OFERTA DE MILHO E DE SOJA

Uma Análise a Partir de Função de Produção

DORACI HELOISA GERALDI CROCOMO

Orientador: JOAQUIM JOSÉ DE CAMARGO ENGLER

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

PIRACICABA
Estado de São Paulo
1974

à memória de meu pai

à minha mãe

AGRADECIMENTOS

Ao Dr. Joaquim José de Camargo Engler, pela perseverante e segura orientação durante a elaboração deste trabalho.

À Fundação Ford, que possibilitou a realização desta pesquisa concedendo-me uma bolsa de estudos e,que juntamente com o EAPA/ SUPLAN do Ministério da Agricultura forneceu suporte financeiro para a publicação do trabalho.

Ao Projeto de Formação de Capital do Convênio Ohio State University - ESALQ/USP-IEA, que financiou o levantamento das informações básicas para esta pesquisa.

Ao Dr. Rodolfo Hoffmann por diversos esclarecimentos prestados.

Ao Dr. Evaristo Marzabal Neves e ao Dr. R. Gerald Saylor, que leram o texto original e contribuiram com sugestões muito úteis.

Ao meu marido Celso, que além da eficiência na programação e computação eletrônica dos dados originais, foi sempre o amigo de todas as horas com sua colaboração e incentivo sempre presentes.

A minha filha Roberta, cuja colaboração foi imprescindível para a realização deste trabalho.

Finalmente, a todas as pessoas que colaboraram para a realização deste trabalho.

ÍNDICE

Página

LISTA DOS QUADROS

Quadro nº | Página

Quadro nº | Página

LISTA DAS FIGURAS

C A P Í T U L O   I

INTRODUÇÃO

A análise de relações de oferta fornece importantes subsídios para políticas de preço a curto e a longo prazos. Essa análise fornece elementos para orientação de preços mínimos para a agricultura e para previsão de produção futura.

As elasticidades de oferta permitem estimar os efeitos sobre a produção (ou tendência de produção) decorrentes de mudanças nos preços mínimos garantidos.

O conhecimento de relações de oferta e suas elasticidades permite, para países em desenvolvimento, conduzir suas produções agrícolas a níveis adequados para o suprimento de alimento à suas populações e facilitar o seu desenvolvimento econômico.

Torna-se importante conhecer além das relações de oferta, suas respectivas relações de procura, para que se tenha uma idéia das tendências de equilíbrio e seus respectivos preços. Com esse conhecimento tem-se possibilidades de evitar o acúmulo de estoques ou a ocorrência de superprodução, como também de um mercado cuja produção esteja abaixo daquela realmente necessitada. Fica evidenciado portanto, que relações estruturais de oferta e as tendências da produção bem como as relações de procura devem ser analisadas e interpretadas em conjunto sob o ponto de vista estatístico, econômico e político.

Para BRANDT (3), os objetivos de pesquisa em oferta são importantes pois permitem:

a) melhorar o conhecimento sobre o mecanismo de reação da produção;

b) melhorar as previsões de variações em produção;

c) elevar o nível de competência em soluções políticas relativas à oferta;

d) melhorar o conhecimento sobre o impacto de programas de importação, exportação, tributação, etc.

Em síntese, a importância da análise das relações de oferta, está no fato de que elas servem de guia para as promoções políticas, por estimarem a resposta da produção à uma variação no preço ou em outros fatôres.

Neste trabalho estudar-se-á funções de oferta para dois importantes produtos agrícolas: milho e soja.

1. Importância do Milho

Encontra-se o milho como cereal de suma importância, tanto nos países desenvolvidos como nos subdesenvolvidos. Nesses últimos a maior parte da produção é gasta no consumo interno para a alimentação humana e animal, enquanto que nos países mais desenvolvidos quase a totalidade da produção é absorvida pela indústria e na alimentação animal, sendo ele um importante elemento de ligação entre o setor agrícola e o industrial.

Do milho pode-se obter um elevado número de derivados os quais irão se constituir em fontes inestimáveis de matéria prima para muitas indústrias, principalmente as texteis e químicas, que dependem em grande parte de substâncias nele contidas. Também o uso cada vez mais intensivo de rações balanceadas onde o milho entra como componente de elevada importância, acentua ainda mais o valor econômico desse cereal.

O Brasil ainda é um dos maiores produtores de milho, mesmo com um dos rendimentos por área situado entre os mais baixos do mundo.

O milho ocupa no Brasil o primeiro lugar em área cultivada, e o Estado de São Paulo se coloca entre os estados maiores produtores.

Nesse Estado, principalmente, a instalação de novas indústrias e a ampliação de outras já existentes, tem concorrido para que o milho gradativamente perca o caráter de cultura de subsistência para transformar-se em cultural comercial.

Em São Paulo as culturas do milho e do café ocupam a maior percentagem de área cultivada. Nesse Estado, o rendimento, por área, da cultura de milho é bem superior à média brasileira. Nos últimos anos esse rendimento vem sofrendo melhoras devido principalmente ao uso mais intensivo de fertilizantes e de sementes híbridas.

Segundo o Instituto de Economia Agrícola - IEA (15), "Observa-se no Brasil atualmente uma reduzida oferta do produto, acarretando alta em seus preços e por via de consequência, nos diversos produtos dependentes em maior ou menor grau, direta ou indiretamente do milho. Essa diminuição de oferta compaliu o Governo Federal ao contingenciamento de nossas exportações, não obstante já estarem elas em níveis reduzidissimos quando cotejados com as de 2 ou 3 anos passados", (Quadro 2).

Quadro 1. Área, Produção e Rendimento do Milho, no Estado de São Paulo, 1967/68 a 1972/73

Ano Agrícola	Área (1000 ha)	Produção (1000 kg)	Rendimento (kg/ha)
1967/68	1573,0	2550,0	1620
68/69	1246,3	2740,0	1396
69/70	1476,2	2820,0	1910
70/71	1694,0	2760,0	1629
71/72	1500,0	3000,0	2000
72/73(a)	1300,0	2694,0	2072

(a) estimativa

FONTE: IEA (15)

Quadro 2. Exportação de Milho pelos Portos de Santos e Paranaguá, 1968/73. (Em toneladas)

Ano	Santos	Paranaguá	Total
1968	629.736	559.123	1.188.859
69	293.073	297.294	590.367
70	582.650	864.690	1.447.340
71	412.749	836.659	1.258.408
72	27.814	147.484	175.298
73(a)	...	...	100.000

(a) Previsão de acordo com a cota estipulada pela CACEX

FONTE: IEA (15)

Ainda segundo previsões do mesmo Instituto, devido a forte demanda internacional e ao elevado nível de consumo interno, nos últimos tempos, as probabilidades são maiores no sentido de que a oferta continuará a ser reduzida em relação a essa crescente procura, e que os preços do milho situar-se-ão em níveis elevados.

2. Importância da Soja

A soja é uma cultura cuja exploração em escala comercial é relativamente recente, mas já suficiente para colocar o Brasil entre os maiores produtores mundiais. No ano de 1973 foi após o café, o principal produto em nossa pauta de exportação (916 milhões de dólares). O produto é bastante usado no consumo interno, com a vantagem de ser colhido em época diferente da de outros países produtores (EE.UU. principalmente) fato que beneficia sua exportação. Dentro do Brasil, o Estado de São Paulo é o terceiro maior produtor. Através do Quadro 3 pode-se notar a evolução da produção de soja em grãos, no Estado de São Paulo, a partir do ano agrícola de 1967/68.

A soja, é largamente utilizada na forma de grãos na alimentação humana, e indiretamente como torta para rações, farelos e óleo extraído das sementes, margarina, farinha e leite.

Quadro 3. Produção de Soja no Estado de São Paulo, 1967/68 - 1972/73.

Ano	Produção (toneladas)
1967/68	36.600
68/69	60.000
69/70	97.800
70/71	93.600
71/72	222.000
72/73(a)	366.000

(a) dados preliminares

FONTE: IEA (15)

São de suma importância, as vantagens que a soja apresenta em relação a outros produtos, devido principalmente ao seu elevado valor nutritivo, notadamente o alto teor de proteína, como por exemplo o leite de soja que apresenta o dobro do teor de proteína apresentado pelo leite de vaca.

A soja é também bastante utilizada na alimentação de animais, devido, principalmente, a esse seu alto valor proteico, proporcionando um aumento considerável no rendimento em carne, banha, leite e ovos.

Mas, a maior parte da produção de soja é empregada industrialmente. O óleo, seu principal sub-produto, além de ser utilizado intensamente na alimentação humana, é ainda usado na fabricação de um número muito grande de subprodutos dos quais podemos citar por exemplo, colas, sabões, tintas, indústria textil e outros mais.

Segundo o IEA (15), o Brasil de importador de pequenas quantidades de óleo de soja, a partir de 1971, passou para exportador. Em 1972 registrou-se o expressivo embarque de 60.000 toneladas, indicando que deverá firmar-se nessa condição. No mesmo ano as exportações brasileiras, de soja em grão, totalizaram 1.037.273 toneladas, apresentando um aumento de quase cinco vezes sobre o ano anterior, alcançando o recorde de US$ 123.30 por tonelada. Também em 1972 foram exportadas 1450 mil toneladas de farelo de soja, volume 54% superior ao de 1971.

Todos esses fatos, ressaltando a importância econômica da soja, e a ausência de trabalhos de oferta desse produto, justificam a inclusão do mesmo no presente trabalho.

3. Objetivos:

O objetivo central desta pesquisa é estimar relações de oferta estática de milho e de soja a nível de firma, derivadas de funções de produção do tipo Cobb-Douglas. Os objetivos específicos são:

a) ajustar uma função de produção do tipo Cobb-Douglas à cada cultura, utilizando dados obtidos em entrevistas diretas com os agricultores;

b) estudar as funções de oferta derivadas a partir de funções de produção;

c) determinar as elasticidades de oferta dos produtos;

d) determinar as elasticidades parciais de demanda dos fatôres de produção.

C A P Í T U L O II

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Focalizaremos aqui os trabalhos que de uma ou outra maneira se referem a estudos de oferta derivados a partir de função de produção.

NERLOVE (20) em 1958, comentando sobre as propriedades da função de oferta para a firma individual, sob condições de competição perfeita, diz que: se a firma produz apenas um produto, pode-se mostrar que a curva de oferta dessa firma para esse produto é idêntica à curva de custo marginal (CMa), quando esta estiver acima da curva de custo variável médio (CVMe), e idêntica à curva de CVMe quando a curva de CMa estiver abaixo da curva de CVMe. Se não houver fatôres de produção fixos, então o custo marginal sempre será igual ou maior do que o custo médio e a curva de oferta será sempre igual à curva de CMa. Fora do contexto da indústria competitiva, a curva de oferta não será definida.

Quando a firma produz mais do que um produto, logicamente não será definida uma única curva de custo e sim uma superfície de custo. Para cada produto, entretanto, uma curva de custo marginal poderá ser definida, desde que se considere sempre o custo mínimo necessário para produzir uma unidade extra de um determinado produto, por um dos dois modos: 1) tendo-se os preços de todos os outros produtos e de todos os fatôres; e 2) tendo-se as quantidades produzidas de todos outros produtos e os preços de todos os fatôres. Dependendo da situação, um ou outro modo poderá ser preferido.

NERLOVE e BACHMAN (22) em trabalho realizado em 1960, citam que existe um número muito reduzido de estudos nos quais, funções de oferta são obtidas a partir de função de produção. Em seguida comentam que análises diretas de séries temporais para bens ou produtos individuais ou grupo de produtos, necessitam ser suplementadas por estudos de resposta de oferta baseados em programação e análise da tradicional função de produção para grupos de fazendas e setores geográficos da agricultura nacional. Afirmam também que com a função de produção para a firma e informações da natureza das relações envolvidas é possível derivar funções expressando produções, custos e demandas derivadas para insumos em termos de preços dados dos produtos e fatôres.

BRANDT (4) em 1965, fala de dados provenientes de séries temporais e de cortes seccionais. O autor comenta que os dados obtidos através de cortes seccionais referem-se a um curto período de tempo, durante o qual os preços, rendas, níveis tecnológicos e outras variáveis são supostos constantes. As unidades de coleta são os indivíduos, firmas, famílias ou micro unidades semelhantes. Ressalta em seguida, um dos problemas que surge quando se trabalha com cortes seccionais: é o fato de se supor que uma firma ao passar de um nível tecnológico para outro, irá se adaptar perfeitamente ao novo nível, o que poderá não acontecer, pois poderão todos os níveis estarem mudando e a firma na realidade permanecer na mesma escala econômica.

Já, quando fala dos dados de séries temporais, diz que esses refletem um período de tempo maior, no qual preços, rendas, níveis tecnológicos e outras variáveis não irão permanecer constantes e sim se constituir em objeto de estudo.

As unidades de observação já serão agregados chamados macro-unidades. Por outro lado, também com séries temporais podem-se ter problemas, como por exemplo, deparar-se com variáveis imprescindíveis ao modelo mas de difícil mensuração.

BRANDT (3) em 1969, além de um histórico dos trabalhos de oferta existentes, inclue algumas considerações sobre o modelo de oferta derivado de função de produção. O autor começa por enumerar as vantagens aparentes desse método que são as seguintes: "(a) pode-se obter estimativas para qualquer área geográfica e ou mercadoria; (b) a variável tempo pode ser mais facilmente manipulada; (c) os impactos de variações específicas, em tecnologia ou política, sobre produção e renda, podem ser mais fáceis de avaliar; e (d) os dados de insumo-produto coletados com outras finalidades podem ser utilizados nesse tipo de estudo".

Em seguida enumera as limitações aparentes do método, que são as seguintes: "(a) as relações de oferta derivadas são relações ótimas e não relações realizadas; (b) as complexas inter-relações de preço e produção de produtos alternativos podem ser de difícil manipulação, principalmente se o objetivo é oferta agregada; (c) é difícil, senão impossível, prever progressos tecnológicos específicos e, particularmente, prever sua taxa de difusão; (d) tal projeto de pesquisa envolve um grande número de indivíduos, em diferentes áreas, com diferentes filosofias de pesquisa; torna-se difícil manter uma metodologia consistente; (e) o custo de tal tipo de pesquisa, provavelmente, excede o custo de pesquisas de tipo alternativo; (f) é difícil quantificar a fidedignidade das estimativas num sentido estocástico; e (g) é difícil definir os ativos com relação à fixidez temporal".

O autor continua agora, enumerando as pressuposições desse modelo: "(a) não ocorrem nem economias nem deseconomias externas; isto é, variações no tamanho da indústria não afetam custos. Caso isto ocorresse CMa ≠ Py; (b) as quantidades lançadas no mercado são altamente correlacionadas com as quantidades produzidas. A função estimada correlaciona preços com quantidades produzidas. Isto "elimina" agriculturas especulativas, retentiva e de subsistência; (c) mantem-se constantes, para o período, o número de firmas, os preços de insumos e a tecnologia. De outro modo, dever-se-á dar conta dos mesmos; (d) os produtores são maximizadores de lucro. De outro modo, eles não tentariam fazer CMa = Py. Presume-se também conhecimento perfeito; (e) os preços de produtos competitivos permanecem constantes; (f) em qualquer ponto específico do tempo, todas as firmas de uma indústria não estão em equilíbrio, mas estão se deslocando neste sentido. De outro modo, todas as firmas de um dado tamanho e função de produção teriam a mesma produção e o mesmo custo total variável (CTV). Não seria possível identificar uma porção ou segmento da função de CTV das firmas; e (g) qualquer grupo de firmas, para as quais é feita uma estimativa, tem uma função de custo similar".

