPOULOS, Pan A. - "Agricultural and Factory Processes: Implications for Empirical Research". Em Food Research Institute. Studies in Agricultural Economics Trade and Development, Vol. XII, nº 2, 1973.

APÊNDICE 1

INFORMAÇÃO BÁSICA - CULTURA DE ALGODÃO

Apêndice 1 - Informação Básica da Cultura de Algodão, Municípios de Guaiara e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72.

Observação nº	Produção (arrobas)	Área (alqueire)	Trabalho-humano (dias-homem)	Dias-máquina	Calcário (Cr\$)	Fertilizantes (Cr\$)	Inseticidas (Cr\$)	Semente (Cr\$)	Número de pulverizações	Município Os=Guaiara laJardinópolis
1	13.400	67,00	4.566,00	245,00	0,00	34.235,00	41.000,00	4.522,00	10	O
2	3.500	20,00	1.343,00	113,00	0,00	9.880,00	5.000,00	1.140,00	10	O
3	10.000	25,00	2.551,00	292,00	3.600,00	19.250,00	15.008,00	2.525,00	22	O
4	930	7,00	386,00	11,00	0,00	1.800,00	1.060,00	380,00	5	O
5	1.200	4,50	486,00	0,00	0,00	2.000,00	950,00	247,00	6	O
6	650	4,00	351,00	0,00	0,00	1.415,00	500,00	224,00	5	O
7	33.300	77,00	3.120,00	242,00	4.520,00	16.500,00	122.400,00	6.930,00	13	O
8	900	8,00	554,00	66,00	0,00	2.244,00	12.000,00	600,00	12	O
9	312	2,00	272,00	12,00	0,00	628,00	392,00	112,00	6	O
10	5.100	25,00	2.466,00	125,00	0,00	10.200,00	14.000,00	1.140,00	8	O
11	11.000	35,00	3.514,00	141,00	0,00	20.000,00	20.000,00	1.105,00	19	O
12	2.500	17,00	1.051,00	85,00	0,00	6.050,00	19.080,00	1.147,00	8	O
13	9.100	30,00	3.478,00	153,00	0,00	7.980,00	12.000,00	1.900,00	12	O
14	2.000	12,00	702,00	89,00	0,00	7.200,00	1.980,00	684,00	6	O
15	9.600	25,00	2.050,00	124,00	0,00	8.290,00	5.894,00	1.100,00	5	O
16	2.300	10,00	284,00	48,00	0,00	7.920,00	6.960,00	1.320,00	8	O
17	7.500	45,00	2.151,00	200,00	3.000,00	16.000,00	2.660,00	2.645,00	12	O
18	390	4,00	207,00	7,00	0,00	1.348,00	220,00	228,00	0	O
19	835	5,00	506,00	26,00	0,00	1.765,00	378,00	190,00	6	O
20	9.617	40,00	8.204,00	119,00	0,00	11.200,00	1.800,00	4.000,00	18	O
21	100	3,00	190,00	9,00	300,00	570,00	135,00	114,00	0	O
22	500	5,00	249,00	45,00	0,00	2.000,00	1.000,00	352,00	4	O
23	3.200	16,00	207,00	45,00	0,00	5.728,00	6.000,00	1.296,00	8	O
24	7.500	50,00	1.402,50	174,00	0,00	24.091,00	36.750,00	2.812,00	11	O
25	10.600	30,00	2.736,50	323,00	0,00	50.000,00	38.000,00	3.800,00	7	O
26	9.200	25,00	3.745,00	142,00	0,00	12.025,00	3.192,00	1.710,00	3	O
27	200	3,00	220,00	5,00	0,00	479,00	230,00	180,00	2	O
28	13.000	84,00	6.654,00	166,00	0,00	28.144,00	12.454,00	4.768,00	7	O
29	60	0,20	36,00	0,50	0,00	150,00	26,00	22,00	4	O
30	2.000	8,00	301,00	54,00	135,00	4.004,00	1.408,00	67,00	7	O
31	400	3,00	185,00	11,00	0,00	775,00	137,00	152,00	5	O
32	650	3,00	130,25	14,00	0,00	1.032,00	2.200,00	166,00	8	O
33	3.800	17,00	1.198,50	65,00	3.145,00	7.778,00	302,00	1.020,00	8	1
34	38.000	92,00	15.632,50	269,00	0,00	40.640,00	32.000,00	5.625,00	8	1
35	16.000	85,00	5.174,00	571,00	12.600,00	46.750,00	27.300,00	2.700,00	10	1
36	1.800	10,00	1.031,00	42,00	5.550,00	4.110,00	2.780,00	604,00	5	1
37	700	3,00	241,00	9,00	252,00	975,00	1.260,00	220,00	4	1
38	650	3,00	178,00	3,00	0,00	525,00	360,00	300,00	4	1
39	1.600	12,00	1.247,00	84,00	0,00	5.440,00	2.000,00	350,00	5	1
40	5.300	20,00	1.752,00	115,00	0,00	6.385,00	11.646,00	1.350,00	7	1
41	10.000	60,00	4.875,50	324,00	0,00	15.600,00	10.000,00	4.560,00	8	1
42	250	2,00	85,50	2,00	320,00	320,00	225,00	112,00	3	1
43	800	5,00	51,00	21,00	0,00	1.960,00	1.200,00	190,00	4	1
44	3.500	20,00	1.690,00	139,00	0,00	8.100,00	8.000,00	1.140,00	5	1
45	1.800	6,00	516,00	10,00	0,00	2.035,00	1.000,00	270,00	4	1
46	4.600	25,00	2.439,00	200,00	0,00	10.500,00	14.590,00	1.430,00	5	1
47	2.136	11,00	780,50	100,00	1.024,00	3.040,00	6.500,00	931,00	5	1
48	4.350	19,00	1.043,00	84,00	1.950,00	7.600,00	16.064,00	950,00	5	1
49	315	1,50	99,00	3,00	0,00	540,00	270,00	90,00	5	1
50	860	4,00	852,00	28,00	640,00	1.520,00	600,00	228,00	8	1
51	3.640	20,00	979,25	72,00	0,00	6.400,00	5.440,00	1.570,00	8	1
52	3.800	20,00	1.469,00	134,00	2.800,00	4.816,00	5.000,00	1.180,00	5	1
53	3.400	20,00	2.021,00	127,00	3.360,00	9.046,00	17.000,00	1.500,00	4	1
54	6.300	20,00	3.171,00	105,00	3.500,00	19.900,00	8.704,00	1.320,00	4	1
55	8.000	40,00	1.523,00	259,00	0,00	12.250,00	5.000,00	2.280,00	4	1
56	1.100	7,00	646,00	59,00	0,00	2.198,00	2.500,00	315,00	3	1
57	230	0,50	172,00	5,00	0,00	117,00	460,00	38,00	5	1
58	493	3,50	314,75	4,00	0,00	2.725,00	800,00	247,00	5	1
59	1.800	12,00	1.047,00	52,00	0,00	4.497,00	1.240,00	695,00	3	1
60	9.000	53,00	4.044,00	154,00	3.024,00	15.913,00	12.000,00	3.865,00	6	1
61	2.000	8,00	3.360,75	19,00	0,00	3.740,00	1.812,00	620,00	5	1
62	3.400	25,50	1.269,00	147,00	500,00	11.250,00	15.750,00	1.268,00	4	1

