

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**



**DETERMINANTES DA ADOÇÃO DE TECNOLOGIA E  
DA EFICIÊNCIA NA PRODUÇÃO AGRÍCOLA PAULISTA**

**JOSÉ ROBERTO VICENTE**

**Orientador: Prof. Dr. GABRIEL LUIZ SERAPHICO PEIXOTO DA SILVA**

338.16  
v681d  
TES  
ex. 2

IEA 221389

**SÃO PAULO  
Abril 1997**



**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**DETERMINANTES DA ADOÇÃO DE TECNOLOGIA E  
DA EFICIÊNCIA NA PRODUÇÃO AGRÍCOLA PAULISTA**

**JOSÉ ROBERTO VICENTE**

**Orientador: Prof. Dr. GABRIEL LUIZ SERAPHICO PEIXOTO DA SILVA**

**SÃO PAULO  
Abril 1997**

ADQUISIÇÃO	X	JE	X
ORIGEM			
VALOR			
REGISTRO	221389		
Nº DE CHAMADA	338.56	182	36A
	V681d	TES	Arquivo

**Reitor da Universidade de São Paulo  
Prof. Dr. Flávio Fava de Moraes**

**Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade  
Prof. Dr. Denisard Cnéio de Oliveira Alves**

**Chefe do Departamento de Economia  
Prof. Dr. Eleutério Fernando da Silva Prado**

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
— DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**DETERMINANTES DA ADOÇÃO DE TECNOLOGIA E DA  
EFICIÊNCIA NA PRODUÇÃO AGRÍCOLA PAULISTA**

**JOSÉ ROBERTO VICENTE**

Tese apresentada ao Departamento de Economia da  
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da  
Universidade de São Paulo para a obtenção do título de  
Doutor em Economia.

**Área de Concentração: Economia Agrícola**

**Orientador: Prof. Dr. GABRIEL LUIZ SERAPHICO PEIXOTO DA SILVA**

**SÃO PAULO  
Abril 1997**



Dedico este trabalho àqueles que me são mais caros:

Do passado e do presente,  
Meus pais, José (in memoriam) e Roma,  
Minha tia, Paula (in memoriam),  
Minha irmã, Rosely,

Por tudo que me ensinaram,  
Tantas coisas que nem sempre fui capaz de compreender;

Do presente e do futuro,  
Minha mulher, Carlota,  
Meus filhos, Alexandre e Carolina,

Com os quais ainda tanto aprendo.

## AGRADECIMENTOS

Desejo agradecer, inicialmente, aos professores do programa de doutorado do Instituto de Pesquisas Econômicas (IPE/FEA/USP), em especial àqueles com os quais convivi mais diretamente durante o curso de doutorado: Adolpho Walter P. Canton, Affonso Celso Pastore, Décio K. Kadota, Fernando B. Homem de Melo, Joaquim Elói Cirne de Toledo, José Carlos de Souza Santos, José Juliano de Carvalho Fº, José Roberto Mendonça de Barros, Juan Hersztajn Moldau, Milton A. Campanário e Vera Lúcia Fava. A eles meu reconhecimento, esperando ter aprendido ao menos parte do que procuraram transmitir.

Os professores da Banca de meu Exame Geral de Qualificação, Cicely Moitinho Amaral, Fernando B. Homem de Melo e Heron Carlos Esvael do Carmo, leram cuidadosamente uma versão preliminar deste texto, e seus comentários contribuíram decisivamente para aprimorá-lo.

Penso ser justo, também, agradecer a meus professores da graduação e do mestrado na Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiróz" (ESALQ/USP); creio que posso homenageá-los citando apenas um nome, o do Prof. Evaristo Marzabal Neves, que me incentivou a prestar concurso no Instituto de Economia Agrícola (IEA), e que, posteriormente, foi meu orientador no mestrado.

Gostaria também de lembrar meus colegas pesquisadores no IEA; acredito que todos eles sentir-se-ão bem representados se eu destacar apenas um, Luiz Henrique de Oliveira Piva. Como diretor da Divisão de Levantamentos e Análises Estatísticas, foi o principal responsável por meu treinamento em serviço, e creio que só com a prática adquirida nas previsões de safras, pude superar o temor inicial de analisar os cerca de 1,5 milhão de registros primários utilizados neste trabalho.

O Dr. Stephen A. Vosti, Research Fellow na Environment and Production Technology Division, do International Food Policy Research Institute (IFPRI), e Julie Witcover, sua assistente, colaboraram decisivamente comigo, tanto esclarecendo diversas dúvidas relacionadas aos métodos econométricos e aos *softwares* que utilizei, como também enviando-me boa parte da literatura consultada.

O Dr. Tim Coelli, Senior Lecturer, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, Austrália, gentilmente cedeu cópias do *software* Frontier 4.1, por ele desenvolvido, e de artigo que utilizei.

O Dr. George E. Battese, Associate Professor, Centre for Efficiency and Productivity Analysis and the Department of Econometrics, University of New England, Armidale, Austrália, enviou-me cópias de diversos artigos, inclusive alguns ainda no prelo.

Os pesquisadores científicos Marcelo B. Paes de Camargo e Rogério Remo Alfonsi, da Seção de Climatologia do Instituto Agrônômico (IAC), cederam-me diversos dados necessários aos cálculos de balanços hídricos.

Ana Maria Montragio Pires de Camargo, Denise Viani Caser, Lilian Cristina Anefalos, Mário Pires de Almeida Olivetti e Zuleima Alleoni Pires de Souza Santos, meus colegas no Centro de Estatísticas da Produção, do IEA, por diversas vezes assumiram parte de minhas tarefas referentes às previsões de safras, permitindo que eu tivesse mais tempo disponível para a elaboração da tese.

O pesquisador científico Luís Henrique Perez, do IEA, testou diversos *softwares* e fez com que eu pudesse contar com o *hardware* exigido pelos mesmos; sem essa colaboração, é pouco provável que este trabalho houvesse terminado em tempo.

Arnaldo Lopes Júnior, do Centro de Informática Agrícola do IEA, pacientemente criou e transformou arquivos do levantamento objetivo, para que fosse possível utilizá-los nos *softwares* estatísticos e econométricos.

Os técnicos do Setor de Biblioteca e Documentação do IEA, empenharam-se em conseguir cópias de artigos em diversas bibliotecas do País, e prorrogaram incontáveis vezes meus empréstimos.

Um agradecimento especial merece meu orientador, Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva, professor da FEA/USP e pesquisador científico do IEA; espero que esse trabalho coroe mais de uma década de pesquisas desenvolvidas em conjunto.

Após citar as pessoas, desejo destacar as instituições envolvidas na elaboração deste estudo: o capítulo 3 utilizou parte substancial dos resultados preliminares do projeto FAPESP 96/1847-0, desenvolvido no IEA, que conta com recursos da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo.

Um dos gametas deste trabalho, provém dos estágios que efetuei no IFPRI, sob os auspícios do acordo de pesquisa EMBRAPA-IFPRI, em 1989 e 1990, ligados a projetos de recuperação dos dados amostrais do IEA, que tiveram suporte, em fases distintas, da EMBRAPA e da FAPESP (projeto 89/3670-6). O outro gameta, veio do trabalho realizado no IEA desde 1985, na maior parte em conjunto com meu orientador, em que se procura mensurar os efeitos de determinantes da produtividade agrícola, mais especificamente, capital humano, condições do tempo e pesquisa científica. Considero o IPE como a placenta que nutriu o embrião, com a competência e dedicação de seus professores, e o IEA o útero que o abrigou e permitiu seu desenvolvimento.

A todos os citados, e aos que porventura possa ter esquecido, meus sinceros agradecimentos.

## SUMÁRIO

RESUMO.....	xiv
ABSTRACT.....	xvi
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. EVOLUÇÃO DA PRODUÇÃO, DO USO E DA PRODUTIVIDADE DE FATORES NA AGRICULTURA PAULISTA, 1970-90.....	7
2.1 Evolução da Produção e de sua Composição.....	7
2.2 Evolução do Uso de Fatores.....	17
2.3 Evolução da Produtividade de Fatores.....	26
3. ADOÇÃO DE TECNOLOGIAS: Conceituação e Teste de seus Determinantes na Agricultura Paulista.....	37
3.1 Modelos de Variáveis Dependentes Qualitativas e Limitadas: análises de <i>probit</i> e <i>tobit</i> .....	50
3.2 Fontes de Dados e Definições das Variáveis.....	62
3.3 Determinantes da Adoção e da Intensidade de Uso de Fertilizantes Químicos, Máquinas, Defensivos e Herbicidas em 1974 .....	80

3.4 Determinantes da Adoção e da Intensidade de Uso de Fertilizantes Químicos, Máquinas, Defensivos e Herbicidas em 1974 .....	104
4.MENSURAÇÃO DA EVOLUÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGRICULTURA PAULISTA: modelos econométricos de fronteira.....	118
4.1 Definição do Modelo e das Variáveis.....	140
4.2 Eficiência Técnica na Agricultura Paulista e Seus Determinantes.....	148
4.2.1 Diferenças de Eficiência Técnica na Agricultura Paulista e Seus Determinantes, Ano Agrícola 1973/74.....	148
4.2.2 Diferenças de Eficiência Técnica na Agricultura Paulista e Seus Determinantes, Ano Agrícola 1988/89.....	160
5.CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	171
BIBLIOGRAFIA.....	187
APÊNDICE 1.....	210
APÊNDICE 2.....	218

## LISTA DE TABELAS

TABELA	Página
1	Taxas Anuais de Crescimento da Área, Produção e Rendimento dos Principais Produtos Agrícolas do Estado de São Paulo, 1970-89 ..... 10
2	Evolução da Área, Produção e Rendimento das Principais Culturas e da Participação no Valor da Produção Agrícola, Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo..... 13
3	Indicadores da Importância Relativa dos Diferentes Tamanhos de Imóveis Rurais, Estado de São Paulo..... 16
4	Indicadores da Disponibilidade e Uso de Fatores de Produção em Diferentes Tamanhos de Imóveis Rurais, Estado de São Paulo..... 20
5	Participação e Evolução da Área das Principais Atividades Agrícolas, nas Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo..... 21
6	Indicadores da Disponibilidade e Uso de Fatores de Produção nas Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo..... 25
7	Evolução da Produtividade de Fatores e de Rendimentos de Culturas Seleccionadas, Estado de São Paulo..... 28
8	Produtividade de Fatores em 1991 e Evolução dos Rendimentos de Culturas Seleccionadas em Diferentes Tamanhos de Imóveis Rurais, Estado de São Paulo..... 30
9	Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Fertilizantes Químicos na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974..... 83
10	Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Adubação Química em Cobertura na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974..... 84



## TABELA

## Página

11	Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Mecanização na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974.....	85
12	Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Defensivos e Herbicidas na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974.....	86
13	Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Fertilizantes Químicos na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974.....	87
14	Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Tração Mecânica na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974.....	88
15	Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Defensivos e Herbicidas na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974.....	89
16	Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Fertilizantes Químicos na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989.....	105
17	Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Adubação Química em Cobertura na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989.....	106
18	Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Mecanização na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989.....	107
19	Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Defensivos e Herbicidas na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989.....	108
20	Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Fertilizantes Químicos na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989.....	109
21	Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Tração Mecânica na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989.....	110

22	Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Defensivos e Herbicidas na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989.....	111
23	Estatísticas Básicas das Diferentes Medidas de Eficiência, Estado de São Paulo, 1974.....	151
24	Teste de Tukey para Diferenças de Eficiência entre Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo, 1974.....	152
25	Teste de Tukey para Diferenças de Eficiência entre as Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo, 1974.....	154
26	Principais Resultados do Ajuste de Modelos tendo como Variável Dependente a Eficiência proveniente de Funções de Produção tipo Cobb-Douglas, Estado de São Paulo, 1974.....	157
27	Principais Resultados do Ajuste de Modelos tendo como Variável Dependente a Eficiência proveniente de Funções de Produção tipo Translog, Estado de São Paulo, 1974.....	158
28	Estatísticas Básicas das Diferentes Medidas de Eficiência, Estado de São Paulo, 1989.....	162
29	Teste de Tukey para Diferenças de Eficiência entre Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo, 1989.....	163
30	Teste de Tukey para Diferenças de Eficiência entre as Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo, 1989.....	164
31	Principais Resultados do Ajuste de Modelos tendo como Variável Dependente a Eficiência proveniente de Funções de Produção tipo Cobb-Douglas, Estado de São Paulo, 1989.....	165
32	Principais Resultados do Ajuste de Modelos tendo como Variável Dependente a Eficiência proveniente de Funções de Produção tipo Translog, Estado de São Paulo, 1989.....	167

## TABELA

## Página

A.2.1	Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Cobb-Douglas, Estado de São Paulo, 1974.....	218
A.2.2	Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Translog, Estado de São Paulo, 1974.....	219
A.2.3	Análise de Variância da Eficiência na Produção em Imóveis Produtores de Culturas Exportáveis e Domésticas, Estado de São Paulo, 1974.....	220
A.2.4	Análise de Variância da Eficiência na Produção em Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo, 1974.....	220
A.2.5	Análise de Variância da Eficiência na Produção nas Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo, 1974.....	221
A.2.6	Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Cobb-Douglas, Estado de São Paulo, 1989.....	221
A.2.7	Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Translog, Estado de São Paulo, 1989.....	222
A.2.8	Análise de Variância da Eficiência na Produção em Imóveis Produtores de Culturas Exportáveis e Domésticas, Estado de São Paulo, 1989.....	222
A.2.9	Análise de Variância da Eficiência na Produção em Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo, 1989.....	223
A.2.10	Análise de Variância da Eficiência na Produção nas Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo, 1989.....	223

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA		Página
1	Localização das Divisões Regionais Agrícolas Estado de São Paulo.....	12
2	Eficiências Técnica e Alocativa das Firmas.....	120
3	Eficiência Técnica das Firmas em um Espaço Insumo - Produto.....	121
4	Função de Produção de Fronteira Estocástica.....	126

## RESUMO

Neste estudo, inicialmente procurou-se descrever e comparar a evolução da produção, do uso e da produtividade de fatores na agricultura paulista, no período 1970-90. Em seguida, foram analisados os fatores que contribuíram para o processo de modernização da agricultura, com dados seccionais dos anos agrícolas 1973/74 e 1988/89. A identificação de determinantes da eficiência na produção, naqueles mesmos anos agrícolas, focalizando diferenças entre regiões e tamanhos de imóveis, completa o trabalho.

Foram utilizadas análises de *probit* e *tobit*, e funções de produção de fronteira estocásticas, Cobb-Douglas e Translog.

Os resultados mostraram que as variáveis estruturais postuladas como determinantes do processo de modernização - escolaridade, experiência, disponibilidade de pesquisa agrícola, trabalho residente e não residente, escala do imóvel e das explorações - influenciaram a adoção e a intensidade de uso de tecnologia, e a eficiência na produção. Quanto aos fatores conjunturais, pôde-se concluir que o acesso ao crédito rural promoveu a modernização da agricultura e elevou a eficiência na produção, e que a política de preços mínimos também aumentou a eficiência. Os fatores ambientais analisados, deficiência hídrica, valor e qualidade das terras, também condicionaram a eficiência na produção.

Observou-se que os imóveis rurais pequenos e médios apresentavam melhores índices de eficiência na produção e que o núcleo de maior eficiência transferiu-se de regiões tradicionais para outras com bases técnicas mais avançadas.

Por último, foram discutidas as implicações dos resultados para a política agrícola.

**ABSTRACT**

In this research, firstly, it was described and compared the evolution of the production, use and productivity of factors, in the agriculture of the State of São Paulo (Brazil) and its regions during the period of 1970-90. Secondly, it was analyzed the factors that contributed for the process of agriculture modernization, with cross section data of the crop years 1973/74 and 1988/89. Thirdly, the identification of the factors that affected the efficiency in the agricultural production (in the same crop years), focusing on the differences among regions and farm sizes, completes the study.

It were used *probit* and *tobit* analysis, and stochastic frontier production functions, Cobb-Douglas and Translog.

The results showed that the structural variables postulated as determinants of the modernization process - schooling, experience, agricultural research availability, resident and non resident work, farm and crop scales - influenced the adoption and intensity of use of new techniques and also the production efficiency. It was concluded that among the conjunctural factors the rural credit access promoted agricultural modernization and raised production efficiency, while minimum price policies increased efficiency. The environmental variables analyzed - hydric deficiency, land's price and quality - also conditioned the production efficiency

index. It was observed that small and medium farms presented better indexes of overall efficiency and the major efficient core moved from traditional regions to others with more advanced technical basis.

Finally, it was discussed the implications of the results to the agricultural policy.



## 1. INTRODUÇÃO

Uma nova concepção sobre o papel da agricultura para o processo de desenvolvimento econômico, tomou forma com o Plano Estratégico de Desenvolvimento (PED, 1968-70), superando os conceitos centrados no fornecimento de diversos tipos de excedentes, presentes no Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG, 1964-66), que visava adequar a agricultura ao ritmo de acumulação de capital na indústria. A partir do PED, esperava-se que a agricultura exercesse também o papel de fonte de expansão de mercado para o setor industrial - especialmente com respeito a máquinas e insumos modernos - deslocando a ênfase de crescimento extensivo para o aumento da produtividade. O I Plano Nacional de Desenvolvimento (I PND, 1972-74) manteve o enfoque do PED e objetivou também, propondo estratégias regionalmente diferenciadas, incorporar áreas à economia dominante do Centro-Sul do País. No II PND (1975-79) essas estratégias foram mantidas, e, adicionalmente, da agricultura passou a ser requerida uma maior produção de excedentes exportáveis, para fazer frente aos problemas de balanço de pagamentos já antevistos quando da elaboração do programa (Aguiar, Carneiro e Jatobá, 1984).

Durante as décadas de 70 e de 80, a agricultura brasileira passou por um intenso processo de modernização, em grande parte promovido por diversas políticas governamentais, como crédito subsidiado, preços mínimos de garantia, pesquisa e extensão rural.

Como consequência da modernização, a quantidade produzida cresceu 60% entre 1970 e 1980<sup>1</sup>, com os produtos exportáveis respondendo pela maior parte desse crescimento. No período 1980-89, o produto real das lavouras cresceu a 3,20% aa., atingindo o máximo em 1987, quando o índice foi 32,7% superior ao nível de 1980<sup>2</sup> (Gasques & Verde 1990); os produtos domésticos, embora crescendo a taxas menores que os de exportação (2,20% aa. contra 3,34% aa., Homem de Melo, 1991a), tiveram desempenho nitidamente superior ao da década precedente.

Os padrões de desenvolvimento foram distintos nessas duas décadas, já que mesmo durante os 70s o crescimento agrícola baseou-se na incorporação de novas áreas e de mais mão-de-obra, enquanto que, na década seguinte, a tônica principal foi a elevação da produtividade desses fatores.

Na década de 80, esse crescimento deu-se em meio a circunstâncias adversas, como a drástica redução do crédito e eliminação de subsídios, recessão externa e queda das cotações de inúmeras *commodities*, baixo crescimento da demanda externa e forte desestabilização da economia após o Plano Cruzado, com sistemática elevação da taxa de inflação<sup>3</sup> (Homem de Melo, 1990).

---

<sup>1</sup> Considerando-se dezessete das principais culturas, que representavam entre 41% e 51% do valor total da produção, incluindo pecuária e criações, e 78% a 86% do valor da produção das lavouras, segundo dados do IBGE (Vicente, 1989a).

<sup>2</sup> Nesse caso, os preços empregados na ponderação são os levantados no Censo Agropecuário de 1980.

<sup>3</sup> Essa aceleração da inflação foi acompanhada por uma deterioração nas relações de troca agricultura-indústria (ver Rezende, 1992); Lopes (1993)

Para analisar a evolução da produção e da produtividade agrícola, é interessante considerar a segmentação de mercado antes citada, adotando-se a divisão da agricultura em dois subsetores, domésticos e exportáveis<sup>4</sup>. Essa distinção é feita porque os preços e as decisões de plantio dos produtos domésticos dependem somente da demanda local e das políticas governamentais, enquanto que os produtos exportáveis teriam também o mercado internacional como importante determinante da produção (Barros & Graham, 1978; Barros, 1979). Os dois grupos de produtos concorrem pelos mesmos fatores, mas têm peso diverso na estrutura de consumo, com os produtos domésticos sendo considerados mais relevantes na composição da cesta de consumo popular<sup>5</sup>. Entretanto, como ressalta Homem de Melo (1988b), é possível que produtos não alimentares integrem o grupo de domésticos e que produtos exportáveis sejam alimentos. Café, cana-de-açúcar, laranja e soja, por exemplo, através de produtos semi-elaborados ou industrializados a partir deles, pesam substancialmente na cesta do consumidor interno (Vicente, 1994b).

Diversos fatores afetaram diferentemente esses dois subsetores, explicando seu crescimento distinto nas duas décadas.

---

descreve diversos subperíodos das décadas anteriores em que a agricultura sofreu a ação de políticas e fatores exógenos específicos.

<sup>4</sup> Dentre as principais culturas do Estado de São Paulo, enquadram-se como produtos domésticos arroz, banana, batata, cebola, feijão, mandioca, milho, tomate e trigo; o grupo dos exportáveis é constituído por algodão, amendoim, café, cana-de-açúcar, laranja, mamona e soja.

<sup>5</sup> Mesmo trabalhos que procuram analisar a influência da agricultura em choques inflacionários, normalmente enfocam quebras de safras para abastecimento interno (ver Lopes, 1986).

Homem de Melo (1988b), baseado num modelo de economia agrícola semi-aberta (Myint, 1975), especificou um sistema de equações estruturais em que as principais variáveis explicativas exógenas eram o preço dos produtos de exportação (em dólares) no exterior, a taxa de câmbio, a taxa de mudança tecnológica relativa entre produtos de exportação e produtos domésticos, o risco econômico<sup>6</sup> relativo entre os dois grupos de produtos, os preços dos insumos e de produtos substitutos, a população, a renda *per capita*, a distribuição da renda<sup>7</sup> e o custo de oportunidade do trabalho na pequena produção agrícola<sup>8</sup>.

Por esse modelo, na década de 70, os fatores que mais beneficiaram os produtos exportáveis *vis-à-vis* os produtos domésticos foram os preços externos, a taxa de câmbio, a taxa de mudança tecnológica, o risco econômico relativo, a elevação da renda *per capita*, e a elevação dos custos de oportunidade do trabalho na pequena produção. Nos 80s, esses fatores deixaram de privilegiar o grupo de produtos exportáveis, com exceção da taxa de câmbio na primeira metade da década. Rezende (1988) destaca que, nos 80s, a política de preços mínimos contribuiu para diminuir os riscos associados aos produtos domésticos.

---

<sup>6</sup> Definido como as flutuações da taxa de retorno (Homem de Melo, 1979).

<sup>7</sup> A importância dessa variável é enfatizada por Yotopoulos (1985), argumentando que o *mix* de produtos consumidos e suas elasticidades-renda diferem segundo os níveis de renda.

<sup>8</sup> Esse conceito encontra-se desenvolvido em Rezende (1986).

A agricultura paulista, que já era a mais dinâmica e tecnificada do País no início da década de 70, também passou por consideráveis mudanças nesse período, tanto na composição de culturas como na maneira de produzir. Em termos agregados, o crescimento da produção em São Paulo, entre 1970 e 1980, foi comparável ao ocorrido no restante do País (64%); considerando-se também explorações animais<sup>9</sup>, o crescimento foi menor: 40,8% (Camargo F<sup>o</sup>, coord., 1990). Já no período 1980-91, a produção cresceu a 2,35% aa., incluindo explorações animais, tendo atingido um máximo também em 1987, com um índice 46,3% superior ao de 1980 (Vicente & Caser, 1991). É interessante ressaltar que no ano base, os padrões de intensidade de exploração e desenvolvimento da agricultura paulista eram sensivelmente maiores do que os dos demais estados<sup>10</sup>.

Embora esses padrões de crescimento agregado sejam relativamente bem conhecidos, estudos sobre os determinantes do processo de modernização - que tornou possível tal evolução - são menos freqüentes, especialmente em nível de imóvel rural. Tais análises, se baseadas em séries de dados adequadas, além de permitirem uma melhor compreensão desse tópico, podem fornecer importantes subsídios a formuladores de políticas agrícolas que

---

<sup>9</sup> Aves para corte, carnes bovina e suína, casulo, leite e ovos.

<sup>10</sup> Para comparações entre o crescimento da agricultura nos diferentes estados e regiões, na década de 70, ver Vicente (1989a) e Vicente, Neves e Vicente (1990). Comparações entre regiões do País, para a década de 80, encontram-se em Gasques e Verde (1990) e em Silva (1991).

busquem incrementar o desenvolvimento em regiões ou estratos de produtores que utilizem menos tecnologia.

A partir dos 90s, com o processo de abertura da economia, a agricultura brasileira defrontou-se com o desafio de superar os concorrentes externos. Especificamente no âmbito do MERCOSUL, passou a ter seus mercados disputados, principalmente, pelos produtores da Argentina, cuja agricultura é predominantemente exportadora, e acostumada à competição. Para enfrentar esse desafio, é necessário eficiência em todas as fases da produção no complexo agroindustrial, a começar pelo processo produtivo dentro da propriedade. Portanto, justificam-se também análises destinadas a identificar os determinantes da eficiência técnica na agricultura.

Neste estudo pretendeu-se, inicialmente, descrever e comparar a evolução da produção dos principais produtos agrícolas do Estado de São Paulo - proveniente do processo de modernização ocorrido nas décadas de 70 e de 80 - e das produtividades parciais da terra, do trabalho e de insumos modernos, nas regiões do Estado e em diferentes tamanhos de imóveis rurais. Em seguida, procurou-se analisar e mensurar fatores que contribuíram para a adoção de tecnologia na agricultura paulista, com dados seccionais daquelas duas décadas. A identificação do papel desses mesmos fatores, enquanto determinantes da eficiência técnica na produção, procurando-se assinalar diferenças nas regiões e entre distintos tamanhos de imóveis, completa o trabalho.

## 2. EVOLUÇÃO DA PRODUÇÃO, DO USO E DA PRODUTIVIDADE DE FATORES NA AGRICULTURA PAULISTA, 1970-90

Segundo dados dos Censos Agropecuários (1970, 1980 e 1985), São Paulo é o principal produtor agrícola do País, respondendo por cerca de 20% do valor da produção da agropecuária brasileira. Considerando-se somente as lavouras, esse Estado também lidera, com uma participação de cerca de 20% no valor da produção, em 1980, e de, aproximadamente, 25% em 1990<sup>11</sup>.

As profundas alterações ocorridas desde 1970, influenciaram não somente a quantidade produzida, mas também a composição da produção, o uso e a produtividade de fatores. Nesse capítulo, foram discutidas tais alterações, abordando, sempre que possível, as regiões do Estado e diferentes tamanhos de imóveis rurais.

### 2.1 Evolução da Produção e de sua Composição

Em 1980, o índice de quantidade produzida composto pelos principais produtos agrícolas do Estado de São Paulo, inclusive os de origem animal, atingiu 145 (1970=100, Silva, 1984); em 1990, 181. Apesar de esses dados indicarem uma tendência de aumento, convém ressaltar que o máximo desse período foi alcançado em 1987

---

<sup>11</sup> Os dados de 1980 são do Censo Agropecuário; para 1990 foram considerados valores das produções de 29 lavouras temporárias e 33 lavouras permanentes, levantados originalmente para a publicação da Produção Agrícola Municipal (Anuário Estatístico do Brasil, 1993). Em 1993, de acordo com essa última fonte, a participação de São Paulo foi de 28%.

(índice igual a 206, Vicente & Caser, 1991), e que, a partir de então, e até o fim da década de 80, a quantidade produzida decresceu<sup>12</sup>.

Na década de 70, diversos produtos agrícolas paulistas mais do que dobraram a área cultivada, destacando-se a soja, o trigo, a laranja, a cana-de-açúcar e o feijão das águas. Como já durante aquela década o rendimento foi importante fonte de crescimento da produção em São Paulo, um número maior ainda de produtos mais do que dobrou a produção: além dos já citados, também o tomate rasteiro, cebola de muda, limão, tangerina, uva de mesa, feijão da seca e café. Decréscimos acentuados na área, foram observados apenas para mamona, mandioca, amendoim das águas e da seca, arroz, banana e algodão (Camargo, 1983).

Nos 80s, as maiores taxas de crescimento de áreas cultivadas, foram as do limão, cana-de-açúcar, laranja e trigo. Elevações substanciais de rendimento continuaram ocorrendo, e propiciaram aumentos consideráveis na quantidade produzida, destacando-se trigo<sup>13</sup>, banana, cana-de-açúcar, laranja, milho e limão. Quedas relativas acentuadas ocorreram com as áreas de amendoim, uva para indústria, mamona, tomate rasteiro, tangerinas, café e feijão;

---

<sup>12</sup> A partir de 1991 a quantidade produzida voltou a crescer, atingindo, em 1994, o nível observado em 1987 (mais precisamente, 206,6). Dados preliminares de 1995, referentes apenas a lavouras (+6%), mostram que essa recuperação deve ter continuado; para 1996 esperava-se, com base em dados para lavouras coletados em junho, quantidade produzida 7% superior à do ano agrícola anterior.