Quando estas pressuposições são realistas, a função de oferta fornece as quantidades do produto produzidas em diferentes níveis de preço. Sob a pressuposição (d), a função estática da firma pode ser estimada de sua função de custo. A função de custo marginal acima do custo variável médio é a função de oferta da firma.

HEADY e DILLON (13) em 1969, comentam em seu trabalho que: embora não sejam frequentemente usadas com essa finalidade, as funções de produção também podem ser usadas para estimar curvas de custo e proporcionar conhecimento básico para estudos de funções de oferta. Inicialmente os autores ilustram as relações entre funções de produção e funções de custo quando apenas um recurso é variável. Em seguida dão a derivação algébrica das funções de oferta. Da função de produção, obtêm uma função de custo, derivam-na, obtendo a função de custo marginal a curto prazo (apenas um fator variável) e afirmam que ela será a base para o cálculo da função de oferta quando determinadas condições forem satisfeitas:

a) preços constantes;
b) ausência de incerteza;
c) o produtor toma decisões com perfeito conhecimento;
d) correspondência da função de oferta a determinada função de produção.

Sob essas condições, o lucro será máximo quando o custo marginal for igual ao preço do produto.

Mas afirmam que na prática os coeficientes de produção e preço são variáveis e existe incerteza. Também, outras restrições e finalidades lucrativas estão em jogo. Por esses motivos a equação de oferta obtida por esse método tenderá a ser diferente daquela que corresponderia à realidade.

WIPF e BAWDEN (27) num trabalho feito em 1969, com a finalidade de testar os resultados obtidos com funções de oferta derivadas de funções de produção, chegaram as seguintes conclusões:

1) as predições de produção obtidas da oferta derivada, parecem não exibir uma magnitude consistente ou direção de inclinação - elas variam desde pequenas sub-estimações à extremas sobre-estimações da atual produção, sendo que as sobre-estimações são dominantes;

2) ambas, observação casual e equações de oferta estimadas diretamente, mostram as firmas respondendo menos à mudanças de preços do que a indicada por elasticidade de oferta derivadas de função de produção.

3) elasticidades e predições de produção baseadas em funções de oferta derivadas parecem ser mais sensíveis às mudanças ao longo do tempo.

Continuam dizendo, que estes resultados inaceitáveis podem ser atribuidos a uma ou mais das seguintes causas: (1) restrições nas quais a forma da função de oferta é fixada pela função de produção; (2) suposições irrealistas do processo de derivação e (3) estimativas irreais dos coeficientes de produção.

Em seguida, afirmam que o tipo apropriado (forma) da função de produção é importante na derivação da oferta e que seus resultados apoiam a opinião de que a função logarítmica em particular pode levar a predições erroneas se a soma das elasticidades de produção for maior que meio. De qualquer modo, toda ou muita da responsabilidade das elasticidades irreais e predições de produção obtidas em sua análise não podem ser atribuidas ao modelo impróprio. Além disso, não está bem claro se o resto é devido à suposições irrealistas ou estimativas irreais dos coeficientes de produção ou a ambos. Obviamente, as suposições fundamentais de maximização de lucros, perfeito conhecimento e ilimitadas quantidades de recursos variáveis são inconsistentes com as condições do mundo real, e não seria surpresa se cada simplificação contribuisse significantemente para resultados irrealistas. De outro lado, coeficientes de produção estimados são frequentemente irreais, e equações de oferta derivadas são muito sensíveis a qualquer erro nesses parâmetros. Mesmo nestes casos onde os coeficientes de produção estimados parecem ser altamente significativos e se ajustarem muito bem aos dados, a confiança preditiva das alternativas funções de produção podem variar substancialmente. Isto sugere que os tradicionais testes de significância e correlação não são suficientes para estabelecer as estimativas como representações reais das verdadeiras relações de produção devendo ser usados outros métodos de avaliação dos coeficientes de produção.

SIMÕES (25) em 1971, determinou as relações de oferta estática de carne bovina, para a Região de Governador Valadares, Minas Gerais. Esse trabalho parece ser no Brasil a primeira pesquisa em oferta agrícola em que funções de oferta foram derivadas a partir de funções de custo e produção, com base em dados obtidos de corte seccional. O trabalho foi feito a nível de firma e as equações de produção foram ajustadas para diferentes níveis de tecnologia. Esses ajustamentos foram feitos através do método dos quadrados mínimos e de um outro método denominado pelo autor de "porção de fatôres". Embora os resultados obtidos por ambos os métodos fossem semelhantes, o autor ao derivar as funções de oferta, utilizou apenas os resultados obtidos através do método da "porção de fatôres", porque permitiu estudar os tres grupos de propriedades com diferentes níveis de tecnologia e porque as estimativas dos logarítmos dos coeficientes de elasticidades de produção provenientes deste método são estimativas de máxima verossimilhança, dentro das seguintes condições:

a) admitindo-se que se possa estimar cada equação de equilíbrio isoladamente;

b) admitindo-se que o logarítmo do erro das equações de equilíbrio e da função Cobb-Douglas na forma logarítmica seja casualizada, tenha distribuição normal, com variância dada e média zero, e que as equações de equilíbrio advém desta função.

C A P Í T U L O   III

MATERIAL E MÉTODOS

1. Material

Os dados a serem analisados representam um corte seccional no tempo e foram obtidos com entrevistas diretas aos agricultores, sobre o ano agrícola de 1971/72 e realizadas em julho de 1972 nos municípios de Guaira, Jardinópolis, e Sales de Oliveira no Estado de São Paulo.[a]

Esses dados fazem parte da informação básica do Projeto de Formação de Capital na Agricultura do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" e de The Ohio State University.

No presente trabalho como em alguns outros os dados relativos a Sales de Oliveira, por se apresentarem em número reduzido na amostra, foram incluídos aos dados de Jardinópolis.

Das 129 propriedades entrevistadas, apenas 9 não constavam do levantamento feito em 1970 nessa mesma área. Essas novas propriedades entraram com a finalidade de substituir algumas da amostra inicial cujo levantamento não foi possível conseguir em 1972, por vários motivos como: venda da propriedade durante o ano agrícola, impossibilidade de localizar o proprietário ou negativa de colaboração deste. As restantes

---

a/ Maiores esclarecimentos sobre a área de estudo e procedimento da amostragem do levantamento original realizado em julho de 1970, podem ser vistos em Perroco, L.R. et alii (23). Informações sobre os resultados do levantamento realizado em julho de 1972 podem ser obtidos em Wright, C.L. et alii (29).

120 que já faziam parte do levantamento anterior, foram entrevistadas novamente para que comparações pudessem ser feitas, entre os dois anos agrícolas e o levantamento pudesse ser facilitado já que algumas informações não precisariam ser obtidas novamente.

O motivo da escolha desses municípios para as entrevistas está no fato deles serem especializados em culturas anuais, principalmente milho, arroz, soja e algodão, que no ano agrícola de 1971/72 ocuparam 79,4% e 95,8% da área cultivada respectivamente em Jardinópolis e Guaira.

Das 129 propriedades entrevistadas, foram selecionadas para esse trabalho apenas aquelas que continham as duas culturas em apreço, ou seja, milho e soja. Foram eliminadas em seguida as propriedades cuja cultura a ser estudada era consorciada e alguns questionários incompletos.

Resolveu-se também trabalhar com os dados de Guaira e Jardinópolis agregados, dividindo-os em dois diferentes níveis de produtividade. Uma justificativa para a agregação está no fato de se verificar que o nível da função de produção em um município não diferia estatisticamente daquele obtido no outro. Constatou-se isso através de um ajustamento preliminar com o auxílio de uma variável "dummy", onde atribuiu-se diferentes valores aos municípios e obteve-se um coeficiente não significativo. Nesse mesmo ajustamento trabalhou-se com outra variável "dummy", onde atribuiu-se valores distintos aos chamados Grupo I e Grupo II, com níveis de produtividade, respectivamente, abaixo e acima da produtividade média da amostra. Tanto para soja como para o milho obteve-se coeficientes significativos, indicando o acerto no procedimento de se dividir os dados das propriedades em dois diferentes grupos.

Chegou-se a seguinte distribuição apresentada no Quadro 4.

Quadro 4. Distribuição das Propriedades que cultivam Milho e/ou Soja de acordo com o Nível de Produtividade, para os Municípios de Guaíra e Jardinópolis. Ano Agrícola 1971/72.

	Grupo I a/	Grupo II b/	Total
Milho	40	57	97
Soja	28	23	51
Total	68	80	

a/ Grupo I - abaixo da produtividade média da amostra.

b/ Grupo II - acima da produtividade média da amostra.

FONTE: Dados da amostra.

As produtividades médias usadas para dividir os dados em dois grupos podem ser encontradas no Quadro 5 onde também podem ser vistos os dados de produtividades dessas culturas para a DIRA de Ribeirão Preto, onde se situam os municípios estudados e para o Estado de São Paulo.

Quadro 5. Produtividades de Milho e Soja nas propriedades da amostra, na DIRA de Ribeirão Preto e no Estado de São Paulo, Ano Agrícola de 1971/72.

Produto	amostra(a)	DIRA de Ribeirão Preto(b)	Estado de São Paulo(b)
Milho (sc.de 60 kg/alq)	93,9	94,8	80,7
Soja (sc.de 60 kg/alq)	70,3	71,0	70,7

FONTES: (a) dados da amostra

(b) IEA: Agricultura em São Paulo - Informações Econômicas. Diversos números.

2. Métodos

2.1. O Modelo Econométrico

Para expressar a relação entre a produção e o nível de uso de insumos, temos a chamada função de produção, que pode ser expressa da seguinte maneira[a/]:

$$Y = f(X_1, X_2, X_3, \ldots, X_n | X_m, \ldots, X_r)$$

onde:

Y = produção

a/ Informações sobre a função de produção na Agricultura podem ser vistas em HEADY & DILLON (13) pp. 73-107.

$X_1 \ldots X_n$ = quantidades de fatôres variáveis usados na produção.

$X_m \ldots X_r$ = quantidades de fatôres fixos usados na produção.

2.2. O Modelo Estatístico

Será usada como modelo estatístico a função de Cobb-Douglas, que segundo diversos pesquisadores é a que melhor se adapta a estudos de função de produção[a]. Ela tem a seguinte forma:

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

onde:

Y = variável dependente

a = nível da função (constante de regressão)

$X_1, \ldots, X_n$ = variáveis independentes

$b_1, \ldots, b_n$ = coeficientes de regressão e nesse caso elasticidades de produção

e = erro.

Por anamorfose, esta função torna-se linear, ou seja:

$$\log Y = \log a + b_1 \log X_1 + b_2 \log X_2 + \ldots b_n \log X_n + \log e$$

---

a/ Informações detalhadas sobre a função de Cobb-Douglas podem ser encontradas em GIRÃO (7).

O erro e é interpretado como representando diferenças no nível da função de produção entre as firmas. Isto é interpretado como se permitisse a função de produção variar de uma firma para outra conforme um fator de proporcionalidade. Admite-se que o log e é normalmente distribuido com média igual a zero e variância finita σ^2[a/]

Sob condições de competição perfeita, supõe-se que cada firma procura tornar seus lucros máximos através do emprego de quantidades ótimas de insumos e produzindo uma quantidade ótima do produto. Sob condições de competição perfeita para o mercado de fatôres e produto, cada firma pode supor que suas compras de fatôres e a quantidade de produto que ela fornecerá não afetarão os preços; desse modo, o preço do produto e os preços dos fatôres são tomados como dados, na maximização de lucros.

A um dado tempo, e para uma dada firma, vamos supor que a produção está relacionada com os fatôres através da seguinte função de produção:

$$Y = aX_1^{b_1} X_2^{b_2} \tag{1}$$

a/ Ver Alves (2), p. 22. Esse autor complementa: "No caso usual de estimação e é assumido para representar um grande número de variáveis relativamente sem importância, que têm sido omitidas do modêlo. Neste caso, o Teorema do Limite Central fornece uma razão para a distribuição normal. No presente caso e é usado para representar o nível de tecnologia e a mesma razão se aplica pois esse nível de tecnologia é composto de um número relativamente grande de variáveis tais como as dimensões qualitativas dos vários "inputs" e a omitida variável administração".

Vamos chamar o lucro de π , e sejam P_y, P_1 e P_2, respectivamente, os preços do produto e dos fatôres considerados nesse caso. O lucro é a renda da firma obtida das vendas, menos o custo dos fatôres utilizados na produção.

$$\pi = Y P_y - X_1 P_1 - X_2 P_2$$

A firma maximiza π , sujeita a (1). As condições de primeira ordem para um máximo são[a]:

$$\frac{d\pi^*}{d\lambda} = - Y + aX_1^{b_1} X_2^{b_2} = 0, \qquad (2)$$

$$\frac{d\pi^*}{dY} = P_y - \lambda = 0, \qquad (3)$$

$$\frac{d\pi^*}{dX_1} = - P_1 + \lambda \; b_1 \frac{aX_1^{b_1} X_2^{b_2}}{X_1} = 0, \qquad (4)$$

$$\frac{d\pi^*}{dX_2} = - P_2 + \lambda \; b_2 \frac{aX_1^{b_1} X_2^{b_2}}{X_2} = 0, \qquad (5)$$

onde:

$$\pi^* = \pi - \lambda \; (Y - aX_1^{b_1} X_2^{b_2})$$ [b]

---

a/ Nerlove (21) pp. 6-9.

b/ λ é a constante indeterminada chamada "multiplicador de Lagrange". Economicamente, no presente caso, ela pode ser interpretada como o custo marginal, de onde a equação (3) produz a familiar condição, custo marginal = preço do produto.

As equações (2), (3), (4) e (5) implicam em:

$$Y = aX_1^{b_1} X_2^{b_2} \tag{6}$$

$$b_1 = \frac{P_1 X_1}{P_y Y} \tag{7}$$

$$b_2 = \frac{P_2 X_2}{P_y Y} \tag{8}$$

As equações (6), (7) e (8) são suficientes para determinar as três variáveis: Y, X_1 e X_2[a].

As equações (2), (3), (4), (5), são condições necessárias para um lucro máximo, mas não são suficientes. Estas são fornecidas pelas condições de segunda ordem para um π máximo sujeito a (1). Neste caso, estas condições fornecem:

$$b_i (b_i - 1) \frac{Y}{X_i^2} < 0, \text{ para } i = 1,2 \tag{9}$$

---

a/ É interessante notar que estas equações implicam que à posição de lucro máximo, a firma emprega quantidades de fatôres tais, que as proporções dos custos de cada fator em relação ao valor do produto são justamente iguais aos respectivos expoentes dos fatôres em (1). Esta é uma propriedade da função Cobb-Douglas e não possue generalização para funções de produção de diferentes formas.

$$b_1 b_2 (b_1 - 1)\ (b_2 - 1)\ \frac{Y^2}{X_1^2\ X_2^2} > (b_1 b_2)^2\ \frac{Y^2}{X_1^2\ X_2^2} \qquad (10)$$

A primeira dessas condições estabelece que b_i deve ser maior que zero e menor que um; a segunda dessas condições estabelece que o somatório dos b_i também deve ser maior que zero e menor que um, o que implica que a suposição de competição perfeita e maximização de lucro são inconsistentes se a função de produção é tal que $\Sigma\ b_i \geqslant 1$. Se o retorno à escala, r, é definido como a percentagem de aumento no produto quando todos os fatôres são aumentados em 1%, e $r \lesseqgtr 1$ é definido como retornos decrescentes, constantes e crescentes a escala, respectivamente, nota-se que para a função de Cobb-Douglas, em que $r = \Sigma b_i$, que retornos crescentes ou constantes à escala são inconsistentes com a suposição de competição perfeita e maximização de lucros.