APÊNDICE 2

INFORMAÇÃO BÁSICA - CULTURA DE SOJA

Apêndice 2 - Informação Básica da Cultura de Soja, Municípios de Guairá e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72.

Observação n.º	Produção (carr 60kg)	Área (alqueire)	Trabalho- humano (dias-homen)	Dias-má- quina	Calceário (Cr\$)	Fertilizan- tes (Cr\$)	Inseticida (Cr\$)	Espaçamen- to (cm <sup>2</sup> )	Variedade 1=IAC-1 2=Santa Ro- sa 3=IAC-1/Sap- ta Rosa	Município 0=Guairá 1=Jardinó- polis
1	4.500	60,00	125,00	70,00	0,00	14.280,00	9.198,00	180	3	0
2	1.500	20,00	343,00	89,00	2.300,00	3.240,00	900,00	120	2	0
3	1.032	16,00	195,00	37,00	3.240,00	3.456,00	500,00	160	1	0
4	260	6,00	132,00	9,00	0,00	975,00	370,00	200	1	0
5	340	5,70	90,00	9,00	0,00	660,00	214,00	240	1	0
6	322	5,00	18,00	15,00	1.200,00	504,00	0,00	150	2	0
7	2.100	30,00	256,00	140,50	0,00	8.000,00	646,00	60	3	0
8	500	10,00	58,00	6,00	0,00	2.200,00	120,00	900	1	0
9	2.300	34,00	146,00	91,40	0,00	4.760,00	240,00	1.300	3	0
10	6.800	74,00	447,00	195,00	0,00	19.683,00	2.990,00	210	2	0
11	1.900	30,00	103,00	85,00	0,00	6.510,00	1.100,00	390	1	0
12	12.000	170,00	1.258,50	421,00	0,00	47.600,00	200,00	1.200	3	0
13	14.000	140,00	2.862,00	398,00	12.690,00	29.250,00	20.018,00	240	3	0
14	1.800	30,00	115,00	71,00	3.750,00	4.800,00	980,00	300	3	0
15	640	16,00	447,00	101,00	5.005,00	3.000,00	2.012,00	240	1	0
16	278	8,00	196,00	10,00	0,00	1.600,00	240,00	160	2	0
17	1.772	23,00	150,00	64,00	0,00	7.728,00	140,00	240	2	0
18	200	3,30	62,00	7,00	0,00	240,00	32,00	100	1	0
19	370	6,00	89,00	13,00	0,00	800,00	270,00	300	1	0
20	2.526	40,00	112,00	100,00	0,00	9.696,00	1.440,00	120	2	0
21	4.400	100,00	526,00	336,00	0,00	17.400,00	2.000,00	120	1	0
22	200	4,00	15,00	6,00	0,00	464,00	8,00	180	1	0
23	4.070	37,00	136,00	95,00	0,00	8.835,00	3.604,00	160	3	0
24	1.500	20,00	561,00	65,00	2.700,00	7.000,00	360,00	240	1	0
25	2.200	22,00	88,00	78,00	0,00	5.265,00	4.767,00	280	3	0
26	1.600	18,00	268,00	68,00	0,00	6.124,00	438,00	180	1	0
27	300	5,50	124,00	7,00	0,00	840,00	0,00	240	1	0
28	600	15,00	123,00	61,00	1.500,00	1.875,00	5.200,00	2.100	1	0
29	2.500	25,00	367,00	125,00	3.600,00	9.250,00	1.000,00	300	2	0
30	9.000	35,00	124,00	91,00	0,00	7.000,00	1.610,00	240	3	0
31	580	10,00	220,00	42,00	1.192,00	3.120,00	50,00	275	2	0
32	3.000	35,00	331,00	60,00	0,00	3.075,00	760,00	300	3	0
33	2.612	30,00	359,00	61,00	0,00	3.600,00	0,00	150	3	0
34	850	21,50	79,50	51,00	0,00	3.210,00	150,00	65	1	0
35	975	20,00	620,00	52,00	0,00	4.200,00	15,00	60	1	0
36	400	6,00	51,00	21,00	0,00	1.480,00	298,00	325	2	0
37	1.800	20,00	129,00	65,00	0,00	7.680,00	480,00	60	1	0
38	740	10,00	270,00	30,00	0,00	2.800,00	735,00	236	2	0
39	1.200	25,00	117,00	59,00	0,00	4.800,00	1.020,00	325	1	0
40	400	110,00	43,00	40,00	0,00	1.750,00	30,00	60	2	0