<sup>13</sup> Segundo dados de IEA, a tendência de cultivo do trigo reverteu nos 90s: a área plantada, que atingiu cerca de 220 mil ha em 1989, retrocedeu para apenas 24 mil ha em 1995.



tangerina, café, mamona e uva para indústria foram as únicas lavouras cujas produções caíram a taxas superiores a 3% ao ano (tabela 1).

Entre os produtos animais, no período 1970-89, cresceram as produções de carne de aves, de pescado, de ovos e de carne suína, enquanto que a produção de leite manteve-se estagnada e a de carne bovina caiu ligeiramente; nesses casos, os resultados devem-se às variações observadas na década de 70, exceto para as carnes suína e bovina<sup>14</sup> (tabela 1).

É interessante ressaltar que as alterações na composição da produção deram-se não apenas em nível de culturas individuais, mas também entre grupos de produtos: a participação relativa das lavouras exportáveis cresceu de 53% da área, em 1970, para 68%, em 1980, e para 70% em 1990. Tomando-se por base o valor da produção, esse avanço foi ainda maior na década de 70, passando de 64% para 77%; na década de 80, devido ao - já referido - comportamento mais favorável dos preços dos produtos de mercado interno, a participação dos exportáveis diminuiu para 73%<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup> Esses resultados são menos confiáveis do que os referentes às lavouras, devido à precariedade das séries de produção animal, especialmente a de carne bovina; uma discussão sobre a qualidade desses dados encontra-se em Vicente (1994a).

<sup>15</sup> Os dados de 1970 e 1980 encontram-se em Camargo (1983), e os de 1990 foram estimados com base em Pellegrini (1990). Informações publicadas pelo IEA mais recentemente, referentes ao ano agrícola 1993/94, mostram que a tendência de avanço dos produtos de exportação foi mantida, respondendo já por 74% da área e 73% do valor da produção das lavouras.

TABELA 1 - Taxas Anuais de Crescimento da Área, Produção e Rendimento dos Principais Produtos Agrícolas do Estado de São Paulo, 1970-89 <sup>(1)</sup>.

Produto	Área			Rendimento			Produção		
	1970-79	1980-89	1970-89	1970-79	1980-89	1970-89	1970-79	1980-89	1970-89
Arroz	-6,9	-1,6 ns	-4,3	-0,9 ns	3,6	3,4	-7,8	1,9 ns	-0,9 ns
Feijão	4,1	-3,0	3,8	1,8	3,3	2,8	5,9	0,3 ns	6,6
Milho	-5,2	2,6	-0,4 ns	1,4 ns	2,1	2,4	-3,8	4,7	2,0
Mandioca <sup>(2)</sup>	-11,5	-2,7	-4,6	-3,3	-0,7 ns	-0,9	-14,4	-2,0 ns	-5,4
Trigo	29,6	4,5	10,1	-8,0	6,4	2,8	21,6	11,0	13,0
Amendoim	-13,0	-12,4	-8,0	2,0	0,8	1,5	-11,0	-11,6	-6,4
Mamona	-16,8	-6,2	-8,6	2,1 ns	1,3 ns	0,5 ns	-14,7	-4,9	-8,2
Soja	24,4	-0,2 ns	8,3	1,6 ns	0,3 ns	2,5	26,0	0,1 ns	10,8
Batata	-3,0	-1,2	-1,5	3,9 ns	1,1	3,4	0,9 ns	-0,1 ns	1,9
Cebola	4,8	-1,5	1,9	14,1	1,1 ns	6,7	18,9	-0,4 ns	8,6
Tomate envarado	-1,0 ns	0,8 ns	0,8	1,3	1,0 ns	1,0	0,3 ns	1,8	1,8
Banana	4,3	1,2 ns	2,2	2,4 ns	6,9	2,1	6,6	8,1	4,3
Uva comum	-1,8	-0,5 ns	-0,7	9,7	-0,4 ns	2,9	7,9	-0,9 ns	2,2
Uva fina	-1,5	-2,7 ns	-3,2	2,9	6,5	5,1	1,4	3,8	4,2
Uva industrial	-9,4	-9,0	-7,7	6,0	4,5 ns	2,8	-3,4	-4,5 ns	-4,9
Algodão	-10,8	1,0 ns	-3,4	3,7	0,5 ns	3,0	-7,1 ns	1,5 ns	-0,3 ns
Tomate rasteiro	0,5 ns	-6,1	-4,4	8,4	4,0	7,4	8,9	-2,1 ns	3,0
Limão <sup>(2)</sup>	6,1	7,6	3,5	2,4 ns	-0,7 ns	0,5 ns	12,7	4,3	4,5
Laranja <sup>(2)</sup>	10,3	5,5	6,7	1,2 ns	0,0 ns	1,5	12,9	5,3	9,5
Tangerinas <sup>(3)</sup>	8,3	-4,5	0,7 ns	1,1 ns	-0,7 ns	0,9	11,1	-5,1	3,1
Café <sup>(2)</sup>	2,5	-3,1	0,1 ns	-1,2 ns	-2,3 ns	-1,6 ns	-0,5 ns	-4,9 ns	-1,2 ns
Chá	0,5ns	1,8	1,2	8,6	-1,4	3,7	9,0	0,4 ns	4,9
Cana p/ industr. <sup>(2)</sup>	6,2	5,5	6,9	0,3 ns	0,6 ns	0,9	5,6	7,2	8,2
Cana p/ forragem	0,1ns	0,1 ns	0,2 ns	2,7	1,6	2,6	2,8	1,7 ns	2,8
Pasto natural	-4,1	-2,0	-3,5						
Pasto plantado	-0,9	1,0	0,0 ns						
Pasto total	-2,0	0,2 ns	-1,0						
Reflorestamento	3,5	-0,5 ns	1,4						
Ovos							7,4	-0,6 ns	3,6
Leite							-0,3 ns	-0,7	-0,2 ns
Carne suína							-2,8 ns	4,1	1,1 ns
Carne bovina							-0,4 ns	-2,2	-1,1
Aves							14,5	-0,6 ns	7,8
Pescado							3,3	1,1 ns	3,7

(1) As taxas assinaladas com ns não são significativas a 10% de probabilidade.

(2) Os dados de área referem-se à área plantada, e o rendimento foi calculado com base na área colhida.

(3) Inclui ponkan, tangerina (cravo e satsuma) e murcote.

Fonte: Martin et al. (1992).

Os dados gerais do Estado podem ocultar padrões de evolução diferentes, já que em sua área de quase 25 milhões de hectares existem regiões agrícolas de características muito distintas (figura 1)<sup>16</sup>. Por esse motivo, julgou-se conveniente apresentar dados também sobre o comportamento das principais culturas nas Divisões Regionais Agrícolas (DIRAs) mais representativas<sup>17</sup>, e sobre a participação das mesmas no valor total da produção agrícola do Estado de São Paulo (tabela 2).

É interessante, também, verificar como evoluiu a produção em diferentes tamanhos de imóveis rurais. Para tanto serão considerados quatro estratos, baseados na área total dos imóveis: mini, com áreas até 20,0 ha<sup>18</sup>; pequenos, com áreas entre 20,1 e 100,0 ha; médios, com áreas no intervalo de 100,1 a 500,0 ha; e, grandes, imóveis com área total superior a 500,1 ha.

---

<sup>16</sup> Uma boa descrição das características físicas e econômicas das regiões agrícolas do Estado de São Paulo encontra-se em Martin (coord.), 1991.

<sup>17</sup> Como apresentar dados de todos os produtos em cada DIRA seria demasiado enfadonho, estabeleceu-se como critério geral, apresentar as taxas de crescimento apenas das regiões responsáveis por mais de 20% da área cultivada com alguma das principais lavouras (tabela 2).

<sup>18</sup> Ressalte-se que os imóveis com áreas inferiores a 3 hectares não são considerados pelo IEA nos levantamentos para previsão de safras; em 1956, segundo Schattan (1961), representavam 24,9% do número e 0,3% da área total, enquanto que em 1972, segundo dados do cadastro do INCRA apresentados em Pino (1978), eram 10,4% dos imóveis e 0,2% da área do Estado.

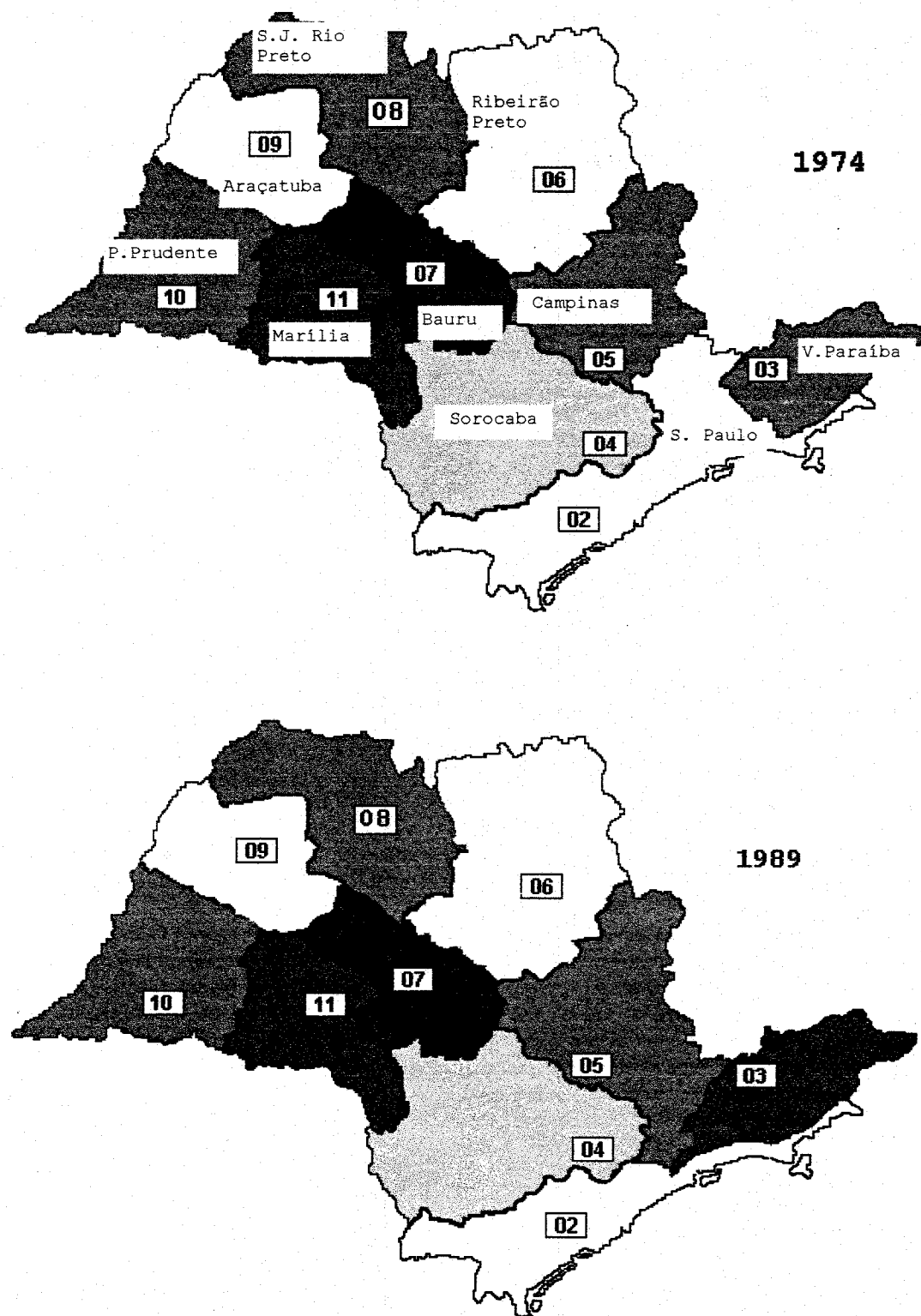


Figura 1 - Localização das Divisões Regionais Agrícolas,  
Estado de São Paulo

TABELA 2 - Evolução da Área, Produção e Rendimento das Principais Culturas e da Participação no Valor da Produção Agrícola, Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo.

Região	Lavoura	Taxa Anual de Crescimento, 1970-89 ( <sup>1</sup> ) (%)			Participação no Valor da Produção Agrícola Estadual (%)		
		Área	Rendimento	Produção	1979 ( <sup>2</sup> )	1987 ( <sup>3</sup> )	1995 ( <sup>4</sup> )
São Paulo					1	4	2
	banana	2,87	2,27	5,15			
	chá	1,18	3,74	4,92			
Vale do Paraíba	arroz	0,38	5,27	5,65	2	2	3
Sorocaba					7	9	12
	feijão	5,02	1,43	6,46			
	milho	-1,36	2,44	1,08 ns			
Campinas					15	20	20
	algodão	-3,36	1,75	-1,61			
	cana	3,18	0,99	4,79			
	laranja	4,84	2,16	8,22			
Ribeirão Preto					25	25	25
	algodão	-4,04	3,43	-0,64 ns			
	café	2,99	-1,70 ns	1,17 ns			
	cana	6,98	0,67	8,01			
	laranja	6,49	0,07	8,66			
	milho	-0,05 ns	2,72	2,67			
	soja	6,03	2,72	8,75			
Bauru	cana	7,17	0,85	8,72	4	6	8
São José do Rio Preto					17	15	11
	algodão	-3,87	4,65	0,78 ns			
	arroz	-5,46	3,06	-2,39 ns			
	café	-0,48 ns	-3,41 ns	-3,43 ns			
	laranja	11,35	3,32	15,36			
	milho	-1,29 ns	2,39	1,11 ns			
Araçatuba					10	5	6
	algodão	-3,98 ns	3,91	-0,07 ns			
	milho	2,28	2,92	5,20			
	tomate.	1,40 ns	10,36	11,77			
Presidente Prudente					10	5	5
	algodão	0,87 ns	3,41	4,28			
	mamona	-5,59	-0,14 ns	-5,73			
	tomate	-2,59	4,92	2,34 ns			
Marília					9	9	8
	amendoim	-5,73	0,98 ns	-4,74			
	mandioca	-3,28	-0,78 ns	-3,48			
	soja	15,40	1,15 ns	16,55			
	trigo	9,18	3,14	12,32			

Fonte: (<sup>1</sup>) Martin et al. (1992); (<sup>2</sup>) Carvalho et al. (1982); (<sup>3</sup>) Baptistella, Vicente, Irias (1992); (<sup>4</sup>) Olivetti et al. (1995).

Diversos autores demonstraram que alimentos básicos (normalmente, culturas de mercado interno) são produzidos principalmente por pequenos produtores<sup>19</sup>. Desse grupo, os dados do IEA em nível de imóvel rural possibilitam analisar as produções de arroz, feijão e milho. Para essas culturas, São Paulo parece acompanhar a tendência nacional: os mini e pequenos imóveis, com menos de um terço da área total, produzem cerca de metade do arroz, do feijão e, aproximadamente, um terço do milho (tabela 3).

O arroz, que era cultivado mais nos imóveis médios no início do período, passou a ser produzido principalmente nos imóveis pequenos no período final, ocorrendo também pequena queda na participação dos mini imóveis. Com o feijão, observou-se queda na participação relativa dos mini e, principalmente, pequenos imóveis, e elevação nas participações de médios e grandes, especialmente durante a década de 80. Situação semelhante ocorreu com o milho, com queda proporcionalmente mais acentuada nos mini imóveis e o maior avanço concentrando-se nos grandes imóveis; o principal estrato produtor, durante todo o período, foi o dos imóveis médios (tabela 3).

Os dados do levantamento objetivo permitem que as lavouras de exportação sejam separadas em anuais (algodão e soja) e perenes (café, cana-de-açúcar e laranja). A participação dos mini imóveis

---

<sup>19</sup> Ver, por exemplo, Silva & Queda (1979), Rezende (1986) e Homem de Melo (1988a).

diminuiu levemente para o algodão e cresceu, também discretamente, para soja, enquanto que pequenos e médios imóveis ganharam importância na produção dessas duas culturas, especialmente da segunda. A importância relativa dos grandes imóveis cresceu para café, laranja e cana-de-açúcar, enquanto que a dos pequenos imóveis diminuiu para todas elas; imóveis médios avançaram, proporcionalmente, em laranja e café, e retrocederam em cana-de-açúcar e, os mini imóveis perderam importância em laranja e ganharam em café (tabela 3).

Em termos agregados - considerando-se o valor da produção - percebe-se uma tendência de crescimento da importância relativa dos imóveis maiores<sup>20</sup> (tabela 3).

---

<sup>20</sup> Os dados de 1970 e 1980 são dos censos agropecuários - e referem-se, portanto, aos estabelecimentos - e os de 1991, levantados pelo IEA. Como neste último ano não estão incluídos imóveis menores do que 3 hectares, a queda de participação dos mini imóveis deve ter sido um pouco menor.

TABELA 3 - Indicadores da Importância Relativa dos Diferentes Tamanhos de Imóveis Rurais, Estado de São Paulo.

			(em porcentagem)			
Indicador			Mini (até 20,0 ha)	Pequenos (20,1 a 100,0 ha)	Médios (100,1 a 500,0 ha)	Grandes (mais de 500,1 ha)
Área com Cult. Anuais		1990-91 (média) <sup>(1)</sup>	5.7	22.8	32.3	39.2
Área com Cult. Perenes		1990-91 (média) <sup>(1)</sup>	12.4	32.2	33.8	21.6
Área Pasto Formado		1990-91 (média) <sup>(1)</sup>	4.1	20.8	32.1	42.9
Área Reflorestada		1990-91 (média) <sup>(1)</sup>	2.5	13.0	31.9	52.6
Outras Áreas		1990-91 (média) <sup>(1)</sup>	6.5	29.6	34.6	29.2
Lavouras						
Arroz	produção	1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	8.4	30.4	36.2	25.0
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	10.5	38.6	31.9	19.0
		1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	5.6	47.1	21.2	26.0
Feijão	produção	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	7.2	43.0	27.1	22.8
		1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	17.4	43.3	29.2	10.1
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	13.9	42.5	28.1	15.5
Milho	produção	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	13.2	31.2	37.4	18.2
		1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	14.9	38.8	30.5	15.8
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	8.9	31.0	37.7	22.4
Algodão	produção	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	8.9	31.2	35.7	24.2
		1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	5.2	26.5	36.7	31.6
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	7.1	28.3	35.0	29.5
Soja	produção	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	7.1	31.6	27.3	33.2
		1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	3.2	25.6	33.8	37.4
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	2.4	26.1	37.3	34.2
Café	produção	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	4.5	29.8	38.2	27.6
		1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	4.6	30.4	38.4	26.5
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	14.5	37.0	32.0	16.5
Cana	produção	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	14.8	35.1	34.8	15.3
		1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	17.0	28.8	34.2	20.1
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	18.1	28.5	35.1	18.3
Laranja	produção	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	3.4	16.8	32.0	47.8
		1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	3.9	14.8	35.8	45.5
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	3.4	13.6	28.5	54.6
Laranja	pés	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	3.2	13.6	28.3	54.9
		1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	11.6	36.0	36.3	16.1
		1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	11.3	30.9	28.7	29.1
Valor da Produção		1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	6.0	33.4	40.3	20.3
		1970 <sup>(3)</sup>	5.9	31.0	39.9	23.2
		1980 <sup>(3)</sup>	24.8	25.1	23.9	26.1
		1991 <sup>(3)</sup>	17.5	24.6	28.1	29.9
			9.8	25.5	29.1	35.5

Fonte: <sup>(1)</sup> Ghilardi (1986), <sup>(2)</sup> Vicente (1992), <sup>(3)</sup> Censo Agropecuário (1970-80) e <sup>(4)</sup> Abramovay et al. (1996).



## 2.2 Evolução do Uso de Fatores

Em 1970, a área plantada com as principais culturas anuais e perenes, no Estado de São Paulo, atingia cerca de 5,62 milhões de hectares; em 1980, essa área atingia 6,08 milhões ha, e em 1990, 6,79 milhões ha (Camargo F<sup>o</sup>, coord., 1990; Vicente & Caser, 1991). Apesar de esses dados indicarem uma tendência de aumento, convém ressaltar que, como ocorreu com a produção, o máximo foi alcançado em 1987 (7,28 milhões ha), e que, a partir de então, a área cultivada com as principais lavouras vem decrescendo<sup>21</sup>.

Em termos absolutos, as culturas cujas áreas cultivadas mais cresceram, na década de 70, foram cana-de-açúcar, soja, laranja, café, trigo e feijão (das águas e da seca); as que sofreram as maiores reduções de área foram pastagens, arroz, milho, algodão, amendoim (das águas e da seca) e mandioca (Camargo, 1983). Nos 80s, também em números absolutos, as duas únicas culturas que experimentaram elevações significativas de área plantada foram cana-de-açúcar e laranja, enquanto café, feijão (das águas e da seca), arroz, milho, algodão e amendoim (das águas e da seca) foram as lavouras sobre as quais as duas anteriores expandiram-se (Caser, coord., 1994).

---

<sup>21</sup> Em 1992, a área com culturas anuais e perenes era de 6,58 milhões de ha; desde então - segundo índices publicados pelo IEA junto às previsões de safras - deve ter apresentado queda de cerca de 4%, já que as variações, sempre em relação ao ano anterior, foram de -7,5% em 1993, +5% em 1994, e -1% em 1995. Dados ainda preliminares, levantados em junho de 1996, indicam uma elevação de 1% na área cultivada em 1995/96, relativamente ao ano agrícola 1994/95.

Apesar de possuir a agricultura mais moderna do País, existe ainda no Estado de São Paulo considerável grau de concentração da terra (tabela 4). Camargo, Caser e Olivetti (1996), concluíram através do cálculo de índices de Gini para os anos de 1972 (0,764), 1979 (0,776), 1986 (0,763) e 1993 (0,765), que o grau de concentração da terra pode ser enquadrado como forte a muito forte.

Entre as regiões do Estado (DIRAs) - cujo comportamento das áreas dos principais cultivos foi apresentado junto com o das produções na tabela 2 - não se observou uniformidade nas taxas de evolução de áreas cultivadas, e a participação de cada uma no valor total da produção agrícola estadual é também heterogêneo (tabela 5).

Em conseqüência da urbanização e da modernização da agricultura, a população residente nos imóveis rurais do Estado de São Paulo reduziu-se acentuadamente na década de 70 (quase 40%), passando de cerca de 2,4 milhões no início dos 70s, para 1,5 milhões no início dos 80s (Vicente et al., 1988); a partir de então, houve uma aparente estabilização, com a média dos anos de 1990 e 1991 atingindo 1,45 milhões de pessoas (Vicente, 1993).

O processo de modernização da agricultura não afetou somente a composição da produção, mas também a do trabalho utilizado, com o crescimento do contingente de trabalhadores volantes, contratados somente nos períodos de maior volume de serviços, e pagos por dia, ou por tarefa. Esse tipo de mão-de-obra já representava 20% do total de trabalhadores no começo da década de 70, passando a  $\frac{1}{4}$

desse total em 1979/80, proporção que se mantinha em 1991. Os trabalhadores residentes (inclusive proprietários e familiares), por sua vez, que no ano agrícola 1970/71, respondiam por 72% da mão-de-obra, passaram a representar 60% em 1979/80, e, 52% em 1990; portanto, durante as décadas de 70 e de 80, ocorreu um nítido processo de intensificação do uso de trabalho não residente (volantes e outros não residentes). Em termos absolutos, o número de trabalhadores ocupados na agropecuária vem sendo relativamente constante, passando de, em média, 1,45 milhões no período 1971-73, para uma média de 1,4 milhões no período 1978-80, e, para 1,46 milhões como média do período 1989-91, de acordo com dados do IEA<sup>22</sup>.

A alteração na composição da mão-de-obra, afetou de forma distinta a importância relativa dos imóveis de diferentes tamanhos, no total de empregos agrícolas. Os mini imóveis (com área total até 20 ha), apesar de concentrarem um contingente de ocupações muito maior do que a proporção de área que cultivam, vêm perdendo importância<sup>23</sup> (tabela 4). Em 1990-91, se forem excluídos os volantes, o percentual dos mini imóveis sobe para 28% do total. As pequenas propriedades mantiveram uma participação constante, durante a década de 70, no total de pessoas ocupadas, e a média de 1990 e 1991 indica ganho de importância desse estrato.

---

<sup>22</sup> Os dados do Censo Agropecuário, são praticamente idênticos: 1,42 milhões de pessoas ocupadas em 1970, 1,38 milhões em 1980 e, 1,36 milhões em 1985.

<sup>23</sup> Quase metade do total de trabalhadores desse grupo, em 1990-91 (9%), estava em imóveis de até 10 ha.

TABELA 4 - Indicadores da Disponibilidade e Uso de Fatores de Produção em Diferentes Tamanhos de Imóveis Rurais, Estado de São Paulo

(em porcentagem)

Indicador		Mini (até 20,0 ha)	Pequenos (20,1 a 100,0 ha)	Médios (100,1 a 500,0 ha)	Grandes (mais de 500,1 ha)
Número de Imóveis	1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	42,6	42,0	12,8	2,6
	1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	40,9	43,1	13,1	2,9
	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	43,9	41,7	12,0	2,4
Área Total	1971-73 (média) <sup>(1)</sup>	5,4	22,0	31,0	41,6
	1978-80 (média) <sup>(1)</sup>	5,6	24,0	33,3	37,1
	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	6,3	23,7	32,0	38,0
Pessoal Ocupado Total	1970 <sup>(3)</sup>	43	30	17	12
	1980 <sup>(3)</sup>	34	30	21	15
	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	23	35	23	19
Diárias Pagas a Volantes Usavam Fertilizantes	1990-91 (média) <sup>(2)</sup>	8	23	34	36
Despesas com Fertilizantes	1970 <sup>(3)</sup>	29	37	38	42
	1980 <sup>(3)</sup>	73	64	78	70
	1985 <sup>(3)</sup>	70	61	81	75
Total de Tratores	1970 <sup>(3)</sup>	12	25	34	30
	1980 <sup>(3)</sup>	13	25	32	30
	1985 <sup>(3)</sup>	19	27	29	26
Despesas com Defensivos	1970 <sup>(3)</sup>	19	32	29	20
	1980 <sup>(3)</sup>	16	36	30	18
	1985 <sup>(3)</sup>	19	36	29	17
Despesas com Sementes	1989 <sup>(3)</sup>	20	36	29	18
	1970 <sup>(3)</sup>	26	30	25	19
	1980 <sup>(3)</sup>	14	27	32	27
Despesas com Sementes	1985 <sup>(3)</sup>	12	29	33	26
	1970 <sup>(3)</sup>	22	29	29	21
	1980 <sup>(3)</sup>	14	29	33	25
	1985 <sup>(3)</sup>	12	27	37	24

Fonte: <sup>(1)</sup> Ghilardi (1986), <sup>(2)</sup> Vicente (1992), <sup>(3)</sup> Censo Agropecuário (1970-85) e <sup>(4)</sup> dados básicos do IEA.

Se nos dois primeiros estratos os imóveis podiam ser considerados mão-de-obra intensivos, nos dois seguintes - médios e

grandes - observa-se um total de trabalhadores inferior à participação nas áreas totais e cultivadas (tabela 4)<sup>24</sup>.

Nas DIRAs, as proporções entre residentes e não residentes são bastante variáveis, e sua evolução de 1970 a 1990 foi também desigual: em algumas regiões a importância relativa dos trabalhadores residentes diminuiu durante a década de 70, enquanto que em outras, esse processo ocorreu nos 80s (tabela 6).

TABELA 5 - Participação e Evolução da Área das Principais Atividades Agrícolas, nas Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo.

Região	Participação no Total Estadual, 1987-89 (%)		Taxa Anual de Crescimento das Áreas, 1970-87 <sup>(1)</sup> <sup>(2)</sup> (%)				
	Área com Lavouras <sup>(3)</sup>	Área Agrícola Total <sup>(4)</sup>	Culturas Anuais	Culturas Perenes	Pastagens	Reflorestamentos	Área Agrícola Total
São Paulo	0.9	3.0	-3.99	-9.38	-2.53	1.28	-2.13
V. Paraíba	1.3	5.4	1.31	-1.37	-0.67 ns	3.98	-0.28 ns
Sorocaba	11.2	13.5	1.48	1.25	-1.73	1.91	-0.27 ns
Campinas	17.0	10.1	0.00 ns	3.71	-2.09	-1.05 ns	0.14 ns
Rib. Preto	27.0	17.4	0.00 ns	6.55	-2.77	4.00	0.54
Bauru	7.9	7.6	-1.68	5.11	-1.25	3.16	0.29 ns
S.J.RioPreto	15.1	12.6	-3.54	4.99	0.00	-2.49	0.00 ns
Araçatuba	5.9	9.3	-0.55	7.27	-0.62	-1.13 ns	-0.22 ns
P.Prudente	4.6	11.7	-2.68	2.49	-0.46	-0.37 ns	-0.67
Marília	9.1	9.4	1.44	3.04	-0.44	-0.67 ns	0.63
Estado			-0.54	4.61	-1.14	1.74	0.00 ns

<sup>(1)</sup> As taxas assinaladas com ns não são significativas a 20%.

Fonte: <sup>(2)</sup> Martin, coord. (1991), <sup>(3)</sup> dados básicos do IEA e <sup>(4)</sup> Gonçalves et al. (1990).