2.3. Derivação da Função de Oferta

Consideremos a função de produção, tipo Cobb-Douglas, apenas com duas variáveis independentes e depois generalizaremos para n variáveis. Seja a função de produção:

$$Y = aX_1^{b_1}\ X_2^{b_2} \qquad (11)$$

Para uma maximização da renda líquida, tem-se, como condições de primeira ordem[a/], que:

---

a/ O procedimento aqui equivale ao do item 2.2. e é feito normalmente em teoria microeconômica.

$$\frac{dY}{dX_1} = \frac{P_1}{P_y} \tag{12}$$

e

$$\frac{dY}{dX_2} = \frac{P_2}{P_y} \tag{13}$$

Onde:

P_1 e P_2 = preço dos fatôres X_1 e X_2

e

P_y = preço do produto.

Dentro da hipótese de que a função de produção é côncava, a solução do problema de maximização será única.

Derivando a função (11) em relação aos fatôres, tem-se:

$$\frac{dY}{dX_1} = ab_1 X_1^{b_1 - 1} \; X_2^{b_2} \tag{14}$$

e

$$\frac{dY}{dX_2} = aX_1^{b_1} \; b_2 \; X_2^{b_2 - 1} \tag{15}$$

Dividindo e multiplicando, (14) e (15) por X_1 e X_2 respectivamente:

$$\frac{dY}{dX_1} = \frac{ab_1 X_1^{b_1} \; X_2^{b_2}}{X_1} = \frac{b_1 \, Y}{X_1} \tag{16}$$

$$\frac{dY}{dX_2} = \frac{aX_1^{b_1} b_2 X_2^{b_2}}{X_2} = \frac{b_2 Y}{X_2} \tag{17}$$

Comparando (12) e (16), (13) e (17), tem-se que

$$\frac{b_1 Y}{X_1} = \frac{P_1}{P_y} \tag{18}$$

$$\frac{b_2 Y}{X_2} = \frac{P_2}{P_y} \tag{19}$$

De (18) e (19) determinam-se agora os valores de X_1 e X_2, ou seja:

$$X_1 = \frac{b_1 Y P_y}{P_1} \tag{20}$$

e

$$X_2 = \frac{b_2 Y P_y}{P_2} \tag{21}$$

Substituindo, (20) e (21) em (11) e resolvendo, obtêm-se a função de oferta, estando Y em função dos preços:

$$Y = a \left(\frac{b_1\ Y\ P_y}{P_1}\right)^{b_1} \left(\frac{b_2\ Y\ P_y}{P_2}\right)^{b_2}$$

$$\frac{Y}{Y^{b_1 + b_2}} = ab_1^{b_1}\ b_2^{b_2}\ P_1^{-b_1}\ P_2^{-b_2}\ P_y^{b_1 + b_2}$$

$$Y^{1-(b_1+b_2)} = ab_1^{b_1} b_2^{b_2} P_1^{-b_1} P_2^{-b_2} P_y^{b_1+b_2}$$

$$Y = P_y^{\frac{b_1+b_2}{1-(b_1+b_2)}} (ab_1^{b_1} b_2^{b_2} P_1^{-b_1} P_2^{-b_2})^{\frac{1}{1-(b_1+b_2)}}$$

Generalizando para n fatôres variáveis[a/]

$$Y = P_y^{\frac{\Sigma b_i}{1-\Sigma b_i}} (ab_1^{b_1} b_2^{b_2} \ldots b_n^{b_n} P_1^{-b_1} P_2^{-b_2} \ldots P_n^{-b_n})^{\frac{1}{1-\Sigma b_i}} \quad (22)$$

A equação (22) é a equação de oferta para o longo prazo. Para o curto prazo ela se simplifica pois pode-se expressar a função de produção, da seguinte maneira:

$$Y = A X_1^{b_1} \quad (23)$$

onde:

$$A = a X_2^{b_2} X_3^{b_3} \ldots X_n^{b_n}$$

pois os fatôres X_2, X_3,..., X_n, foram fixados em sua média geométrica.

---

a/ Esta mesma equação pode ser obtida por um outro caminho, utilizando-se os custos, como foi visto no Capítulo II e pode ser encontrado em HEADY e DILLON (13) pp. 59-64.

Derivando (23) em função de X_1, temos

$$\frac{dY}{dX_1} = A\ b_1\ X_1^{b_1 - 1} \tag{24}$$

Dividindo e multiplicando o segundo membro de (24) por X_1, tem-se:

$$\frac{dY}{dX_1} = \frac{A\ b_1\ X_1^{b_1}}{X_1}$$

$$\frac{dY}{dX_1} = \frac{b_1\ Y}{X_1} \tag{25}$$

Igualando (25) à relação dos preços do fator e do produto, tem-se:

$$\frac{b_1\ Y}{X_1} = \frac{P_1}{P_y} \tag{26}$$

De (26) retira-se o valor de X_1, que fica:

$$X_1 = \frac{b_1\ Y\ P_y}{P_1}$$

Substituindo o valor de X_1 em (23) e resolvendo:

$$Y = A\ \left(\frac{b_1\ Y\ P_y}{P_1}\right)^{b_1}$$

$$\frac{Y}{Y^{b_1}} = A\, b_1^{b_1}\, P_y^{b_1}\, P_1^{-b_1}$$

$$Y^{1-b_1} = A\, b_1^{b_1}\, P_y^{b_1}\, P_1^{-b_1}$$

$$Y = P_y^{\frac{b_1}{1-b_1}} \left(A\, b_1^{b_1}\, P_1^{-b_1}\right)^{\frac{1}{1-b_1}} \qquad (27)$$

Esta seria portanto, a equação da Oferta a curto prazo.

Como foi visto em Nerlove (20), pode-se mostrar que a curva de oferta é idêntica à curva do custo marginal, à partir do ponto onde custo marginal é igual custo variável médio. Pode-se apresentar a curva de oferta, em duas dimensões, onde a ordenada é P_y e a abcissa é $\underline{Y}$, respectivamente, preço do produto e quantidade produzida, pois como foi visto dentro das condições de equilíbrio, CMa = P_y (custo marginal = = preço do produto), ou ainda:

$$\pi = Y\, P_y - X\, P_x - C \qquad (C = \text{custo dos fatores fixos})$$

derivando em função a $\underline{Y}$, tem-se:

$$P_y - \frac{d}{dY}\,(XP_x + C) = 0$$

$$P_y = \frac{d}{dY}\,(X\, P_x + C)$$

$$P_y = C\ Ma$$

Pois custo marginal é a derivada do custo total em relação a $\underline{Y}$.

Utilizando-se desse método tem-se, que assumir: os empresários maximizam seus lucros; todos os recursos variáveis são disponíveis em quantidades ilimitadas; há conhecimento perfeito; são constantes os preços dos insumos e dos outros produtos.

Como se observa nas funções de oferta derivadas, não aparecem os preços dos outros produtos, porque admitiu-se que as firmas estão produzindo um só produto. Considera-se ainda que por parte dos produtores, a reação à preços é instantânea[a/].

2.4. Elasticidades da Demanda dos fatôres de produção e da oferta do produto

2.4.1. Elasticidade da Demanda dos Fatôres de produção

A elasticidade da demanda é dada por:

$$E_D = \frac{dX_1}{dP_1} \cdot \frac{P_1}{X_1} \qquad (28)$$

Para determinar esse coeficiente utiliza-se a função de produção para o curto prazo:

---

a/ Ver SIMOES (25).

$$Y = A\ X_1^{b_1}$$

Derivando $\underline{Y}$ em relação a $\underline{X}_1$, tem-se:

$$\frac{dY}{dX_1} = A\ b_1\ X_1^{b_1 - 1}$$

Igualando a $\frac{P_1}{P_y}$ e tirando o valor de X_1:

$$A\ b_1\ X_1^{b_1 - 1} = \frac{P_1}{P_y}$$

$$X_1^{b_1 - 1} = \frac{P_1}{P_y} \cdot \frac{1}{A\ b_1}$$

$$X_1 = (A\ b_1\ P_y)^{\frac{1}{1-b_1}}\ P_1^{-\frac{1}{1-b_1}} \tag{28}$$

Fazendo $X_1 = K\ P_1^e$ e substituindo em (28) tem-se:

$$E_D = K\ e\ P_1^{e-1}\ \frac{P_1}{KP_1^e} = e = \frac{-1}{1-b_1}$$

A elasticidade de demanda dos fatôres de produção será portanto: $\frac{-1}{1-b_1}$

2.4.2. Elasticidade da Oferta

Para facilitar as funções de oferta obtidas são indicadas por:

$$Y = K\, P_y^e \tag{29}$$

A elasticidade da oferta é dada por:

$$E_0 = \frac{dY}{dP_y} \cdot \frac{P_y}{Y} \tag{30}$$

Derivando $\underline{Y}$ em relação a $\underline{P_y}$ e substituindo em (30) teremos:

$$\frac{dY}{dP_y} = K\, e\, P_y^{e-1}$$

$$E_0 = K\, e\, P_y^{e-1} \cdot \frac{P_y}{K\, P_y^e} = e$$

Das equações (22) e (27), obtém-se respectivamente:

$$e = \frac{\Sigma\, b_i}{1 - \Sigma\, b_i}$$, elasticidade da oferta para o longo prazo.

e

$$e = \frac{b_1}{1 - b_1}$$, elasticidade da oferta para o curto prazo.

3. <u>Procedimento</u>

Afim de se determinar as funções de oferta, as funções de produção foram ajustadas através de dois métodos diferentes: o método dos quadrados mínimos e o de Klein, o qual SIMOES (25) denominou de "porção de fatôres". Segundo ALVES (2), as estimativas dos logarítmos dos coeficientes de elasticidade de produção provenientes deste método são estimativas de máxima verossimilhança, dentro das seguintes condições:

a. admitindo-se que se possa estimar cada equação de equilíbrio isoladamente;

b. admitindo-se que o logarítmo do erro das equações de equilíbrio e da função Cobb-Douglas na forma logarítmica seja casualizada, tenha distribuição normal, com variância dada e média zero, e que as equações de equilíbrio advém desta função.

Usaremos dois métodos como alternativos, pois é possível que os resultados obtidos com qualquer deles não satisfaçam as condições de segunda ordem para a maximização de lucros em concorrência perfeita apresentados anteriormente, e ainda pelo fato da possível ocorrência de multicolinearidade através do método usual dos quadrados mínimos.

Em seguida ver-se-á uma explanação sobre esse segundo método.

3.1. "Método de Klein"

Um termo ao acaso pode ser introduzido nas condições de equilíbrio para indicar que a firma pode não ser um perfeito maximizador de lucro[a].

---

a/ Ver ALVES (2) p. 24.

No caso, a condição de equilíbrio, torna-se:

$$b_i \; \mu_{if} = \frac{P_{if} \; X_{if}}{P_{yf} \; Y_f} \qquad \text{para} \quad i = 1,2,\ldots,n$$

Onde o subscrito f indica uma dada firma, e o log μ_{if} é uma variável ao acaso com distribuição normal, uma média igual a zero, e uma variância finita, σ_i^2[a].

Tomando a função de produção casualizada e as condições de equilíbrio, (supondo que a função de produção seja transformada logaritmicamente em sua forma linear), Klein (18) sugere que as estimativas dos coeficientes da função da produção podem ser obtidos como se segue[b].

$$\hat{\log}\, b_i = \frac{1}{F} \sum_{f=1}^{F} \log \frac{P_{if} \; X_{if}}{P_{yf} \; Y_f}$$

$$\hat{\log}\, a = \frac{1}{F} \sum_{f=1}^{F} \left[\log Y_f - \sum_{i=1}^{n} \hat{b}_i \log X_{if} \right]$$

onde:

F é o total de número de firmas na amostra. Tomando o anti-logarítmo, estipulam-se as estimativas dos parâmetros $\hat{b}_i$ e $\hat{a}$.

---

a/ Neste caso μ_{if} é suposto para representar um grande número de variáveis relativamente sem importância que explicam porque a função não atinge um ótimo econômico.

b/ Para a derivação, ver Apêndice D.

Então, os $\hat{b}_i$ são obtidos como uma média geométrica das proporções dos respectivos fatôres para o valor total do produto para firmas individuais. O logarítmo do têrmo constante, é obtido através da introdução dessas estimativas na equação de produção e obtendo-se a diferença média.

NERLOVE (21), pp. 65-66, prova que as estimativas do log b_i, são imparciais (não tendenciosas) e consistentes, indiferente da interpretação de e , na função original. As estimativas de $\hat{b}_i$, contudo são tendenciosas, embora elas possam ser mostradas como sendo consistentes.

O lôg a, por outro lado, é tendencioso e em geral inconsistente.

Lôg b_i é normalmente distribuido com variância $\frac{\sigma_i^2}{F}$ e média log b_i. Estes fatos podem ser usados para construir um intervalo de confiança para log b_i:

$$\text{lôg } b_i - \frac{S_i}{\sqrt{F}} \cdot t \leq \log b_i \leq \text{lôg } b_i + \frac{S_i}{\sqrt{F}} \cdot t$$

4. Definição das Variáveis

Produção (Y)

Mede a produção total em sacos de 60 quilos. Os preços do milho e da soja foram obtidos tomando-se a média arredondada dos preços recebidos pelos produtores por saco de 60 kg e igual a Cr$ 14,50 e

Cr$ 35,00, respectivamente, para o milho e soja naquela região no ano agrícola de 1971/72.

Área plantada (X_1)

Esta variável representa o número de alqueires cultivados com cada cultura em particular. O seu preço foi determinado com base no valor médio de arrendamento (aluguel) de um alqueire na área de estudo no ano agrícola de 1971/1972. A média encontrada foi de Cr$396,00, por alqueire.

Gastos com sementes (X_2)

Medido em sacos de 50 kg. O preço arredondado da semente de milho foi de Cr$ 45,00 e o de soja Cr$ 50,00 por saco, sendo que esse preço foi obtido através da média aritmética dos valores pagos pelos agricultores.

Mão de Obra (X_3)

Foi medida em dias/homens e inclui o trabalho da mão de obra familiar, permanente e temporária sendo considerados também o dia de trabalho das mulheres e crianças como 0,75 dia-homem. Atribui-se ao dia-homem de trabalho familiar o preço médio de Cr$ 10,00, que corresponde à estimativa do valor médio pago, arredondado, por dia de trabalho, à mão de obra assalariada. Esse valor foi obtido através de média aritmética.

Fertilizantes (X_4)

Essa variável inclui fertilizantes no plantio, na cobertura e mais 1/3 do valor do calcário empregado naquele ano agrícola, (admitindo-se que seu valor residual é de 3 anos). Foi medida em cruzeiros. Seu preço, considerando-se a taxa de juros, foi de Cr$ 1,07[a/].

Defensivos (X_5)

Essa variável também foi medida em cruzeiros e computou todos os gastos com defensivos para as culturas em estudo durante o ano agrícola.

Seu preço também foi de Cr$ 1,07. Aqui foram somados os gastos de insenticidas, herbicidas, fungicidas, formicidas e outros.

Gastos com máquinas (X_6)

Medida em cruzeiros e inclui gastos com combustível,óleos, lubrificantes, pneus, peças e conserto de máquinas, aluguel de máquinas e outros durante o ano agrícola e proporcional à área cultivada com cada uma das culturas, em relação à área cultivada total. Seu preço foi de Cr$ 1,17.