41	700	10,00	24,00	31,00	0,00	1.535,00	92,00	248	1	0
42	1.000	24,00	372,00	79,00	0,00	4.600,00	732,00	60	3	0
43	1.730	35,00	458,00	119,00	0,00	2.940,00	5.093,00	1.080	3	0
44	1.025	16,50	159,00	50,00	2.170,00	4.160,00	1.000,00	180	2	1
45	1.200	20,00	304,00	71,50	0,00	2.300,00	960,00	130	2	1
46	7.500	120,00	1.576,00	353,50	0,00	28.500,00	13.020,00	120	3	1
47	800	10,00	227,00	32,00	1.480,00	1.260,00	133,00	260	2	1
48	266	3,00	29,00	19,00	256,00	960,00	90,00	1.800	2	1
49	750	10,00	170,00	37,00	2.100,00	2.250,00	4.180,00	975	1	1
50	2.000	34,00	318,00	105,00	0,00	4.800,00	969,00	300	3	1
51	1.200	15,00	175,00	35,00	2.625,00	3.600,00	0,00	275	2	1
52	920	20,00	220,00	99,00	4.000,00	2.900,00	120,00	200	3	1

APÊNDICES 3, 4 E 5

CORRELAÇÕES SIMPLES - ALGODÃO

Apêndice 3 - Coeficientes de Correlações Simples entre as Variáveis Incluídas nas Funções Cobb-Douglas para a Cultura de Algodão. Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

	$\log X_1$	$\log X_2$	$\log X_3$	$\log X_4$	$\log X_5$	$\log X_6$	$\log X_7$	$\log X_8$	$\log X_9$
$\log Y$	0,1638	0,3435	0,0086	0,0057	0,3069	0,0353	0,1150	0,1736	0,5443
$\log X_1$		-0,1854	0,1857	0,1239	0,1787	-0,0665	-0,0113	-0,0520	0,2650
$\log X_2$			-0,0507	-0,0320	0,0806	-0,0857	0,1939	0,1666	0,0721
$\log X_3$				0,1406	0,0383	0,1141	0,1809	0,0031	0,0330
$\log X_4$					-0,0230	0,0371	0,3153	-0,0729	-0,0771
$\log X_5$						0,0866	-0,0496	-0,0169	0,2403
$\log X_6$							0,2218	0,0919	-0,0842
$\log X_7$								0,0498	0,0914
$\log X_8$									0,1206

Apêndice 4 - Coeficientes de Correlação Simples entre as Variáveis Incluídas nas Funções Ulveling-Fletcher para a Cultura de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

	$\log X_1$	$\log X_2$	$\log X_3$	$I_3 \log X_3$	$I_3^2 \log X_3$	$\log X_4$	$\log X_5$	$I_5 \log X_5$	$I_5^2 \log X_5$	$\log X_6$	$I_6 \log X_6$	$I_6^2 \log X_6$	$\log X_7$
$\log Y$	0,1638	0,3435	0,0086	0,1499	0,1570	0,0057	0,3069	0,2974	0,2888	0,0353	0,4119	0,3495	0,1150
$\log X_1$		-0,1854	0,1857	0,0719	-0,0154	0,1239	0,1787	-0,0734	-0,1117	-0,0665	0,4155	0,3603	-0,0113
$\log X_2$			-0,0507	0,1511	0,1846	-0,0320	0,0806	0,1267	0,0653	-0,0357	-0,0929	-0,0321	0,1939
$\log X_3$				0,4286	0,3237	0,1406	0,0382	0,0522	0,0691	0,1141	0,1350	0,1189	0,1809
$I_3 \log X_3$					0,9644	0,1611	0,1850	0,0458	0,0515	0,2215	0,2868	0,2798	0,1216
$I_3^2 \log X_3$						0,1542	0,1553	0,1134	0,1145	0,2081	0,3055	0,3459	0,0949
$\log X_4$							-0,0230	-0,0255	-0,0158	0,0371	0,0134	0,0745	0,3153
$\log X_5$								0,2809	0,2533	0,0866	0,2697	0,2254	-0,0496
$I_5 \log X_5$									0,9682	0,0861	0,2269	0,2108	-0,0426
$I_5^2 \log X_5$										0,0560	0,2266	0,2247	-0,0925
$\log X_6$											0,2545	0,0113	0,2218
$I_6 \log X_6$												0,9111	-0,2749
$I_6^2 \log X_6$													-0,3395