<sup>24</sup> Nos imóveis com área total de mais de 1.000 ha estavam 12% do pessoal ocupado em 1990-91, e respondiam por ¼ das diárias pagas a volantes (Vicente, 1993).

Depois de descrever a evolução do uso dos dois fatores produtivos originais, é interessante apresentar também a de seus principais substitutos, fertilizantes e máquinas.

O uso de fertilizantes pelos agricultores paulistas, intensificou-se após 1970, ano em que 33% dos estabelecimentos do Estado declararam utilizar adubos químicos, contra 64% dos estabelecimentos em 1980, e 75% em 1985, segundo dados dos censos agropecuários. Foram empregadas cerca de 330 mil toneladas de nutrientes (N+P+K) em 1970 e de 1.300 mil t em 1980; durante a década de 80, parece ter havido uma certa racionalização no uso desse insumo, associada às restrições de crédito, que levaram a quantidade consumida a fixar-se em cerca de 950 mil toneladas de nutrientes em 1990. Considerando-se a soma das áreas cultivadas com culturas anuais e perenes, essas quantidades de fertilizantes representariam uma média de 59 kg/ha em 1970, 214 kg/ha em 1980, e 140 kg/ha em 1990<sup>25</sup>.

No início da década de 80, as DIRAs de Ribeirão Preto, Campinas, Sorocaba e São José Rio do Preto concentravam mais de 75% do consumo de fertilizantes químicos do Estado.

O percentual de adotantes de fertilizantes não sugere grandes diferenças em relação aos distintos tamanhos de estabelecimentos, mas a participação dos diferentes estratos no total de despesas com

---

<sup>25</sup> Considerando-se que parte das pastagens cultivadas também são adubadas, essas médias seriam menores.

adubos - indicativo da intensidade de uso - vem sendo distinta, com os menores estabelecimentos aumentando de importância (tabela 4).

De maneira similar ao uso de fertilizantes, também o número de tratores aumentou, principalmente na década de 70. Pelos dados dos censos agropecuários, o total de tratores passou de 67,2 mil em 1970, para 138,7 mil em 1980. Entretanto, ao contrário dos fertilizantes, não foi observada redução no número absoluto daí em diante, apesar de haver ocorrido sensível queda na taxa de crescimento: em 1985, de acordo com a mesma fonte, existiam nos estabelecimentos do Estado 159,6 mil tratores e, pelos levantamentos do IEA, cerca de 170 mil em junho de 1989. Os estabelecimentos com áreas até 20 ha, após ligeira queda durante a década de 80 recuperaram-se e, pelos dados da amostra do IEA, nesse estrato estão os maiores percentuais de micro tratores e mulas mecânicas<sup>26</sup>. Os pequenos estabelecimentos ganharam importância relativa nesse quesito, enquanto que a dos grandes estabelecimentos vêm caindo (tabela 4).

Entre as DIRAs, a distribuição dos tratores também é desigual, sendo Campinas a região que mais ganhou importância durante o período, e Ribeirão Preto a que concentrava o maior número (tabela 6).

Defensivos constituem outro fator de produção importante para a agricultura moderna. Neste caso, embora as possibilidades de

---

<sup>26</sup> Cerca de 20% dos tratores desses imóveis, representando quase a metade do total estadual desse tipo de máquina.

análise regional sejam restritas, é possível, ao menos, verificar a evolução de gastos com esses produtos, mesmo por estrato. Pelos dados dos censos agropecuários, os gastos dos agricultores paulistas com defensivos, em termos reais, cresceram 180% de 1970 para 1980, e 32% de 1980 para 1985; supondo-se que a tendência de consumo, no Estado, tenha seguido a média nacional, pode-se concluir por um crescimento da ordem de 65% entre 1985 e 1990, o que levaria o percentual de aumento do período 1980-90 a algo próximo de 120%. A participação dos mini estabelecimentos vem diminuindo significativamente, e a dos demais estratos aumentou (tabela 4).

Ainda entre os fatores de produção, poder-se-ia destacar o uso de sementes. Nesse caso, também segundo dados dos censos agropecuários, as despesas declaradas pelos produtores paulistas aumentaram 116% na década de 70, e cerca de 20% de 1980 a 1985. De forma similar ao que ocorreu com defensivos, a participação dos mini estabelecimentos nos gastos com sementes vem caindo, e o maior avanço, em termos de participação percentual, ocorreu no estrato de estabelecimentos médios (tabela 4).



TABELA 6 - Indicadores da Disponibilidade e Uso de Fatores de Produção nas Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo.

(em porcentagem)

Região		Mão-de-Obra		DIRA / Estado	Número Total de Tratores
		Residentes/ Total	Volantes/ Total		
São Paulo	1970	90			11
	1980	90			9
	1990 <sup>(1)</sup>	56	10	1.5	5 <sup>(2)</sup>
Vale do Paraíba	1970	90			3
	1980	90			3
	1990 <sup>(1)</sup>	62	3	4.5	
Sorocaba	1970	90			11
	1980	80			12.5
	1990 <sup>(1)</sup>	60	23	17.5	16
Campinas	1970	70			15
	1980	60			15
	1990 <sup>(1)</sup>	52	27	17.5	19
Ribeirão Preto	1970	61			24
	1980	37			24.5
	1990 <sup>(1)</sup>	32	47	17	20
Bauru	1970	65 <sup>(3)</sup>			5
	1980	65 <sup>(3)</sup>			5
	1990 <sup>(1)</sup>	50	35	6	5
São José do Rio Preto	1970	68			11
	1980	68			11
	1990 <sup>(1)</sup>	63	18	13.0	15
Araçatuba	1970	81			6
	1980	61			6
	1990 <sup>(1)</sup>	56	20	5	4
Presidente Prudente	1970	70			6
	1980	70			6
	1990 <sup>(1)</sup>	45	38	10	6
Marília	1970				8
	1980				8
	1990 <sup>(1)</sup>	55	18	8	10

(1) Os dados de mão-de-obra são de 1991, e os de tratores, de 1989.

(2) Inclui Vale do Paraíba.

(3) Inclui Marília.

Fonte: Vicente (1985), Garcia (1986), Vicente & Baptistella (1987), Barros & Manoel (1988), Garcia, Yotsuyanagi, Vieira (1988), Vicente et al. (1988), Vicente (1989b), Ferreira, Vicente, Nogueira (1991), Veiga et al. (1991), Vicente et al. (1993), Baptistella et al. (1994), Vicente (s.d.), Censo Agropecuário (1970-1980), e dados básicos do IEA.

### 2.3 Evolução da Produtividade de Fatores

Medidas parciais de produtividade são reconhecidamente inferiores a índices de produtividade total<sup>27</sup>; entretanto, como sugerem Vera F° & Tollini (1979), índices de produtividades parciais referentes aos fatores mais importantes, são uma forma de contornar a limitação representada pelo uso de apenas uma dessas medidas, como a produtividade da terra ou do trabalho.

De 1970 a 1980, a produtividade da terra, no setor de lavouras, cresceu cerca de 43% no Estado de São Paulo (Silva, 1984); na década seguinte, mais 30%<sup>28</sup> (tabela 7). Tomando-se como base a participação dos diferentes estratos no valor total da produção agropecuária do Estado, e nas áreas cultivadas com culturas anuais, perenes e pasto formado, pode-se inferir com relação à produtividade da terra, que em 1991, seus índices variavam de forma inversamente proporcional aos tamanhos dos imóveis (tabela 8). Esse resultado é consistente com expectativas baseadas em teoria econômica, já que aumentando-se a quantidade utilizada de um certo fator - no caso a terra, mais abundante - espera-se que o produto marginal do mesmo diminua, pelo menos a partir de certo ponto (Samuelson & Nordhaus, 1988).

---

<sup>27</sup> Essa posição é detalhada, por exemplo, em Alves (1979) e em Silva (1984).

<sup>28</sup> De 1990 a 1995, essa produtividade cresceu mais 22%, levando o índice de produtividade da terra para cerca de 227 (1970=100).

Em nível de culturas, essa evolução foi bastante diversa, como pode ser visto pelos parâmetros das lavouras mais importantes do Estado (tabela 7). Existem, também, diferenças significativas entre os rendimentos dessas culturas nas regiões do Estado; para o arroz, a DIRA do Vale do Paraíba, onde predominam cultivos irrigados, apresentava os maiores rendimentos do Estado, enquanto que Marília destacava-se como a de produtividade mais baixa<sup>29</sup>. Ainda para o arroz, percebe-se que os pequenos imóveis - que concentram a produção - e os grandes imóveis, passaram a patamares superiores de produtividade, sobretudo durante a década de 80 (tabela 8).

Embora a DIRA de Sorocaba seja, de longe, a principal região produtora de feijão do Estado, os maiores rendimentos encontravam-se na DIRA de São Paulo, para as duas safras, e os menores em Presidente Prudente e Marília (safra das águas) e Bauru e Marília (safra da seca). Os pequenos imóveis - que eram o estrato produtor mais importante no início dos 70s e os que conseguiam os maiores rendimentos - tornaram-se, em 1990, os que obtinham os menores rendimentos, enquanto que os estratos maiores - médios e grandes - conseguiram atingir níveis bem superiores à média estadual (tabela 8).

---

<sup>29</sup> As comparações entre as DIRAs, citadas até o fim desse capítulo, provêm de resultados de análises estatísticas efetuadas por Ferreira & Vicente (1988), para o período 1973/74 a 1983/84.

TABELA 7 - Evolução da Produtividade de Fatores e de Rendimentos de Culturas Seleccionadas, Estado de São Paulo.

Fator		1970	1980	1990
Terra	Lavouras	100	143	186
Trabalho	Agropecuária	100	156	200
	Lavouras	100	190	256
Fertilizantes	Agropecuária	100	49	
	Lavouras	100	52	97
Tratores	Lavouras	100	68	76
Defensivos	Agropecuária	100	52	30
	Lavouras	100	56	34
Sementes	Agropecuária	100	67	71 <sup>(1)</sup>
	Lavouras	100	72	81 <sup>(1)</sup>
Rendimento de Lavouras Seleccionadas	1969-71 (média) (kg/ha)	1979-81 (média) (kg/ha)	1989-91 (média) (kg/ha)	1994-95 (média) (kg/ha)
Arroz	853	1.211	1.695	1.943
Feijão	456	639	792	911
Milho	1.654	2.283	2.694	3.274
Algodão	1.141	1.746	1.641	1.720
Soja	1.488	1.994	1.936	2.217
Café	570	528	467	558
Cana	65.500	70.750	75.700	77.200
Laranja	12.000	16.200	17.000	20.700 <sup>(2)</sup>

<sup>(1)</sup> Em 1985.

<sup>(2)</sup> Nesses anos, foram utilizados no cálculo, dados de um levantamento especial sobre densidades médias de cultivo (Caser et al., 1993), e a antiga média de 200 pés por hectare foi elevada para 260; considerando-se 200 pés/ha, o rendimento seria da ordem de 16.000 kg/ha.

Fonte: Silva (1984), Vicente (1989a), Censo Agropecuário (1970-1985) e dados básicos do IEA.

Para o milho, também ocorrem diferenças significativas de produtividade: Ribeirão Preto, Araçatuba, São José do Rio Preto e Campinas apresentam médias elevadas, e o Vale do Paraíba, Presidente Prudente e Sorocaba costumam situar-se no pólo inferior.

Se durante a década de 70, todos os estratos aumentaram a produtividade - o que manteve a vantagem dos imóveis médios e grandes - durante os 80s os mini imóveis estacionaram e os pequenos subiram pouco, enquanto que os estratos maiores já atingiam marcas próximas de 3.000 quilos de milho por hectare (tabela 8).

Entre os produtos exportáveis, Ribeirão Preto e Campinas eram as DIRAs que apresentavam os maiores rendimentos médios de algodão, e Presidente Prudente, Bauru e Marília as maiores frequências dos piores resultados. Os mini imóveis, que em 1970 tinham rendimentos superiores aos dos médios e grandes, já em 1980 eram os últimos nesse particular, situação que foi mantida em 1990. Nos outros três estratos - que são os mais importantes em volume de produção - verifica-se que os médios e grandes experimentaram, durante a década de 70, rápido crescimento de produtividade, e a partir de então, pequeno crescimento ou queda; os pequenos imóveis, que continuaram com a tendência de crescimento da década anterior, tornaram-se em 1990, quase tão produtivos como os de tamanho médio (tabela 8).

Com a soja, os mini e pequenos imóveis obtinham, ao final da década de 70, rendimentos superiores aos dos imóveis maiores, situação que se inverteu em 1990 (tabela 8).

Para o café, os maiores rendimentos costumavam ser os da DIRA de São José do Rio Preto, enquanto que Marília apresentava os menores. Entre os diferentes tamanhos de imóveis rurais, é possível

perceber algum destaque nos resultados dos grandes imóveis (tabela 8)<sup>30</sup>.

**TABELA 8 - Produtividade de Fatores em 1991 e Evolução dos Rendimentos de Culturas Seleccionadas em Diferentes Tamanhos de Imóveis Rurais, Estado de São Paulo.**

Fator		Mini (até 20,0 ha)	Pequenos (20,1 a 100,0 ha)	Médios (100,1 a 500,0 ha)	Grandes (mais de 500,1 ha)
Terra		100	64	51	51
Trabalho		100	176	297	443
Fertilizantes		100	182	193	260
Tratores		100	122	177	380
Defensivos		100	104	106	166
Sementes		100	110	92	173
Rendimento de Lavouras Seleccionadas					
Arroz	1971-73	1.041	955	1.058	1.049
(kg/ha)	1978-80	1.143	1.055	1.028	1.031
	1990-91	1.330	2.016	1.450	1.889
Feijão	1971-73	478	536	494	492
(kg/ha)	1978-80	652	552	589	623
	1990-91	747	686	1.036	986
Milho	1971-73	1.678	1.767	1.978	1.970
(kg/ha)	1978-80	2.012	1.916	2.245	2.107
	1990-91	1.915	2.448	2.721	2.804
Algodão	1971-73	1.216	1.319	1.170	1.113
(kg/ha)	1978-80	1.378	1.492	1.599	1.625
	1990-91	1.352	1.599	1.616	1.463
Soja	1971-73	1.449	1.606	1.430	1.513
(kg/ha)	1978-80	1.720	1.796	1.658	1.645
	1990-91	1.820	1.851	1.880	1.962
Café	1971-73	38	36	38	39
sc./pé	1978-80	26	23	25	25
	1990-91	31	33	32	35
Cana	1971-73	48	61	51	52
t/ha	1978-80	54	49	53	53
	1990-91	81	76	77	74
Laranja	1971-73	0,9	1,2	1,1	1,1
cx./pé	1978-80	1,3	1,3	1,3	2,0
	1990-91	1,8	2,0	2,0	1,9

Fonte: Estimada a partir de dados presentes em Ghilardi (1982), Vicente (1992), Censo Agropecuário (1970 - 1985) e de dados básicos do IEA.

<sup>30</sup> Como se trata de cultura muito sensível a geadas e secas severas, os pontos da tabela 8 - por serem de anos diferentes - não são diretamente comparáveis às médias estaduais presentes na tabela 7.

As DIRAs de São José do Rio Preto e Araçatuba apresentavam, com maior frequência, os rendimentos mais elevados de cana-de-açúcar, e a DIRA de São Paulo - que costumava cultivar áreas proporcionalmente inexpressivas - os menores índices de produção por hectare. É interessante observar que, apesar da acentuada concentração da cultura em imóveis médios e - principalmente - grandes, não ocorriam grandes variações de rendimentos entre os estratos, no início dos 90s (tabela 8)<sup>31</sup>.

Por último, a laranja, para a qual as DIRAs de São Paulo e Sorocaba, onde a cultura não tinha importância econômica, apresentavam as maiores produtividades, enquanto que Campinas e Ribeirão Preto, as principais regiões produtoras, apresentavam as maiores frequências de rendimentos significativamente menores do que os daquelas duas DIRAs. Com relação aos estratos de tamanho de imóveis rurais - apesar do método de cálculo do rendimento, similar ao da cana, prejudicar a análise dos pontos da década de 70 - percebe-se que os grandes imóveis atingiram níveis de produtividade da terra superiores aos demais ao final da década de 70, e que tal diferença praticamente desapareceu no início dos 90s, em que a dispersão dos rendimentos aparenta ser muito pequena (tabela 8).

Se os índices de crescimento da produtividade da terra foram notáveis, os referentes à produtividade do trabalho foram ainda

---

<sup>31</sup> Inferências sobre os pontos representativos da década de 70 (tabela 8) ficam prejudicadas, uma vez que os rendimentos foram calculados com base nas áreas totais cultivadas, e não nas áreas em produção. Se o mesmo critério, menos acurado, fosse aplicado aos totais do Estado, os rendimentos médios dos períodos 1969-71 e 1979-81 seriam de 48,6 e 52,4 t/ha, respectivamente.

melhores (tabela 7). Na década de 80, considerando-se os dados, já apresentados, de que a população trabalhadora em 1991 era praticamente a mesma de 1980, assim como a proporção de volantes, pode-se inferir que a produtividade cresceu em níveis, no mínimo, compatíveis com os do aumento da produção<sup>32</sup>. Tomando como base as participações dos diferentes estratos de área no valor da produção e no total de pessoas ocupadas em 1991, apresentados anteriormente, pode-se concluir que a produtividade do trabalho varia de forma diretamente proporcional aos tamanhos dos imóveis (tabela 8), resultado também consistente com as expectativas teóricas.

Para o cálculo da evolução da produtividade de fertilizantes, foram efetuados dois procedimentos: tomar diretamente a variação do consumo aparente, ou, calcular o produto do índice de quantidade utilizada, por hectare, pelo índice de uso da terra em culturas anuais e perenes; os dois procedimentos levaram a resultados semelhantes. A produtividade estimada para esse fator de produção - tomando como base a produção do setor de lavouras - teria caído cerca de 60% durante a década de 70. Se utilizarmos os índices de uso de fatores calculados por Silva (1984), certamente mais adequados, conclui-se que a queda, nesse período, foi menor (tabela 7). Nos 80s, tomando como base a produção vegetal e os índices

---

<sup>32</sup> Obviamente, esse procedimento é precário quando comparado aos índices de evolução do uso de fatores estimados para a década de 70 (em Silva, 1984 e Vicente 1989a, por exemplo), calculados a partir de fórmulas adequadas, e que seriam capazes de considerar, por exemplo, que os salários pagos aos trabalhadores rurais, em 1991, eram, em termos reais, de 30 a 50% inferiores aos de 1980 (cf. dados apresentados em Nogueira, coord., 1992).



construídos como descrito acima, observa-se que apesar do expressivo crescimento, a produtividade desse fator é ainda menor do que a de 1970 (tabela 7).

Para estimar as diferenças de produtividade entre estratos de área, foi necessário considerar que a proporção de gastos dos mesmos, em 1985, permanecia válida. Nesse caso, e com base nos valores da produção em 1991, conclui-se que a produtividade de fertilizantes varia de forma inversa à da produtividade da terra, fator que substituí, resultado, mais uma vez, coerente com as expectativas teóricas (tabela 8).

A produtividade de tratores, calculada com base apenas na evolução do número existente é precária, uma vez que existe grande diversidade de potência; por esse motivo, tomou-se como representativo de 1980, o índice estimado por Vicente (1989a). No cálculo de uso desse fator, para o final da década de 80, tomou-se como base a alteração nos totais de tratores, ponderados pelas potências, em 1980 e 1989; comparando-se os dados da amostra do IEA, de 1989, com os do censo agropecuário de 1980, o número de tratores apresentou aumento de 23%, enquanto que a potência média dessas máquinas cresceu 4% no mesmo período. Portanto, pode-se estimar um índice de uso desse fator crescendo 28% no período. A produtividade do fator, com base no índice total de quantidade produzida, inclusive explorações animais, teria crescido cerca de 1% no período; utilizando-se apenas o índice de produção do setor

de lavouras, conclui-se que o aumento da produtividade foi da ordem de 11% (tabela 7).

Para estimar a produtividade por estrato, foram utilizadas as participações dos grupos de imóveis no valor da produção em 1991, e no número de tratores em 1989, ponderados pelas respectivas potências. Com esses parâmetros, estimou-se que a produtividade crescería com os tamanhos dos imóveis, resultado inesperado para um substituto do trabalho (tabela 8). É possível que um índice de uso do fator melhor construído, considerando, por exemplo, as horas efetivamente trabalhadas, não confirme esses resultados. Por outro lado, é também possível que problemas de escala limitem a utilização mais eficiente de tratores em imóveis menores.

A produtividade dos defensivos agrícolas decresceu tanto na década de 70 como na de 80 (tabela 7). Nos estratos de área - com cálculos baseados na participação nas despesas com defensivos em 1985 e no valor da produção de 1991 - observa-se uma tendência de correlação positiva da produtividade de defensivos com o tamanho do imóvel (tabela 8). Nesse caso, expectativas sobre essa correlação ficam prejudicadas, já que essa mesma rubrica engloba defensivos (que substituem terra) e herbicidas (que substituem trabalho).

Por último, a produtividade das sementes compradas, que decresceu na década de 70 e cresceu entre 1980 e 1985 (tabela 7), ao contrário dos demais fatores de produção não pode ser uniformemente associada aos estratos de forma crescente ou decrescente (tabela 8).

Resumindo, o crescimento acelerado da produção agrícola paulista, que mais do que dobrou nas duas décadas precedentes - ou quase dobrou, considerando-se também explorações animais - destacou-se nas regiões mais dinâmicas e tecnificadas e nos imóveis rurais médios e grandes; os produtos de exportação, durante esse processo, tornaram-se proporcionalmente mais importantes.

Embora o uso de terra tenha crescido de forma moderada e uniforme entre 1970 e 1990, as explorações que mais cresceram - cana-de-açúcar, laranja e soja - expandiram-se também sobre outras atividades, e principalmente em imóveis rurais médios e grandes. No fator trabalho, relativamente estável no período com respeito ao número de pessoas ocupadas, destacou-se a alteração na composição, com a mão-de-obra não residente (volantes e outros) ganhando importância relativa, principalmente nas DIRAs que cultivavam algodão, café, cana-de-açúcar e laranja, e nos imóveis médios e grandes.

Dentre os insumos modernos, os fertilizantes tiveram o uso crescendo intensamente na década de 70, e diminuições em termos absolutos na década subsequente; eram empregados proporcionalmente mais nos imóveis menores, onde a restrição de terra devia ser mais acentuada. Os tratores, que aumentaram em número e em potência média no período, experimentaram desaceleração na taxa de crescimento nos 80s, com os grandes imóveis diminuindo em importância relativa. Ao contrário desses outros dois insumos, os gastos com defensivos cresceram aceleradamente também na década de

80, com os mini imóveis respondendo proporcionalmente menos pelo consumo, em meados dos 80s, do que em 1970. Finalmente, o uso de sementes também aumentou a taxas menores até meados da década de 80, do que durante a década anterior, com médios e grandes imóveis passando a responder por um proporção maior dos gastos.

A produtividade da terra quase dobrou no Estado de São Paulo, entre 1970 e 1990, sendo bastante diversa entre culturas e regiões, e crescendo de forma inversamente proporcional ao tamanho dos imóveis rurais. A produtividade do trabalho quase triplicou no período - considerando-se apenas a produção vegetal - e, ao contrário da terra, observou-se uma correspondência direta entre seus níveis e os diferentes estratos de tamanho de imóveis. As produtividades de fertilizantes e de tratores decresceram durante a década de 70 e elevaram-se na seguinte, e, em ambos os casos, imóveis maiores foram mais produtivos, ao início dos 90s. Essa mesma associação positiva entre tamanho e produtividade repetiu-se para os defensivos que, entretanto, apresentaram taxas de crescimento de produtividade negativas em todo o período, enquanto que as sementes compradas tiveram índices negativos durante a primeira década e positivos entre 1980 e 1985.

### 3.ADOÇÃO DE TECNOLOGIAS: Conceituação e Teste de seus Determinantes na Agricultura Paulista

A adoção em nível de firma individual, é definida por Feder, Just e Zilberman (1985), como o grau de uso da nova tecnologia em equilíbrio de longo prazo, quando o produtor tem informação completa sobre a mesma e sobre seu potencial. Essa definição, para os autores, contempla o argumento de Schultz (1975), de que a introdução de novas tecnologias resulta em um período de desequilíbrio, no qual os recursos não são utilizados eficientemente pelo produtor individual, que é levado a novos níveis de equilíbrio por um processo de aprendizado e experimentação. Entretanto, como novas tecnologias estão sempre surgindo e sendo constantemente modificadas, os níveis de equilíbrio podem estar sempre sendo alterados e nunca serem atingidos. No agregado, o processo de adoção é definido como a disseminação da nova tecnologia por uma região, e é medido pelo nível de uso em uma determinada área geográfica ou população.

Os paradigmas que buscam explicar as decisões de difusão e adoção de tecnologias na agricultura, podem ser divididos em três grupos (Adesina & Zinnah, 1993). O primeiro, conhecido como modelo de inovação-difusão, deriva do trabalho de Rogers (1962), que define adoção como o processo da passagem individual do primeiro contato com uma inovação até seu emprego final. O acesso a informações sobre a inovação é considerado o fator-chave da adoção;

o problema é reduzido à comunicação de informações sobre tecnologia ao público-alvo. É enfatizado o uso da extensão, *mídia*, lideranças locais, campos de demonstração e ensaios em propriedades, recomendados para convencer os produtores a adotarem as técnicas preconizadas. É derivado - e aperfeiçoou - do modelo de difusão, amplamente aceito durante os 50s, que apregoava que o caminho para o desenvolvimento econômico dar-se-ia pela disseminação mais efetiva do conhecimento técnico e diminuição na dispersão da produtividade de propriedades individuais e entre regiões. Os desníveis elevados observados entre a produtividade de países desenvolvidos e em desenvolvimento, e a suposição de que camponeses tradicionais (e irracionais) não soubessem alocar recursos eficientemente, levaram à escolha da extensão rural como estratégia adequada de desenvolvimento, até que as limitações desse modelo tornaram-se mais evidentes, e o mesmo foi superado por desenvolvimentos posteriores, como o modelo de insumos modernos de Schultz<sup>33</sup>.

Outro paradigma, pode ser chamado de percepção do adotante (Kivlin & Fliegel, 1966), e sugere que os atributos da inovação que são percebidos condicionam o comportamento da adoção. Este segundo paradigma, embora menos empregado, foi a base da análise empírica de Adesina & Zinnah (1993)<sup>34</sup>.

---

<sup>33</sup> Para uma discussão detalhada desses dois modelos, bem como de alguns de seus predecessores e sucessores, ver Hayami & Ruttan (1988).

<sup>34</sup> Esses autores não encontraram influência de variáveis frequentemente empregadas em modelos - idade, tamanho do imóvel, extensão rural e experiência -

O terceiro grupo é conhecido como o modelo de restrições econômicas (Aikens et al., 1975, citados por Adesina e Zinnah, 1993). Restrições econômicas que se refletem em padrões assimétricos de distribuição da dotação de recursos, são considerados os principais determinantes da adoção. Dificuldades de acesso a capital, terra, crédito, capital humano insuficiente, oferta inadequada de insumos modernos e de meios de transporte, etc., são os fatores que restringiriam a rápida adoção de tecnologias. A disponibilidade de dados ao nível de imóvel rural, para o Estado de São Paulo, restringe a possibilidade de teste ao último paradigma<sup>35</sup>.

As decisões do produtor, para determinado período, baseiam-se na maximização da utilidade esperada (ou nos lucros esperados), sujeitas à disponibilidade de terras, de crédito e a outras restrições. O lucro é uma função da escolha das culturas e da tecnologia, em cada período. Portanto, depende da escolha discreta de uma tecnologia, dentre um *mix* que compreende a tradicional e um grupo de componentes do pacote tecnológico moderno. Efetuada a escolha, a renda é uma função contínua da alocação de terras entre variedades de culturas, da função de produção dessas culturas, dos insumos variáveis utilizados, dos preços de insumos e de produtos e

---

sobre a adoção de técnicas de produção de arroz. Concluíram que ignorar a percepção do adotante pode levar a sérios vieses de estimação.

<sup>35</sup> Embora existam estudos procurando demonstrar a superioridade desse último modelo sobre o primeiro (Hooks, Napier e Carter, 1983), essas conclusões não são consensuais (Nowak, 1987).

dos custos associados à escolha da tecnologia (Feder, Just e Zilberman, 1985)<sup>36</sup>.

Políticas agrícolas e de desenvolvimento, freqüentemente procuram eliminar ou diminuir restrições, propiciando crédito, informações, suprimento de insumos, investindo em infra-estrutura, etc., buscando acelerar o processo de modernização.