---

a/ As taxas de juros usadas foram as vigentes para as diferentes linhas de crédito para a agro-pecuária, sendo de 7% a taxa de juro para insumos modernos, e 17% a taxa de juro para despesas de custeio e 15% para tratores e máquinas nacionais. Para as variáveis expressas em cruzeiros, determinamos seus preços adicionando-se as taxas de juros respectivas ao valor de Cr$ 1,00.

Despesas Gerais (X_7)

Essa variável mediu os gastos com impostos, seguros, FUNRURAL, INPS, conservação de estradas e outros durante o ano agrícola e proporcional à área cultivada com cada uma das culturas, em relação à área total da propriedade. Foi medida em cruzeiros e o preço atribuido foi de Cr$ 1,17.

Máquinas e Equipamentos (X_8)

Essa variável foi medida em fluxo, tomando o valor atual das máquinas e equipamentos e dividindo-o pelo número de anos de vida útil futura e ainda proporcionalmente à área cultivada com cada uma das culturas em relação à área cultivada total. Foi medida em cruzeiros e o preço atribuido foi de Cr$ 1,15.

Animais de Trabalho (X_9)

Esta variável procura representar a participação efetiva do capital na forma de animais de trabalho na produção de cada um dos produtos, proporcionalmente à área cultivada, no ano agrícola em estudo. Seu valor foi estimado em 10% do valor atual dos animais de trabalho existentes, admitindo-se, pois, que 10 anos é em média o período de vida útil provável dessa forma de capital. Foi medida em cruzeiros e o preço atribuido foi de Cr$ 1,17.

Benfeitorias (X_{10})

Esta variável procura medir a participação efetiva do capital na forma de benfeitorias na produção de cada um dos produtos proporcionalmente à área total da propriedade no ano agrícola em estudo. Seu valor foi estimado em 5% do valor atual das benfeitorias existentes na amostra, admitindo-se, pois, que 20 anos é em média o período de vida útil provável desta forma de capital. Foi medida em cruzeiros e o preço atribuido foi de Cr$ 1,17.

C A P Í T U L O IV

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O total de propriedades contido na amostra foi dividido em dois grupos, baseado no valor da produtividade média calculado para essa mesma amostra. Denominou-se de Grupo I, o ajustamento que continha as propriedades cujo rendimento médio por alqueire estava abaixo da média da amostra, e de Grupo II, o ajustamento com as propriedades acima da média. Fez-se ainda um ajustamento com o total de propriedades de cada cultura, de maneira que serão analisados 6 diferentes ajustamentos.

O período considerado para o cômputo das despesas e juros foi o de 1 ano agrícola, e no caso, de 1º de agosto de 1971 a 31 de julho de 1972.

No Quadro 6 pode-se comparar os diferentes grupos de propriedades, através de alguns dados médios calculados para a amostra.

Quadro 6. Dados Médios referentes à Produção de Milho e Soja, nos Municípios de Jardinópolis e Guaíra. Ano Agrícola 1971/72.

Item	Milho			Soja		
	Grupo I	Grupo II	Total	Grupo I	Grupo II	Total
Produtividade (saco 60k/alq)	64,59	122,17	93,88	52,21	84,31	70,34
Área plantada (alq.)	14,59	18,53	16,91	23,49	35,61	28,95
Semente (saco 50 kg/alq)	1,01	1,08	1,05	3,07	3,09	3,08
Dias homens/ alqueire	14,76	21,72	19,25	11,03	10,72	10,84
Fertilizantes (Cr$/alqueire)	245,60	297,94	281,49	207,46	260,88	237,13

O número médio de alqueires cultivados foi de 16,91 para o milho e 28,95 para a soja, sendo que para as duas culturas esse valor foi menor que a média para o Grupo I, ocorrendo o mesmo para a maioria dos dados do Quadro 6 com exceção do valor de dias homens/alqueire para a soja que é superior à média para o Grupo I, o que indica talvez a necessidade de uma maior mecanização em substituição à mão de obra para essa cultura.

A produtividade, devido ao princípio adotado, é sempre maior para o Grupo II do que para o Grupo I, e no caso do milho essa diferença chega a ser praticamente o dobro. O uso de sementes permanece mais ou menos constante, ao redor de um saco/alqueire para o milho e 3 sacos/alqueire para a soja. O uso de fertilizantes também é bem mais pronunciado nas propriedades com maiores produtividades.

Funções de Produção e Oferta

1. Ajustamento das Funções de Produção:

Dois métodos foram testados para o ajuste das funções de produção. Foram efetuados diversos ajustamentos, com agregação e eliminação de variáveis independentes, numa tentativa de melhorar os resultados obtidos para os coeficientes de regressão calculados pelo método dos quadrados mínimos. Esses ajustamentos não deram, porém, bons resultados.

Como um dos objetivos dessa pesquisa é a obtenção de elasticidade de demanda dos fatôres de produção, trabalhou-se apenas com o modelo no qual as variáveis foram consideradas isoladamente e com maior poder explicativo.

Através dos Quadros 7 e 8, pode-se observar os resultados obtidos para as duas culturas, através dos dois métodos de ajustamento; o tradicional método dos quadrados mínimos, e o método desenvolvido por Klein.

Quanto ao primeiro método, as restrições encontradas, foram na maioria as mesmas apresentadas por SIMÕES (25), p.31, isto é: a) poucos coeficientes (b_i) estatisticamente significativos, se bem que deve-se tomar muito cuidado, como recomendam Wonnacott e Wonnacott (28) pp. 64-67, ao se rejeitar hipóteses que são testadas. Se existem razões para se admitir o efeito positivo de uma variável, e o teste "t" não for maior que o valor crítico, não se tem base para rejeitar a hipótese nula, em virtude de qualquer valor positivo tender a apoiar a expectativa anterior; b) algumas variáveis com coeficientes negativos, como é o caso por exemplo de sementes, despesas gerais, etc. para o milho. Para a soja, o problema é ainda mais grave, sendo que só para o ajustamento total, 6 das 10 variáveis apresentam coeficientes negativos; e c) para o caso de área plantada com milho, um valor do coeficiente maior do que a unidade no ajustamento do Grupo I, onde também a somatória dos coeficientes de regressão (Σb_i) excede a unidade.

Essas duas restrições, (b) e (c), vem violar as condições de segunda ordem para maximização de lucros de uma firma em competição perfeita.

Quadro 7. Coeficientes das Funções de Produção Estimadas por Dois Métodos Diferentes, para o Milho. Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72[a].

	Variáveis	"Método de Klein"			Método Quadrados Mínimos		
		Grupo I	Grupo II	Total	Grupo I	Grupo II	Total
X_1	Área plantada	0,402971	0,217980	0,280842	1,063808***	0,678210***	0,652063***
X_2	Sementes	0,048237	0,027720	0,034834	-0,116323	0,218502	0,161527
X_3	Mão de obra	0,191783	0,099123	0,130129	0,024912	0,008582	0,052100
X_4	Fertilizantes	0,171516	0,125415	0,142696	0,015237	0,035938	0,001845
X_5	Defensivos	0,001318	0,000867	0,001030	0,001949	0,005868	0,006773
X_6	Gastos c/Máquinas	0,100418	0,187175	0,144786	0,001271	-0,055401	0,021086
X_7	Despesas Gerais	0,039831	0,037256	0,038297	-0,004743	0,038932	0,049868
X_8	Máq. e Equipamentos	0,034467	0,087951	0,059769	0,018178	0,010255	0,040289**
X_9	Animais de trab.	0,003663	0,000634	0,001308	0,008071	-0,003561	-0,008854
X_{10}	Benfeitorias	0,004255	0,005467	0,004930	-0,007308	0,007917	0,009645
	Intersecção(a)	7,982002	14,416987	13,680712	4,004362	4,808608	3,952151
	Coef. Determ. (R^2)	0,898886	0,753725	0,780215	0,985415	0,972184	0,946781
	$\Sigma\, b_i$	0,998464	0,789593	0,838626	1,005052	0,945242	0,986342

Níveis de significância: *** = 1% . ** = 5%. * = 10%.

a/ Resultados para o teste "t" e demais informações para o método dos quadrados mínimos : Ver Apêndice B.

Resultados para o intervalo de Confiança para os coeficientes obtidos pelo "Método de Klein" - Ver Apêndice C.

Quadro 8. Coeficientes das Funções de Produção Estimadas por Dois Métodos Diferentes para a Soja. Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72[a].

	Variáveis	"Método de Klein"			Método Quadrados Mínimos		
		Grupo I	Grupo II	Total	Grupo I	Grupo II	Total
X_1	Área plantada	0,220608	0,135609	0,177139	0,646867***	0,758185***	0,635881***
X_2	Sementes	0,080850	0,056616	0,068848	0,218519	0,251796	0,230465
X_3	Mão de obra	0,057793	0,030815	0,043522	-0,024613	-0,027649	-0,036809
X_4	Fertilizantes	0,111064	0,092192	0,102117	0,019995	0,063134	0,171971*
X_5	Defensivos	0,014741	0,002955	0,007141	0,025960	0,000332	-0,013822
X_6	Gastos c/máquinas	0,302977	0,173943	0,235897	0,013586	-0,081418	-0,033486
X_7	Despesas Gerais	0,028320	0,029357	0,028783	-0,012906	0,004347	-0,000809
X_8	Máq.e Equipamentos	0,042062	0,074413	0,054403	0,036825	0,011777	0,041959
X_9	Animais de Trab.	0,000637	0,000031	0,000164	-0,002620	-0,006343	-0,023282*
X_{10}	Benfeitorias	0,004065	0,000952	0,002113	-0,009535	0,011682	-0,004611
	Intersecção (a)	3,737632	31,657043	11,231066	3,659075	4,282818	3,193588
	Coef. Determ. (R^2)	0,765932	0,538754	0,578745	0,963562	0,988165	0,947936
	Σb_i	0,863122	0,596887	0,720132	0,912078	0,989843	0,967457

Níveis de significância: *** = 1%. ** = 5%. * = 10%.

a/ Resultados para o teste "t" e demais informações para métodos dos quadrados mínimos - Ver Apêndice B.

Resultado para o intervalo de Confiança, para os coeficientes obtidos pelo "Método de Klein"- Ver Apêndice C.

Outro problema encontrado foi o da multicolinearidade, ou seja, a presença de altas correlações entre as variáveis independentes. (Apêndice A).

JOHNSTON (17) pp. 160-169, comenta que a presença de multicolinearidade nos leva a perda de precisão nas estimativas, devido principalmente a erros muito grandes nas estimativas específicas, que podem estar altamente correlacionadas umas com as outras, e à variâncias amostrais dos coeficientes, muito grandes. Conclui ainda o autor, que correlações simples grandes e positivas, provavelmente produzirão erros grandes e opostos nas estimativas dos parâmetros.

HEADY e DILLON (13) p. 136, sugerem que o limite aceitável para valores de correlações simples entre as variáveis independentes não deve ultrapassar 0,80.

Segundo KLEIN (19) p. 101, multicolinearidade, não é necessariamente um problema, desde que os coeficientes de correlação simples (r_{ij}) sejam menores que o coeficiente de correlação multipla da regressão (R).

Entre os valores calculados pelo método dos quadrados mínimos, foram encontrados alguns maiores que 0,80, sendo que o valor do r_{12} (correlação simples entre X_1 e X_2) para o milho foi, no caso do grupo total, maior que o próprio coeficiente de correlação múltipla[a/].

a/ Valores dos coeficientes de correlação múltipla para as regressões, ver Apêndice B.

A presença de coeficientes de correlação com valores altos ($r_{ij} > 0{,}80$ e $r_{ij} > R$), além de coeficientes de regressão negativos - ($b_i < 0$), maior que um ($b_i > 1$) e $\Sigma b_i > 1$, fizeram com que ao se derivar as funções de oferta, se optasse pelos resultados obtidos pelo método de Klein, apesar do método dos quadrados mínimos apresentar maiores coeficientes de determinação (R^2)[a], significando que uma maior percentagem das variações das quantidades produzidas são explicadas pelas variáveis independentes, escolhidas para a análise.

O "Método de Klein", como se viu no Capítulo III apresenta estimativas de b_i tendenciosas, apesar de consistentes e lôg a tendencioso e em geral inconsistente. Apesar dessas limitações, os resultados não violam as condições de segunda ordem para maximização de lucros, já que esse é o interesse da pesquisa no cálculo da função de oferta. Apresenta ainda a vantagem de eliminar o problema da multicolinearidade, já que os coeficientes são obtidos, usando-se a média geométrica dos "factor shares".

Os resultados demonstram que esse método apresentou sempre Σb_i (retornos à escala) menores do que um, indicando que os agricultores da amostra, estão operando com retornos decrescentes à escala, com exceção do ajustamento do Grupo I, para o milho, que apresentou um valor muito próximo da unidade, fazendo com que o valor da elasticidade da oferta para esse grupo fosse bem alto.

---

a/ Os valores de R^2 podem ser vistos, nos Quadros 7 e 8.

ALVES (2) p. 65, comenta que para a condição de segunda ordem para maximização de lucros ser satisfeita é necessário que as elasticidades individuais de produção (b_i) ou coeficientes de regressão, tenham um valor entre zero e um. Prossegue, comentando a dificuldade em se testar isto estatisticamente quando as estimativas são obtidas pelo "Método de Klein", pois ter-se-ia que derivar uma função de densidade para função convexa.

O teste, portanto, ficou restrito nesse caso ao ajustamento dos intervalos de confiança nos logarítmos dos coeficientes. Estes intervalos sugerem que os coeficientes são diferentes de zero e um.

Os valores dos intervalos de confiança encontrados podem ser vistos no Apêndice C.

2. Derivação da Função de Oferta

Foram derivadas funções de oferta, para o curto e longo prazo. Para o curto prazo, considerou-se apenas a área plantada como variável e as outras observações foram fixadas em sua média geométrica, na função de produção. Para o longo prazo, considerou-se o tempo necessário para que todos os fatôres variassem. Como SIMÕES (25), aqui também não se levou em consideração a possibilidade da firma passar a produzir outros produtos substitutos, o que se constitue numa restrição ao conceito de longo prazo.

2.1. Funções de Oferta para o Milho e para a Soja.

As equações de oferta obtidas assumiram a forma geral $Y = P_y^e \cdot A$ para o curto prazo, e $Y = \frac{P_y^e}{A}$ para o longo prazo. Essas equações constam do Quadro 9 e estão representadas nas Figuras de nº 1 a 6.

Quadro 9. Funções Estimadas de Oferta para Milho e para Soja, no Curto e Longo prazos, para Todos os Grupos Estudados

Prazo	Grupos	Milho		Soja	
		e	A	e	A
Curto Prazo	Total a/	0,3522	676,2035	0,1952	823,6322
	Total	0,3905	681,2035	0,2153	823,0965
	Total b/	0,4344	687,9132	0,1633	823,7412
	Grupo I	0,6750	245,9435	0,2831	467,4820
	Grupo II	0,2787	1109,1559	0,1569	1458,6178
Longo Prazo	Total	5,1968	1481,3324	2,5731	8,0351
	Grupo I	650,0416	$5,2160.10^{783}$	6,3058	$6,8259.10^{6}$
	Grupo II	3,7527	20,7770	1,4807	0,1039

a/ e b/ Limites inferior e superior, respectivamente, para um intervalo de confiança a 95% de probabilidade.