Apêndice 5 - Coeficientes de Correlação Simples entre as Variáveis Incluídas nas Funções Uveling-Fletcher para a Cultura de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtivo.

	$\log X_1$	$\log X_2$	$\log X_3$	$I_3 \log X_3$	$I_3^2 \log X_3$	$\log X_4$	$\log X_5$	$I_5 \log X_5$	$I_5^2 \log X_5$	$\log X_7$	$\log X_9$	$I_9 \log X_9$	$I_9^2 \log X_9$
$\log Y$	0,1638	0,3435	0,0086	0,1499	0,1570	0,0057	0,3069	0,2974	0,2888	0,1150	0,5443	0,4699	0,2853
$\log X_1$		-0,1854	0,1857	0,0719	-0,0154	0,1239	0,1787	-0,0734	-0,1117	-0,0113	0,2650	0,1860	0,0508
$\log X_2$			-0,0507	0,1511	0,1846	-0,0320	0,0806	0,1202	0,1267	0,1939	0,0721	0,0369	0,0810
$\log X_3$				0,4286	0,3237	0,1406	0,0383	0,0522	0,0691	0,1809	0,0330	0,1158	0,1584
$I_3 \log X_3$					0,9644	0,1511	0,1850	0,0458	0,0515	0,1216	0,1944	0,3107	0,3572
$I_3^2 \log X_3$						0,1542	0,1553	0,1134	0,1145	0,0949	0,1584	0,2603	0,3137
$\log X_4$							-0,0230	-0,0255	-0,0158	0,3153	-0,0771	0,0242	0,1631
$\log X_5$								0,2809	0,2533	-0,0496	0,2403	0,1863	0,0518
$I_5 \log X_5$									0,9682	-0,0426	0,1758	0,2252	0,1954
$I_5^2 \log X_5$										0,0561	0,1564	0,1889	0,1573
$\log X_7$											0,0914	0,1904	0,2221
$\log X_9$												0,8257	0,4188
$I_9 \log X_9$													0,8294

APÊNDICES 6 E 7

AJUSTAMENTOS ALTERNATIVOS - ALGODÃO

Apêndice 6 - Ajustamentos Alternativos (usando a função Cobb-Douglas) Testados na Estimativa de Relações de Produção de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guarára, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

MODELO	Coeficiente de elasticidade parcial de produção e respectivo valor do teste "t" <sup>a/</sup>									Valor de R <sup>2</sup>	Valor de F
	Área cultivada b <sub>1</sub>	Trabalho humano b <sub>2</sub>	Dias-máquina b <sub>3</sub>	Calcário b <sub>4</sub>	Fertilizantes b <sub>5</sub>	Defensivos b <sub>6</sub>	Município b <sub>7</sub>	Semente b <sub>8</sub>	Nº de pulverizações b <sub>9</sub>		
I	0,0267 (0,67)	0,2281**** (2,77)	-0,0050 (-0,25)	0,0036 (0,50)	0,1742* (1,35)	0,0457 (0,83)	-0,0066 (-0,15)	0,0779 (0,63)	0,0862**** (4,12)	0,4357	4,46****
II	0,0682* (1,55)	0,2396*** (2,55)	-0,0065 (-0,28)	-0,0005 (-0,07)	0,2905** (2,01)	0,0168 (0,27)	0,0233 (0,46)	0,1456 (1,04)		0,2511	2,22***
III	0,0294 (0,75)	0,2258**** (2,77)	-0,0043 (-0,81)		0,1749* (1,36)	0,0443 (0,81)	0,0008 (0,02)	0,0745 (0,61)	0,0847**** (4,12)	0,4330	5,06****
IV	0,0261 (0,68)	0,2180**** (2,80)	-0,0022 (-0,11)		0,1839* (1,51)			0,0870 (0,72)	0,0832**** (4,14)	0,4253	6,78****
V	0,0247 (0,64)	0,2265**** (2,95)	-0,0019 (-0,10)		0,1842* (1,48)				0,0850**** (4,29)	0,4199	8,11****
VI	0,0263 (0,68)	0,2144**** (2,68)	-0,0031 (-0,16)		0,1916* (1,52)		0,0095 (0,23)	0,0870 (0,72)	0,0827**** (4,07)	0,4259	5,72****
VII	0,0294 (0,76)	0,2261**** (2,87)	-0,0043 (-0,22)		0,1745* (1,38)	0,0445 (0,85)		0,0745 (0,61)	0,0848**** (4,20)	0,4330	5,89****
VIII	0,0663* (1,56)	0,2354*** (2,60)	-0,0061 (-0,27)		0,2962**** (2,11)		0,0254 (0,55)	0,1505* (1,10)		0,2500	3,06****

a/ Os valores do teste "t" são apresentados entre parênteses, sob os respectivos coeficientes de regressão.