Os fatores condicionantes da adoção e do uso de tecnologias podem, para facilitar a análise, ser divididos em três grupos: fatores estruturais, conjunturais e ambientais. Terra, capital, trabalho, capital humano, capacidade de armazenamento, transportes, disponibilidade de insumos, pesquisa e extensão rural, etc., seriam enquadrados no primeiro grupo. São fatores com maior rigidez a curto prazo, cuja dotação pode prevalecer por diversos períodos produtivos e com maior dificuldade para ser alterada por medidas de políticas governamentais. Disponibilidade de crédito, preços de produtos e de insumos, fariam parte do segundo grupo, podendo mais facilmente sofrer interferências de políticas agrícolas, como as de crédito rural, preços mínimos, subsídios e taxações diversas. Clima e solo estariam no terceiro grupo, e compreendem tanto fatores

---

<sup>36</sup> O termo tecnologia é empregado por esses autores de uma forma mais livre do que seu significado estrito, que seria o conjunto de todos os processos de produção, ou de todas as técnicas conhecidas para obtenção de determinado produto, ou grupo deles, e cuja representação analítica é o conceito de função de produção (Silva, 1984). Feder, Just e Zilberman (1985), aparentemente consideram um processo de decisão por etapas, em que o produtor inicialmente escolha um conjunto de técnicas que pretenda empregar e, posteriormente, efetue a alocação de recursos entre as culturas que considere mais adequadas.



modificáveis quanto outros cujas restrições podem ser apenas contornáveis com alterações na composição das explorações<sup>37</sup>.

Medidas de política econômica objetivando elevar a produção, podem tanto basear-se no aperfeiçoamento de fatores estruturais - como educação e treinamento de produtores, qualidade e quantidade dos serviços de pesquisa e extensão, posse da terra e relações de trabalho no meio rural - como em mecanismos de mercado, como disponibilidade e custo de crédito, preços e produção de insumos e redução de incertezas sobre preços agrícolas, através de preços mínimos de garantia (Smith, 1983).

O esforço de modernização da agricultura brasileira baseou-se mais no emprego de mecanismos de mercado<sup>38</sup>; na década de 70, principalmente na política de crédito, conjugada à intensificação do uso de insumos modernos produzidos pelo setor urbano-industrial e à expansão da fronteira agrícola (Anjos, Yamaguishi e Carvalho, 1988). Durante a década de 80, o crédito rural tornou-se mais escasso e os juros foram elevados, ganhando destaque as políticas de preços mínimos e de preços de intervenção (Rezende, 1988; Homem de Melo, 1991a,b).

Fatores ambientais também podem ser modificados pela política econômica, quer pelo aperfeiçoamento de fatores estruturais, em que pesquisa, educação e extensão rural desenvolvam variedades e

---

<sup>37</sup> A importância das limitações de recursos naturais como impedimento à modernização, freqüentemente negligenciada, é destacada por Paiva (1979).

<sup>38</sup> A criação da EMBRAPA, em meados da década de 70, que procurou unificar os dispersos sistemas estaduais de pesquisa, foi uma notável exceção, e uma das poucas iniciativas duradouras para que o setor rural mantivesse razoáveis taxas de crescimento do produto e da produtividade (Homem de Melo, 1991b).

práticas agronômicas capazes de permitir cultivos em solos menos aptos e em condições climáticas menos propícias, quer tornando disponíveis tais recursos, por exemplo, via créditos de investimento e custeio.

Fatores associados ao tamanho da propriedade, risco e posse da terra, vêm apresentando resultados conflitantes em diversos trabalhos. Bradley (1987a) argumenta que estudos teóricos mostram que o tamanho da propriedade é proxy para uma grande variedade de fatores que podem afetar a adoção atuando em direções opostas; fatores de risco, por outro lado, vêm sendo inadequadamente representados em estudos empíricos, enquanto que o papel da posse é controvertido mesmo em estudos teóricos. Vários trabalhos revisados por Binswanger (1978), citado por Feder, Just e Zilberman (1985), relatavam forte correlação entre tamanho de propriedade e uso de tratores, enquanto vários outros estudos mostraram que esse mesmo fator pode impedir a adoção ou o uso eficiente de equipamentos de irrigação. Os resultados de estudos relacionando uso de fertilizantes e área da propriedade eram mais confusos, já que variavam desde correlações positivas até negativas, passando pela não-significância (Feder, Just e Zilberman, 1985).

A interação entre incertezas ligadas à inovação<sup>39</sup> e aversão ao risco, também é usada como argumento para menores níveis de adoção por parte de pequenos produtores (considerados mais avessos a

---

<sup>39</sup> A agricultura moderna, altamente produtiva, é tida como provavelmente mais suscetível a doenças, pragas e adversidades climáticas. No Estado de São Paulo, as perdas médias por hectare devidas a deficiências hídricas, vêm aumentando para várias culturas (ver Vicente, Caser e Silva, 1988).

riscos). Segundo Feder (1980), a proporção de área dedicada a culturas modernas aumenta com o tamanho da propriedade; o uso de fertilizantes independe da aversão ao risco, incertezas e tamanho, quando os produtores têm acesso a crédito. Feder & O'Mara (1981) afirmam que - mesmo para o caso de tecnologias mais rentáveis e superiores às tradicionais, divisíveis e neutras à escala - as taxas e padrões de adoção estão relacionadas ao tamanho da propriedade. As necessidades de capital associadas a novas tecnologias podem ser elevadas, e em muitas regiões o crédito para pequenos produtores é limitado. O modelo teórico de Feder & O'Mara (1981) foi utilizado por Macedo (1995) na análise de dados censitários de estabelecimentos de cinco municípios do Estado de São Paulo, referentes aos anos de 1970 e 1980; o autor concluiu que os dados de 1970 mostram uma clara associação entre tamanho da propriedade e a proporção de área plantada com insumos modernos, e que o ano de 1980 indica correlações entre tamanho de propriedade e proporções de áreas plantadas com insumos modernos e tradicionais altamente significativas e de sinais opostos.

Hiebert (1974) concluiu que aversão ao risco esteve associada ao uso de menos terra e de menos fertilizantes na produção de culturas modernas. Feder & O'Mara (1981) concluíram que aversão ao risco pode dificultar a adoção tecnológica somente se esse processo acarretar custos fixos. Just & Zilberman (1983) sugeriram que as atitudes frente ao risco e os retornos por hectare possibilitados por cultivos sob tecnologias modernas e tradicionais, desempenham papel importante na determinação dos efeitos do tamanho da

propriedade no processo de adoção de tecnologias. Existem trabalhos que afirmam que restrições creditícias, *per se*, não inibem a adoção de tecnologia: por exemplo, Schutjer & Van der Veen em 1977 e Von Pischke em 1978<sup>40</sup>. Entretanto, a maioria dos trabalhos indica haver influência de acesso a crédito mesmo em situações de custos pecuniários pequenos, como Frankel em 1971, Wills em 1972, Khan em 1975 e Bhalla em 1979<sup>41</sup>. Lipton (1976) argumenta, entretanto, que crédito subsidiado nem sempre resolve o problema para os pequenos produtores, já que os produtores maiores são geralmente mais influentes e costumam apoderar-se de parcela substancial desses recursos. Para Calomiris & Himmelberg (1994), diversos trabalhos sugerem que a redistribuição de terras elevaria a eficácia de programas de crédito governamentais e encorajaria o aparecimento de mercados competitivos de insumos e crédito.

Diversos estudos vêm confirmando a importância do papel do capital humano<sup>42</sup> e da disponibilidade de trabalho, além das restrições financeiras. A inserção de medidas de capital humano em modelos, procurando atribuir à educação diferenciais de renda,

---

<sup>40</sup> Citados por Feder, Just e Zilberman (1985).

<sup>41</sup> Citados por Feder, Just e Zilberman (1985).

<sup>42</sup> Apesar de haver sofrido uma série de críticas e de revisões ao longo do tempo, a teoria do capital humano vem se mostrando, em teste empíricos, superior a algumas de suas concorrentes (ver, por exemplo, Kroch & Sjoblom, 1994). Uma dúvida que freqüentou a literatura, sobre o sentido da causalidade renda-escolaridade, pôde ser - ao menos em parte - dissipada pelo processo de reestruturação ocorrido recentemente no leste europeu: Orazem & Vodopivec (1995), constataram que na transição em direção a uma economia de mercado, ocorrida na Eslovênia, os salários relativos elevaram-se para os mais escolarizados e caíram para trabalhadores com menos educação formal; aumentos relativos na demanda por trabalhadores com mais escolaridade ocorreram em todos os setores, resultados que também ocorreram em relação a anos de experiência na atividade.

baseia-se nos trabalhos pioneiros de Schultz (1961), Becker (1964) e Blaug (1965), entre outros. Welch (1970) ampliou esses conceitos, sugerindo que a contribuição do capital humano para a produção agrícola poderia ser dividida em dois efeitos, o efeito trabalhador e o efeito alocativo; esse último, relacionado à capacidade de alocar mais corretamente os recursos entre linhas de produção, e de determinar os tipos e quantidades de recursos a serem utilizados no processo produtivo, seria mais importante<sup>43</sup>. Vários estudos empíricos sugerem que produtores com melhor educação adotam antes tecnologias modernas, como os revistos por Evenson em 1973, Gerhart em 1975, Villaume em 1977 e Rosenzweig em 1978<sup>44</sup>. Hiebert (1974) confirmou que a probabilidade adoção era maior entre produtores com habilidades diferenciadas para decifrar informações. Jamison & Lau (1982) afirmam que a adoção de insumos químicos, na Tailândia, era afetada positivamente pelo nível de educação, desde que acima de um patamar de quatro anos. Também encontraram correlação positiva da probabilidade de adoção com idade (proxy para experiência) e atividades de extensão. A idade apareceu influenciando positivamente a adoção de irrigação por gotejamento no Havai (Shrestha & Gopalakrishnan, 1993). Birkhaeuser, Evenson, e Feder (1989) analisaram 47 estudos efetuados em 17 países, sendo que na maioria deles foi constatada alguma influência positiva da extensão

---

<sup>43</sup> Welch (1970) também considerou que serviços de extensão poderiam ser substitutos da educação formal na escolha entre diferentes alocações, em um ambiente em mudanças, e que a produtividade da educação nesse processo de escolhas, elevar-se-ia com o aumento do tamanho das operações da propriedade.

<sup>44</sup> Citados por Feder, Just e Zilberman (1985).

rural sobre a adoção de tecnologia. Os resultados, entretanto, são muito instáveis, com alguns estudos mostrando algumas culturas ou algumas áreas sendo afetadas, enquanto outras não. O impacto da extensão sobre a produtividade verificou-se mais quando associada a baixos níveis de escolaridade e de infra-estrutura.

A disponibilidade de trabalho é também comumente mencionada como capaz de afetar a adoção tecnológica, quer estimulando o emprego de técnicas poupadoras de mão-de-obra em situações de escassez de oferta, quer estimulando o uso de práticas trabalho-intensivas em situações de excesso de oferta. Novas tecnologias podem, por sua vez, incrementar a demanda sazonal por mão-de-obra, sendo o processo de adoção facilitado em regiões com mercado de trabalho melhor estruturado. Evidências empíricas encontram-se nos trabalhos de Weil, em 1970 em Gâmbia, Harris em 1972 na Índia, Alviar em 1972 em Laguna, Hicks & Johnson em 1974 em Taiwan<sup>45</sup>, e Spenser & Byerlee (1976) em Sierra Leone. Zilberman & Just em 1984<sup>46</sup>, também concluíram que a adoção de tecnologias poupadoras de mão-de-obra intensificava-se com o aumento de incertezas relacionadas à oferta de trabalho. Vosti, Rosegrant e Irias (1989), encontraram associação entre o emprego de modernos sistemas de irrigação e tamanho da propriedade, demanda por trabalho mais especializado e massa total de salários; correlação negativa ocorreu com trabalho sem especialização e em tempo parcial.

---

<sup>45</sup> Citados por Feder, Just e Zilberman (1985).

<sup>46</sup> Citados por Feder, Just e Zilberman (1985).

Melhores condições ambientais (solos melhores e disponibilidade de água) aumentavam a probabilidade de adoção de tecnologias, conforme Hiebert (1974). Shrestha & Gopalakrishnan (1993) concluíram que em melhores solos era maior a probabilidade de adoção de irrigação por gotejamento, resultados contrários aos obtidos anteriormente por Caswell & Zilberman (1986); também encontraram influência da temperatura média sobre a probabilidade de adoção da tecnologia.

Portanto, ressalte-se que além da diversidade de modelos e de medidas de modernização utilizadas, a adoção e o uso de insumos modernos podem variar com o tipo de produto, de produção, de meio ambiente, e das condições econômicas e sociais da região estudada.

A análise econométrica do processo de adoção, em termos agregados, foi iniciada com o trabalho de Griliches (1957), que procurou explicar a difusão de milho híbrido com variáveis econômicas. Diversos estudos seguiram sua metodologia, tornando clássica uma curva em forma de S para representar os padrões de adoção no tempo.

Cochrane, em 1958<sup>47</sup>, imaginou um modelo para analisar a difusão de inovações na agricultura, assumindo que os produtores poderiam ser divididos em três grupos: adotantes precoces, seguidores e retardatários. Essa abordagem destaca a possibilidade de redução de ganhos com a adoção, ao longo do tempo, devido à

---

<sup>47</sup> Citado por Feder, Just e Zilberman (1985).

demanda negativamente inclinada, que causaria reduções de preços quando a oferta fosse aumentada pelo uso de novas tecnologias.

Um modelo descritivo de um ciclo de inovações, foi formulado por Kislev & Shchori-Bachrach (1973), onde um novo produto, ou uma nova tecnologia de produção, é tornada disponível para um setor competitivo. É assumido que os produtores mais qualificados, considerados os adotantes precoces, têm um custo de oportunidade maior para seus recursos e que são mais eficientes na aquisição de conhecimento técnico. O nível de conhecimento afeta a função de produção de cada firma, e é demonstrado que, inicialmente, produtores altamente qualificados adotarão as novas tecnologias, enquanto que os menos qualificados esperarão até que exista experiência considerada suficiente. Com a expansão da produção, dada uma demanda estacionária, os preços cairão, o que pode levar os produtores melhor qualificados a adotar novas técnicas mais eficientes ou a mudar de atividade<sup>48</sup>.

Os trabalhos empíricos despertaram a atenção sobre a especificidade locacional, que afetaria a adoção de diversas técnicas modernas, especialmente as desenvolvidas em outras regiões. Hayami & Ruttan (1971) dividiram em três fases o processo de transferência de tecnologia; no estágio de transferência de materiais, estes seriam importados sem sofrerem adaptações sistemáticas para as condições locais, que seriam efetuadas apenas

---

<sup>48</sup> Esse modelo é compatível com o mecanismo de autocontrole, imaginado por Paiva (1975), em que a queda de preços acabaria formando uma barreira para a adoção de tecnologia pelos produtores menos qualificados, o que levaria à coexistência de agricultores modernos e tradicionais.



através de um processo de tentativa e erro por parte dos produtores. Na fase seguinte, chamada de transferência de projeto, materiais e equipamentos estrangeiros seriam importados para serem multiplicados ou para darem origem a outros, mais adaptados às condições locais. Por último, no estágio de transferência de capacidade, condições de produção local de tecnologia são desenvolvidas, alterando equipamentos externos para atender especificidades de clima, solo e dotação de fatores da região. Entretanto, Evenson & Binswanger (1978) argumentam que esses estágios podem não ocorrer nessa ordem. As regiões teriam três opções para elevar a produtividade agrícola: adotar diretamente as melhores técnicas externas, sem adaptações; selecionar algumas técnicas para serem adaptadas pela pesquisa local; e, analisar tecnologias e conhecimentos científicos básicos para tentar gerar tecnologias localmente.

Parece pouco provável, entretanto, que dentro do Estado de São Paulo, objeto do presente estudo, abundem tecnologias com especificidades locais tão acentuadas que impeçam sua adoção em diversas regiões<sup>49</sup>.

Dentre as diversas restrições econômicas à adoção de tecnologias, anteriormente citadas, optou-se por analisar a

---

<sup>49</sup> Mesmo quando a área analisada é maior, os resultados sobre especificidade locacional são controversos. Cruz (1986) não conseguiu detectar transferência inter-regional de ganhos de rendimento de milho e soja, envolvendo as cinco regiões do País e São Paulo tomado isoladamente. Evenson & Cruz (1989) apresentam evidências de pequenas transferências no mesmo período de estudo, e Silva, Vicente e Caser (1993), mostraram evidências quantitativas e qualitativas da ocorrência de importante transferência inter-regional de tecnologia no Centro-Sul, para essas mesmas duas culturas.

influência de algumas delas sobre o processo de modernização ocorrido na agricultura paulista, tendo como base, principalmente, a disponibilidade de dados. Do grupo de fatores estruturais, foram inseridas nos modelos variáveis representativas da disponibilidade dos dois fatores produtivos originais indispensáveis à produção (Schumpeter, 1982)<sup>50</sup> - terra e trabalho - e também de capital humano, educação e experiência do produtor, e pesquisa agrônômica. Do grupo de fatores conjunturais, procurou-se mensurar a eficácia das principais políticas baseadas em instrumentos de mercado empregadas no período, que foram as de crédito rural e preços mínimos. Os fatores ambientais também foram representados, através de medidas usuais de condições de solo e clima<sup>51</sup>.

### **3.1. Modelos de Variáveis Dependentes Qualitativas e Limitadas: análises de *probit* e *tobit***

Para verificar a influência das variáveis selecionadas sobre a adoção e utilização de tecnologias, foram especificados, inicialmente, modelos em que a variável dependente assumiu valores discretos. Foi empregada a forma mais simples desses modelos, em que essa variável é binária. Os questionários dos imóveis rurais

---

<sup>50</sup> A discussão sobre a importância relativa desses dois fatores ocupou considerável espaço na literatura econômica: os fisiocratas (Quesnay, 1983) consideravam a terra como o fator mais importante, enquanto Smith (1983) e Ricardo (1982) puseram o trabalho em primeiro plano; Schumpeter (1982) colocava-os em condição de igualdade.

<sup>51</sup> As variáveis representativas de todos esses fatores estão descritas com detalhes no item 3.2.

referentes aos anos agrícolas 1973/74 e 1988/89, foram divididos em dois grupos: adota ( $y=1$ ) ou não adota ( $y=0$ ) adubação, repetindo-se esse procedimento para adubação em cobertura<sup>52</sup>, uso de defensivos e mecanização.

A especificação empregada foi a de modelos *probit* (Amemiya, 1981; Maddala, 1983; Ben-Akiva & Lerman, 1985), assumindo-se que existe uma variável de resposta subjacente  $z_i$ , definida pela relação de regressão<sup>53</sup>:

$$z_i = \beta x_i + \mu_i \quad (1)$$

Como na prática  $z_i$  é inobservável, o que se observa é uma variável *dummy*  $y$ , definida como:

$$y = 1 \text{ se } z_i > 0 \text{ caso contrario, } y = 0 \quad (2)$$

De (1) e (2), vem:

$$\text{Prob}(y_i = 1) = \text{Prob}(\mu_i > -\beta x_i) = 1 - F(-\beta x_i) \quad (3)$$

onde  $F$  é a função distribuição cumulativa para  $\mu$ .

Os valores observados de  $y$  são realizações de um processo binomial com probabilidade dada por (3) e variando observação a observação (dependendo de  $x_i$ ). A função verossimilhança é:

$$L = \prod_{y=0} F(-\beta x_i) \prod_{y=1} [1 - F(-\beta x_i)] \quad (4)$$

<sup>52</sup> Essa prática, em culturas anuais é geralmente empregada para fornecer nitrogênio, enquanto que em culturas perenes e semi-perenes, como café, laranja e cana-de-açúcar, é utilizada no provimento de NPK para lavouras já estabelecidas.

<sup>53</sup> A descrição abaixo segue a de Maddala (1983). Amemiya (1981) mostra porque métodos baseados em mínimos quadrados não fornecem resultados aceitáveis para esse tipo de modelo.

A forma funcional de  $F$  depende das pressuposições feitas sobre  $\mu_i$  em (1). No caso de modelos *probit*<sup>54</sup>, assume-se que  $\mu_i \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$ , portanto:

$$F(-\beta' x_i) = \int_{-\infty}^{-\frac{\beta' x_i}{\sigma}} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \quad (5)$$

Para verificar a qualidade dos ajustes de modelos *probit*, existem vários indicadores (Ben-Akiva & Lerman, 1985; Greene, 1993); dos mais usuais é um  $\chi^2$  em que se testa a hipótese de que todos os parâmetros, exceto o da constante, sejam iguais a zero. É definido como  $-2(\ln(c) - \ln(\beta))$ , assintoticamente distribuído como  $\chi^2$  com  $k-1$  graus de liberdade em modelos de escolha binária.  $\ln(c)$  é o valor do logaritmo da função verossimilhança quando somente a constante é incluída, e corresponde a um modelo ingênuo, em que a probabilidade de escolha de cada alternativa é simplesmente igual à fração da amostra que a escolheu.  $\ln(\beta)$  é o máximo do logaritmo da função verossimilhança para o modelo completo e  $k$  é o número de parâmetros desse modelo.

---

<sup>54</sup> Os resultados empíricos obtidos a partir de modelos *probit* e os da outra especificação freqüentemente utilizada, a *logit* são muito semelhantes, geralmente diferindo apenas em certos casos de amostras extremamente grandes. Previsões diferentes, provenientes dos dois modelos, podem ocorrer se a amostra contiver poucos respondentes ( $y=1$ ) ou poucos não-respondentes ( $y=0$ ), e se ocorrer uma amplitude de variação elevada para alguma variável independente muito importante, especialmente num contexto de poucos respondentes (Greene, 1993). Em modelos binários, a semelhança entre as distribuições normal e logística padronizadas, faz com que a escolha entre esses modelos seja pouco relevante (Weekes, 1993). Comparações entre esses dois tipos de modelos e análise discriminante - geralmente menos robusta, mas em certos casos assintoticamente mais eficiente do que os *logit* - podem ser vistas em Amemiya (1981, 1985) e Maddala (1983).

Outro indicador é o conhecido como  $\rho^2$  - uma medida análoga ao  $R^2$  em modelos de regressão - definido como  $1 - [\ln(\beta) / \ln(0)]$ , e que mede a fração de um valor inicial do logaritmo da verossimilhança explicado pelo modelo, assumindo, para modelos de escolha binária com uma constante, valores entre zero e um.  $\ln(0)$  é o valor do logaritmo da função verossimilhança quando todos os parâmetros são iguais a zero e corresponde ao modelo mais ingênuo possível, em que a probabilidade de escolha de cada alternativa é igual a 1/2. Apesar de análogo ao  $R^2$ , esse indicador deve ser visto com mais cautela, não havendo uma regra geral para defini-lo como suficientemente grande; pode, entretanto, ser usado para comparar a qualidade de modelos alternativos e, no caso da inclusão de novas variáveis explicativas, é possível calculá-lo corrigido para graus de liberdade.

O máximo do logaritmo da verossimilhança,  $\ln(\beta)$ , também é empregado para comparar especificações alternativas de equações. Analogamente ao  $\rho^2$  anteriormente citado, também o  $\ln(\beta)$  pode ser corrigido para comparações entre equações com número diferente de parâmetros. No caso,  $[\ln(\beta) - k]$  seria o valor de AIC (critério de Akaike, ver Amemiya, 1981 e Ben-Akiva & Lerman, 1985).

A medida conhecida como % Certa, em que se verifica o percentual de casos corretamente agrupados pelo modelo após o ajuste, também é comumente empregada para aferir sua qualidade (Ben-Akiva & Lerman, 1985).

Por último, também pode ser utilizada na seleção de modelos a medida conhecida como *pseudo R<sup>2</sup>* de McKelvey & Zavoina (1975):

$$R^2 = N * [\text{var}(yf) / 1 + \text{var}(yf)], \text{ com } yf = E[y^*/y] = \beta'x + \lambda.$$

Nos modelos *probit*, as estimativas dos parâmetros representam o impacto de cada variável explicativa no índice latente, e não na variável explicada. O impacto na variável explicada é denominado de efeito marginal, e representa a inclinação da curva normal cumulativa, para cada observação. Para uma determinada variável  $x_i$ , esse efeito é calculado pela derivada parcial da função de reposta binária em relação a  $x_i$  (Amemiya, 1981; Lima, 1996)<sup>55</sup>. Tais efeitos foram calculados, para os modelos ajustados, para possibilitar inferências sobre as influências de unidades adicionais das variáveis explicativas, na probabilidade de adoção de tecnologias.

Modelos *probit*, apesar de permitirem inferências sobre as variáveis que afetam a adoção de tecnologia, não possibilitam verificar as contribuições desses mesmos fatores para a intensidade dessa adoção. Por isso, foram também especificados modelos do tipo *tobit*, ou de variáveis dependentes limitadas (Maddala, 1983; Amemiya, 1984), que têm como característica o fato de a variável dependente assumir valor zero em diversas observações, violando a pressuposição de normalidade e tornando o método de mínimos quadrados inapropriado<sup>56</sup>. O modelo é conhecido como truncado se não

---

<sup>55</sup> Formalmente,  $\delta_i = \partial\Phi(\beta'x_i)/\partial x_i = \phi(\beta'x_i)\beta$  (Greene, 1995).

<sup>56</sup> As conseqüências da estimação por mínimos quadrados podem ser vistas em Drymes (1986).

existem as observações fora de determinada faixa, e como censurado se ao menos as variáveis exógenas são observáveis; esse último caso é mais freqüentemente chamado de *tobit*, por sua semelhança com o proposto por Tobin em 1958.

O modelo *tobit* mais usual (ou *tobit* Tipo 1<sup>57</sup>) é definido por Amemiya (1984) como:

$$z = x_i \beta + \mu_i, \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad (6)$$

$$y_i = z_i \text{ se } z_i > 0 \text{ e } y_i = 0 \text{ se } z_i \leq 0 \quad (7)$$

onde  $\mu_i \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$ .

Assume-se que  $y_i$  e  $x_i$  são observáveis para  $i=1, 2, \dots, n$ , mas que  $z_i$  não é observável se for menor ou igual a zero.

Pode-se considerar que  $z_i$  seja maior do que uma constante qualquer para ser observável, sem alterar essencialmente o modelo, já que esse valor pode ser representado no intercepto dos modelos de regressão.

A função verossimilhança do modelo definido em (6) e (7) é dada por

$$L = \prod_0 [1 - \Phi(x_i \beta / \sigma)] \prod_i \sigma^{-1} \phi[(y_i - x_i \beta) / \sigma] \quad (8)$$

onde  $\Phi$  e  $\phi$  são, respectivamente, as funções distribuição e densidade da variável normal padronizada<sup>58</sup>.

<sup>57</sup> Outros tipos de modelos *tobit*, classificados de acordo com a forma da função verossimilhança, são apresentados em Amemiya (1984).

<sup>58</sup> Detalhes podem ser vistos em Maddala (1983).

Um indicador usual em modelos *tobit* é o valor estimado para  $\sigma$ ; se esse valor não for significativo, os  $\beta$  estimados não diferem estatisticamente dos que seriam obtidos por mínimos quadrados (Judge et al., 1988). Maddala (1983) representa a relação entre as estimativas de máxima verossimilhança para  $\beta$ , e as obtidas através do estimador de mínimos quadrados com as observações em que a variável dependente é diferente de zero, como:

$$\beta = \beta_{MQ} - \sigma (X_1' X_1)^{-1} X_0 \gamma_0 \quad (9)$$

Assim como nos modelos *probit*, também neste caso os valores do máximo do logaritmo da verossimilhança são comumente empregados para comparar especificações alternativas dos modelos.

As variáveis dependentes experimentadas foram a quantidade utilizada de adubo no plantio e em cobertura, em quilos por alqueire (de 24.200 m<sup>2</sup>), a potência (em HP) total dos tratores existentes no imóvel rural, o total de gastos com combustíveis e lubrificantes, o total de gastos com defensivos e herbicidas, e o número de aplicações de defensivos. Na construção dessas variáveis, como descrito no item 3.2, não foi possível efetuar correções para a qualidade dos insumos, o que diminui a confiança nessas medidas; por isso, optou-se por manter também as especificações tipo *probit*, na suposição de que, se os resultados dos dois modelos apresentassem coerência, poder-se-ia ter mais confiança nos mesmos.



Na estimação dos modelos foi utilizado o método iterativo de Newton-Raphson (Judge et al., 1985; Greene, 1995).

A amostra de imóveis rurais utilizada é duplamente estratificada, por Divisão Regional Agrícola (DIRA) e por tamanho de imóvel. Trata-se de amostra conciliatória obtida a partir do dimensionamento, pela partilha de Neyman (Cochran, 1953), de amostras para os principais produtos cultivados em São Paulo; não é, portanto, equiprobabilística<sup>59</sup>. Entretanto, em relação às variáveis dependentes analisadas, essas estratificações são exógenas, isto é, não foram efetuadas com base na adoção de tecnologia ou na intensidade de uso de fatores modernos. Por isso, segundo Maddala (1983), não há necessidade de utilizar métodos distintos dos usuais na estimação dos modelos *tobit*, por exemplo, procurando incorporar alguma ponderação; para modelos de escolha discreta, o mesmo havia sido demonstrado por Manski & Lerman (1977), inclusive com extensões para alguns casos de amostragem endógena, ou seja, de estratificações baseadas nas alternativas de escolha. Ben-Akiva & Lerman (1985) apresentam diversas técnicas de estimação de modelos de escolha discreta, para distintas estratégias de amostragem<sup>60</sup>.

Modelos *probit* e *tobit* vêm sendo empregados em vários estudos: Birkhaeuser, Evenson e Feder (1989) argumentam que, uma vez que as variáveis dependentes em estudos de adoção com dados em

---

<sup>59</sup> Detalhes em Campos e Piva (1974).