As Figuras 1 e 4 mostram as curvas de oferta, no curto prazo, para o milho e para a soja, respectivamente, para o ajustamento em que entraram todas as propriedades. Aparecem também os limites inferiores e superiores estimados para um intervalo de confiança a 95%. Isso foi obtido usando-se na equação de oferta os limites de b_1 que podem ser encontrados nos Quadros 20 e 21 no Apêndice C. Desta maneira, pode-se esperar, ou estar confiante, em 95% das vezes, de se encontrar as curvas de oferta dentro das faixas apresentadas.

As curvas de oferta apresentadas nas Figuras 2 e 5, para o curto prazo, demonstram que a um determinado preço maiores quantidades dos produtos serão oferecidos pelos Grupos II em relação aos Grupos I, tanto para o milho (no caso até um preço aproximado de Cr$ 42,00) como para a soja, onde a diferença é bem acentuada (as curvas estão bem distantes). Isso advém do fato das funções de oferta do Grupo II derivarem-se de funções de produção de níveis mais altos (Ver os termos constantes nos Quadros 7 e 8). Poderia se supor, de uma maneira geral, que as propriedades contidas no segundo Grupo (II) possuem um maior nível de tecnologia.

As funções de oferta para o longo prazo aparecem nas Figuras 3 e 6. Pelo fato de se considerar o mais longo período de tempo no qual podem-se variar todos os fatôres produtivos, essas curvas mostram as possibilidades de produções quase infinitas, notadamente no caso do Grupo I, para o milho.

Observando-se as curvas de oferta apresentadas, nota-se que as de longo prazo são côncavas em relação ao eixo das abcissas. Esse formato é contrário ao do ramo ascendente da curva de custo marginal (forma de "U") onde este se torna igual a curva de oferta. Esse fato talvez venha explicar porque WIPF e BAWDEN (27) afirmam, como foi visto na revisão de literatura, que: " o tipo apropriado (forma) de função de produção é importante na derivação da oferta e que seus resultados apoiam a opinião de que a função logarítmica em particular pode levar a predições errôneas se a soma das elasticidades de produção for maior que meio". Pode-se ver nos Quadros 7 e 8 que em todos os ajustamentos a soma dos b_i foi maior que 0,5. É possível que aqueles autores determinaram esse valor baseando-se na forma da função de oferta, ($Y = P_y^e$), pois quando $\Sigma b_i > 0{,}5$ a elasticidade de oferta (e) torna-se maior que a unidade, pois

$$e = \frac{\Sigma b_i}{1 - \Sigma b_i} .$$

Isto faz com que Y cresça mais que proporcionalmente dando-se acréscimos constantes a P_y, tornando as curvas de oferta côncavas em relação ao eixo das abcissas.

Figura 1. Função de oferta de Milho, no curto prazo, e seus limites inferior e superior para um intervalo de confiança de 95% de probabilidade. Jardinópolis-Guaíra, 1971/72.

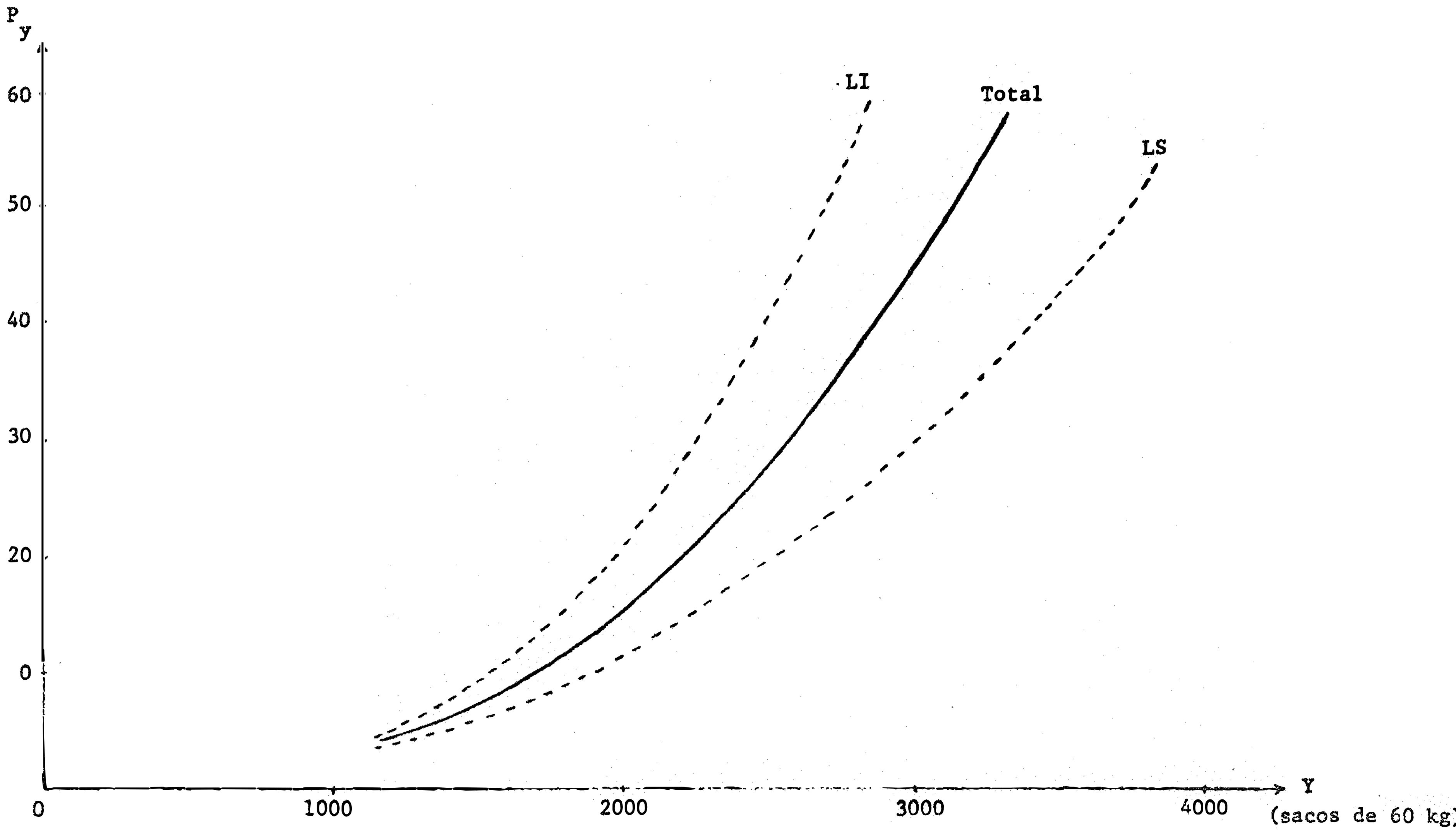


Figura 2. Funções de oferta de Milho, no curto prazo, para todos os grupos estudados. Jardinópolis-Guaíra, 1971/72.

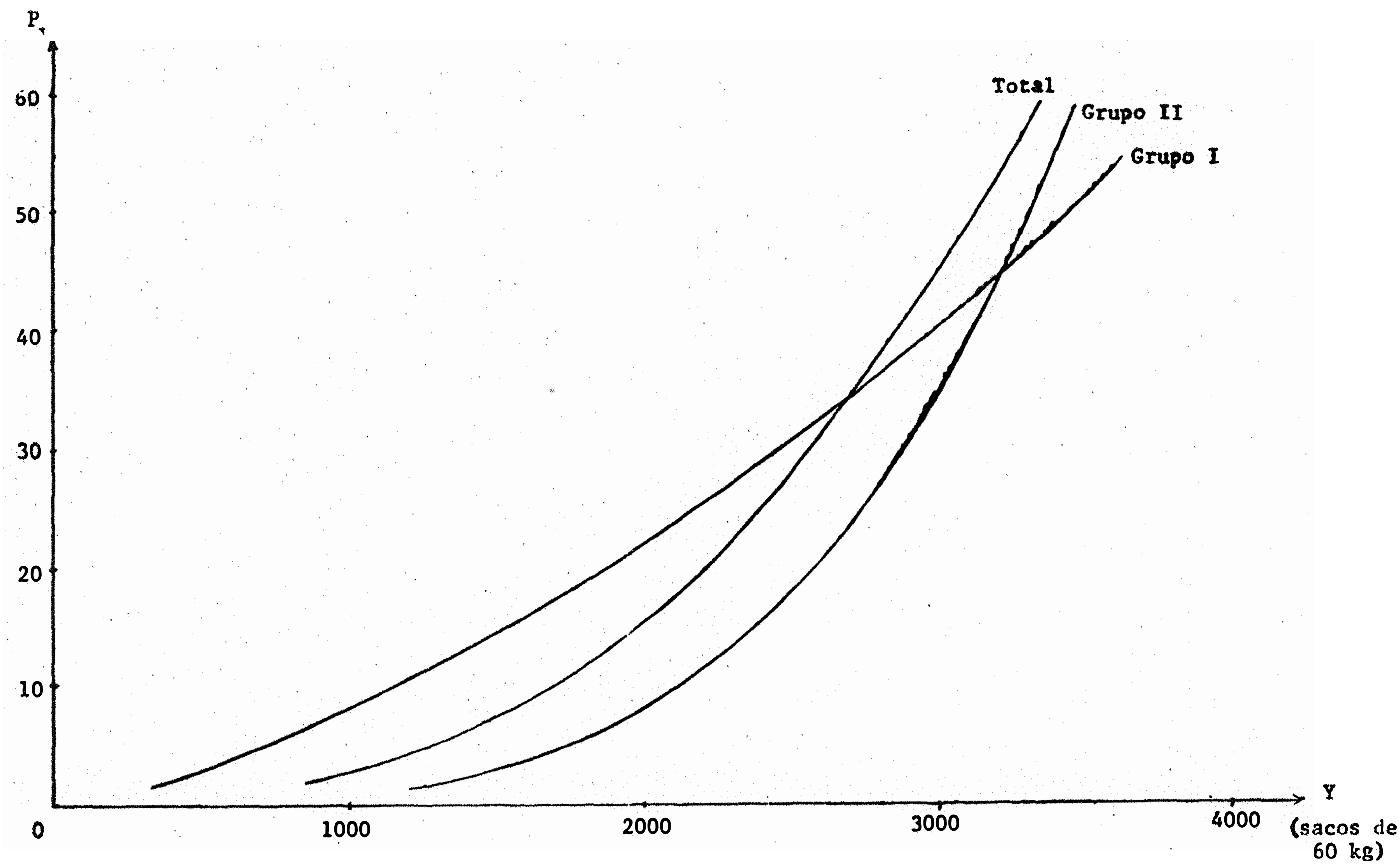


Figura 3. Funções de oferta de Milho, no longo prazo, para todos os grupos estudados. Jardinópolis-Guaíra, 1971/72.

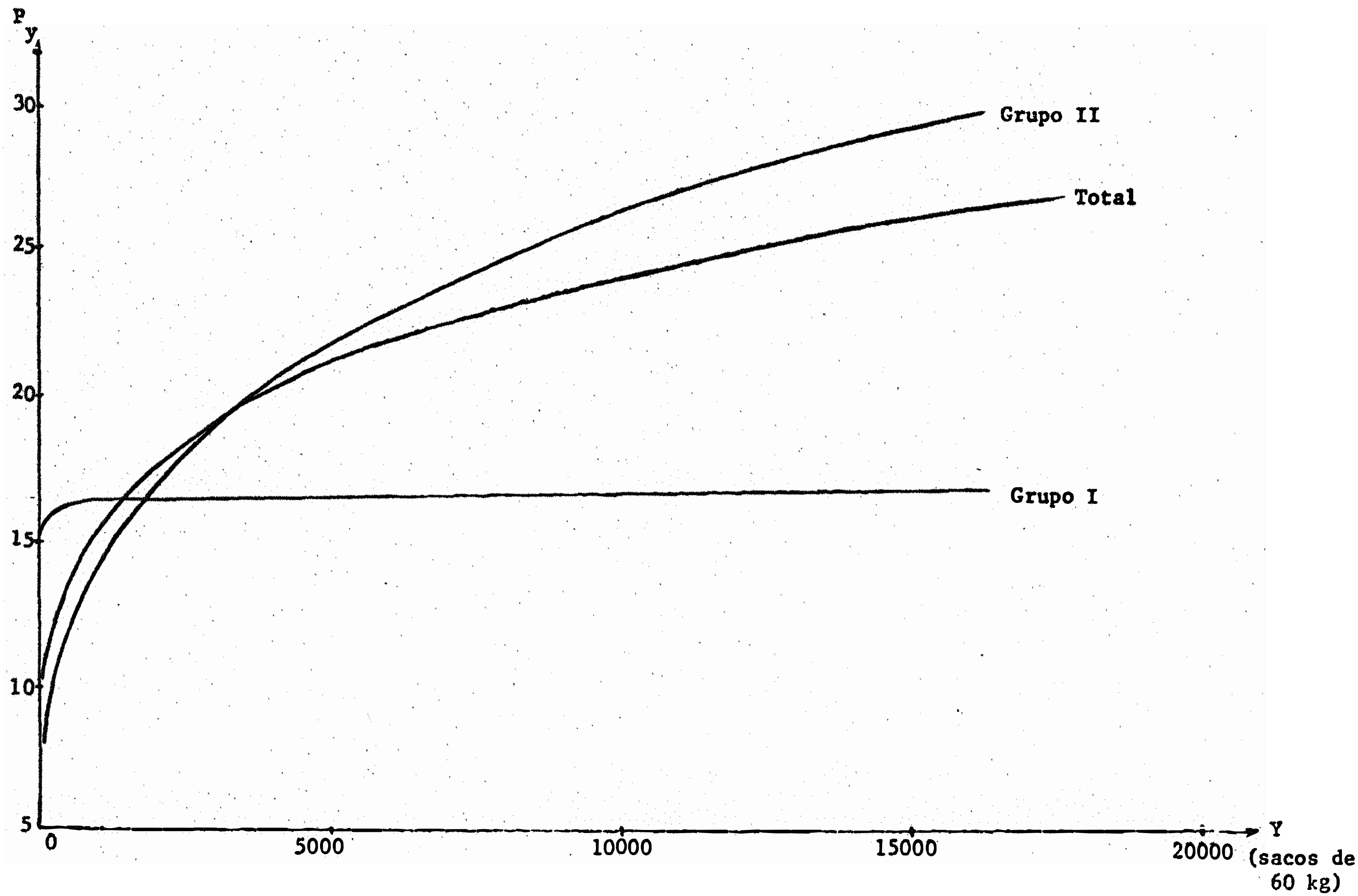


Figura 4. Função de oferta de Soja, no curto prazo, e seus limites para um intervalo de confiança de 95% de probabilidade. Jardinópolis-Guaíra, 1971/72.