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%.

\*\* Indica significância ao nível de 10%.

\* Indica significância entre os níveis de 20 a 30%.

Apêndice 7.A - Ajustamentos Alternativos (usando a função Uveling-Fletcher) Testados na Estimativa de Relações de Produção de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade

MODELO	Coeficiente de elasticidade parcial de produção e respectivo valor do teste "t" <sup>a</sup>												Valor de R <sup>2</sup>	Valor de F	
	Área cultivada b <sub>1</sub>	Trabalho humano b <sub>2</sub>	Dias-máquina b <sub>3</sub> =b <sub>30</sub> +b <sub>31</sub> I <sub>3</sub> +b <sub>32</sub> I <sub>3</sub> <sup>2</sup>			Calcário b <sub>4</sub>	Fertilizantes b <sub>5</sub> =b <sub>50</sub> +b <sub>51</sub> I <sub>5</sub> +b <sub>52</sub> I <sub>5</sub> <sup>2</sup>			Defensivos b <sub>6</sub> =b <sub>60</sub> +b <sub>61</sub> I <sub>6</sub> +b <sub>62</sub> I <sub>6</sub> <sup>2</sup>					Município b <sub>7</sub>
			b <sub>30</sub>	b <sub>31</sub>	b <sub>32</sub>		b <sub>50</sub>	b <sub>51</sub>	b <sub>52</sub>	b <sub>60</sub>	b <sub>61</sub>	b <sub>62</sub>			
I	0,0131 (0,26)	0,2598**** (2,90)	-0,0141 (-0,54)	-0,0056 (-0,12)	0,0003 (0,008)	-0,0016 (-0,21)	0,1658* (1,18)	-0,0015 (-0,93)	0,0000* (1,26)	-0,0984* (-1,30)	0,0269*** (2,16)	-0,0006 (-1,01)	0,0992** (1,89)	0,4458	2,97****
II	-0,0080 (-0,17)	0,2270*** (2,66)	-0,0203 (-0,82)	0,0259 (0,71)	-0,0028 (-0,82)		0,1465* (1,05)	0,0005* (1,33)		-0,0671* (-1,10)	0,0158**** (3,42)		0,0972** (2,01)	0,4171	3,65****
III	0,0186 (0,40)	0,2519**** (2,87)	-0,0156 (-0,68)	-0,0038 (-0,42)			0,1750* (1,29)	-0,0013 (-0,88)	0,0000* (1,20)	-0,0481 (-0,78)	0,0143**** (3,23)		0,1006*** (2,09)	0,4258	3,78****
IV	-0,0038 (-0,08)	0,2321**** (2,74)	-0,0199 (-0,52)	-0,0016 (-0,17)			0,1582* (1,16)	0,0004* (1,18)		-0,1090* (-1,52)	0,0268*** (2,54)	-0,0006* (-1,25)	0,0896** (1,87)	0,4270	3,80****
V	-0,0031 (-0,07)	0,2295**** (2,78)	-0,0136 (-0,66)				0,1547* (1,16)	0,0004* (1,21)		-0,1109* (-1,58)	0,0269*** (2,57)	-0,0006* (-1,30)	0,0889* (1,88)	0,4267	4,30****
VI	0,0045 (0,10)	0,2244*** (2,64)	-0,0127 (-0,55)	-0,0031 (0,34)			0,1686* (1,24)	0,0004* (1,16)		-0,0605 (-1,00)	0,0148**** (3,33)		0,0943** (1,97)	0,4094	4,01****
VII	0,0751** (1,79)	0,2349*** (2,67)	-0,0092 (-0,41)				0,2155* (1,50)	0,0007** (1,87)					0,0316 (0,69)	0,2792	3,55****
VIII	0,0031 (0,07)	0,2359**** (2,89)	-0,0149 (-0,73)				0,1487* (1,13)	0,00000411* (1,51)	-0,1076* (-1,55)	0,0267*** (2,57)	-0,0006* (-1,33)	0,0905** (1,93)	0,4350	4,45****	

a/ Os valores do teste "t" são apresentados entre parênteses, sob os respectivos coeficientes de regressão.

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%.

\*\* Indica significância ao nível de 10%.

\* Indica significância entre os níveis de 20 e 30%.