<sup>60</sup> Num contexto de modelos de regressão mais convencionais, uma alternativa seria o uso de mínimos quadrados ponderados (ver Holt, Smith e Winter, 1980).

nível de propriedade são tipicamente dicotômicas, é natural analisá-las com modelos *probit* ou *logit*<sup>61</sup>. Entretanto, estudos com esses métodos e dados brasileiros são relativamente escassos, provavelmente devido à raridade de séries de dados em nível de propriedade. Bradley (1987a), analisou dados de amostra de 1984, referentes a 384 propriedades da Zona da Mata (Minas Gerais), com modelos tipo *tobit*, em que as variáveis dependentes eram as despesas com fertilizantes, por hectare, para café, arroz, milho e feijão, e as despesas com sementes e com defensivos, por hectare, para café e milho. Concluiu que preços ascendentes de insumos estavam positivamente correlacionados com as quantidades de insumos utilizadas, o que indicava serem esses preços indicadores inadequados do mercado de fatores. O uso de fertilizantes químicos em milho esteve positivamente relacionado à percentagem da produção comercializada. A distância à cidade foi negativa e significativa na decisão de adoção de várias culturas e tecnologias, indicativo da importância de acesso a informação e à oferta de fatores de produção. A condição do produtor influenciou o uso de fertilizantes químicos em café, milho e feijão, indicando que relações de parceria poderiam impedir a adoção de modernas tecnologias. A área cultivada, *proxy* para efeitos de economia de escala, teve efeitos significativos e negativos nas decisões de adoção de fertilizantes e sementes; a idade do produtor também teve um impacto tipicamente negativo nessas decisões. Crédito e renda auferida fora da

---

<sup>61</sup> Não obstante, diversos estudos sobre adoção empregaram mínimos quadrados ordinários, o que torna seus resultados questionáveis (Bradley, 1987b).

propriedade forneceram resultados pobres: negativos ou não significativos. Acesso a informações e aprendizado desempenharam papel significativo em vários casos: o número cumulativo de visitas de extensionistas da EMATER teve um impacto positivo nas decisões de adoção de várias técnicas e culturas.

Barbosa et al. (1989) utilizaram modelos *probit* estudando o uso e adoção de tecnologias em amostra de 200 propriedades do Centro-Oeste. Encontraram influência significativa da educação do produtor no uso de análise de solo em arroz e soja, e no uso de fertilizantes em cobertura em arroz. A idade do produtor, *proxy* para experiência, não apareceu relacionada a qualquer padrão de adoção. O tempo de residência na região esteve positivamente associado ao controle de doença no arroz e negativamente relacionado ao emprego de técnicas recomendadas para soja. Variáveis *dummies* representativas de microrregiões apresentaram significância estatística em diversos modelos, sendo associadas à disponibilidade de serviços regionais da EMBRAPA e EMATER. Produtores com menos terras tinham maior probabilidade de usar análise de solo, técnicas mais recomendadas e mais fertilizantes por hectare. As condições agroclimáticas foram representadas pelas médias ou pelos desvios-padrão de uma série de sete anos de rendimentos de soja e de milho<sup>62</sup>. Menores rendimentos médios estiveram associados ao uso de análise de solo e de sementes

---

<sup>62</sup> Essa é uma *proxy* freqüentemente utilizada para representar as condições edafo-climáticas; entretanto, conforme salientado por Huffmann (1974) seria preferível empregar dados de um período mais remoto, quando a influência da adoção de tecnologias modernas não fosse perceptível.

certificadas em arroz de sequeiro, e maiores rendimentos médios relacionados ao uso de sementes inoculadas e técnicas recomendadas de cultivo em soja; maior variabilidade "agroclimática" induziu ao uso de sementes inoculadas e de menos fertilizante por hectare em soja.

Nerlove, Vosti e Basel (1989), trabalharam com os dados da Zona da Mata e três grupos de produtores (café, milho e leite e derivados), em modelos tipo *tobit* de uso de fertilizantes na cultura do milho. A distância ao município mais próximo, *proxy* para infra-estrutura, e a proporção do produto proveniente das duas principais culturas (esta última variável, com exceção do grupo do café) apresentaram correlações negativas com o uso de fertilizantes químicos. Extensão rural teve impacto no uso de fertilizantes químicos entre produtores de café (que também cultivavam milho), sendo este também o único grupo em que os produtores respondiam a movimentos de preços de fertilizantes. A idade do produtor, a escolaridade e a área total da propriedade, assim como outras variáveis, não influenciavam significativamente o uso de fertilizantes no milho.

Vosti & Vicente (1989) empregaram modelos *probit* e *tobit* para efetuar uma avaliação preliminar de dados não depurados do levantamento objetivo IEA/CATI, referentes ao Estado de São Paulo, período 1970-73. Posteriormente, Vicente & Vosti (1995) trabalharam com a mesma base de dados após procedimentos de consistência de dados, obtendo melhores resultados. Modelos *probit* e *tobit* foram

especificados para verificar a consistência da série e sua utilidade para analisar a adoção e o uso de fertilizantes/defensivos químicos e tração mecânica; apesar da natureza exploratória do estudo, os autores puderam encontrar evidências de correlação positiva entre adoção e as áreas dedicadas às culturas. Imóveis com áreas maiores tiveram maior probabilidade de adotar e empregar mais intensivamente tração mecânica e menor probabilidade de empregar fertilizantes em cobertura. Energia elétrica complementou o uso de outros tipos de tecnologias modernas. O acesso a crédito rural promoveu mudança tecnológica, houve associação negativa entre disponibilidade de trabalho residente e uso de tração mecânica, e variáveis *dummies* representativas das regiões do Estado sugeriram haver considerável diversidade de adoção e uso de tecnologias entre as mesmas.

Na literatura internacional é possível encontrar desde trabalhos com mais de duas décadas, até publicações muito recentes. Nerlove & Press (1973) desenvolveram um modelo multivariado de probabilidade log-linear para estudar a adoção de diversas inovações na agricultura das Filipinas. Gerhart (1975), citado por Bradley (1987b), investigou a taxa de adoção de sementes de milho híbrido usando *probit*. Jamison & Lau (1982) e Feder & Slade (1984) usaram modelos logit para explicar a influência de fatores como educação, acesso a informação e idade. Shrestha & Gopalakrishnan (1993) empregaram modelo *probit* para analisar a adoção de técnicas modernas de irrigação. Exemplos de trabalhos com modelos capazes de

estimar a intensidade da adoção são os de Akimola (1984), citado por Thirtle & Ruttan (1987), e Shakya & Flinn (1985), que empregaram um modelo *tobit* para estudar o uso de insumos químicos. Nerlove (1986) utilizou um modelo multivariado de variável latente (LISREL) para estudar a intensidade de adoção para lavouras e pecuária no Brasil. Adesina & Zinnah (1993) usaram modelo *tobit* em amostra de produtores de arroz para verificar determinantes da adoção.

### **3.2. Fontes de Dados e Definições das Variáveis.**

A maioria dos dados básicos utilizados neste estudo veio diretamente dos questionários levantados junto a produtores rurais pela Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI), cujas informações são empregadas pelo IEA principalmente para elaborar previsões e estimativas das safras paulistas. A amostra utilizada nesse levantamento, chamado de objetivo, é probabilística e duplamente estratificada (por região e por tamanho de imóvel), tendo variado de cerca de 2.300 a 7.000 imóveis, em diferentes anos agrícolas<sup>63</sup>. O levantamento objetivo, apesar dos custos mais elevados, apresenta diversas vantagens sobre levantamentos

---

<sup>63</sup> Uma descrição dos levantamentos pode ser vista em Camargo Fo, coord. (1990); a evolução da metodologia e os dimensionamentos das diversas amostras podem ser vistos nos trabalhos de Stevens (1951), Schattan (1953), Campos & Piva (1974) e Camargo (1988).

subjetivos<sup>64</sup>, especialmente com respeito à qualidade e profundidade das informações obtidas e os retornos dele provenientes aparentam ser compensadores<sup>65</sup>. Embora a finalidade precípua desse levantamento seja fornecer dados sobre área e produção de culturas, os questionários contém um número enorme de informações; as referentes a demografia e mão-de-obra também vêm sendo sistematicamente utilizadas, enquanto que as demais costumam ser empregadas apenas em projetos específicos de pesquisa. Mesmo nesse último caso, os dados são geralmente empregados após serem expandidos para representar as Divisões Regionais Agrícolas (DIRAs) ou o Estado, já que tentativas de análises tomando as informações em nível de imóvel rural, esbarravam em limitações dos mesmos ou foram conduzidas inadequadamente. Testes preliminares sobre a qualidade dos dados, quando não precedidos de depuração sistemática dos mesmos, deixaram dúvidas quanto a utilidade das séries para estudos que necessitam de tal desagregação<sup>66</sup>.

Para a análise dos determinantes de adoção de tecnologia, foram utilizados os questionários do período novembro de 1973 a junho de 1974, que constituíram a maior das amostras levadas a campo pelo IEA, com quase 7.000 elementos, o que leva a concluir que os dados desse ano agrícola sejam os melhores existentes em toda a série disponível, inclusive pelo elevado percentual de

---

<sup>64</sup> Sobre as vantagens e desvantagens dos levantamentos por amostragem, ver Cochran (1953).

<sup>65</sup> Ver o estudo de Negri Neto et al. (1988).

<sup>66</sup> Exemplos são os trabalhos de Anderson (1986), Vosti et al. (1987) e, em certos aspectos, o de Vosti & Vicente (1989).

respostas que se conseguia naquela época. Também foram utilizados os dados do ano agrícola 1988/89, cuja amostra era constituída por pouco mais de 3.500 elementos; nesse caso, a escolha justifica-se por ser este o último ano em que os questionários continham os itens necessários ao ajuste dos modelos. Infelizmente, o nível de falta de respostas que vem ocorrendo desde meados da década de 80 é relativamente elevado e apresenta tendência crescente.

Devido ao problema de falta de respostas, os métodos de estimação podem tornar-se menos eficientes e, mesmo, seriamente viesados<sup>67</sup>. Admite-se que tais limitações não ocorram, supondo-se que a falta de resposta seja aleatória, isto é, que os não respondentes não possuam características distintas daqueles cujas informações são utilizadas no ajuste das equações<sup>68</sup>.

Griliches (1986) procurou demonstrar a consistência de estimadores em situações mais gerais. Considerou o seguinte modelo simplificado:

$$y = \beta x + \gamma z + e \quad (10)$$

onde  $e$  é um erro aleatório que satisfaz as pressuposições usuais, e a constante foi omitida;  $\beta$  e  $\gamma$  são escalares e,  $x$  e  $z$  vetores.

Em uma fração da amostra, igual a  $\lambda[n_2/(n_1+n_2)]$ , existe falta de resposta para a variável  $x$ . Sendo  $A$  o conjunto de observações

---

<sup>67</sup> Pino & Caser (1984b) efetuaram um estudo sobre esse problema, específico para o levantamento objetivo IEA/CATI.

<sup>68</sup> O procedimento usual, nesse caso, é analisar o conjunto de indivíduos para os quais as observações completas estão disponíveis (Hsiao, 1986).



completas e B o de observações incompletas, admite-se que o mecanismo de geração de dados possa ser descrito por:

$$d=1 \text{ se } g(x,z,m;\theta)+\varepsilon \geq 0, \quad (11)$$

onde, se  $d=1$ , a observação é completa e pertence ao conjunto A;  $d=0$  significa que existe falta de resposta para  $x$ ;  $m$  é outra variável determinadora da resposta ou do esquema amostral;  $\theta$  é um conjunto de parâmetros; e,  $\varepsilon$  é uma variável aleatória, distribuída independentemente de  $x, z$  e  $m$ .

Pode-se ignorar<sup>69</sup> o problema de falta de resposta, e estimar  $\beta$  e  $\gamma$  a partir do conjunto de dados A, desprezando B, se:

- a)  $\varepsilon$  e  $m$  forem distribuídos independentemente de  $e$ ; e,
- b) não existirem relações ou restrições entre os parâmetros  $\theta, \beta$  e  $\gamma$ .

Mesmo  $\theta, \beta$  e  $\gamma$  sendo relacionados, se  $\varepsilon$  e  $e$  forem independentes, Rubin em 1976 e Little em 1982, demonstram que  $\beta$  e  $\gamma$  podem ser estimados consistentemente a partir do conjunto A, mas haverá alguma perda de informação por ignorar-se o processo de geração dos dados.

Essa colocação é mais geral do que a noção de falta de resposta aleatória devido à não exigência de que os valores de  $x$  não informados sejam similares aos observados. Dadas as pressuposições do modelo ( $\beta$  constante independente do nível de  $x$ ),

---

<sup>69</sup> Rubin em 1976 e Little em 1982, citados por Griliches (1986), empregam o termo *ignorable case*, como nova terminologia para *randomly missing*.

os valores perdidos de  $x$  podem não ser aleatórios, uma vez que a esperança condicional de  $y$  dado  $x$  não depende de que valores de  $x$  foram perdidos. Não há, por exemplo, nada especialmente errado se todos os valores elevados de  $x$  estiverem perdidos, uma vez que  $e$  e  $x$  são independentes em toda a extensão dos dados.

Após demonstrar que  $\beta$  e  $\gamma$  podem ser estimados consistentemente através da sub-amostra A, Griliches (1986) passa a supor que existam informações sobre esses parâmetros na sub-amostra B, discutindo:

- a) quanta informação adicional existiria na sub-amostra B, e sobre que parâmetros; e,
- b) como poderiam ser estimados os valores perdidos de  $x$ , e que outras informações poderiam ser usadas para melhorar essas estimativas.

As opções incluem usar somente  $z$ ,  $z$  e  $y$ , ou  $z$  e  $m$ , onde  $m$  é uma variável adicional, relacionada a  $x$ , mas não presente na equação original. Para essa discussão, Griliches (1986) especifica a equação auxiliar

$$x = \delta z + \phi m + v \quad (12)$$

onde  $E(v)=0$  e  $E(vz)=0$ . Nessa equação, a falta de resposta refere-se à variável dependente, na sub-amostra B.

Griliches (1986) assume que a probabilidade de certa observação estar presente em B independe<sup>70</sup> de  $v$ , e trata inicialmente do

---

<sup>70</sup> Essa dependência, caso exista, teria que ser considerada, com a estimação de  $\delta$  e  $\phi$ .

caso mais simples, em que  $\phi=0$ , sem variáveis adicionais, reescrevendo o modelo (10) como:

$$y_a = \beta x_a + \gamma z_a + e_a, \quad (13)$$

$$x_a = \delta z_a + v_a, \quad (14)$$

$$y_b = (\beta + \gamma\delta)z_b + e_b + \beta v_b \quad (15)$$

A estimação de  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  depende das pressuposições sobre a geração dos dados: considerar que esses parâmetros são constantes nas diferentes sub-amostras, sem impor a mesma restrição a  $\sigma_v^2$  e  $\sigma_e^2$  (abordagem de regressão), ou, na abordagem de máxima verossimilhança, assumir que  $z$ ,  $y$  e  $x$  têm distribuição normal e que os valores perdidos são uma amostra aleatória de tal distribuição, o que implica em  $\sigma_{e_a}^2 = \sigma_{e_b}^2$  ;  $\sigma_{v_a}^2 = \sigma_{v_b}^2$ .

A abordagem de regressão, mais simples, baseia-se na possibilidade de obtenção de estimativas consistentes de  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  a partir da sub-amostra A. Estimar os valores de  $x$  a partir unicamente de  $z$ , sem iterações, equivale a estimar  $\beta_a$ ,  $\gamma_a$  e  $\delta_a$  pela sub-amostra A e reescrever (10) como:

$$\begin{pmatrix} y_a - \beta_a x_a \\ y_b - \beta_a \delta_a z_b \end{pmatrix} = \gamma z + \begin{pmatrix} e_a \\ e_b + \beta v \end{pmatrix} + \varepsilon \quad (16)$$

com  $\varepsilon$  envolvendo discrepâncias entre as estimativas de  $\beta$  e  $\delta$ , e seus verdadeiros valores populacionais. Em seguida, estima-se  $\gamma$  por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com os dados da amostra "completada". Esse procedimento, entretanto, não propicia ganhos na eficiência de  $\beta$ , já que  $\beta_a$  é estimado com base apenas na sub-amostra A. A estimativa de  $\gamma$ , como demonstraram Gourieroux & Monfort em 1981, citados por Griliches (1986), pode ser aperfeiçoada empregando Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), o invés de MQO. O ganho máximo de eficiência na estimação desse parâmetro seria proporcional a  $(n_1+n_2)/n_1$ , quando  $\sigma_v^2=0$ <sup>71</sup>.

Dada a relativa complexidade das estimações envolvidas, e da incerteza sobre as vantagens desses procedimentos, optou-se por considerar o problema da falta de resposta negligenciável, e estimar os parâmetros necessários a partir da sub-amostra de respondentes.

Os modelos de adoção de tecnologias, descritos no item 3.1, foram explicitados com os produtos sendo agrupados, inicialmente, em dois subsetores, domésticos e exportáveis, para permitir a construção de variáveis capazes de verificar diferenças entre eles. O grupo de produtos domésticos foi composto por imóveis produtores de arroz, banana, batata, feijão das águas e da seca, mandioca,

---

<sup>71</sup> Griliches (1986) também desenvolve a abordagem de máxima verossimilhança, e apresenta exemplo de aplicação dessas duas abordagens, com ganhos de eficiência muito pequenos. Hsiao (1986) desenvolve e apresenta casos de dados perdidos não aleatórios (*nonrandomly missing data*), num contexto de análise de dados de painel.

milho e uva, e o de exportáveis por produtores de algodão, amendoim das águas e da seca, café, cana-de-açúcar, laranja, mamona e soja<sup>72</sup>.

Como variáveis explicativas associadas a *fatores estruturais*, utilizou-se a área total do imóvel, para representar a disponibilidade de terra, a área cultivada, e a proporção de área explorável efetivamente plantada com culturas anuais e perenes, buscando verificar influências da extensão e da intensidade da exploração sobre a adoção de tecnologias. Espera-se que a área total do imóvel apareça com sinal negativo nos modelos de uso de fertilizantes - fator que substitui a terra - e positivo nas equações de adoção de mecanização, fator que substitui o trabalho, como já visto no capítulo anterior, mais escasso nos imóveis maiores. A proporção de área cultivada com lavouras, por sua vez, já que representa a especialização da produção, espera-se que tenha sempre influência positiva sobre a adoção e a intensidade de uso de tecnologias. Já a área cultivada, uma vez que pode tanto representar extensão como especialização, pode apresentar tanto sinais positivos como negativos.

A disponibilidade de trabalho foi inserida nas equações a partir da população trabalhadora residente nos imóveis rurais, e do número médio de volantes e outros não residentes empregados, informados nos levantamentos. Em princípio, espera-se que imóveis que utilizem mais mão-de-obra residente sejam mais propensos a

---

<sup>72</sup> Para o ano agrícola 1988/89, não existem dados em nível de imóvel rural, para banana, batata, mamona, mandioca e uva.

adotar tração mecânica, e que a disponibilidade de mão-de-obra não residente influencie positivamente a adoção de tecnologias, suprindo necessidades específicas de tratos culturais e colheita, por exemplo.

Outro fator estrutural considerado foi a existência de conhecimentos técnico-científicos, representados pelo número de artigos científicos publicados, referentes ao Estado de São Paulo e às culturas consideradas; essa medida foi utilizada, entre outros, por Evenson & Kislev (1973), Homem de Melo (1980), Silva (1984) e Vicente (1989a). Foram testadas três diferentes alternativas para essa variável; nos modelos de adoção e uso de fertilizantes, a primeira, mais restritiva, consistiu na agregação dos artigos contemplando cada produto e não referentes a produtos específicos, em que a natureza da pesquisa estivesse enquadrada em adubação mista, adubação mineral, calagem, nutrição e solos/fertilizantes (fertilidade). A segunda englobava a primeira, mais pesquisas enquadradas como fisiologia, genética, melhoramento e práticas culturais (espaçamento), enquanto que a terceira, que propiciou os melhores resultados, agregava à esta última, pesquisas enquadradas como anatomia, citologia, morfologia e propagação (sementes).

Das três alternativas testadas para mecanização, a primeira consistiu na agregação dos artigos - tanto contemplando cada produto, como não referentes a produtos específicos - cuja natureza da pesquisa pudesse ser enquadrada em mecanização agrícola (ou implementos); a segunda, adicionava à primeira

pesquisas enquadradas como fisiologia, genética, melhoramento e práticas culturais (espaçamento), enquanto que a terceira agregava também pesquisas enquadradas como anatomia.

Nas equações ajustadas para a adoção e uso de defensivos e herbicidas, a primeira alternativa, que forneceu os melhores resultados, consistiu na agregação dos artigos - referentes ou não a produtos específicos - cuja natureza da pesquisa pudesse ser enquadrada em doenças, pragas e herbicidas; a segunda, adicionava à primeira pesquisas enquadradas como fisiologia, genética, melhoramento e práticas culturais (espaçamento), enquanto que a terceira agregava também pesquisas enquadradas como anatomia e citologia.

O inventário de pesquisas utilizado foi o elaborado inicialmente por Silva, Fonseca e Martin (1979), com as revisões e complementos efetuados por Silva (1986) e por Silva, Vicente e Caser (1993). A partir desses trabalhos foi também definido o período durante o qual os conhecimentos divulgados através dos artigos poderiam influenciar a produção, para a maioria das culturas circunscrito entre o quinto e o vigésimo ano anteriores ao ano agrícola em análise; para cana-de-açúcar, café e laranja, foram utilizados os períodos que forneceram os melhores resultados em modelos de rendimento ajustados por Fagundes, Vicente e Silva (1994), do quinto ao trigésimo anos, do décimo ao trigésimo anos e do quinto ao vigésimo quinto anos, respectivamente. A quantidade de conhecimentos disponível para cada imóvel rural foi obtida ponderando-se o número de pesquisas acumulado, para cada cultura,

pela área com ela cultivada no imóvel, no ano agrícola em análise. Quanto maior a massa de conhecimentos técnicos e científicos, melhores devem ser os insumos e mais adequados os métodos de uso dos mesmos. Espera-se, portanto, que o efeito dessa variável seja positivo, tanto sobre a adoção como sobre a intensidade de uso de insumos modernos.

Por último, dentre os fatores estruturais, foram considerados a educação e a experiência do produtor. A educação foi representada pelos anos de escolaridade do proprietário ou, alternativamente, pelo total de anos de estudo do proprietário, de sua esposa, de seus filhos e, caso existisse, do administrador do imóvel. Essa medida deve estar mais associada à qualidade do trabalho dirigente (Schumpeter, 1982), do que a escolaridade da população rural, empregada por vários autores, como Anderson (1986), Vosti & Vicente (1989) e Vicente & Vosti (1995), relacionada tanto ao trabalho dirigente como ao executor, e que não forneceu bons resultados<sup>73</sup>. A experiência do produtor, disponível apenas para 1973/74, foi representada, alternativamente, pelo número de anos dedicados à agricultura ou pelos anos de residência no imóvel rural atual. É provável que um produtor com mais escolaridade - ou que conviva com familiares e administrador de melhor formação - esteja melhor informado sobre as vantagens dos insumos modernos e, portanto, mais

---

<sup>73</sup> Ressalte-se, entretanto, que os questionários não permitem correções para a qualidade ou a adequação da escolaridade. Os anos de estudo de um profissional de Ciências Agrárias - que devem ter maiores efeitos sobre a produção e a adoção de tecnologia - pesam, portanto, o mesmo do que a formação em qualquer outra área.



inclinado a adotá-los, tendo a escolaridade influência positiva sobre esse processo. Já os efeitos da experiência do produtor não são tão claros, havendo resultados conflitantes na literatura sobre essa variável poder ser considerada substituta da escolaridade.

Do grupo de *fatores conjunturais*, como já citado, procurou-se mensurar a eficácia das políticas de crédito rural e de preços mínimos. O crédito rural foi representado pelos valores totais dos financiamentos obtidos nos anos agrícolas 1972/73 e 1973/74, para as modalidades de custeio e de investimento, tomadas separadamente. O crédito de custeio foi inserido nos modelos de adoção e intensidade de uso de fertilizantes e de defensivos e herbicidas, esperando-se que apresente parâmetros positivos, uma vez que os mutuários eram obrigados a empregar parte dos recursos na aquisição de insumos. O crédito de investimento foi empregado nos modelos de adoção e intensidade de uso de mecanização, e de adoção de defensivos e herbicidas - nesse último caso, devido à necessidade de equipamentos para aplicação - com expectativas de coeficientes positivos, já que tornava possível o acesso a esses fatores.

Para representar o crédito rural, em 1988/89, uma vez que não constam informações sobre acesso a crédito nos questionários, foi necessário criar uma *proxy*, denominada de probabilidade de acesso a crédito de custeio. Partiu-se do número de contratos de custeio por cultura, em 1988 e 1989, supondo-se que o percentual referente a São Paulo fosse proporcional à importância relativa das áreas das culturas no Estado. Com esse número estimado de contratos, a

probabilidade de acesso a crédito de custeio foi calculada pela razão do mesmo pelo número de imóveis produtores das culturas consideradas; a probabilidade em nível de imóvel, foi obtida ponderando-se esses índices pelas áreas cultivadas com cada lavoura.

Como proxy para preços mínimos, foi construído um índice de garantia, obtido pela razão preço mínimo / custo operacional de produção, tanto para os anos agrícolas 1973/74 e 1988/89, quanto - alternativamente - para a média desses anos e dos dois anos anteriores; isso foi feito para cada uma das culturas assistidas pelo programa à época, algodão, amendoim, arroz, feijão, mandioca, milho e soja. A cana-de-açúcar foi incluída entre esses produtos porque seu preço de venda era fixado pelo governo com grande antecedência, permitindo um conhecimento prévio desse componente da receita, muito mais acurado do que o propiciado aos produtos contemplados pela política de preços mínimos, que nem sempre eram aderentes aos efetivamente recebidos pelos produtores. Os dados tiveram como fonte o IEA (Informações Econômicas, 1973-96, Prognóstico, 1971-88; São Paulo, 1972/73, São Paulo, 1973/74) e o Ministério da Agricultura (Preços Mínimos, 1971). Um índice ao nível de imóvel rural foi obtido ponderando-se o índice de garantia de cada cultura pela área com ela cultivada. Com relação aos preços mínimos, parece não haver razões tão sólidas para antecipar o efeito esperado sobre as variáveis dependentes: se uma eventual redução do risco envolvido na atividade agrícola, por um lado, tenderia a encorajar um processo de adoção, por outro lado,

retornos mais compensadores a produtores menos tecnificados poderiam adiar, ou mesmo tornar tal decisão desnecessária.

Para representar a conjuntura desfavorável aos produtos domésticos na década de 70, foi inserida nos modelos a proporção de área ocupada com esses produtos em relação à área total com culturas. Espera-se que essa variável tenha captado os efeitos de outras não explicitamente consideradas, por exemplo, a relação entre os preços desses produtos e os de exportáveis e o risco econômico relativo. Nos modelos com dados do final da década de 80, a variável foi mantida.

Para representar os *fatores ambientais*, foram utilizadas variáveis *proxies* de clima e solo, características que, uma vez que determinam o rendimento potencial de cada técnica ou processo de produção, provavelmente influenciam não apenas os rendimentos das culturas, mas também as decisões de adoção de tecnologias modernas.

Diversas variáveis climáticas vêm tendo sua influência sobre a produção agrícola enfatizada, como temperatura, precipitação pluviométrica, brilho solar, umidade do ar, geada, etc., com as duas primeiras sendo as mais freqüentemente citadas como de maior importância. Todavia, a inclusão dessas duas variáveis diretamente em modelos nem sempre é uma boa alternativa, devido à conhecida interação entre ambas. Por esse motivo, foi efetuado o cálculo de uma variável derivada, a deficiência hídrica, que é definida como a diferença entre as evapotranspirações potencial e real. A evapotranspiração potencial é determinada pela temperatura e pelo

comprimento do dia (que varia com a latitude), e representa a quantidade de água necessária para fazer frente à evaporação do solo e transpiração das plantas. A evapotranspiração real, que é a quantidade de água efetivamente evaporada do solo e transpirada pelas plantas, é condicionada pela precipitação pluviométrica e pela água armazenada no solo.

As deficiências hídricas foram obtidas através do cálculo dos balanços hídricos (Ortolani et al., 1970), método freqüentemente utilizado em estudos climáticos, basicamente uma maneira de contabilizar a água no solo, com a chuva representando o fornecimento e a evapotranspiração o consumo, considerando-se determinada capacidade de armazenamento de água, pelo solo, passível de ser extraída pelas plantas. O nível de armazenamento considerado foi o de 50 mm, que apresentou melhores resultados no estudo de Silva, Vicente e Caser (1986).

Para mensurar possíveis efeitos do clima sobre a adoção de tecnologia, considerou-se adequado empregar as normais, isto é, os valores médios de temperaturas e precipitações pluviométricas mensais, calculados durante longo intervalo de tempo. Já quando o interesse é o de verificar influências das condições do tempo sobre a produção e a eficiência técnica em determinado ano agrícola, os balanços hídricos devem ser calculados com as temperaturas e precipitações pluviométricas ocorridas no período.