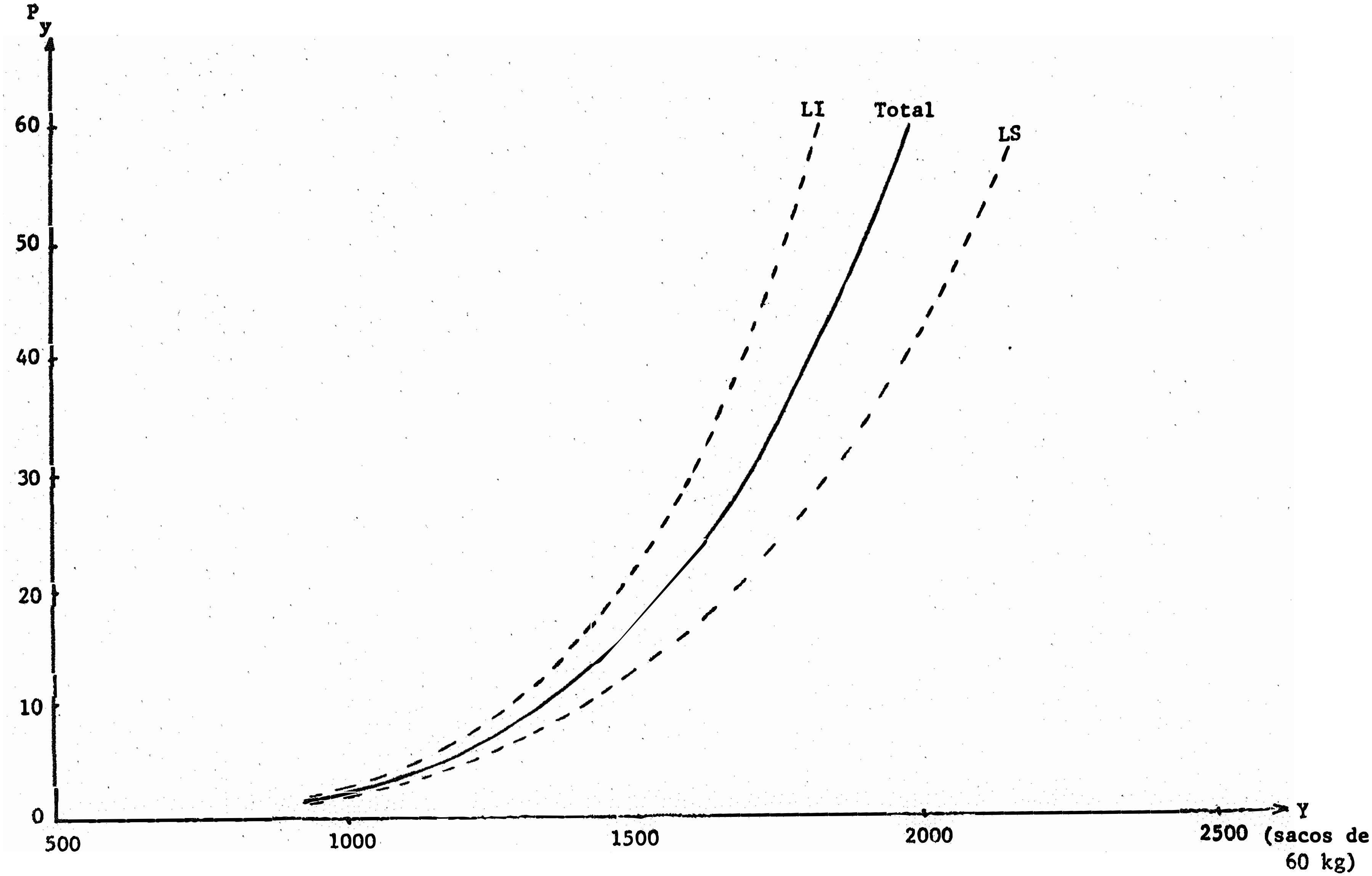


Figura 5. Função de oferta de Soja, no curto prazo, para todos os grupos estudados. Jardinópolis-Guaíra, 1971/72.

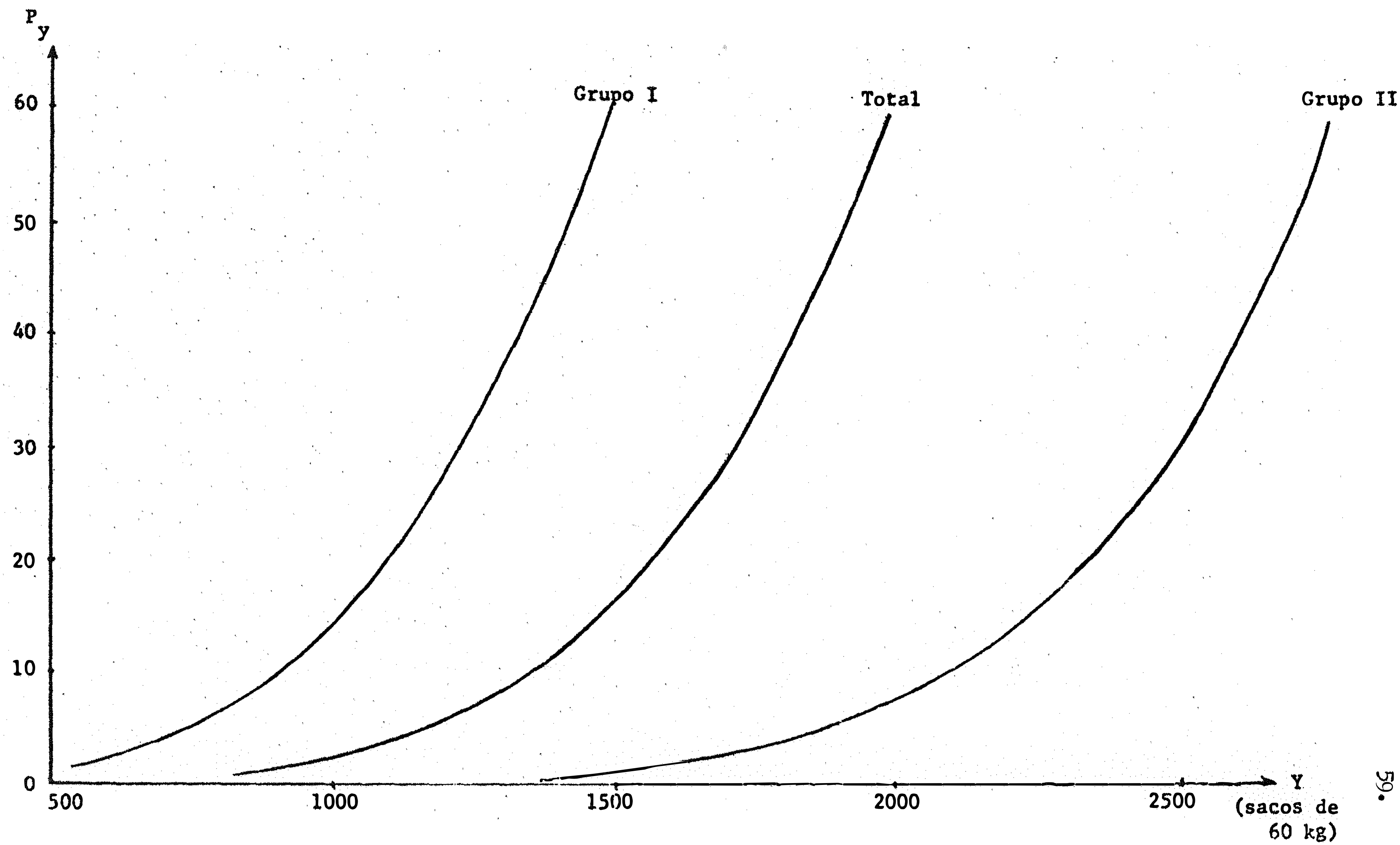
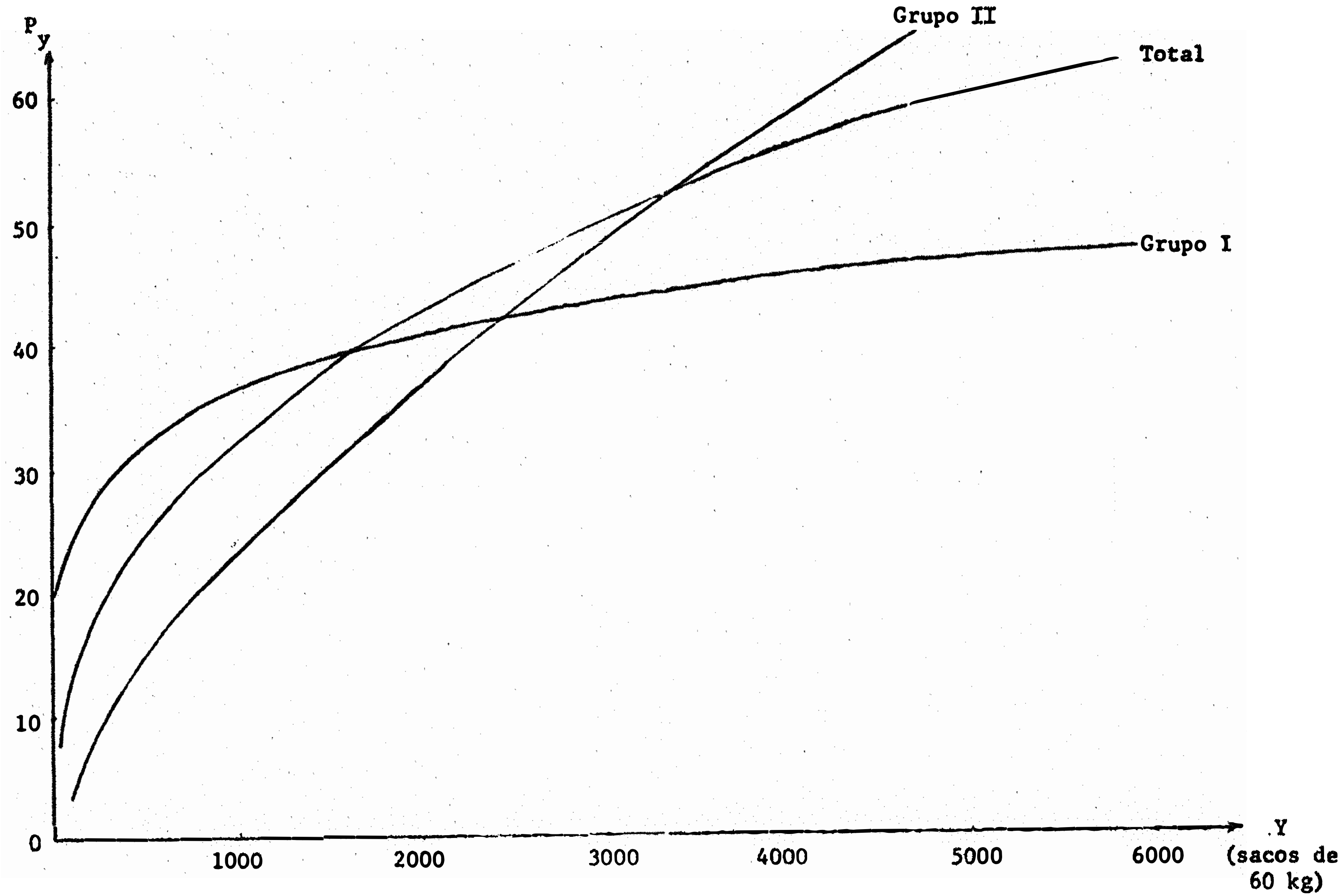


Figura 6. Função de oferta de Soja, no longo prazo, para todos os grupos estudados. Jardinópolis-Guaíra, 1971/72.



3. Elasticidades

3.1. Elasticidades da Oferta

Como era esperado, todos os sinais foram positivos, significando que as variações de preço e quantidade se darão no mesmo sentido. (Ver Quadro 10).

Quadro 10. Coeficientes de Elasticidade de Oferta, para o Curto e Longo Prazos, para os Três Ajustamentos, das Produções de Milho e Soja em Jardinópolis e Guaíra, em 1971/72.

	Milho		Soja	
	curto prazo	longo prazo	curto prazo	longo prazo
Grupo I	0,6750	650,2527	0,2831	6,3058
Grupo II	0,2787	3,7527	0,1569	1,4807
Total	0,3905	5,1968	0,2153	2,5732

Pode-se notar, pela observação do quadro que de acordo com NERLOVE (20) p. 59, as elasticidades de oferta no curto prazo são sempre menores ou iguais às elasticidades de oferta no longo prazo.

HEADY e TWEETEN (13), afirmam que: "existem forças contribuindo para a diminuição da elasticidade da oferta no curto prazo, quando se passa de um nível de tecnologia mais baixo, para um mais elevado. O crescente conhecimento por parte dos produtores, na natureza cíclica da agricultura, tende a reduzir a elasticidade de oferta no curto prazo.

A uma determinada tecnologia, aumentando-se o uso de insumos, a produção se situará num ponto tão alto na curva agregada de transformação de insumo/produto, que poderá ocasionar diminuição das elasticidades de oferta. Com o aperfeiçoamento da tecnologia, levando a um aumento na proporção dos insumos variáveis, pode-se aumentar a resposta marginal a uma mudança do preço. Os autores prosseguem, afirmando que mesmo assim a magnitude das elasticidades pode permanecer a mesma, ou declinar, porque a elasticidade é calculada usando-se a maior produção possível a cada preço dado. A fórmula para cálculo de elasticidade é $\frac{dY}{dPy} \cdot \frac{Py}{Y}$, e se o declínio na razão $\frac{Py}{Y}$ é mais rápido do que o aumento na resposta marginal, $\frac{dY}{dPy}$, devido ao aperfeiçoamento na tecnologia, a elasticidade da oferta diminuirá".

Analisando-se os resultados, pode-se notar, que isso realmente ocorreu, não só para o curto prazo, mas também no longo prazo, isto é, elasticidades menores, para níveis de tecnologia mais elevados a/. SIMOES (25), que trababalhou com oferta de carne bovina, também observou isso para o curto prazo.

Deparou-se também com um resultado que à primeira vista,não seria esperado, por se apresentar bem maior que os demais. Este fato pode ser explicado pela própria fórmula do coeficiente de elasticidade de

---

a/ Supondo-se que o grupo com produtividade maior possua um maior nível tecnológico.

oferta para o longo prazo, $e = \frac{\Sigma b_i}{1 - \Sigma b_i}$, pois à medida que o valor de Σb_i, se aproxima de 1, o valor da elasticidade da oferta tenderá ao infinito. É o caso, visto anteriormente, do milho para Grupo I, onde o valor de $\Sigma b_i = 0{,}998464$, fez com que a oferta se tornasse quase que perfeitamente elástica, como pode ser visto na Figura 3.

O fato das elasticidades de oferta serem maiores no longo prazo, pode demonstrar que os agricultores reagiriam bem à política de incentivos de preços para os produtos agrícolas.

Um aumento de 10% para o preço do produto, aumentaria, no caso da soja, por exemplo, a longo prazo, de 63% a quantidade produzida, no Grupo I e 15% no Grupo II.

3.2. Elasticidades da Demanda dos Fatôres de Produção

Pode-se calcular as elasticidades de demanda dos fatôres de produção, com o auxílio da fórmula apresentada no Capítulo III

$$(E_D = \frac{-1}{1 - b}).$$

O sinal negativo da elasticidade da demanda dos fatôres, de acordo com a teoria significa uma variação em sentido oposto, entre a quantidade dos fatôres e seus respectivos preços.

Do exame do Quadro 11, pode-se constatar que as elasticidades variaram de uma maneira geral, em tôrno da unidade. Ficou bem nítida, no caso do milho, a importância maior da variável área plantada (X_1), seguida em ordem de importância pelas variáveis mão de obra (X_3), Fertilizantes (X_4) e Gastos com Máquinas (X_6) no Grupo I e (X_1), (X_6), (X_4) e (X_3) no Grupo II.

Quadro 11. Elasticidades de Demanda dos Fatôres de Produção para Milho e Soja. Municípios de Jardinópolis e Guaíra, 1971/72.