Apêndice 7.B - Ajustamentos Alternativos (usando a função Uplwing-Fletcher) Tentados na Estimativa de Relações de Produção de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guirá, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

MODELO	Coeficiente de elasticidade parcial de produção e respectivo valor do teste "t" <sup>2/</sup>													Valor de R <sup>2</sup>	Valor de F
	Área cultivada b <sub>1</sub>	Trabalho-humano b <sub>2</sub>	Dias-máquina			Calcário b <sub>4</sub>	Fertilizantes			Município b <sub>7</sub>	Número de pulverizações				
			b <sub>3</sub> =b <sub>30</sub> +b <sub>31</sub> I <sub>1</sub> +b <sub>32</sub> I <sub>2</sub> <sup>2</sup>	b <sub>30</sub>	b <sub>31</sub>		b <sub>32</sub>	b <sub>5</sub> =b <sub>50</sub> +b <sub>51</sub> I <sub>3</sub> +b <sub>52</sub> I <sub>3</sub> <sup>2</sup>	b <sub>50</sub>		b <sub>51</sub>	b <sub>52</sub>	b <sub>9</sub> =b <sub>90</sub> +b <sub>91</sub> I <sub>9</sub> +b <sub>92</sub> I <sub>9</sub> <sup>2</sup>		
IX	0,0544* (1,27)	0,2465**** (2,75)	-0,0008 (-0,03)	-0,0307 (-0,83)	0,0026 (0,77)	0,0006 (0,09)	0,1787* (1,29)	-0,0019* (-1,20)	0,0000* (1,51)	0,0210 (0,45)	0,0706 (1,04)	0,0001 (0,08)	0,0000 (0,16)	0,4745	3,33****
X	0,0339 (0,86)	0,2189*** (2,65)	-0,0033 (-0,15)	-0,0019 (-0,22)			0,1470* (1,09)	0,0005* (1,30)			0,0802* (1,21)	-0,0000 (-0,05)	0,0000 (0,20)	0,4434	4,60****
XI	0,0473* (1,19)	0,2576**** (3,15)	-0,0059 (-0,27)	-0,0029 (-0,34)			0,1517* (1,16)	-0,0016* (-1,07)	0,0000* (1,45)		0,0617** (1,76)	0,0004 (0,68)		0,4647	5,02****
XII	0,0394 (0,98)	0,2219**** (2,79)	0,0024 (0,10)	-0,0239 (-0,66)	0,0021 (0,63)		0,1578* (1,17)	0,0004 (1,00)			0,0672** (1,90)	0,0003 (0,53)		0,4473	4,68****
XIII	0,0343 (0,87)	0,2234**** (2,83)	-0,0034 (-0,16)	-0,0016 (-0,19)			0,1428* (1,08)	0,0005* (1,32)			0,0590** (1,97)	0,0002 (0,42)		0,4430	5,27****
XIV	0,0346 (0,89)	0,2205**** (2,87)	-0,0052 (-0,27)				0,1384* (1,07)	0,0005* (1,37)			0,0598*** (2,02)	0,0002 (0,39)		0,4426	6,13****
XV	0,0334 (0,87)	0,2187**** (2,87)	-0,0039 (-0,21)				0,1360* (1,07)	0,0005* (1,44)			0,0807**** (4,07)			0,4410	7,23****

<sup>2/</sup> Os valores do teste "t" são apresentados entre parênteses, sob os respectivos coeficientes de regressão.

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%.

\*\* Indica significância ao nível de 10%.

\* Indica significância entre os níveis de 20 e 30%.

APÊNDICES 8 E 9

CORRELAÇÕES SIMPLES - SOJA

Apêndice 8 - Coeficientes de Correlação Simples entre as Variáveis Incluídas nas Funções Cobb-Douglas para a Cultura de Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

	$\log X_1$	$\log X_2$	$\log X_3$	$\log X_4$	$\log X_5$	$\log X_6$	$\log X_7$	$\log X_8$	$\log X_9$	$\log X_{10}$
$\log Y$	-0,0932	0,2700	0,5081	0,1171	0,6545	0,0217	0,0539	0,1938	0,2319	-0,0618
$\log X_1$		-0,3454	-0,1100	-0,1808	-0,0227	0,1953	-0,0621	-0,1144	0,5347	-0,1707
$\log X_2$			0,3834	0,3164	0,3270	0,0101	0,2033	0,0556	-0,1582	0,0327
$\log X_3$				0,4508	0,5035	0,1831	0,2521	0,1326	0,0375	0,0963
$\log X_4$					0,1796	-0,0561	0,3512	0,2387	-0,1762	0,2759
$\log X_5$						0,1594	0,0291	0,1160	-0,0557	0,0800
$\log X_6$							-0,0101	0,1475	0,0817	-0,1469
$\log X_7$								0,1423	0,0254	0,2457
$\log X_8$									0,0696	-0,0609
$\log X_9$										-0,4444

Apêndice 9 - Coeficientes de Correlação Simples entre as Variáveis Incluídas nas Funções Ulveling-Fletcher para a Cultura de Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaira, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