Nos balanços hídricos normais (clima), foram considerados dados de um grande número de postos meteorológicos, um para cada das 48 Delegacias Agrícolas então existentes, que é o nível máximo

de detalhamento a que se pode chegar com a codificação dos questionários. Os dados meteorológicos primários tiveram como fontes o Instituto Agrônomo (postos dos municípios de Jundiaí, Pindamonhangaba, Tatuí, Limeira, Mococa, Jaú e Manduri), o Boletim Agroclimatológico, 1973-90 (postos dos municípios de São Paulo, Ubatuba, Sorocaba, Itapeva, Avaré, Campinas, Franca, Barretos, São Carlos, Bauru, Lins, Catanduva e Araçatuba), o Atlas Pluviométrico do Estado de São Paulo (São Paulo, 1972, municípios de Atibaia, Mogi das Cruzes, Orlandia, Araraquara, Taquaritinga, São José do Rio Preto, Fernandópolis, Mirassol, Andradina, Penápolis, Pres. Venceslau, Dracena, Adamantina e Tupã), e os trabalhos de Camargo et al. (1974, municípios de Pariquera-Açú, Ribeirão Preto, Cardoso e Paraguaçu Paulista), Bacchi (1978, municípios de São José dos Campos, Bananal, Itapetininga, Botucatu, Piracicaba, Rio Claro, Espírito Santo do Pinhal e Bebedouro), e Pessoa (1992, municípios de Pres. Prudente e Marília). Como o Atlas Pluviométrico do Estado de São Paulo (São Paulo, 1972) e o trabalho de Bacchi (1978) não apresentam temperaturas médias mensais, as mesmas foram obtidas de estimativas gentilmente cedidas pela Seção de Climatologia Agrícola do Instituto Agrônomo (IAC). Foram experimentados diversos períodos de deficiências hídricas: setembro-abril, setembro-março, outubro-abril, outubro-março e novembro-março. Pode-se supor que em regiões de clima desfavorável os produtores sejam mais conservadores devido aos maiores riscos envolvidos na produção, adiando decisões de adoção de tecnologias químicas e biológicas.

A outra variável ambiental empregada procurou representar as condições do solo. Uma das *proxies* escolhida foi a aptidão agrícola das terras, mais especificamente, o percentual, em relação à área de cada DIRA, das terras aptas para lavouras, com aptidão boa e regular, e os níveis de manejo A ou, alternativamente, B, conforme a classificação utilizada pelo Ministério da Agricultura (Brasil, 1979) que leva em conta não apenas as condições do solo, mas também as do clima. Terras boas para lavouras, segundo a definição do estudo, não apresentam limitações significativas para a produção, observadas as condições de manejo consideradas. Terras regulares podem apresentar limitações moderadas para a produção, observando-se as condições de manejo consideradas; tais limitações podem reduzir a produtividade ou aumentar consideravelmente a necessidade de insumos para tornar seu uso vantajoso. O nível de manejo A baseia-se em práticas agrícolas que refletem um baixo nível tecnológico; praticamente não há aplicação de capital para manejo, melhoramento e conservação das condições das terras e das lavouras, e as práticas agrícolas dependem do trabalho braçal, podendo ser utilizada alguma tração animal com implementos agrícolas simples. O nível de manejo B é baseado em práticas agrícolas que refletem um nível tecnológico médio; caracteriza-se pela modesta aplicação de capital e de resultados de pesquisa para manejo, melhoramento e conservação das condições das terras e das lavouras, com as práticas agrícolas condicionadas à tração animal. Naturalmente, terras aptas ao cultivo com técnicas tão simples, devem ser mais produtivas se cultivadas com métodos mais aprimorados.

Na classificação acima descrita, o nível máximo de desagregação possível é a DIRA. Outra proxy foi tentada, visando contornar esse problema, representando-se a qualidade das terras pelo valor do arrendamento, ou, alternativamente, pelo preço médio das terras dos imóveis, itens que são levantados nos questionários. Essa medida, além dos quesitos relacionados à fertilidade dos solos, deve incorporar as facilidades de escoamento da produção, proximidade de mercados consumidores de produtos e distribuidores de insumos, de centros urbanos em expansão, etc., estando mais próxima da noção ricardiana de produtividade diferencial das terras (Ricardo, 1982), e das análises dela derivadas, como o modelo de localização. Esse modelo inspira-se na generalização da teoria ricardiana da renda da terra, efetuada por Von Thünen, procurando mostrar como a urbanização determina a localização da produção agrícola e influencia as técnicas e a intensidade da exploração<sup>74</sup>. As expectativas sobre os efeitos dessa variável, em alguns casos dependem da especificação empregada: por exemplo, se solos mais férteis podem tornar adubações dispensáveis, terras mais valiosas, inclusive devido a uma maior fertilidade natural, têm que ser mais produtivas para que o fator seja adequadamente remunerado. É provável que o mesmo suceda em relação ao uso de defensivos.

---

<sup>74</sup> As implicações desse modelo para o desenvolvimento agrícola moderno foram explicitadas por Theodore Schultz em 1953, de quem pode ser extraída a formulação de que "a organização econômica existente funciona melhor no centro ou perto do centro de uma matriz particular de desenvolvimento econômico. Também, funciona melhor em setores agrícolas que estão situados favoravelmente em relação a tal centro" (Hayami & Ruttan, 1988).

Por último, foram inseridas nove variáveis *dummies*, para verificar especificidades locacionais no processo de adoção e de intensidade de uso de tecnologias entre as dez DIRAs. Como DIRA base, em relação à qual eventuais diferenças foram medidas - e portanto sem variável *dummy* específica - foi escolhida a de Marília, uma vez que para a maioria das culturas, as médias de produtividade do período 1973/74 a 1983/84 dessa região, não diferiram das demais (Ferreira & Vicente, 1988). Essas variáveis foram inseridas nos modelos para evitar possíveis vieses, não se efetuando, *a priori*, nenhuma expectativa sobre os coeficientes das mesmas.

### 3.3. Determinantes da Adoção e da Intensidade de Uso de Fertilizantes Químicos, Máquinas, Defensivos e Herbicidas em 1974

A seleção dos modelos *probit*, foi efetuada considerando-se os níveis de significância das variáveis alternativas e os indicadores anteriormente descritos: percentual de classificação correta (% Certa), valor do logaritmo da verossimilhança,  $\ln(\beta)$ , do teste de  $\chi^2$ , de  $\rho^2$  e, do *pseudo R<sup>2</sup>* de McKelvey & Zavoina (1975). Dos questionários da amostra do ano agrícola 1973/74, foi possível utilizar 4.922<sup>75</sup>, 79,6% dos quais adotavam fertilizantes químicos,

---

<sup>75</sup> Esses dados, se expandidos para o Estado, representariam 168.170 imóveis. Não obstante a argumentação de Maddala (1983), sobre a adequação dos métodos de máxima verossimilhança, citada no item 3.1, tentou-se empregar os fatores de expansão da amostra como ponderadores, no ajuste dos modelos. O resultado corroborou as colocações de Greene (1995), de que costumam aparecer



57,7% empregavam tração mecânica, e 66,7% empregavam, em alguma escala, defensivos ou herbicidas.

Nos modelos escolhidos, os valores de  $\chi^2$  significativos a 1%, levam à rejeição da hipótese de que as variáveis explicativas não diferem de zero, e os percentuais de classificação correta (% Certa) ficaram entre 76,2% e 83% (tabelas 9, 10, 11, e 12).

Os modelos tipo *tobit*, foram selecionados com base na significância dos parâmetros estimados, e nos valores obtidos para o máximo da logaritmo da verossimilhança ( $\ln$ ); os valores de  $\sigma$  dos modelos escolhidos, são significativos a 1%, indicando que as estimativas dos parâmetros diferem estatisticamente das que seriam obtidas por mínimos quadrados ordinários (tabelas 13, 14 e 15).

Na equação da quantidade empregada de fertilizantes químicos, foi possível utilizar 3.768 observações, com uma média estimada, para a variável dependente, de 359 kg/alq. (tabela 13).

No ajuste do modelo *tobit* para mecanização, foram utilizadas duas especificações da variável dependente: a primeira foi uma *proxy* para a potência total dos tratores existentes nos imóveis rurais, obtida pela multiplicação do número de tratores - distribuído segundo as faixas de potência existentes no questionário - pela potência do tipo mais comum de trator pertencente à faixa; a segunda, foi simplesmente o total de gastos declarados com combustíveis e lubrificantes no ano agrícola

---

desvios-padrão implausíveis (muito pequenos), e os coeficientes estimados para todas as variáveis incluídas eram significativos a qualquer nível escolhido. Por esse motivo, tais especificações foram abandonadas.

1973/74. As duas medidas são sujeitas a restrições; a primeira, além de reduzida aos imóveis cujos proprietários possuísem tratores, era muito mais uma medida de estoque do que de fluxo, nada indicando sobre a efetiva utilização dos equipamentos. A segunda, por engoblar desde equipamentos de beneficiamento e transporte - portanto, de força mecânica não utilizada diretamente na produção - até automóveis e utensílios domésticos. Essa segunda especificação forneceu os melhores resultados, sendo possível utilizar no ajuste 4.769 observações, com uma média estimada para a variável dependente, igual a Cr\$ 6.168,60<sup>76</sup> (tabela 14).

No *tobit* especificado para defensivos e herbicidas, também foram testadas duas variáveis dependentes, com os melhores resultados sendo obtidos com a média dos gastos com defensivos e herbicidas por unidade de área, no ano agrícola 1973/74<sup>77</sup>, utilizando 2.227 observações (tabela 15).

---

<sup>76</sup> Equivalentes a US\$ 1.011,25, em junho de 1973, pelo câmbio oficial, e a US\$ 949,02 pelo *black*, naquele mesmo mês.

<sup>77</sup> A medida alternativa empregada, que forneceu resultados similares, foi o número médio de aplicações de defensivos efetuadas nas culturas de algodão, amendoim, arroz, café, cana-de-açúcar, feijão, laranja, milho e soja.

TABELA 9 - Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Fertilizantes Químicos na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974 (1).

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig.(2)	Média de X	Efeito Marginal
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,143E-01	0,598E-02	0,017	4,584	0,16620E-02
Escolaridade de Outros Dirigentes	0,497E-02	0,115E-02	0,000	28,203	0,57318E-03
Experiência Agrícola do Produtor	-0,318E-04	0,167E-02	0,985	30,557	...
Trabalho Não Residente	0,309E-02	0,531E-03	0,000	75,423	0,35638E-03
Disponibilidade de Pesquisa 3	0,747E-02	0,713E-03	0,000	178,020	0,86315E-03
Área Total do Imóvel	-0,133E-05	0,783E-06	0,089	16,588	-0,15358E-06
Área Cultivada com Lavouras	0,315E-04	0,944E-05	0,001	4.442,7	0,36387E-05
Proporção da Área Cultivada	0,702E-00	0,985E-01	0,000	0,399	0,85713E-01
<b>Conjunturais</b>					
Crédito de Custeio	0,167E-06	0,655E-07	0,011	0,45E+06	0,19310E-07
Preços Mínimos	0,234E-00	0,658E-01	0,000	0,9511	0,27002E-01
Proporção de Produt. Domésticos	-0,585E-00	0,100E-00	0,000	0,5190	-0,67509E-01
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,273E-02	0,557E-03	0,000	94,371	0,31596E-03
Deficiência Hídrica	0,163E-02	0,192E-02	0,395	4,8650	...
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-0,14891	0,1553	0,338	0,01910	
Vale do Paraíba	0,16052	0,1195	0,179	0,03759	
Sorocaba	0,24672	0,0952	0,010	0,10077	
Campinas	0,58861	0,1166	0,000	0,10910	
Ribeirão Preto	0,58154	0,0939	0,000	0,22938	
Bauru	0,12940	0,1141	0,257	0,06278	
São José do Rio Preto	-0,51208	0,0784	0,000	0,16741	
Araçatuba	-0,32916	0,1013	0,001	0,06095	
Presidente Prudente	-0,53116	0,1017	0,000	0,05912	
Constante	-1,21540	0,1767	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2(3)$	0,196				
% Certa	83,0				
$\lambda(\beta)$	-1.886,655				
$\chi^2(4)$	1.209,230a				
$\rho^2$	0,243				
Pseudo $R^2(5)$	0,997				

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança.

(2) Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

(4) Nível de significância:  $\alpha=1\%$ .

(5) Pseudo  $R^2$  de McKelvey & Zavoina (1975).

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 10 - Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Adução Química em Cobertura na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974 (1).

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. (2)	Média de X	Efeito Marginal
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,318E-01	0,482E-02	0,000	4,584	0,12547E-02
Escolaridade de Outros Dirigentes	0,158E-02	0,925E-02	0,088	28,203	0,61906E-03
Experiência Agrícola do Produtor	0,190E-02	0,148E-02	0,200	30,557	...
Trabalho Não Residente	-0,448E-05	0,829E-05	0,589	75,423	...
Disponibilidade de Pesquisa 3	0,153E-01	0,923E-03	0,000	178,02	0,60103E-02
Área Total do Imóvel	0,254E-05	0,582E-06	0,000	16,588	0,99673E-06
Área Cultivada com Lavouras	-0,252E-05	0,206E-05	0,220	4.442,7	...
Proporção da Área Cultivada	0,515E-00	0,833E-01	0,000	0,3991	0,20221
<b>Conjunturais</b>					
Crédito de Custeio	0,199E-07	0,974E-08	0,041	0,45E+06	0,77957E-08
Preços Mínimos	-0,156E-00	0,574E-01	0,007	0,9511	-0,61201E-01
Proporção de Produt. Domésticos	-0,727E-00	0,812E-01	0,000	0,5190	-0,28517
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,141E-02	0,438E-03	0,001	94,371	0,55239E-03
Deficiência Hídrica	0,701E-04	0,150E-02	0,963	4,8650	...
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-0,40931	0,2008	0,045	0,01910	
Vale do Paraíba	-0,91834	0,2460	0,000	0,03759	
Sorocaba	0,08619	0,0899	0,338	0,10077	
Campinas	0,67473	0,0853	0,000	0,10910	
Ribeirão Preto	0,70260	0,0689	0,000	0,22938	
Bauru	0,27097	0,0959	0,005	0,06278	
São José do Rio Preto	0,01694	0,0741	0,819	0,16741	
Araçatuba	0,03674	0,1007	0,715	0,06095	
Presidente Prudente	0,12668	0,1022	0,215	0,05912	
Constante	-3,24190	0,2228	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2(3)$	0,345				
% Certa	77,6				
$\Delta(\beta)$	-2.397,661				
$\chi^2(4)$	1.983,453a				
$\rho^2$	0,707				
Pseudo $R^2(5)$	0,597				

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança.

(2) Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

(4) Nível de significância:  $\alpha=1\%$ .

(5) Pseudo  $R^2$  de McKelvey & Zavoina (1975).

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 11 - Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Mecanização na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Efeito Marginal
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,240E-01	0,862E-02	0,005	4,584	0,47816E-02
Escolaridade de Outros Dirigentes	0,482E-01	0,203E-01	0,018	28,203	0,22560E-02
Experiência Agrícola do Produtor	0,100E-00	0,301E-01	0,001	30,557	0,31182E-03
Trabalho Residente	0,102E-00	0,197E-01	0,000	10,424	0,25112E-02
Trabalho Não Residente	0,364E-01	0,578E-02	0,000	75,423	0,18509E-03
Disponibilidade de Pesquisa 1	-0,282E-01	0,243E-01	0,246	17,790	...
Área Total do Imóvel	0,328E-00	0,522E-01	0,000	16,588	0,22336E-05
Área Cultivada com Lavouras	0,980E-01	0,490E-01	0,046	4,442,7	0,20678E-05
Proporção da Área Cultivada	0,133E-00	0,619E-01	0,031	0,3991	0,20653E-01
<b>Conjunturais</b>					
Crédito de Investimento	0,458E-01	0,303E-02	0,000	0,26E+06	0,47716E-06
Preços Mínimos	-0,990E-02	0,217E-01	0,648	0,9511	...
Proporção de Produt. Domésticos	-0,181E-01	0,231E-01	0,432	0,5190	...
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,199E-00	0,363E-01	0,000	94,371	0,72342E-03
Deficiência Hídrica	0,208E-01	0,814E-02	0,011	4,8650	0,67492E-03
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	0,25954	0,1569	0,098	0,01910	
Vale do Paraíba	0,50438	0,1248	0,000	0,03759	
Sorocaba	0,17217	0,0869	0,048	0,10077	
Campinas	0,12538	0,0816	0,125	0,10910	
Ribeirão Preto	0,25118	0,0718	0,000	0,22938	
Bauru	0,21351	0,1020	0,036	0,06278	
São José do Rio Preto	-0,15396	0,0805	0,056	0,16741	
Araçatuba	0,06589	0,1001	0,510	0,06095	
Presidente Prudente	-0,06834	0,1051	0,515	0,05912	
Constante	-4,52590	0,2639	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,306				
% Certa	76,2				
$S(\beta)$	-2.441,667				
$\chi^2$ <sup>(4)</sup>	1.823,406 <sup>a</sup>				
$\rho^2$	0,728				
Pseudo $R^2$ <sup>(5)</sup>	0,589				

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança. As variáveis explicativas foram medidas em logaritmos, exceto a constante e as *dummies* representativas das regiões.

(2) Nível de significância do teste *t* calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

(4) Nível de significância:  $\alpha=1\%$ .

(5) Pseudo  $R^2$  de McKelvey & Zavoina (1975).

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 12 - Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Defensivos e Herbicidas na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Efeito Marginal
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,118E-01	0,514E-02	0,022	4,584	0,33030E-02
Escolaridade de Outros Dirigentes	0,252E-02	0,988E-03	0,011	28,203	0,70725E-03
Experiência Agrícola do Produtor	0,658E-03	0,148E-02	0,655	30,557	...
Trabalho Residente	0,192E-01	0,281E-02	0,000	10,424	0,53774E-02
Trabalho Não Residente	0,172E-02	0,322E-03	0,000	75,423	0,48223E-03
Disponibilidade de Pesquisa 1	0,126E-02	0,534E-03	0,018	213,08	0,35369E-03
Área Total do Imóvel	0,159E-05	0,939E-06	0,912	16,588	0,44539E-06
Área Cultivada com Lavouras	-0,197E-04	0,369E-05	0,000	4.442,7	-0,55212E-05
Proporção da Área Cultivada	0,213E-00	0,848E-01	0,012	0,3991	0,59735E-01
<b>Conjunturais</b>					
Crédito de Custeio	0,650E-06	0,788E-07	0,000	0,45E+06	0,18254E-06
Crédito de Investimento	0,109E-06	0,550E-07	0,047	0,26E+06	0,30621E-07
Preços Mínimos	0,529E-00	0,596E-01	0,000	0,9511	0,14857
Proporção de Produt. Domésticos	-1,375E-00	0,097E-00	0,000	0,5190	-0,38613
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,170E-02	0,450E-03	0,000	94,371	0,47669E-03
Deficiência Hídrica	0,510E-03	0,151E-02	0,735	4,8650	...
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-0,68330	0,1549	0,000	0,01910	
Vale do Paraíba	-0,14635	0,1152	0,204	0,03759	
Sorocaba	-0,49668	0,0867	0,000	0,10077	
Campinas	-0,30793	0,0883	0,000	0,10910	
Ribeirão Preto	0,20345	0,0761	0,007	0,22938	
Bauru	-0,02284	0,1012	0,822	0,06278	
São José do Rio Preto	-0,40943	0,0739	0,000	0,16741	
Araçatuba	-0,17868	0,0967	0,064	0,06095	
Presidente Prudente	0,42138	0,1097	0,000	0,05912	
Constante	0,897E-01	0,1584	0,571		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,223				
% Certa	76,8				
$\ln(\beta)$	-2.394,977				
$\chi^2$ <sup>(4)</sup>	1.474,969a				
$p^2$	0,765				
Pseudo $R^2$ <sup>(5)</sup>	0,841				

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança.

(2) Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

(4) Nível de significância:  $\alpha=1\%$ .

(5) Pseudo  $R^2$  de McKelvey & Zavoina (1975).

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 13 - Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Fertilizantes Químicos na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Desvio Padrão de X
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,11256	0,495E-01	0,023	4,6534	5,009
Experiência Agrícola do Produtor	0,08327	0,676E-01	0,218	30,446	15,127
Trabalho Não Residente	0,13296	0,252E-01	0,000	82,354	319,460
Disponibilidade de Pesquisa 3	0,83732	0,946E-01	0,000	177,01	34,967
Área Total do Imóvel	-0,32708	0,436E-01	0,000	17,364	42,694
Área Cultivada com Lavouras	0,57147	0,509E-01	0,000	4.815,3	475,000
<b>Conjunturais</b>					
Crédito de Custeio	0,08294	0,715E-02	0,000	0,54E+06	0,25E-07
Preços Mínimos	-0,86952	0,1806	0,000	0,9611	0,54171
Proporção de Produt. Domésticos	-0,51652	0,2556	0,043	0,5176	0,37094
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,47378	0,765E-01	0,000	95,182	56,610
Deficiência Hídrica	0,05794	0,405E-01	0,153	4,6607	12,767
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-0,48374	0,3472	0,164	0,0183	0,13413
Vale do Paraíba	0,05476	0,2662	0,837	0,0380	0,19122
Sorocaba	0,66641	0,1791	0,000	0,1009	0,30121
Campinas	0,98439	0,1676	0,000	0,1063	0,30827
Ribeirão Preto	0,52553	0,1411	0,000	0,2305	0,42119
Bauru	0,28112	0,1999	0,160	0,0611	0,23949
São José do Rio Preto	-1,30990	0,1605	0,000	0,1696	0,37536
Araçatuba	-0,80450	0,2109	0,000	0,0593	0,23614
Presidente Prudente	-1,17100	0,2145	0,000	0,0615	0,24032
Constante	-4,0130	0,7014	0,000		
$\sigma$	2,7013	0,0351	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,292				
$\Delta(\beta)$	-9.263,792				

<sup>(1)</sup> Modelo ajustado por máxima verossimilhança. A variável dependente é o logaritmo da quantidade de fertilizantes químicos utilizada por unidade de área; as variáveis explicativas foram medidas em logaritmos, exceto a constante e as *dummies* representativas das regiões.

<sup>(2)</sup> Nível de significância do teste *t* calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

<sup>(3)</sup> Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 14 - Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Tração Mecânica na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Desvio Padrão de X
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	2.551,50	895,8	0,004	4,5529	4,911
Escolaridade de Outros Dirigentes	951,86	176,5	0,000	27,898	23,906
Experiência Agrícola do Produtor	-43,65	289,2	0,880	30,520	15,112
Trabalho Residente	822,12	213,5	0,000	10,281	25,368
Trabalho Não Residente	133,95	16,7	0,000	74,504	294,540
Disponibilidade de Pesquisa 1	-1.022,30	758,7	0,178	17,754	7,702
Área Total do Imóvel	1,12	0,11	0,000	16,267	40,484
Área Cultivada com Lavouras	7,56	0,46	0,000	4.373,2	13.999
<b>Conjunturais</b>					
Crédito de Investimento	0,04	0,314E-02	0,000	0,26E+06	0,12E+07
Preços Mínimos	14.268,00	0,108E+05	0,187	0,9534	0,54696
Proporção de Produt. Domésticos	-72.701,00	0,160E+05	0,000	0,5195	0,37291
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	152,56	79,07	0,054	93,9450	56,255
Deficiência Hídrica	360,42	307,00	0,241	4,8388	13,659
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-8.907	0,330E+05	0,787	0,0193	0,1376
Vale do Paraíba	-1.181	0,252E+05	0,963	0,0388	0,1931
Sorocaba	24.763	0,173E+05	0,152	0,1019	0,3026
Campinas	-14.202	0,171E+05	0,407	0,1074	0,3096
Ribeirão Preto	44.450	0,134E+05	0,001	0,2298	0,4208
Bauru	32.868	0,187E+05	0,079	0,0631	0,2432
São José do Rio Preto	-15.897	0,148E+05	0,283	0,1646	0,3709
Araçatuba	10.156	0,197E+05	0,606	0,0591	0,2359
Presidente Prudente	-57.986	0,207E+05	0,005	0,0602	0,2379
Constante	146.680	0,263E+05	0,000		
$\sigma$	246.000	3.387	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,507				
$\Delta(\beta)$	-38.203,50				

<sup>(1)</sup> Modelo ajustado por máxima verossimilhança. A variável dependente é o total de despesas com combustíveis e lubrificantes no ano agrícola 1973/74.

<sup>(2)</sup> Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

<sup>(3)</sup> Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.



TABELA 15 - Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Defensivos e Herbicidas na Agricultura, Estado de São Paulo, 1974 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Desvio Padrão de X
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,20463	0,1190	0,085	4,3096	4,756
Escolaridade de Outros Dirigentes	0,16575	0,0937	0,077	27,177	24,077
Experiência Agrícola do Produtor	0,07517	0,1708	0,660	30,765	15,236
Trabalho Residente	1,04270	0,1436	0,000	9,6306	27,640
Trabalho Não Residente	0,33862	0,0595	0,000	71,408	347,140
Disponibilidade de Pesquisa 1	0,94587	0,2393	0,000	209,110	50,017
Área Total do Imóvel	-0,18634	0,2011	0,354	14,249	34,232
Proporção da Área Cultivada	-0,27224	1,0700	0,799	0,3841	0,313
Área Cultivada com Lavouras	0,08548	0,2032	0,674	4.174,5	14.513
<b>Conjunturais</b>					
Crédito de Custeio	0,18190	0,0168	0,000	0,42E+06	0,25E+07
Preços Mínimos	1,00300	0,4011	0,012	0,9741	0,550
Proporção de Produt. Domésticos	-6,40240	0,6050	0,000	0,5700	0,387
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,89810	0,1870	0,000	94,512	55,655
Deficiência Hídrica	0,21689	0,0955	0,023	5,565	15,040
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-1,20820	0,7899	0,126	0,0274	0,163
Vale do Paraíba	-0,08553	0,7302	0,907	0,0422	0,201
Sorocaba	-0,97960	0,4317	0,023	0,1302	0,337
Campinas	-1,03780	0,3873	0,007	0,1091	0,312
Ribeirão Preto	0,60373	0,3138	0,054	0,2084	0,406
Bauru	-0,46600	0,4566	0,307	0,0584	0,235
São José do Rio Preto	-2,67920	0,3973	0,000	0,1751	0,380
Araçatuba	-1,50550	0,5567	0,007	0,0507	0,220
Presidente Prudente	2,05980	0,4745	0,000	0,0543	0,227
Constante	-10,81600	1,9490	0,000		
$\sigma$	3,6391	0,1019	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,466				
$\Delta(\beta)$	-2.771,49				

<sup>(1)</sup> Modelo ajustado por máxima verossimilhança. A variável dependente é o logaritmo do valor gasto com esses produtos no ano agrícola 1973/74; as variáveis explicativas foram medidas em logaritmos, exceto a constante e as *dummies* representativas das regiões.

<sup>(2)</sup> Nível de significância do teste *t* calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

<sup>(3)</sup> Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Em linhas gerais, entre as variáveis estruturais escolhidas para representar o capital humano, a escolaridade - tanto de proprietários como de seus familiares e administradores - apareceu nos modelos sempre com influência positiva e significativa sobre a adoção e a intensidade de uso de tecnologia química e mecânica; a experiência do produtor, medida pelo total de anos dedicados à agricultura, por outro lado, aparentemente influenciava somente a adoção de mecanização (tabelas 9 a 15). Em relação à escolaridade, esses resultados concordam com os obtidos na Tailândia por Jamison & Lau (1982), embora não confirmem a correlação positiva da probabilidade de adoção com experiência, encontrada pelos autores. Barbosa et al. (1989) também encontraram influência significativa da educação do produtor no uso de fertilizantes em cobertura no arroz, na região Centro-Oeste.

A disponibilidade de pesquisa científica condicionou a adoção e a intensidade de uso de fertilizantes - inclusive em cobertura - e de defensivos e herbicidas, mas, aparentemente, não teve reflexos sobre a adoção e o uso de mecanização. Como o uso de fertilizantes afeta diretamente a produtividade da terra, esse resultado confirma e complementa os obtidos por Silva (1986), que verificou a influência da pesquisa científica, também representada pelos artigos científicos publicados, na produtividade de diversas lavouras do Estado de São Paulo. Com respeito à mecanização, o resultado era, de certa forma, esperado, já que esse foi o aspecto menos contemplado pela pesquisa entre os analisados neste

trabalho<sup>78</sup>. Os tratores utilizados no país foram quase que inteiramente desenvolvidos nas matrizes das fábricas no exterior, e não resultado de pesquisas desenvolvidas e publicadas em São Paulo.

A disponibilidade ou a utilização de mão-de-obra residente, afetou positivamente a adoção e a intensidade de uso de defensivos e herbicidas, e de tração mecânica. Tal efeito positivo também foi observado com relação à disponibilidade ou ao emprego de mão-de-obra não residente, sobre a adoção e uso de tecnologias químicas ou mecânica. Esses resultados, no caso dos residentes, provavelmente indicam que, quanto maior o uso de mão-de-obra, mais propenso estaria o produtor a adotar tecnologias mecânicas. Em relação a defensivos e herbicidas, esse sinal pode ser explicado de duas maneiras: para a adoção de defensivos (predominante), fator que substitui terra, haveria necessidade de mais trabalhadores nas operações de aplicação e para os serviços de uma colheita que deve ser maior com o uso desses produtos; já no caso de adoção de herbicidas, fator substituto de mão-de-obra, quanto maior o uso de mão-de-obra, mais disposto deveria estar o produtor em adotar tais tecnologias.