ELASTICIDADES

	Milho			Soja		
	Grupo I	Grupo II	Total	Grupo I	Grupo II	Total
X_1	-1,6750	-1,2787	-1,3905	-1,2831	-1,1569	-1,2153
X_2	-1,0509	-1,0285	-1,0361	-1,0880	-1,0600	-1,0740
X_3	-1,2373	-1,1100	-1,1496	-1,0613	-1,0318	-1,0455
X_4	-1,2070	-1,1434	-1,1664	-1,1249	-1,1016	-1,1137
X_5	-1,0013	-1,0009	-1,0010	-1,0150	-1,0030	-1,0072
X_6	-1,1116	-1,2303	-1,1693	-1,4347	-1,2106	-1,3087
X_7	-1,0415	-1,0387	-1,0398	-1,0291	-1,0302	-1,0296
X_8	-1,0357	-1,0964	-1,0636	-1,0439	-1,0804	-1,0575
X_9	-1,0038	-1,0006	-1,0013	-1,0006	-1,0000	-1,0002
X_{10}	-1,0043	-1,0055	-1,0050	-1,0041	-1,0010	-1,0021

Para a soja, como poderia se esperar, a variável mais importante foi a (X_6), pois trata-se de uma cultura cujo cultivo está aliado à necessidade de mecanização. Em seguida se apresentaram como importantes também as variáveis (X_1) e (X_4). A variável (X_6) apresentou uma elasticidade de demanda maior para o Grupo I que para o Grupo II, significando que se houver uma queda de 10% nos preços, os gastos com máquinas aumentarão de 14,347% e 12,106% respectivamente para os Grupos I e II.

As variáveis, animais de trabalho (X_9), benfeitorias (X_{10}) e defensivos (X_5) foram aquelas cujos valores mais se aproximaram da unidade, indicando variações percentuais quase iguais para o preço e quantidade demandada dos fatôres.

Uma política de preços de fatôres acessíveis aos agricultores, para que esses pudessem adquirir mais insumos, notadamente aqueles cujas elasticidades de demanda foram maiores, permitiria uma maior produção.

C A P Í T U L O   V

RESUMO E CONCLUSOES

Os objetivos básicos deste trabalho foram:

a) ajustar uma função de produção do tipo Cobb-Douglas às culturas de milho e de soja, utilizando-se dados obtidos em entrevistas diretas com os agricultores;

b) estudar as relações de oferta estática, dessas culturas, derivadas das funções de produção;

c) determinar as elasticidades de oferta dos produtos;

d) determinar as elasticidades parciais de demanda dos fatôres de produção.

Utilizou-se, para isso, dados de 120 entrevistas diretas com os agricultores dos municípios de Guaíra, Jardinópolis e Sales de Oliveira, no Estado de São Paulo, sobre o ano agrícola de 1971/72.

Baseando-se na produtividade média da amostra, dividiu-se os dados em 2 grupos: grupo I e grupo II (respectivamente abaixo e acima da produtividade média da amostra), indicando, possivelmente, diferentes níveis de tecnologia. Fez-se ainda um ajustamento com o total de propriedades de cada cultura, sendo, portanto, analisados 6 diferentes grupos no total.

Dois métodos foram utilizados para a estimação dos parâmetros da função de produção: o tradicional "Método dos Quadrados Mínimos e o "Método de Klein". Nesse último, os coeficientes (elasticidades) da função de produção são obtidos como uma média geométrica das proporções dos respectivos fatôres para o valor total do produto para firmas individuais.

Para a determinação das curvas de oferta, optou-se pelos resultados obtidos pelo "Método de Klein" que, apesar de certas limitações, não violaram as condições de 2ª ordem para maximização de lucros de uma firma em competição perfeita, o que ocorreu com os resultados do 1º método.

Com base nos resultados obtidos pode-se chegar as seguintes conclusões:

1) As produtividades, expressas em sacos de 60 kg/alq., foram de 93,9 para o milho e 70,3 para a soja, sendo a primeira bem superior à média do Estado de São Paulo e a segunda semelhante. Embora a região estudada seja especializada em culturas anuais e uma das mais adiantadas do Estado, poderá ainda melhorar seus rendimentos.

2) Em média as propriedades do Grupo II utilizam mais fertilizantes por unidade de área que as do Grupo I. Acontece o mesmo para a utilização de mão de obra no caso do milho e o inverso no caso da soja, indicando, possivelmente, a necessidade de uma maior mecanização em substituição à mão de obra para essa cultura.

3) As correlações entre algumas variáveis independentes foram muito altas e, em alguns casos, maiores que o próprio coeficiente de correlação múltipla (R) obtido para o Método dos Quadrados Mínimos. O "Método de Klein" embora com algumas limitações eliminou os problemas

associados à multicolinearidade.

4) Com exceção do Grupo I, para o milho, em que a soma dos coeficientes foi aproximadamente um, os outros ajustamentos indicaram que os agricultores da amostra estão operando com retornos decrescentes à escala.

5) Para a soja, no curto prazo e a um determinado preço, maiores quantidades serão oferecidas pelos grupos de maior produtividade em relação aos de menor. No caso do milho, isso irá ocorrer até a um preço de aproximadamente Cr$ 42,00 por saco, ocorrendo o inverso depois. Poderia se supor, de uma maneira geral, que as propriedades do Grupo II possuem um melhor nível tecnológico.

6) As elasticidades de oferta no longo prazo, para o milho e para a soja, foram sempre maiores do que as do curto prazo, indicando uma oferta mais elástica no 1º caso, o que é consistente com a teoria, ou seja, aumentos substanciais nos preços desses produtos provocariam modificações substanciais maiores no longo prazo.

7) Quanto às elasticidades de demanda dos fatôres os maiores valores encontrados foram para as variáveis área plantada, no caso do milho, e gastos com máquinas no caso da soja, para todos os grupos estudados.

SUMMARY AND CONCLUSIONS

The basic objectives of this study were:

a) to adjust a production function of the Cobb-Douglas type to corn and soybean crops, utilizing data obtained in direct interviews with farmers.

b) to study the static supply relationships of these crops, derived from the production functions.

c) to determine the supply elasticities of the products.

d) to determine the partial elasticities of the demand for production factors.

For this, were utilized data obtained from 120 direct interviews with farmers of the municipios of Guaíra, Jardinópolis and Sales de Oliveira, in the State of São Paulo, for the agricultural year 1971/72.

Based on the average productivity of the sample, the data were divided into two groups: group I and group II (respectively below and above average productivity of the sample), possibly, indicating different levels of technology. Also, an adjustment was made with the total number of farms planting each crop. Therefore, a total os six diffe rent groups was analyzed.

Two methods were utilized for estimating the parameters of the production function: the traditional Least Square Method and the "Method of Klein". In the latter, the coefficients (elasticities) of the production function are obtained as a geometrical average of the proportions of the respective factors for the total value of the product for individual firms.

For determining the supply curves, the results obtained by the "Method of Klein" were selected which, in spite of certain limitations, did not violate the conditions of the second order for a firm's profit maximization under perfect competition, which occurred with the results of the first method.

Based on the results obtained, the following conclusions were drawn:

1) The productivities, expressed in bags of 60 kg/alq., were 93.9 for corn and 70.3 for soybeans, the first being considerably higher than the average for the State of São Paulo and the second, similar. Although the region under study is specialized in annual crops, and one of the most progressive in the State of São Paulo, it may further improve its returns.

2) In average, the farms in Group II utilized more fertilizer per area unit than those in Group I. The same is true for labor in the case of corn, and the inverse is true in the case of soybeans, which possibly indicates the need for increased mechanization replacing hand labor for this crop.

3) The correlations among some independent variables were very high and, in some cases, larger than the multiple correlation coefficient obtained by the Least Square Method (R). The "Method of Klein", in spite of some limitations, eliminated the problems associated with multicolinearity.

4) With the exception of Group I, for corn, in which the sum of the coefficients was approximately one, the other adjustments indicated that the farmers of the sample are operating with decreasing returns to scale.

5) For soybeans, in the short run and at a determined price, larger quantities will be offered by the higher productivity groups in relation to those of lower productivity. In the case of corn, this will occur up to an approximate price of Cr$ 42.00 per bag; after that, the opposite will occur. Supposedly, as a general rule, the farms of Group II operate at a higher technological level.

6) The supply elasticities for corn and for soybeans, in the long run, were always larger than those in the short run, indicating a more elastic supply in the first case, which is consistent with theory, that is, substantial increases in the prices of these products would bring about larger substantial modifications in the long run.

7) As to the demand elasticities of the production factors the highest values found were for the variables planted area in the case of corn, and expenditures with machinery in the case of soybeans for all groups studied.

B I B L I O G R A F I A

(1) ALLEN, R.G.D. Análise Matemática para Economistas. Rio de Janeiro: Editôra Fundo de Cultura, 1965.

(2) ALVES, Elizeu R.A. An Economic Evaluation of the Impact of An Extension Program, Minas Gerais, Brasil. Purdue University, 1968. |MS Thesis|.

(3) BRANDT, Sergio A. Derivação de Funções de Oferta à Partir de Funções de Produção e Modelos com Retardamento Distribuído. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1969. 25 p. Boletim 14.

(4) ______. "Curso de Metodologia da Pesquisa". São Paulo: Divisão de Economia Rural, SAESP, 1965.

(5) DRAPER, N.R. e SMITH, H. Applied Regression Analysis. New York: John Wiley and Sons, Inc., 1966.

(6) ENGLER, Joaquim J.C. "Análise da Produtividade de Recursos na Agricultura". Piracicaba: ESALQ/USP, |Tese de Doutoramento|, 1968.

(7) GIRÃO, J. Antonio. A Função de Produção de Cobb-Douglas e a Análise Inter-Regional de Produção Agrícola. Lisboa, Fundação Calouste Gulbenkian. 1965.

(8) GOLDBERG, Artur S. Topics in Regression Analysis. New York: Mac Millan and Co., Secon Printing. 1969.

(9) GRILICHES, Zvi. Specification Bias in The Estimates of Production Functions. J. Farm. Econ. 39: 8-20. February. 1957.

(10) _______. "Agricultural output and The Demand for inputs". J. Farm. Econ. 41: 309-322. May, 1959. Number 2.

(11) _______. "Specification and estimation of agricultural Production Functions". J. Farm. Econ. 45: 419-432. May, 1963. Number 2.

(12) HEADY, E.O. e TWEETEN, L.G. Resource Demand and Structure of the Agriculture Industry. Ames: Iowa State University Press, 1963.

(13) HEADY, E.O. e DILLON, J.L. Agricultural Production Functions. Fourth printing. Ames, Iowa State University Press, 1969.

(14) HILDEBRAND, J.R. "Some Difficulties With empirical Results from Whole - farm Cobb-Douglas - Type Production Functions". J. Farm. Econ. 42: 897-904. November, 1960. Number 4.

(15) I.E.A.- (Instituto de Economia Agrícola) (1973). Prognóstico 73/74. Secretaria da Agricultura, São Paulo.

(16) JOHNSTON, J. Métodos Econométricos. (1ª edição em português).São Paulo: Editôra Atlas, S.A., 1971.

(17) JOHNSTON, J. Econometric Methods. 2ª edição. New York: Mc Graw - Hill Book. Company. 1972.

(18) KLEIN, Lawrence, R. A Textbook of Econometrics. Evanston: Row, Petterson & Co. 1953.

(19) ________. An Introduction to Econometrics. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, Inc. 1962.

(20) NERLOVE, Marc. The Dinamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price. The Johns Hopkins Press. Baltimore. 1958.

(21) ________. Estimation and Identification of Cobb-Douglas Production Functions. Chicago: Rand Mc Nally & Co., 1965.

(22) ________ e BACHMAN. "The Analysis of Changes in Agricultural Supply: Problems and Approaches". J. Farm. Econ. 42: 531-554. August, 1960. Number 3.

(23) PERROCO, L.R. et alii. "Aspectos Econômicos da Agricultura na Região de Ribeirão Preto - Ano Agrícola 1969/70". Piracicaba: Departamento de Ciências Sociais Aplicadas, ESALQ/USP, Projeto de Formação de Capital, 1971.

(24) PINHEIRO, Flavio Abranches. "Relações Estruturais da Oferta do Leite no Brasil - 1949/70". Botucatu: F.C.M.B.B., |Tese de Doutoramento|, 1973.

(25) SIMÕES, Roberto. "Oferta Estática e Custos de Produção de Carne Bovina, Região de Governador Valadares, M. G. 1969". Viçosa: U. F. V., |Tese de M.S.|, 1971.

(26) TYNER, F.H. e TWEETEN, L.G. "Optimum Resource Allocation in U.S. Agriculture". J. Farm. Econ. 48: 613-631. August, 1966. Number 3.

(27) WIPF, L.J. e BAWDEN, D.L. "Reliability of Supply Equations Derived from Production Function". Menasha: A.J.A.E. vol. 51, february 1969. Number 1.

(28) WONNACOTT, R.J. e WONNACOTT, T.H. Econometrics. New York: John Wiley & Sons, Inc. 1970.

(29) WRIGHT, C.L. et alii. "Aspectos Econômicos da Agricultura na Região de Ribeirão Preto - Ano Agrícola 1971/72". (Série Estudos nº 16). Piracicaba: Departamento de Ciências Sociais Aplicadas, ESALQ/USP. 1973.

(30) YOTOPOULOS, Pan A. "Allocative Efficiency in economic Development". Copyright The Center of Planning and Economic Research. Athens, Greece, 1967.

A P Ê N D I C E   A

CORRELAÇÕES SIMPLES

Quadro 12. Coeficientes de Correlação Simples Entre as Variáveis Incluídas na Função Cobb-Douglas para a Cultura do Milho (ajustamento-Total). Jardinópolis e Guaíra. Ano Agrícola 1971/72.

	log Y	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	1,0000	0,9652	0,9579	0,8014	0,7418	0,3339	0,6883	0,8199	0,6988	0,0326	0,2941
log X_1		1,0000	0,9859	0,8113	0,7373	0,3299	0,6572	0,8072	0,6494	0,0669	0,2726
log X_2			1,0000	0,8121	0,7251	0,3305	0,6687	0,8008	0,6414	0,0704	0,2758
log X_3				1,0000	0,6338	0,3322	0,5048	0,6626	0,5252	0,1164	0,2737
log X_4					1,0000	0,1857	0,6737	0,6446	0,6716	0,0112	0,1881
log X_5						1,0000	0,2233	0,2503	0,1408	0,0082	0,1465
log X_6							1,0000	0,6061	0,6700	-0,0124	0,2189
log X_7								1,0000	0,6358	-0,0912	0,2084
log X_8									1,0000	-0,0552	0,2189
log X_9										1,0000	0,1885
log X_{10}											1,0000

Quadro 13. Coeficientes de Correlação Simples Entre as Variáveis Incluídas na Função Cobb-Douglas, para a Cultura do Milho (ajustamento - Grupo I). Jardinópolis e Guaíra. Ano Agrícola 1971/72.

	log Y	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	1,0000	0,9908	0,9730	0,8850	0,6953	0,2496	0,6180	0,8121	0,6563	0,3520	0,2216
log X_1		1,0000	0,9849	0,8866	0,6720	0,2574	0,6055	0,8145	0,6242	0,3577	0,2429
log X_2			1,0000	0,8766	0,6885	0,2552	0,6216	0,8030	0,6103	0,3495	0,2448
log X_3				1,0000	0,6531	0,2160	0,5461	0,7037	0,5527	0,3864	0,2091
log X_4					1,0000	0,0837	0,7059	0,6316	0,7182	0,2083	0,0770
log X_5						1,0000	0,2375	0,2016	-0,0456	0,0820	-0,0774
log X_6							1,0000	0,5781	0,6105	0,1255	0,1535
log X_7								1,0000	0,5853	0,1623	0,0635
log X_8									1,0000	0,0607	0,1569
log X_9										1,0000	0,3632
log X_{10}											1,0000