	$\log X_1$	$\log X_2$	$\log X_3$	$I_3 \log X_3$	$I_3^2 \log X_3$	$\log X_4$	$\log X_5$	$I_5 \log X_5$	$I_5^2 \log X_5$	$D_{51} \log X_5$	$D_{52} \log X_5$	$X_6$	$X_7$
$\log Y$	-0,0932	0,2700	0,5081	0,2097	0,1150	0,1171	0,6545	0,0533	-0,0162	0,2403	0,0538	0,0217	0,0539
$\log X_1$		-0,3454	-0,1100	-0,1681	-0,2197	-0,1808	-0,0227	-0,0893	-0,1073	0,5453	-0,2079	0,1953	-0,0621
$\log X_2$			0,3834	0,2568	0,2226	0,3164	0,3270	-0,0076	-0,0253	-0,1684	0,1055	0,0101	0,2033
$\log X_3$				0,8452	0,7121	0,4508	0,5035	0,1715	0,1970	0,0401	0,1821	0,0375	0,0963
$I_3 \log X_3$					0,9684	0,5558	0,3207	0,2758	0,3154	-0,0587	0,2584	0,1303	0,2601
$I_3^2 \log X_3$						0,5429	0,2467	0,3071	0,3477	-0,0959	0,2170	0,0848	0,2342
$\log X_4$							0,1796	0,2187	0,2266	-0,1775	0,2940	-0,0561	0,3552
$\log X_5$								0,0861	0,0222	-0,0222	0,2064	0,1594	0,0291
$I_5 \log X_5$									0,9598	0,0279	-0,0192	0,1496	0,1505
$I_5^2 \log X_5$										-0,0098	-0,0081	0,1377	0,1393
$D_{51} \log X_5$											-0,4369	0,0927	0,0232
$D_{52} \log X_5$												-0,1262	0,2425
$X_6$													-0,0101

APÊNDICES 10 E 11

AJUSTAMENTOS ALTERNATIVOS - SOJA

Apêndice 10 - Ajustamentos Alternativos (usando a função Cobb-Douglas) Testados na Estimativa de Relações de Produção de Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

MODELO	Coeficiente de elasticidade parcial de produção e respectivo valor do teste "t" a/										Valor de R <sup>2</sup>	Valor de F
	Área cultivada b <sub>1</sub>	Trabalho humano b <sub>2</sub>	Dias-máquina b <sub>3</sub>	Calcário b <sub>4</sub>	Fertilizantes b <sub>5</sub>	Defensivos b <sub>6</sub>	Município b <sub>7</sub>	Espaçamento b <sub>8</sub>	Variedades b <sub>9</sub>	b <sub>10</sub>		
I	-0,1321** (-1,86)	-0,0003 (-0,00)	0,2378** (1,73)	-0,0064 (-0,70)	0,5865**** (4,84)	-0,0139* (-1,05)	-0,0197 (-0,30)	0,0533 (0,80)	0,1881**** (2,81)	0,0034 (0,16)	0,6071	6,34****
II	-0,1362** (-1,94)	-0,0084 (-0,12)	0,2022* (1,60)		0,5951**** (4,96)	-0,0125 (-0,96)	-0,0289 (-0,44)	0,0416 (0,65)	0,1954**** (2,97)	0,0037 (0,06)	0,6024	7,07****
III	-0,1522**** (-2,23)	-0,0077 (-0,11)	0,1819* (1,46)		0,5891**** (4,93)		-0,0281 (-0,43)	0,0321 (0,51)	0,2039**** (3,13)	0,0128 (0,22)	0,5957	7,85****
IV	-0,1522**** (-2,25)	-0,0132 (-0,19)	0,1717* (1,41)		0,5972**** (5,10)			0,0283 (0,46)	0,2000**** (3,13)	0,0055 (0,10)	0,5919	9,12****
V	-0,1447**** (-2,14)	-0,0159 (-0,23)	0,1943* (1,59)		0,6089**** (5,25)	-0,0113 (-0,89)			0,1969**** (3,11)	-0,0039 (-0,07)	0,5972	9,32****
VI	-0,1575**** (-2,39)	-0,0147 (-0,21)	0,1752* (1,46)		0,6020**** (5,21)				0,2036**** (3,24)	0,0047 (0,09)	0,5900	10,79****

a/ Os valores do teste "t" são apresentados entre parênteses, sob os respectivos coeficientes de regressão.

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%.

\*\* Indica significância ao nível de 10%.

\* Indica significância entre os níveis de 20 a 30%.

Apêndice II - Ajustamentos Alternativos (usando a função Uveling-Fletcher) Testados na Estimativa de Relações de Produção de Soja, Municípios de Jardinópolis e Quaira, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72, Modelo Produtividade.