Para o trabalho não residente, a relação de causa e efeito não é bem clara, sendo razoável supor que o uso de tecnologia elevaria a produtividade ou a área passível de ser cultivada, e conseqüentemente, a demanda por mão-de-obra para operações específicas como a colheita. Entretanto, é também razoável supor

---

<sup>78</sup> Ver Silva (1986).

que essa mesma quantidade empregada de mão-de-obra, possa ser uma proxy adequada para representar a disponibilidade desse trabalho adicional necessário, justificando sua introdução no modelo. Esses resultados confirmam as observações empíricas de vários trabalhos citados por Feder, Just e Zilberman (1985), de que novas tecnologias incrementariam a demanda sazonal por mão-de-obra, com o processo de adoção sendo facilitado em regiões com mercado de trabalho melhor estruturado.

Das variáveis representativas da escala do empreendimento e da intensidade de uso da terra, a área total do imóvel compareceu com a esperada influência negativa sobre a adoção e a quantidade utilizada de fertilizantes - exceto em cobertura, cuja adoção afetou positivamente<sup>79</sup> - e positiva sobre a adoção e intensidade de mecanização, e sobre a adoção de defensivos e herbicidas. A proporção da área do imóvel efetivamente cultivada com lavouras, apresentou coeficientes positivos nos modelos de adoção de insumos químicos e de tração mecânica, enquanto que, para o montante de área plantada com culturas anuais e perenes, estimou-se parâmetros positivos - quanto à adoção e intensidade de uso de fertilizantes e de mecanização - e negativos para a adoção de defensivos e herbicidas.

---

<sup>79</sup> Isso pode ser devido a fatores associados à escala, inclusive consultas técnicas mais acessíveis a grandes produtores; entretanto, pode também estar representando o maior peso relativo dos produtores de cana-de-açúcar, café e laranja entre os produtores que adotavam essa técnica, já que essas culturas eram cultivadas, predominantemente, em grandes e médios imóveis rurais (Vicente, 1993).

Em relação à área total, os resultados são coerentes com os obtidos por Barbosa et al. (1989), com amostra de propriedades do Centro-Oeste, em que produtores com menos terras, tinham maior probabilidade de usar mais fertilizantes por hectare. Bradley (1987a), com dados da Zona da Mata (Minas Gerais), concluiu que a área cultivada teve efeitos significativos e negativos nas decisões de adoção de fertilizantes; porém, nesse estudo tal variável foi considerada *proxy* para efeitos de economia de escala.

Com respeito à tração mecânica, é provável que essas variáveis tenham captado efeitos ligados à escala do empreendimento, uma vez que a mecanização só é economicamente viável a partir de determinado tamanho de exploração. Esse resultado é consistente com os citados por Binswanger (Feder, Just e Zilberman, 1985), relatando forte correlação entre tamanho de propriedade e uso de tratores.

Para defensivos e herbicidas, o resultado da área total do imóvel retrata os dados dos censos agropecuários citados no capítulo 2, sobre a participação dos imóveis maiores na adoção desses insumos. Confirma também a proposição de Feder & O'Mara (1981), de que, mesmo para tecnologias rentáveis, superiores às tradicionais, divisíveis e neutras à escala - como parece ser o caso dos defensivos - a adoção estaria relacionada ao tamanho da propriedade, e é coerente com os resultados obtidos por Macedo (1995), de associação entre tamanho da propriedade e área plantada com insumos modernos. O coeficiente da proporção de área efetivamente cultivada, para esses mesmos insumos, é explicável

pelo fato de que, com menos possibilidade de expansão de áreas, o produtor cuidaria de tentar aprimorar os tratos culturais para produzir mais. Já o montante de área efetivamente cultivada no imóvel rural - uma vez que a área total do imóvel captou influências da escala do empreendimento sobre a adoção da técnica - aparentemente retratou a possibilidade de substituir defensivos por parcelas adicionais de terra, alcançando a mesma produção.

No grupo de fatores conjunturais, dos resultados obtidos é possível concluir que o acesso ao crédito rural foi importante para promover a modernização da agricultura: o crédito de custeio afetou positivamente a adoção e intensidade de uso de defensivos e herbicidas e de fertilizantes, inclusive em cobertura, enquanto que o crédito de investimento influenciou tanto a adoção e a intensidade do uso de tração mecânica, quanto a adoção de defensivos e herbicidas.

Em relação aos insumos químicos, esse resultado era esperado, como já salientado, até porque o produtor era obrigado a despender um percentual do montante obtido para custeio, com insumos modernos, freqüentemente fertilizantes ou defensivos. Simon (1992) encontrou uma relação estreita entre o consumo de fertilizantes e de defensivos, e o volume de recursos de crédito de custeio. Santos (1988), argumenta que o crédito subsidiado atendeu o objetivo de modernização da agricultura, que era o de aumentar a utilização de insumos industriais. A concentração de recursos financeiros em grandes produtores e em alguns produtos do Centro-Sul do País não podem ser considerados, segundo o autor, uma distorção, visto que a

política foi dirigida a eles. Fleischfresser (1988), argumentando que a agricultura tecnificada expandiu-se primeiro em terras de melhor qualidade, com menores custos de produção e facilmente mecanizáveis, concluiu que as disparidades entre as condições materiais de produtores foram atenuadas pelo Estado (via políticas econômicas), enquanto disparidades entre a fertilidade natural dos solos foram atenuadas por inovações químicas. Ou seja, a política de crédito rural, em certa medida diminuiu diferenças na capacidade prévia de acumulação de capital entre os produtores, que seria requisito indispensável para a adoção de tecnologias intensivas em capital e adubos químicos que compensaram a menor fertilidade dos solos. Um estudo de caso confirmou ser o meio ambiente um fator restritivo no ritmo de adoção tecnológica. Produtores com terras de pior qualidade, entretanto, desde que com média ou grande extensão, adaptaram sua produção às condições de suas terras, adotando ao menos parte das inovações; nesses casos, o acesso ao crédito foi fundamental. Esse resultado, parece também confirmar os obtidos pela maioria dos trabalhos, que indicam haver influência de acesso a crédito, até mesmo em situações de custos pecuniários relativamente pequenos (Feder, Just e Zilberman, 1985).

Quanto ao crédito para investimento, confirma-se que os abundantes recursos colocados à disposição da agricultura durante a década de 70, foram decisivos para os recordes de produção

alcançados pela indústria nacional de tratores, que atingiu 71.695 unidades em 1976, decrescendo a partir de então<sup>80</sup>.

A política de preços mínimos de garantia teve, como esperado, papel menos claro nesse processo, afetando positivamente a adoção de adubação de base<sup>81</sup> e de defensivos e herbicidas, e a quantidade empregada desses últimos, enquanto que os parâmetros estimados nos modelos de adoção de adubação em cobertura, e de intensidade de uso de fertilizantes no sulco, foram negativos.

O intrigante sinal negativo obtido para a intensidade de uso de fertilizantes merece algumas considerações; a política de preços mínimos pode ter como objetivo reduzir os riscos intrínsecos à atividade agrícola, e garantir certa renda aos agricultores. Como os preços divulgados para os anos de 1973 e 1974 estão entre os três maiores da série (Mesquita, 1994), é possível que os produtores tenham optado por reduzir ainda mais os riscos de perdas significativas - devido, por exemplo, a pragas, doenças e/ou adversidades climáticas - utilizando uma quantidade de

---

<sup>80</sup> Esse processo de queda durou até 1983, quando foram produzidas 26.576 unidades; após essa marca, um período de recuperação foi iniciado, atingindo o auge em 1986, com a produção de 61.432 tratores e cultivadores motorizados. Depois desse ano, a produção nacional experimentou quedas sucessivas, situando-se em 1992, em 18.813 unidades, nível comparável ao de 1970, quando já haviam sido produzidos 16.707 tratores e cultivadores motorizados. Em 1993 o total produzido subiu para 30.978, em 1994 para 50.774; em 1996 voltou a cair, para 26.473 unidades (Prognóstico, 1973-88; Informações Econômicas, 1973-96).

<sup>81</sup> É interessante citar que quando foi utilizada a média dos preços mínimos nos três anos anteriores, o coeficiente não apresentou significância estatística; isso tanto pode ser devido a alterações na composição da produção em nível de imóvel, impossível de ser detectada, como às conhecidas inconsistências da política de preços mínimos, com seu caráter errático até o início da década de 80 - quando o preço mínimo só atuou como preço antecipado para produtos específicos e em alguns anos (Carvalho, 1994) - sendo percebido pelos agricultores.



fertilizantes menor do que aquela que seriam estimulados a empregar, caso necessitassem de uma maior produtividade devido a uma expectativa de preços menores<sup>82</sup>. Esse resultado, de certa forma corrobora a colocação de Oliveira (1974), de que, para aumentar a produção, o subsídio a insumos seria mais eficiente do que a política de preços mínimos. No caso da adoção de adubação em cobertura, apesar de serem provavelmente válidas as considerações anteriores, é preciso lembrar que tal efeito pode ser devido ao maior peso relativo de produtores de café e laranja, produtos que não eram contemplados pela política de preços de garantia, no uso dessa prática.

O efeito positivo sobre a adoção e o uso de defensivos e herbicidas, pode estar indicando que expectativas de preços mais favoráveis, sinalizadas por essa política, levariam o produtor a procurar aumentar a produção depois da cultura já instalada.

A proporção da área de lavouras explorada com produtos domésticos, refletindo a conjuntura negativa a esse grupo de culturas, apresentou sempre sinal negativo, com uma única exceção, o modelo de adoção de força mecânica. É possível que, nesse caso, a inclusão de café e laranja entre os produtos exportáveis, e a maior dificuldade de mecanizar operações nessas duas culturas, tenham influenciado esse resultado.

---

<sup>82</sup> Quando a variável foi substituída pelo índice construído com a média dos preços mínimos de três anos, o coeficiente voltou a apresentar coeficiente negativo.

Dos fatores ambientais analisados, a deficiência hídrica do período outubro-março apareceu com coeficientes significativos (e positivos), somente sobre a adoção de mecanização e a intensidade de uso de defensivos e herbicidas. Como a média das normais é bastante baixa (menos de 5 mm), em níveis que não chegam a prejudicar as lavouras, é provável que esse resultado indique que regiões nas quais não ocorram excessos hídricos elevados, sejam mais propícias ao emprego de máquinas. O coeficiente positivo para a intensidade de uso de defensivos e herbicidas - também inesperado - pode-se tentar justificar a partir de observações empíricas pontuais: é comum, durante a ocorrência de veranicos, que produtores apliquem algum defensivo, no caso de ocorrência de pragas e doenças, até para fornecer água às plantas. Poder-se-ia também, inferir que em regiões sujeitas a excessos hídricos, sejam desestimuladas aplicações de produtos que ajam por contato, passíveis de serem levados por chuva.

O valor das terras do imóvel, por sua vez, influenciou positivamente a adoção e a intensidade de uso das tecnologias, em todos os modelos testados, indicando que terras mais valiosas, das quais o produtor tem que obter retornos maiores, incentivavam a adoção dessas técnicas. Quando essa variável foi substituída, no *probit* de adoção de fertilizantes, pelos percentuais regionais de terras aptas para lavoura, a estimativa do parâmetro teve o sinal negativo esperado; embora isso possa ser um efeito espúrio devido à pouca sensibilidade da variável, pode ser também que terras mais férteis - e não necessariamente mais valiosas - motivem menos o

produtor a investir em adubação. Devem ser consideradas, também, as colocações de Hiebert (1974), de que melhores condições ambientais aumentavam a probabilidade de adoção de tecnologias, e os resultados obtidos por Shrestha & Gopalakrishnan (1993), sobre ser maior a probabilidade de adoção na presença de melhores solos.

O processo de modernização ocorrido na década de 70 foi distinto entre as regiões do Estado, com as variáveis *dummies* representativas das Divisões Regionais Agrícolas mostrando, em linhas gerais, homogeneidade entre as DIRAs de São Paulo, Vale do Paraíba e Marília (base de comparação); Sorocaba e Campinas, apresentaram sinais positivos nos modelos de adubação e negativos nos de defensivos e herbicidas, o inverso do que ocorreu para Presidente Prudente. Araçatuba e S. José do Rio Preto tiveram coeficientes negativos nesses dois tipos de modelo, e Bauru coeficientes positivos nas equações de adoção de adubação em cobertura e de adoção e intensidade de uso de mecanização. Em todos os modelos testados, a DIRA de Ribeirão Preto exibiu sinais positivos e estimativas de parâmetros significativas (tabelas 9 a 15).

A partir dos valores dos efeitos marginais (tabelas 9 a 12), é possível inferir que, se a média de escolaridade dos proprietários dos imóveis rurais fosse elevada para 8 anos (1º grau completo), a probabilidade de adoção de fertilizantes químicos aumentaria em quase 1%, a de adoção de adubação em cobertura mais de 4%, a probabilidade de adoção de tração mecânica subiria cerca

de 1,6%, e a de adoção de defensivos e herbicidas pouco mais de 1,1%.

Caso a escolaridade de outros dirigentes (familiares do proprietário e administradores) também atingisse aquele nível, as probabilidades de adoção de fertilizantes químicos - no plantio e em cobertura - e de defensivos e herbicidas aumentariam cerca de 0,3%, e a de adoção de mecanização 0,9%.

Os parâmetros estimados para a pesquisa indicam que, a cada 10 artigos científicos publicados, referentes às tecnologias em questão ou de natureza correlata, a probabilidade de adoção de fertilizantes no sulco aumentaria quase 1%, em cobertura cerca de 5%, e a de defensivos e herbicidas quase 0,4%.

Em relação à área total do imóvel, a cada 10 alqueires de terra adicional, a probabilidade de adoção de fertilizantes reduzir-se-ia em cerca de 0,015%; essa mesma quantidade adicional de terra levaria a aumentos nas probabilidades de adoção, da ordem de 0,1% para a adubação em cobertura, de pouco mais de 0,05% para a mecanização, e de cerca de 0,04% para os defensivos e herbicidas.

Proporções de área total cultivada 1% superiores, elevariam as probabilidades de adoção de fertilizantes químicos no plantio em cerca de 0,085%, de adubação em cobertura em 0,2%, de mecanização em 0,012%, e quase não teriam efeito sobre defensivos e herbicidas.

Elevações na área cultivada com lavouras da ordem de 5 alqueires, aumentariam a probabilidade de adoção de fertilizantes em cerca de 0,2% e a de mecanização em pouco mais de 0,1%, enquanto diminuiria em 0,25% a adoção de defensivos e fertilizantes.



Se o emprego médio de mão-de-obra residente aumentasse em um equivalente-homem, a probabilidade de adoção de tração mecânica subiria 0,25%, e a de defensivos e herbicidas 0,5%; uma elevação em um dia-homem, durante um mês, no total empregado ou disponível de volantes e outros não residentes, causaria crescimento de 0,02% e 0,05, respectivamente, naquelas probabilidades.

No grupo de fatores conjunturais, a cada Cr\$ 15.000,00<sup>83</sup> da época a mais, em média, aplicados em crédito de custeio, poder-se-ia esperar aumento de 0,04% na probabilidade de adoção de fertilizantes químicos, de 0,1% na de adubação em cobertura, e de cerca de 2,5% na adoção de defensivos e herbicidas. Para o crédito de investimento, com uma média de valores de financiamento Cr\$ 33.000,00<sup>84</sup> maior, esperar-se-ia aumento de pouco mais de 1% na probabilidade de adoção de defensivos e herbicidas, e de cerca de 13% na probabilidade de adoção de tração mecânica.

Preços mínimos 10% superiores - mantidos os mesmos custos - tenderiam a fazer crescer 0,27% a probabilidade de adoção de fertilizantes, e 1,4% a de defensivos e herbicidas; a probabilidade de adoção de adubação em cobertura, cairia 0,6% devido a igual aumento nesses preços.

Entre os fatores ambientais, níveis de preços de terra 10% maiores, teriam incentivado cerca de 0,32% de produtores a mais, a

---

<sup>83</sup> Equivalentes a US\$ 2.459,02, em junho de 1973, pelo câmbio oficial, e a US\$ 2.307,69 pelo *black*, naquele mesmo mês.

<sup>84</sup> Equivalentes a US\$ 5.409,84, em junho de 1973, pelo câmbio oficial, e a US\$ 5.076,92 pelo *black*, naquele mesmo mês.

adotarem fertilizantes químicos no plantio, 0,6% a adotarem adubação em cobertura, 0,7% a adotarem tração mecânica, e 0,5%, defensivos e herbicidas. Níveis médios de deficiência hídricas 1 mm superiores, tenderiam a aumentar a probabilidade de mecanização em 0,06%.

Nos modelos tipo *tobit*, através do cálculo das elasticidades, é possível verificar as variáveis que mais afetaram o nível de uso latente das diferentes tecnologias<sup>85</sup> (quantidade potencial ou desejada, Maddala, 1983). Aumentos de 10% no uso potencial de fertilizantes teriam sido motivados por elevações de cerca de 12% no número de artigos científicos publicados em São Paulo - referentes a fertilizantes ou de natureza correlata - ou por áreas cultivadas com lavouras 17% maiores, ou por elevações de 21% no valor médio da terra, ou pelo aumento de 75% na disponibilidade de mão-de-obra volante/não residente, ou de 89% na escolaridade dos proprietários, ou ainda, de 121% no valor dos financiamentos de crédito para custeio. Já quedas de 10% no uso potencial de fertilizantes poderiam ser causadas por aumentos de 12% na proporção de custos cobertos pelos preços mínimos, ou de 19% na proporção de área cultivada com produtos domésticos, ou de 31% nas áreas totais dos imóveis rurais (tabela 13).

Aumentos de 10% nos níveis de gastos latentes (quantidades potenciais ou desejadas) em combustíveis e lubrificantes, teriam

---

<sup>85</sup> Como as alterações não se referem à variável observada, os efeitos discutidos em seguida devem ser vistos com reservas, representando mais uma ordenação dos mesmos do que uma medida de intensidade.

sido motivados por elevações de cerca de 19% nas áreas cultivadas com lavouras, ou de cerca de 23% na escolaridade de familiares do proprietário e de arrendatários, ou de 34% nas áreas totais dos imóveis rurais, por elevações de 43% no valor médio da terra, ou de 53% na escolaridade dos proprietários, ou ainda, pelo aumento de 54% no valor médio dos financiamentos de crédito para investimento, de 62% na disponibilidade de mão-de-obra volante/não residente, ou, de 73% no total de residentes empregados. Quedas de 10% nesses gastos potenciais, poderiam ser causadas por aumentos de 16% na proporção de área cultivada com produtos domésticos (tabela 14).

No caso de defensivos e herbicidas, aumentos de 10% nos gastos esperados (ou potenciais), por unidade de área, teriam sido motivados por elevações aproximadamente iguais no número de trabalhadores residentes ou nos níveis dos preços mínimos, ou de cerca de 11% no número de artigos científicos publicados referentes a doenças, pragas e herbicidas ou nos índices de preços de terras, ou ainda, por aumentos de 30% na disponibilidade de mão-de-obra volante ou não residente, ou de 49% na escolaridade dos proprietários, de 55% nos recursos empregados em crédito rural de custeio, ou de 60% na escolaridade de familiares do proprietário e de administradores, ou de 105% nos níveis normais de deficiências hídricas entre outubro e março. Diminuição de 10% nesses gastos potenciais, seria causada por aumentos de cerca de 2% na proporção de área cultivada com produtos domésticos.

### 3.4. Determinantes da Adoção e da Intensidade de Uso de Fertilizantes Químicos, Máquinas, Defensivos e Herbicidas em 1989

A seleção dos modelos foi efetuada, para o ano agrícola 1988/89, considerando-se os mesmos parâmetros descritos no item anterior. Foram utilizados 2.145 questionários<sup>86</sup>, 67% dos quais empregaram fertilizantes químicos no sulco, 51,4% fertilizantes químicos em cobertura, 74% utilizavam algum tipo de tração mecânica, e 64% defensivos ou herbicidas. Os valores de  $\chi^2$  obtidos, significativos a 1%, levam de novo à rejeição das hipóteses de que as variáveis explicativas não difiram de zero; os percentuais de classificação correta (% Certa) ficaram entre 71,2% e 80,0% (tabelas 16, 17, 18, e 19).

Nos modelos *tobit*, os valores de  $\sigma$  são todos significativos a 1%, portanto, as estimativas dos parâmetros diferem estatisticamente das de mínimos quadrados ordinários (tabelas 20, 21 e 22).

Na equação da quantidade empregada de fertilizantes químicos, foi possível utilizar 2.143 observações, com uma média estimada, para a variável dependente, de 366 kg/alq. (tabela 20). No modelo para intensidade de mecanização, o ajuste foi efetuado com 2.048 observações, com uma média estimada para a variável dependente,

---

<sup>86</sup> Esses questionários, se expandidos para o Estado com os fatores de junho de 1989, representariam 221.665 imóveis.



TABELA 16 - Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Fertilizantes Químicos na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989<sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. (2)	Média de X	Efeito Marginal
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	-0,698E-02	0,638E-02	0,274	6,01	...
Escolaridade do Administrador	-0,132E-01	0,114E-01	0,245	2,03	...
Trabalho Não Residente	0,121E-00	0,258E-01	0,000	1,17	0,42572E-01
Disponibilidade de Pesquisa 3	0,497E-02	0,423E-03	0,000	238,99	0,17521E-02
Área Total do Imóvel	0,449E-03	0,177E-03	0,011	174,22	0,15851E-03
Área Cultivada com Lavouras	-0,110E-02	0,287E-03	0,000	70,26	-0,38796E-03
Proporção da Área Cultivada	0,602E-02	0,135E-02	0,000	37,16	0,21222E-02
<b>Conjunturais</b>					
Probabilidade Acesso a Crédito	0,382E-01	0,634E-02	0,000	9,20	0,13486E-01
Preços Mínimos	-0,697E-03	0,125E-02	0,578	84,77	...
Proporção de Produt. Domésticos	0,821E-02	0,175E-02	0,000	45,67	0,28968E-02
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,373E-04	0,421E-04	0,375	1.561,80	...
Deficiência Hídrica	0,761E-03	0,229E-02	0,739	5,22	...
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-0,79250	0,3072	0,010	0,01352	
Vale do Paraíba	-0,21262	0,2075	0,306	0,02751	
Sorocaba	-0,15985	0,1251	0,201	0,16224	
Campinas	0,09401	0,1348	0,486	0,11888	
Ribeirão Preto	0,24579	0,1204	0,041	0,21259	
Bauru	-0,21601	0,1787	0,227	0,03870	
São José do Rio Preto	0,07736	0,1242	0,533	0,14685	
Araçatuba	0,13525	0,1690	0,423	0,05688	
Presidente Prudente	-0,53617	0,1374	0,000	0,08998	
Constante	-1,70140	0,1682	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
R <sup>2</sup> (3)	0,317				
% Certa	80,0				
S(β)	-987,090				
χ <sup>2</sup> (4)	746,660a				
ρ <sup>2</sup>	0,274				
Pseudo R <sup>2</sup> (5)	0,616				

- (1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança.  
 (2) Nível de significância do teste *t* calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.  
 (3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.  
 (4) Nível de significância: α=1%.  
 (5) Pseudo R<sup>2</sup> de McKelvey & Zavoina (1975).

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 17 - Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Adução Química em Cobertura na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Efeito Marginal
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,541E-02	0,601E-02	0,368	6,01	...
Escolaridade do Administrador	0,400E-03	0,106E-01	0,970	2,03	...
Trabalho Não Residente	0,104E-00	0,204E-01	0,000	1,17	0,41302E-01
Disponibilidade de Pesquisa 3	0,581E-02	0,486E-03	0,000	238,99	0,23110E-02
Área Total do Imóvel	0,475E-03	0,160E-03	0,003	174,22	0,18882E-03
Área Cultivada com Lavouras	-0,799E-03	0,266E-03	0,003	70,26	-0,31747E-03
Proporção da Área Cultivada	0,435E-02	0,128E-02	0,001	37,16	0,17271E-02
<b>Conjunturais</b>					
Probabilidade Acesso a Crédito	0,282E-01	0,590E-02	0,000	9,20	0,11221E-01
Preços Mínimos	-0,387E-02	0,112E-02	0,001	84,77	-0,15384E-02
Proporção de Produt. Domésticos	0,892E-02	0,168E-02	0,000	45,67	0,35475E-02
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,536E-04	0,391E-04	0,171	1.561,80	...
Deficiência Hídrica	-0,249E-02	0,212E-02	0,241	5,22	...
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-4,7702	35,4400	0,892	0,01352	
Vale do Paraíba	-1,2565	0,2673	0,000	0,02751	
Sorocaba	-0,2865	0,1186	0,016	0,16224	
Campinas	0,1306	0,1247	0,295	0,11888	
Ribeirão Preto	0,1886	0,1085	0,082	0,21259	
Bauru	-0,3476	0,1714	0,043	0,03870	
São José do Rio Preto	0,1205	0,1144	0,292	0,14685	
Araçatuba	-0,2674	0,1549	0,084	0,05688	
Presidente Prudente	-0,4302	0,1328	0,001	0,08998	
Constante	-2,0882	0,1953	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
R <sup>2</sup> (3)	0,246				
% Certa	71,8				
S(β)	-1.149,115				
χ <sup>2</sup> (4)	673,637a				
ρ <sup>2</sup>	0,227				
Pseudo R <sup>2</sup> (5)	0,668				

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança.

(2) Nível de significância do teste *t* calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

(4) Nível de significância: α=1%.

(5) Pseudo R<sup>2</sup> de McKelvey & Zavoina (1975).

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 18 - Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Mecanização na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989 (1).

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. (2)	Média de X	Efeito Marginal
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,263E-01	0,658E-02	0,000	6,01	0,75586E-02
Escolaridade do Administrador	0,463E-01	0,126E-01	0,000	2,03	0,13301E-01
Trabalho Residente	0,217E-01	0,131E-01	0,097	2,50	0,62486E-02
Trabalho Não Residente	0,872E-02	0,149E-01	0,559	1,17	...
Disponibilidade de Pesquisa 1	0,191E-01	0,148E-01	0,197	5,63	...
Área Total do Imóvel	0,192E-02	0,275E-03	0,000	174,22	0,55155E-03
Área Cultivada com Lavouras	-0,139E-02	0,314E-03	0,000	70,26	-0,39937E-03
Proporção da Área Cultivada	0,302E-02	0,136E-02	0,027	37,16	0,86669E-03
<b>Conjunturais</b>					
Probabilidade Acesso a Crédito	0,312E-01	0,615E-02	0,000	9,20	0,89650E-02
Preços Mínimos	-0,274E-02	0,134E-02	0,040	84,77	-0,78809E-03
Proporção de Produt. Domésticos	0,594E-02	0,167E-02	0,000	45,67	0,17060E-02
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,162E-03	0,413E-04	0,000	1.561,80	0,46442E-04
Deficiência Hídrica	-0,400E-02	0,212E-02	0,060	5,22	-0,11483E-02
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-1,5184	0,3215	0,000	0,01352	
Vale do Paraíba	-0,5864	0,1962	0,003	0,02751	
Sorocaba	-0,0722	0,1233	0,558	0,16224	
Campinas	0,0610	0,1345	0,650	0,11888	
Ribeirão Preto	0,1497	0,1199	0,212	0,21259	
Bauru	-0,2558	0,1715	0,136	0,03870	
São José do Rio Preto	0,1452	0,1263	0,250	0,14685	
Araçatuba	-0,0491	0,1600	0,759	0,05688	
Presidente Prudente	-0,2165	0,1362	0,112	0,08998	
Constante	-0,4995	0,1341	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2(3)$	0,149				
% Certa	77,3				
$\Delta(\beta)$	-1.032,240				
$\chi^2(4)$	394,562a				
$\rho^2$	0,162				
Pseudo $R^2(5)$	0,558				

- (1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança.  
(2) Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.  
(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.  
(4) Nível de significância:  $\alpha=1\%$ .  
(5) Pseudo  $R^2$  de McKelvey & Zavoina (1975).