Quadro 14. Coeficientes de Correlação Simples Entre as Variáveis Incluídas na Função Cobb-Douglas, para a Cultura do Milho (ajustamento - Grupo II). Jardinópolis e Guaíra. Ano Agrícola 1971/72.

	log Y	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	1,0000	0,9828	0,9741	0,7665	0,7842	0,3925	0,8302	0,8108	0,7717	-0,0455	0,2944
log X_1		1,0000	0,9866	0,7589	0,7809	0,3715	0,8587	0,7979	0,7702	-0,0347	0,2697
log X_2			1,0000	0,7665	0,7437	0,3739	0,8508	0,7903	0,7541	-0,0219	0,2696
log X_3				1,0000	0,6134	0,3945	0,5404	0,6270	0,5654	0,0370	0,2951
log X_4					1,0000	0,2485	0,7136	0,6377	0,6631	-0,0541	0,2460
log X_5						1,0000	0,2286	0,2721	0,3895	-0,0099	0,2899
log X_6							1,0000	0,6866	0,7342	-0,0603	0,2713
log X_7								1,0000	0,7368	-0,1753	0,2754
log X_8									1,0000	-0,1005	0,2558
log X_9										1,0000	0,1508
log X_{10}											1,0000

Quadro 15. Coeficientes de Correlação Simples Entre as Variáveis Incluídas na Função Cobb-Douglas para a Cultura da Soja (ajustamento - Total). Jardinópolis e Guaíra. Ano Agrícola 1971/72.

	log Y	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	1,0000	0,9577	0,9464	0,6878	0,9222	0,3685	0,8288	0,7022	0,7827	-0,1437	0,1501
log X_1		1,0000	0,9617	0,7345	0,9220	0,4357	0,8827	0,6759	0,7384	-0,0394	0,1596
log X_2			1,0000	0,7281	0,9018	0,4157	0,8572	0,7119	0,7276	-0,0915	0,1227
log X_3				1,0000	0,6638	0,3472	0,6696	0,4887	0,4861	-0,0996	0,1131
log X_4					1,0000	0,4120	0,8205	0,7033	0,7865	-0,0355	0,1360
log X_5						1,0000	0,4671	0,3301	0,2508	0,0857	-0,0077
log X_6							1,0000	0,6506	0,6317	0,0463	0,1347
log X_7								1,0000	0,6828	-0,2176	0,1362
log X_8									1,0000	-0,1830	0,2864
log X_9										1,0000	-0,0882
log X_{10}											1,0000

Quadro 16. Coeficientes de Correlação Simples Entre as Variáveis Incluídas na Função Cobb-Douglas para a Cultura da Soja (ajustamento - Grupo I). Jardinópolis e Guaíra. Ano Agrícola 1971/72.

	log Y	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	1,0000	0,9767	0,9444	0,6915	0,9211	0,6757	0,8709	0,7134	0,8000	-0,0063	-0,0351
log X_1		1,0000	0,9425	0,7130	0,9358	0,6781	0,8880	0,7066	0,7953	0,0134	-0,0168
log X_2			1,0000	0,6927	0,8792	0,6174	0,8482	0,7388	0,7342	-0,0410	-0,0171
log X_3				1,0000	0,6593	0,5993	0,6593	0,4928	0,5384	-0,0933	0,0413
log X_4					1,0000	0,6188	0,8179	0,7093	0,8092	-0,0009	-0,0320
log X_5						1,0000	0,6468	0,5890	0,5214	-0,0182	0,0427
log X_6							1,0000	0,7273	0,6932	-0,0845	0,0057
log X_7								1,0000	0,6536	-0,1697	0,0304
log X_8									1,0000	-0,0434	0,1677
log X_9										1,0000	-0,0819
log X_{10}											1,0000

Quadro 17. Coeficientes de Correlação Simples Entre as Variáveis Incluídas na Função Cobb-Douglas para a Cultura da Soja (ajustamento - Grupo II). Jardinópolis e Guaíra. Ano Agrícola 1971/72.

	log Y	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	1,0000	0,9892	0,9819	0,7338	0,9186	0,4059	0,8437	0,6297	0,7429	-0,0257	0,3973
log X_1		1,0000	0,9897	0,7512	0,9174	0,4152	0,8764	0,6145	0,7058	0,0283	0,3380
log X_2			1,0000	0,7792	0,9209	0,4427	0,8812	0,6236	0,7056	-0,0003	0,3059
log X_3				1,0000	0,6894	0,2861	0,6700	0,4866	0,4738	-0,0568	0,1812
log X_4					1,0000	0,4676	0,8480	0,6285	0,7159	0,1305	0,3652
log X_5						1,0000	0,4569	0,3284	0,2779	0,0758	-0,0415
log X_6							1,0000	0,5681	0,6268	0,2196	0,2515
log X_7								1,0000	0,6768	-0,1295	0,3158
log X_8									1,0000	-0,1606	0,6627
log X_9										1,0000	-0,1407
log X_{10}											1,0000

A P Ê N D I C E   B

RESULTADOS OBTIDOS PELO MÉTODO DOS QUADRADOS MÍNIMOS

Quadro 18. Ajustamentos da Função Cobb-Douglas para a Cultura de Milho. Jardinópolis e Guaíra, Ano Agrícola 1971/72.

Parâmetro	Estimativas dos Parâmetros (testes "t" entre parênteses)		
	Grupo I	Grupo II	Total
b_1	1,0638*** (7,06)	0,6782*** (4,05)	0,6521*** (4,00)
b_2	-0,1163 (-0,83)	0,2185 (1,37)	0,1615 (1,00)
b_3	0,0249 (0,41)	0,0086 (0,20)	0,0521 (1,02)
b_4	0,0152 (0,61)	0,0359 (1,40)	0,0018 (0,07)
b_5	0,0019 (0,22)	0,0059 (0,66)	0,0067 (0,74)
b_6	0,0013 (0,09)	-0,0554 (-1,17)	0,0211 (0,99)
b_7	-0,0047 (-0,16)	0,0389 (1,24)	0,0499 (1,56)
b_8	0,0182 (1,44)	0,0103 (0,36)	0,0403** (2,37)
b_9	0,0081 (0,45)	-0,0036 (-0,36)	-0,0089 (-0,70)
b_{10}	-0,0073 (-0,82)	0,0079 (0,86)	0,0096 (1,02)
a	4,0044	4,8086	3,9522
N	40	57	97
R^2	0,9854	0,9722	0,9468
R	0,9927	0,9860	0,9730
F	195,9350***	160,7722***	152,9969***

*** significativo ao nível de 1%
** significativo ao nível de 5%
* significativo ao nível de 10%

Quadro 19. Ajustamentos da Função Cobb-Douglas para a Cultura da Soja. Jardinópolis e Guaíra. Ano Agrícola 1971/72.

Parâmetro	Estimativas dos Parâmetros (testes "t" entre parênteses) Grupo I	Grupo II	Total
b_1	0,6469*** (2,67)	0,7582*** (3,08)	0,6359*** (3,48)
b_2	0,2185 (1,65)	0,2518 (0,88)	0,2305 (1,63)
b_3	-0,0246 (-0,37)	-0,0276 (-0,62)	-0,0368 (-0,69)
b_4	0,0200 (0,16)	0,0631 (0,68)	0,1720* (1,71)
b_5	0,0260 (0,74)	0,0003 (0,04)	-0,0138 (-0,99)
b_6	0,0136 (0,13)	-0,0814 (-1,24)	-0,0335 (-0,42)
b_7	-0,0129 (-0,30)	0,0043 (0,13)	-0,0008 (-0,02)
b_8	0,0368 (1,06)	0,0118 (0,23)	0,0420 (1,26)
b_9	-0,0026 (-0,16)	-0,0063 (-0,61)	-0,0233* (-1,96)
b_{10}	-0,0095 (-0,73)	0,0117 (1,15)	-0,0046 (-0,47)
a	3,6591	4,2828	3,1986
N	28	23	51
R^2	0,9636	0,9882	0,9479
R	0,9816	0,9941	0,9736
F	44,9548***	100,1940***	72,8288***

*** Significativo ao nível de 1%
** Significativo ao nível de 5%
* Significativo ao nível de 10%

A P Ê N D I C E C

INTERVALOS DE CONFIANÇA

"MÉTODO DE KLEIN"

Quadro 20. Intervalos de Confiança (a 95%) dos Logarítmos dos Coeficientes Obtidos pelo "Método de Klein", para a Cultura do Milho. Jardinópolis e Guaíra, 1971/72.

	lôg b_i	Desvio padrão	Limite inferior	Limite superior
			Total	
X_1	-0.551537	0.016708	-0.584286	-0.518789
X_2	-1.457985	0.018336	-1.493925	-1.422045
X_3	-0.885624	0.038436	-0.960958	-0.810289
X_4	-0.845586	0.068370	-0.979592	-0.711579
X_5	-2.986924	0.176572	-3.333007	-2.640841
X_6	-0.839270	0.086179	-1.008182	-0.670358
X_7	-1.416828	0.052034	-1.518817	-1.314840
X_8	-1.223521	0.109654	-1.438444	-1.008598
X_9	-2.883378	0.146162	-3.169856	-2.596899
X_{10}	-2.307093	0.171426	-2.643089	-1.971097
			Grupo I	
X_1	-0.394725	0.013356	-0.420904	-0.368547
X_2	-1.316611	0.022682	-1.361069	-1.272153
X_3	-0.717188	0.046157	-0.807657	-0.626719
X_4	-0.765695	0.118624	-0.998200	-0.533190
X_5	-2.880048	0.273882	-3.416857	-2.343238
X_6	-0.998187	0.194073	-1.378571	-0.617802
X_7	-1.399768	0.084074	-1.564554	-1.234981
X_8	-1.462588	0.237825	-1.928726	-0.996450
X_9	-2.436081	0.146392	-2.723010	-2.149151
X_{10}	-2.371038	0.279135	-2.918143	-1.823932
			Grupo II	
X_1	-0.661581	0.014332	-0.689672	-0.633490
X_2	-1.557194	0.017367	-1.591234	-1.523155
X_3	-1.003824	0.051329	-1.104430	-0.903218
X_4	-0.901649	0.080459	-1.059350	-0.743948
X_5	-3.061925	0.230458	-3.513624	-2.610227
X_6	-0.727750	0.049302	-0.824383	-0.631116
X_7	-1.428801	0.065985	-1.558133	-1.299469
X_8	-1.055754	0.075961	-1.204639	-0.906870
X_9	-3.197270	0.217076	-3.622741	-2.771800
X_{10}	-2.262219	0.215980	-2.685541	-1.838898

Quadro 21. Intervalos de Confiança (a 95%) dos Logarítmos dos Coeficientes Obtidos pelo "Método de Klein", para a Cultura da Soja. Jardinópolis e Guaíra, 1971/72.

	$l\hat{o}g\ b_i$	Desvio padrão	Limite inferior	Limite superior
		Total		
X_1	-0.751684	0.018038	-0.787038	-0.716329
X_2	-1.162102	0.020427	-1.202139	-1.122065
X_3	-1.361288	0.049747	-1.458792	-1.263784
X_4	-0.990897	0.025227	-1.040344	-0.941451
X_5	-2.146208	0.172015	-2.483359	-1.809057
X_6	-0.627276	0.036715	-0.699239	-0.555314
X_7	-1.540858	0.069500	-1.677079	-1.404638
X_8	-1.264372	0.083903	-1.428823	-1.099922
X_9	-3.783986	0.226311	-4.227557	-3.340416
X_{10}	-2.675045	0.241077	-3.147558	-2.202532
		Grupo I		
X_1	-0.656377	0.015742	-0.687232	-0.625523
X_2	-1.092317	0.028479	-1.148137	-1.036497
X_3	-1.238119	0.059252	-1.354253	-1.121985
X_4	-0.954423	0.033868	-1.020804	-0.888041
X_5	-1.831468	0.108949	-2.045009	-1.617928
X_6	-0.518589	0.038224	-0.593508	-0.443670
X_7	-1.547898	0.097557	-1.739110	-1.356686
X_8	-1.376105	0.134193	-1.639125	-1.113086
X_9	-3.195363	0.231474	-3.649052	-2.741674
X_{10}	-2.390872	0.290877	-2.960991	-1.820753
		Grupo II		
X_1	-0.867708	0.012902	-0.892996	-0.842420
X_2	-1.247058	0.016672	-1.279736	-1.214379
X_3	-1.511233	0.072002	-1.652357	-1.370108
X_4	-1.035302	0.035681	-1.105237	-0.965366
X_5	-2.529369	0.340980	-3.197691	-1.861047
X_6	-0.759592	0.055462	-0.868299	-0.650885
X_7	-1.532288	0.098176	-1.724714	-1.339862
X_8	-1.128350	0.080371	-1.285877	-0.970822
X_9	-4.500571	0.362975	-5.212004	-3.789139
X_{10}	-3.020995	0.388440	-3.782338	-2.259651

A P Ê N D I C E   D

"MÉTODO DE KLEIN"

Derivação das estimativas de máxima verossimilhança dos logarítmos dos coeficientes de elasticidade de produção e suas respectivas variâncias. Esse método foi desenvolvido por KLEIN (18) e pode ser encontrado em ALVES (2) e SIMOES (25).

De acordo com a formulação do Capítulo III, b_i é estimado a partir da equação:

$$b_i \quad \mu_{if} = \frac{P_{if}\ X_{if}}{P_{yf}\ Y_f} \qquad \text{para } i = 1, 2, \ldots, n$$

onde o subscrito f indica uma dada firma, e o log μ_{if} é suposto ser normalmente distribuido com média zero e variância finita (dada) σ_i^2.

A forma logarítmica da equação acima é:

$$\log \mu_{if} = \log \frac{P_{if}\ X_{if}}{P_{yf}\ Y_f} - \log b_i$$

Desde que: $\dfrac{\partial (\log \mu_{if})}{\partial (\log Y_f)} = 1$, então a função de verossimilhança é:

$$f \left[\log \left(\frac{P_{i1}\ X_{i1}}{P_{y1}\ Y_1} \right), \ldots \log \left(\frac{P_{iF}\ X_{iF}}{P_{yF}\ Y_F} \right); \log b_i \right]^{a/}$$

a/ F é o número total de firmas.

$$= \left(\frac{1}{2\pi \quad \sigma_i^2} \right)^{\frac{F}{2}} \operatorname{Exp} \left[\frac{-1}{2 \quad \sigma_i^2} \quad \sum_1^F \left(\log \frac{P_{if} \, X_{if}}{P_{yf} \, Y_f} - \log b_i \right)^2 \right]$$

Obtendo a transformação logarítmica desta função e derivando em relação ao log b_i e σ_i^2 e igualando a zero, obtem-se:

$$- \frac{1}{\sigma_i^2} \quad \sum_1^F \left(\log \frac{P_{if} \, X_{if}}{P_{yf} \, Y_f} - \log b_i \right) = 0$$

e

$$\frac{\sum_1^F \left(\log \frac{P_{if} \, X_{if}}{P_{yf} \, Y_f} - \log b_i \right)^2}{2 \left(\sigma_i^2 \right)^2} - \frac{F}{2 \, \sigma_i^2} = 0$$

Donde obtém-se as estimativas dos logarítmos dos coeficientes (elasticidades) e suas variâncias.

$$\text{lôg } b_i = \frac{1}{F} \quad \sum_1^F \log \frac{P_{if} \, X_{if}}{P_{yf} \, Y_f}$$

e

$$S_i^2 = \frac{1}{F} \quad \sum_1^F \left(\log \frac{P_{if} \, X_{if}}{P_{yf} \, Y_f} - \text{lôg } b_i \right)^2$$