MODELO	Coeficientes de elasticidade parcial de produção e respectivo valor do teste "t" <sup>2/</sup>													Valor de R <sup>2</sup>	Valor de F
	Área cultivada b <sub>1</sub>	Trabalho humano b <sub>2</sub>	Dias-máquina			Calorário b <sub>4</sub>	Fertilizantes					Defensivos b <sub>6</sub>	Município b <sub>7</sub>		
			b <sub>30</sub>	b <sub>31</sub>	b <sub>32</sub>		b <sub>50</sub>	b <sub>51</sub>	b <sub>52</sub>	b <sub>53</sub>	b <sub>54</sub>				
I	-0.1379* (-2.08)	-0.0568 (-0.97)	1.1778**** (3.33)	-0.3475* (-1.95)	0.0283* (1.28)	0.0018 (0.57)	0.4203**** (3.48)	0.000100?*	-0.0000000551*	0.0751**** (2.81)	0.0198 (0.84)	-0.0089 (-0.74)	-0.0294 (-0.49)	0.7015	6.97****
II	-0.1456*** (-2.30)	-0.0636 (-0.98)	1.1593**** (3.37)	-0.3474*** (-2.02)	0.0292* (1.36)		0.4190**** (3.62)	0.0000974*	-0.0000000545*	0.0745**** (2.90)	0.0214 (0.99)			0.6955	9.37****
III	-0.1725**** (-2.83)	-0.0189 (-0.75)	0.7779**** (3.84)	-0.1182**** (-3.25)			0.4546**** (3.99)	0.0000907*	-0.0000000493*	0.0900**** (3.12)	0.0175 (0.81)			0.6817	10.00****
IV	-0.1734**** (-2.84)	-0.0121 (-0.65)	0.7510**** (3.72)	-0.1209**** (-3.32)			0.4919**** (4.49)	0.0000034		0.0843**** (3.31)	0.0183 (0.81)			0.6716	10.99****
V	-0.1489*** (-2.33)	-0.0570 (-0.84)	1.0977**** (3.20)	-0.3310** (-1.92)	0.0268* (1.24)		0.4629**** (4.16)	0.0000312		0.0797*** (3.11)	0.0120 (1.01)			0.6833	10.07****
VI	-0.1607*** (-2.56)	-0.0123 (-0.55)	0.7689**** (3.79)	-0.1214**** (-3.32)			0.5003**** (4.54)	0.0000063		0.0816**** (3.17)	0.0150 (0.58)	-0.0108 (-0.92)		0.6781	9.83****

<sup>2/</sup> Os valores do teste "t" são apresentados entre parênteses, sob os respectivos coeficientes de regressão.

\*\*\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\*\*\* Indica significância ao nível de 5%.

\*\* Indica significância ao nível de 10%.

\* Indica significância entre os níveis de 20 e 30%.

APÊNDICE 12

MÉDIAS GEOMÉTRICAS DAS VARIÁVEIS ANALISADAS

Apêndice 12 - Médias Geométricas das Variáveis Incluídas nas Equações Seleccionadas para Análise das Culturas de Algodão e Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72.

V a r i á v e i s	Valores Médios	
	Algodão	Soja
Produtividade da cultura <sup>a/</sup>	207,96	69,82
Área cultivada (alqueire)	22,06	30,99
Trabalho humano (dias-homem/alqueire)	90,84	11,85
Dias-máquina (dias-máquina/alqueire)	4,71	2,96
Calcário (Cr\$/alqueire)	13,19	17,27
Semente (Cr\$/alqueire)	62,40	—
Fertilizantes (Cr\$/alqueire)	410,11	202,45
Defensivos (Cr\$/alqueire)	59,15	53,86
Número de pulverizações	6,12	—
Espaçamento (cm <sup>2</sup> )	—	353,73

FONTE: Dados da amostra.

<sup>a/</sup> Para o algodão em arrobas/alqueire e para a soja em sacos de 60 kg/alqueire.

APÊNDICE 13

DETERMINAÇÃO DOS PREÇOS DOS FATORES E DOS PRODUTOS

### Apêndice 13 - Determinação dos Preços dos Fatores e dos Produtos.

Os preços dos fatores produtivos incluídos nas estimativas das equações selecionadas foram determinados de acordo com os critérios a seguir apresentados.

#### Trabalho humano ( $X_2$ )

O preço de um dia de trabalho de um homem foi estimado com base no valor médio pago à mão-de-obra assalariada por um dia de trabalho, igual a Cr\$ 12,00.

#### Dias-máquina ( $X_3$ )

O preço deste fator foi determinado com base no preço médio pago a um dia de uso de uma máquina alugada no ano agrícola 1971/72, igual a Cr\$ 140,00.

#### Fertilizantes ( $X_5$ ) e Defensivos ( $X_6$ )

Para esta variável, o preço foi estimado em Cr\$ 1,07. Este valor foi obtido considerando a taxa de juros de 7% a.a. nos financiamentos de insumos modernos.

Os Preços dos Produtos foram obtidos pela média aritmética dos preços recebidos pelos agricultores no ano agrícola 1971/72, sendo de Cr\$ 18,00 a arroba para o algodão e Cr\$ 34,00 o saco de 60 kg para a soja.

Análise de Produtividade nas culturas de algodão e soja e aplicação do modelo Uveling-Fletcher 6937

CONSULENTE:	SAÍDA:	REGRESSO:
José Roberto V. de Camargo	28.11.79	dev
CESAR R. da SILVA	18-7-80	devol.
CESAR R. L. SILVA	20-8-80	devolvido
CESAR R. L. SILVA	24-09-80	devolvido
César Roberto L. Silva	30/10/80	devolvido
César Roberto L. Silva	04/12/80	devolvido

CONSULENTE:	SAÍDA:	REGRESSO:
Cesar Roberto L. Silva	17/02/81	devolvido
Vitorini	14. 9. 83	dev
Vesp S. Carlos	16/9/94	dev