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 19 - Resultados da Análise de Probit para os Determinantes da Adoção de Defensivos e Herbicidas na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Efeito Marginal
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	0,198E-01	0,578E-02	0,001	6,01	0,71529E-02
Escolaridade do Administrador	0,802E-02	0,105E-01	0,444	2,03	...
Trabalho Residente	0,509E-02	0,673E-02	0,449	2,50	...
Trabalho Não Residente	0,797E-01	0,212E-01	0,000	1,17	0,28725E-01
Disponibilidade de Pesquisa 1	0,124E-02	0,379E-03	0,001	208,87	0,44745E-03
Área Total do Imóvel	0,356E-03	0,156E-03	0,022	174,22	0,12847E-03
Área Cultivada com Lavouras	-0,798E-03	0,268E-03	0,003	70,26	-0,28760E-03
Proporção da Área Cultivada	0,716E-02	0,130E-02	0,000	37,16	0,25831E-02
<b>Conjunturais</b>					
Probabilidade Acesso a Crédito	0,466E-01	0,622E-02	0,000	9,20	0,16795E-01
Preços Mínimos	-0,506E-02	0,116E-02	0,000	84,77	-0,18252E-02
Proporção de Produt. Domésticos	0,557E-02	0,152E-02	0,000	45,67	0,20083E-02
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,209E-04	0,386E-04	0,587	1.561,80	...
Deficiência Hídrica	-0,292E-02	0,201E-02	0,145	5,22	...
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	0,1087	0,2586	0,674	0,01352	
Vale do Paraíba	0,1246	0,1874	0,506	0,02751	
Sorocaba	-0,3667	0,1135	0,001	0,16224	
Campinas	-0,0165	0,1229	0,893	0,11888	
Ribeirão Preto	0,1720	0,1115	0,123	0,21259	
Bauru	-0,3521	0,1661	0,034	0,03870	
São José do Rio Preto	-0,2198	0,1140	0,054	0,14685	
Araçatuba	-0,3494	0,1456	0,016	0,05688	
Presidente Prudente	0,1977	0,1344	0,141	0,08998	
Constante	-0,4609	0,1276	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,166				
% Certa	71,2				
$\lambda(\beta)$	-1.199,770				
$\chi^2$ <sup>(4)</sup>	403,395 <sup>a</sup>				
$\rho^2$	0,144				
Pseudo $R^2$ <sup>(5)</sup>	0,508				

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança.

(2) Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

(4) Nível de significância:  $\alpha=1\%$ .

(5) Pseudo  $R^2$  de McKelvey & Zavoina (1975).

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 20 - Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Fertilizantes Químicos na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Desvio Padrão de X
<b>Estruturais</b>					
Escolaridade do Produtor	-0,07552	0,557E-01	0,175	6,01	5,68
Escolaridade do Administrador	0,01492	0,950E-01	0,875	2,03	3,30
Trabalho Não Residente	0,09517	0,796E-01	0,232	1,17	5,20
Disponibilidade de Pesquisa 3	0,02573	0,412E-02	0,000	239,21	107,59
Área Total do Imóvel	0,00075	0,899E-03	0,407	174,29	400,42
Área Cultivada com Lavouras	-0,00162	0,155E-02	0,297	70,32	295,19
Proporção da Área Cultivada	0,02670	0,119E-01	0,025	37,19	33,97
<b>Conjunturais</b>					
Probabilidade Acesso a Crédito	0,17281	0,531E-01	0,001	9,21	7,61
Preços Mínimos	-0,01129	0,996E-02	0,257	84,85	58,59
Proporção de Produt. Domésticos	0,06850	0,144E-01	0,000	45,72	42,47
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,00008	0,359E-03	0,830	1561,20	919,23
Deficiência Hídrica	-0,00498	0,202E-01	0,805	5,22	14,87
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-7,5658	3,590	0,035	0,01352	0,12
Vale do Paraíba	-3,7660	2,108	0,074	0,02751	0,16
Sorocaba	-2,8276	1,156	0,014	0,16192	0,37
Campinas	-0,4964	1,184	0,675	0,11899	0,32
Ribeirão Preto	-0,3605	1,027	0,726	0,21279	0,41
Bauru	-1,5447	1,690	0,361	0,03873	0,19
São José do Rio Preto	-0,9981	1,100	0,364	0,14699	0,35
Araçatuba	-0,6851	1,472	0,642	0,05693	0,23
Presidente Prudente	-0,7594	1,303	0,560	0,09006	0,28
Constante	-13,087	1,612	0,000		
$\sigma$	12,099	0,230	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,101				
$\Delta(\beta)$	-5.951,86				

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança. A variável dependente é a quantidade de fertilizantes químicos utilizada por unidade de área.

(2) Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 21 - Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Tração Mecânica na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Desvio Padrão de X
<b>Estruturais</b>					
Escol. Produtor e Administrador	0,5861	0,124E-00	0,000	8,06	7,52
Trabalho Residente	0,0476	0,162E-00	0,768	2,43	6,81
Trabalho Não Residente	0,6484	0,257E-00	0,012	1,16	5,22
Disponibilidade de Pesquisa 1	0,0104	0,439E-01	0,814	5,59	3,05
Área Total do Imóvel	0,0231	0,283E-02	0,000	172,84	403,92
Área Cultivada com Lavouras	0,0201	0,515E-02	0,000	67,67	294,16
Proporção da Área Cultivada	0,1203	0,364E-01	0,001	36,71	33,78
<b>Conjunturais</b>					
Probabilidade Acesso a Crédito	0,5305	0,168E-00	0,002	9,13	7,58
Preços Mínimos	-0,0252	0,331E-01	0,446	84,31	58,77
Proporção de Produt. Domésticos	0,0887	0,458E-01	0,053	46,03	42,50
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	0,0016	0,113E-02	0,159	1.553,00	915,26
Deficiência Hídrica	-0,0386	0,635E-01	0,543	5,21	14,85
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	-36,4310	11,940	0,002	0,01416	0,12
Vale do Paraíba	-6,5581	6,540	0,316	0,02783	0,16
Sorocaba	-2,2917	3,515	0,514	0,16602	0,37
Campinas	5,5041	3,694	0,136	0,11670	0,32
Ribeirão Preto	13,0560	3,204	0,000	0,20654	0,40
Bauru	0,9281	5,250	0,860	0,04053	0,20
São José do Rio Preto	4,4635	3,428	0,193	0,14648	0,35
Araçatuba	4,6083	4,523	0,308	0,05762	0,23
Presidente Prudente	-3,1497	4,044	0,436	0,08936	0,29
Constante	-28,3600	4,079	0,000		
$\sigma$	38,1580	0,704	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,220				
$s(\beta)$	-7.865,21				

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança. A variável dependente é o total de despesas com óleo diesel e óleo combustível no ano agrícola 1988/89.

(2) Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

(3) Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

TABELA 22 - Resultados da Análise de Tobit para os Determinantes da Intensidade de Uso de Defensivos e Herbicidas na Agricultura, Estado de São Paulo, 1989 <sup>(1)</sup>.

Grupos de Fatores / Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Nível Sig. <sup>(2)</sup>	Média de X	Desvio Padrão de X
<b>Estruturais</b>					
Escolar. Produtor e Administrador	14,2180	4,681	0,002	8,11	7,52
Trabalho Residente	0,1596	6,063	0,979	2,40	6,17
Trabalho Não Residente	10,6330	10,710	0,321	1,05	3,70
Disponibilidade de Pesquisa 3	2,3669	0,388	0,000	246,95	113,82
Área Total do Imóvel	0,1346	0,106	0,205	170,45	390,52
Área Cultivada com Lavouras	-0,3104	0,236	0,188	64,36	201,76
Proporção da Área Cultivada	2,9421	1,385	0,033	37,33	33,66
<b>Conjunturais</b>					
Probabilidade Acesso a Crédito	35,4700	6,300	0,000	9,17	7,30
Preços Mínimos	-5,1139	1,182	0,000	86,47	58,00
Proporção de Produt. Domésticos	7,0112	1,708	0,000	47,66	42,43
<b>Ambientais</b>					
Valor da Terra	-0,0328	0,041	0,428	1.554,40	919,60
Deficiência Hídrica	-4,3083	2,521	0,087	4,95	14,34
<b>Locacionais</b>					
São Paulo	568,91	307,7	0,064	0,01417	0,12
Vale do Paraíba	195,36	222,7	0,380	0,02835	0,17
Sorocaba	-173,52	134,6	0,197	0,16850	0,37
Campinas	370,66	136,4	0,007	0,11811	0,32
Ribeirão Preto	93,14	118,6	0,432	0,20262	0,40
Bauru	-249,47	198,1	0,208	0,04042	0,20
São José do Rio Preto	-149,12	128,5	0,246	0,15066	0,36
Araçatuba	-214,07	179,9	0,234	0,05669	0,23
Presidente Prudente	142,08	146,9	0,333	0,08556	0,28
Constante	-1.408,60	173,7	0,000		
$\sigma$	1.319,00	27,4	0,000		
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>					
$R^2$ <sup>(3)</sup>	0,161				
$\Delta(\beta)$	-10.511,54				

<sup>(1)</sup> Modelo ajustado por máxima verossimilhança. A variável dependente é o valor gasto com esses produtos no ano agrícola 1988/89.

<sup>(2)</sup> Nível de significância do teste  $t$  calculado pela razão coeficiente / desvio padrão.

<sup>(3)</sup> Do ajuste inicial, por mínimos quadrados ordinários.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

igual a 9.091 cruzados novos da época<sup>87</sup> (tabela 21). No *tobit* especificado para defensivos e herbicidas, a média da variável dependente - gastos com esses produtos - foi de 95,53 cruzados novos<sup>88</sup>, utilizando-se 1.905 observações (tabela 22).

Como a amostra levada a campo em 1988/89 era muito menor do que a de 1973/74, além de apresentar um percentual de falta de respostas mais elevado, optou-se por seguir a recomendação de Greene (1995), e diversas variáveis tiveram seus valores transformados, para evitar a ocorrência de diferenças de escala muito grandes<sup>89</sup>.

Das variáveis estruturais representativas do capital humano, a escolaridade - de proprietários e administradores - continuou com influência positiva e significativa sobre a adoção e a intensidade de uso de máquinas e defensivos, mas deixou de afetar o uso de fertilizantes no plantio e em cobertura (tabelas 16 a 22).

Para a disponibilidade de pesquisa científica, os dados de 1988/89 repetem os resultados de 1973/74, ou seja, forte influência sobre a adoção e a intensidade de uso de fertilizantes e de

---

<sup>87</sup> Equivalentes a US\$ 4.759,69, em junho de 1989, pelo câmbio oficial, e a US\$ 2.504,41 pelo *black*, naquele mesmo mês.

<sup>88</sup> Suficientes para adquirir 20,54 quilos de produtos, conforme a cesta considerada no cálculo do preço médio.

<sup>89</sup> Mais especificamente, os dias de trabalho no ano (de residentes e não-residentes), os gastos com combustíveis, a quantidade utilizada de fertilizantes, e o valor da terra nua, foram divididos por 1.000; as proporções de áreas totais cultivadas e cultivadas com produtos domésticos, assim como a proporção de custos operacionais cobertos pelos preços mínimos, foram multiplicadas por 100.



defensivos e herbicidas, e nenhum reflexo sobre o uso de tração mecânica (tabelas 16 a 22).

O emprego de mão-de-obra residente, que diminuiu entre os dois cortes seccionais analisados, em 1988/89 continuou afetando somente a adoção de tração mecânica, enquanto que a disponibilidade - ou o emprego - de mão-de-obra não residente, cuja importância relativa aumentou, influenciava a adoção de tecnologias químicas e a intensidade de uso de tração mecânica (tabelas 16 a 22).

A área total do imóvel continuou associada à adoção e uso de tração mecânica e à adoção de tecnologias químicas: dessa vez, inclusive fertilizantes no plantio. A proporção da área do imóvel efetivamente cultivada com lavouras, também voltou a apresentar coeficientes positivos em todos os modelos, exceto o de intensidade de uso de defensivos. Já a área plantada com culturas anuais e perenes, passou a afetar negativamente a adoção de fertilizantes, indicando que essa variável passou a representar melhor, nesse caso, a possibilidade de substituição entre terra e esse insumo; por outro lado, embora o coeficiente positivo associado à intensidade de mecanização tenha ocorrido novamente, no modelo de adoção dessa técnica a variável apresentou um sinal negativo difícil de ser explicado (tabelas 16 a 22).

No grupo de fatores conjunturais, a probabilidade de acesso ao crédito de custeio apresentou sempre coeficientes positivos e significativos, indicando que o crédito rural continuava sendo um importante instrumento de modernização da agricultura.

Quanto aos preços mínimos de garantia, os dados de 1988/89 - salvo algum importante viés na construção dessa variável<sup>90</sup> - reafirmam que essa política não vinha sendo capaz de promover a adoção de tecnologias, com parâmetros negativos ou não significativos (tabelas 16 a 22).

A proporção da área de lavouras explorada com produtos domésticos, representando a conjuntura mais favorável a essas culturas, apresentou sempre sinal positivo, ao contrário do ocorrido em 1973/74.

Entre os fatores ambientais, a deficiência hídrica do período outubro-março, de novo apresentou coeficientes quase sempre não significativos, exceto sobre a adoção de mecanização e a intensidade de uso de defensivos e herbicidas, em que se verificou influência negativa, ao contrário - e mais razoável - do que os resultados de 1973/74 (tabelas 16 a 22).

O valor das terras do imóvel, aparentemente deixou de afetar a adoção (com exceção de tração mecânica) e a intensidade de uso das tecnologias; é possível que a inflação elevada verificada naquele período tenha prejudicado a sinalização que esse preços deveriam fornecer.

Aparentemente, o processo de modernização encontrava-se consolidado o suficiente em 1988/89, com substancial diminuição nos parâmetros significativos associados às regiões do Estado: somente

---

<sup>90</sup> No cálculo da proporção de custos cobertos pelos preços mínimos, a receita foi estimada com base na produtividade prevista nas planilhas de custos operacionais, e não na média efetivamente obtida no Estado, que é invariavelmente menor.

os das DIRAs de Registro (São Paulo) e, em menor escala, São José dos Campos (Vale do Paraíba) e Sorocaba apresentaram constantemente sinais negativos, enquanto Ribeirão Preto teve a maior frequência de coeficientes positivos (tabelas 16 a 22).

Os valores dos efeitos marginais (tabelas 16 a 19), mostram que elevando-se a média de escolaridade dos proprietários dos imóveis rurais para 8 anos (1º grau completo), as probabilidades de adoção de tração mecânica e de defensivos e herbicidas, subiriam cerca de 1,5%; se a escolaridade dos administradores atingisse aquele nível, a probabilidade de adoção de mecanização aumentaria perto de 8%.

A cada 10 artigos científicos adicionais publicados - referentes às tecnologias em questão ou de natureza correlata - esperar-se-ia aumento na probabilidades de adoção de fertilizantes no sulco da ordem de 2%, em cobertura, de cerca de 2,5%, e de defensivos e herbicidas em quase 0,5%.

Em relação à área total do imóvel, a cada 10 alqueires de terra adicional, a probabilidade de adoção de fertilizantes no plantio aumentaria 0,15%, a de fertilizantes em cobertura 0,2%, a de mecanização pouco mais de 0,5%, e a de defensivos, 0,12%.

Caso a proporção da área total cultivada fosse elevada em 1%, as probabilidades de adoção subiriam cerca de 0,2% para fertilizantes químicos (no plantio e em cobertura) e defensivos, e de 0,1% para a mecanização.

Se a área média cultivada com lavouras fosse 5 alqueires maior, diminuiria a probabilidade de adoção de insumos químicos e mecânicos entre 0,15% e 0,2%.

Aumentando-se em um equivalente-homem, o emprego anual médio de mão-de-obra residente, a probabilidade de adoção de tração mecânica subiria quase 0,2%; já uma elevação em um equivalente-homem durante um mês<sup>91</sup>, no total empregado ou disponível de volantes e outros não residentes, causaria crescimento de 0,07%, nas probabilidades de adoção de fertilizantes (no plantio e em cobertura), e de quase 0,05% na de defensivos.

No grupo de fatores conjunturais, a cada 1% de aumento na probabilidade de acesso a crédito de custeio, poder-se-ia esperar aumentos entre 1% e 2% nas probabilidades de adoção de tecnologias.

Com a mesma estrutura de custos, preços mínimos 10% superiores tenderiam a diminuir a probabilidade de adoção de fertilizantes em cobertura em 1,5%, a de mecanização em quase 0,8%, e a de defensivos em 1,8%.

Por último, entre os fatores ambientais, níveis de preços de terra 10% maiores, aumentariam a probabilidade de adoção de tração mecânica em cerca de 0,7%. Níveis médios de deficiências hídricas 1 mm superiores, tenderiam a diminuir a probabilidade de mecanização em 0,1%.

Através do cálculo das elasticidades, nos modelos tipo *tobit*, observa-se que aumentos de 10% no uso potencial (ou desejado) de

---

<sup>91</sup> Trabalhando 17,2 dias.

fertilizantes teriam sido motivados por elevações de cerca de 2% no número de artigos científicos publicados em São Paulo - referentes a fertilizantes ou de natureza correlata - ou por uma proporção de área cultivada com produtos domésticos 3% maior, ou por uma elevação de 5% na probabilidade de acesso a crédito, ou ainda, por uma proporção da área total cultivada 9% superior (tabela 20).

Aumentos de 10% nos níveis de gastos latentes (quantidades potenciais ou desejadas) com óleo diesel e óleo combustível, teriam sido motivados por elevações de cerca de 19% na escolaridade de proprietários e administradores ou na probabilidade de acesso a crédito de custeio, ou de cerca de 21% na proporção da área total efetivamente cultivada com lavouras, ou de 23%, tanto na área total dos imóveis, quanto na proporção de produtos domésticos, ou de 67% na área cultivada, ou ainda, de 120% na disponibilidade ou no uso de mão-de-obra não residente (tabela 21).

No caso de defensivos e herbicidas, aumentos de 10% nos gastos esperados (ou potenciais), teriam sido motivados por elevações de cerca de 2% no número de artigos científicos publicados, ou de cerca de 3%, tanto na probabilidade de acesso a crédito de custeio, como na proporção de produtos domésticos, ou ainda, com elevações entre 8% e 9% na escolaridade de proprietários e administradores ou na proporção de área efetivamente cultivada. Diminuição de 10% nesses gastos potenciais, seria causada por aumentos de cerca de 2% no nível de preços mínimos, ou de pouco menos de 45% na média das deficiências hídricas normais (tabela 22).

#### 4. MENSURAÇÃO DA EFICIÊNCIA NA AGRICULTURA PAULISTA: modelos econométricos de fronteira.

Uma função de produção pode ser definida como o máximo de produto possível de ser obtido a partir de um conjunto de insumos, dada a tecnologia existente e disponível para as firmas<sup>92</sup>.

Considerando-se uma firma produtora de um produto  $y$  - vendido a um preço  $p > 0$ , e produzido empregando vetores de  $n$  insumos  $x = (x_1, \dots, x_n)$ , disponíveis aos preços  $w = (w_1, \dots, w_n)$  - a transformação eficiente de insumos em produto pode ser caracterizada pela função de produção  $f(x)$ , que representa o máximo de produto obtível de vários vetores de insumos. Outra representação da tecnologia de produção eficiente pode ser a função-custo  $c(y, w) = \min_x \{w'x / f(x) \geq y, x \geq 0\}$ , que mostra o custo mínimo necessário à produção de  $y$ , dados os  $w$  preços de insumos. Uma terceira representação é dada pela função lucro,  $\pi(p, w) = \max_{y, x} \{py - w'x / f(x) \geq y, x \geq 0, y \geq 0\}$ , indicando o máximo lucro possível, dados os preços do produto e dos insumos. Na literatura econométrica  $f(x)$ ,  $c(y, w)$  e  $\pi(p, w)$  são considerados fronteiras típicas, já que caracterizam o comportamento otimizador de um produtor eficiente, e estabelecem os limites possíveis de suas variáveis dependentes (Førsund, Lovell e Schmidt, 1980).

<sup>92</sup> Um dos pressupostos críticos nessa abordagem, é o de que as possibilidades técnicas de produção disponíveis para todos os produtores agrícolas, podem ser descritas pela mesma função de produção (Hayami & Ruttan, 1988). Foge ao escopo deste trabalho apresentar as diversas críticas aos pressupostos e ao próprio conceito de função de produção, bem como as

Dado um plano de produção  $(y^o, x^o)$ , o mesmo é definido como tecnicamente eficiente se  $y^o = f(x^o)$ , e como tecnicamente ineficiente se  $y^o < f(x^o)$ , assumindo-se ser impossível  $y^o > f(x^o)$ . Uma medida da eficiência técnica desse plano pode ser representada por  $0 \leq y^o / f(x^o) \leq 1$ . A ineficiência técnica deve-se ao uso excessivo de insumos, que tem um custo, portanto,  $w'x^o \geq c(y^o, w)$ ; como o custo não foi minimizado, o lucro não foi maximizado, ou,  $(py^o - w'x^o) \leq \pi(p, w)$ . A ineficiência pode ser também alocativa, proveniente do uso de proporções inadequadas de insumos, que diferem da solução de custo mínimo e lucro máximo. A combinação de eficiências técnica e alocativa, embora necessária, não é suficiente para a maximização de lucro, porque a firma pode ainda, ser ineficiente quanto à escala de produção, ou,  $p \neq c_y(y^o, w)$  (Førsund, Lovell e Schmidt, 1980).

Conforme Battese (1992), funções estimadas em estudos empíricos utilizando métodos tradicionais como mínimos quadrados, seriam melhor denominadas de funções-resposta (ou médias), do que funções de produção.

Farrel (1957), propôs um método econométrico mais adequado para estimação de funções de produção e para medir eficiências técnica e alocativa<sup>93</sup>, que pode ser considerado um método não-

---

tentativas de resgatá-lo; introduções a essas discussões encontram-se em Georgescu-Roegen (1970) e em Oliveira (1987).

<sup>93</sup> Naturalmente, pode-se argumentar que as decisões dos agentes econômicos são simultâneas; portanto, as que afetam a eficiência alocativa podem ter efeitos sobre a eficiência técnica, e vice-versa. O que Farrell (1957) assumiu, foi a

paramétrico de fronteira determinística. Considere-se uma firma produzindo  $y$  com o uso dos insumos  $x_1$  e  $x_2$ , e assumase que a função de produção de fronteira é  $y=f(x_1, x_2)$ . Sob retornos constantes à escala, pode-se escrever  $l=f(x_1, x_2)$ , ou seja, a fronteira tecnológica pode ser representada por uma isoquanta unitária

(Figura 2). Se o ponto A, que por definição não pode estar abaixo da curva  $UU'$ , representa a produção da quantidade  $y^o$  com o uso de  $x_1^o$  e  $x_2^o$ , então a razão  $OB/OA$  - que é a divisão dos insumos necessários para produzir  $y^o$  pela quantidade de insumos efetivamente utilizada para produzir essa mesma quantidade  $y^o$  - mede a ineficiência técnica. A

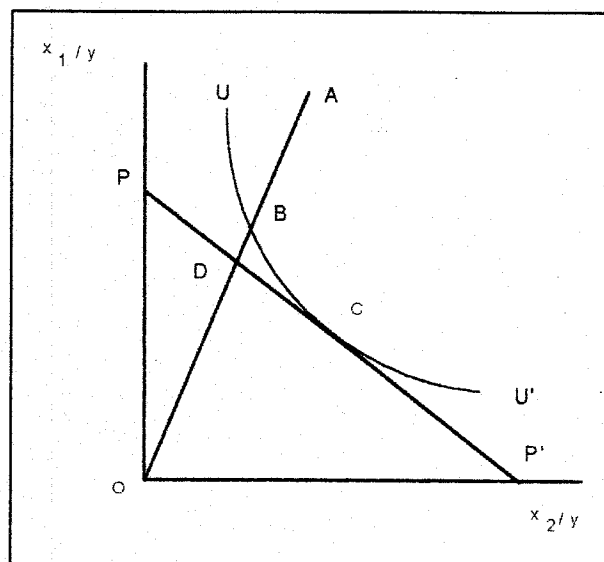


Figura 2 - Eficiências Técnica e Alocativa das Firmas

isoquanta  $UU'$  representa, portanto, a produção mais eficiente em relação ao uso de insumos, e os desvios em relação a ela foram considerados por Farrell (1957), como associados à ineficiência técnica das firmas.

Se a reta  $PP'$  representar os preços relativos dos insumos, a razão  $OD/OB$  mede a ineficiência alocativa, com os custos no ponto D sendo os mesmos do ponto C, alocativamente eficiente; já os custos

---

possibilidade de desagregação dessas decisões conjuntas e de medir empiricamente seus efeitos (Kopp, 1981).



no ponto B, que é tecnicamente eficiente, são maiores do que os dos pontos D e C, devido à ineficiência alocativa. Uma medida da eficiência total é proporcionada pela relação  $AD/OA$  (Førsund, Lovell e Schmidt, 1980).

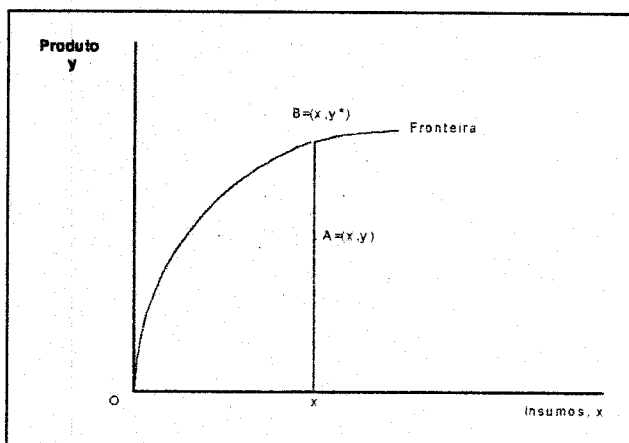


Figura 3 - Eficiência Técnica das Firmas em um Espaço Insumo-Produto

Batesse (1992) elaborou uma representação mais geral do conceito de função de produção de Farrell, ocupando-se somente do conceito de eficiência técnica, com o eixo horizontal representando o vetor de insumos ( $x$ ) associado à produção de  $y$ , e os valores de insumo-produto estando abaixo da fronteira de produção, o que significa que as firmas não conseguem produzir o máximo de produto possível, dada a quantidade de insumos utilizada e a tecnologia existente (Figura 3). Então, uma medida da eficiência técnica de alguma firma operando no ponto A, é dada pela razão  $y/y^*$ , onde  $y^*$  é a produção de fronteira associada ao nível de insumos empregados (representada no ponto B). Essa é uma medida de eficiência técnica condicionada, portanto, aos níveis de insumos empregados.

Como a isoquanta  $UU'$  (figura 2) não é observável, tem que ser estimada a partir de uma amostra de pontos, provavelmente ineficientes, como o representado pelo ponto A.

A abordagem de Farrell (1957), emprega técnicas de programação linear para estimar a isoquanta, o que a torna muito suscetível a observações extremas e a erros de medida. Esse autor propôs também o uso de métodos paramétricos, recomendando o emprego de formas funcionais como a Cobb-Douglas; entretanto, apesar da facilidade de expressar a fronteira em uma forma matemática simples, alertou para a desvantagem de imposição de uma forma funcional específica e restritiva.

O trabalho de Aigner & Chu (1968) inicia a metodologia conhecida como modelo de fronteira de parâmetros determinísticos (paramétrico), que poderia ser estimado por programação linear ou por programação quadrática, com os pontos da amostra coincidindo ou estando abaixo da fronteira. Timmer (1971) sugeriu um modelo de função de produção de fronteira probabilístico, no qual seria possível que uma pequena parcela da amostra excedesse a fronteira; embora essa possibilidade fosse desejável para lidar com *outliers*, padecia de falta de racionalidade econômica.

Esses modelos podem ser passíveis de análise estatística sob certas pressuposições, o que foi efetuado, inicialmente por Afriat (1972), no que ficou conhecido como função de produção de fronteira determinística probabilística, e que pode ser descrito por (Battese, 1992):

$$y_i = f(x_i; \beta) e^{-u_i}, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (17)$$

onde  $y$  representa o nível de produção possível para a  $i$ -ésima firma,  $f(x_i; \beta)$  é uma forma funcional apropriada<sup>94</sup>,  $x_i$  é o vetor de insumos - exógeno (independente de  $U_i$ ) -,  $\beta$  é um vetor de parâmetros desconhecidos,  $U_i$  é uma variável aleatória, independente e identicamente distribuída, não negativa - relacionada a fatores específicos que contribuem para que a firma não atinja a máxima eficiência na produção - e  $N$  representa o número de firmas presentes em uma amostra seccional da indústria. Como  $U_i \geq 0$  - e, portanto,  $0 \leq e^{-U_i} \leq 1$  - a produção possível tem que estar abaixo de  $f(x_i, \beta)$ .

A escolha de uma determinada distribuição para  $U$  (ou  $e^{-U_i}$ ) é importante porque condiciona os resultados de estimativas de máxima verossimilhança; isso é problemático, porque não existem razões definitivas *a priori*, orientando essa escolha, somente as de conveniência estatística (Førsund, Lovell e Schmidt, 1980)<sup>95</sup>. Afriat (1972) assumiu uma distribuição *beta* com dois parâmetros; Richmond (1974), uma distribuição *gama*<sup>96</sup>. Schmidt (1976) demonstrou, para o modelo de Aigner & Chu, que o método de programação linear era de máxima verossimilhança se  $U$  tivesse distribuição *exponencial*, e

---

<sup>94</sup> Por exemplo, uma Cobb-Douglas (Griliches & Ringstad, 1971) ou uma Translog (Christensen, Jorgenson e Lau, 1971).

<sup>95</sup> Kopp & Mullahy (1990) analisaram as implicações do relaxamento de algumas das pressuposições sobre os erros para a estimação desses modelos, concluindo por sua dificuldade ou virtual impossibilidade.

<sup>96</sup> Características dessas distribuições encontram-se em Mood, Graybill e Boes (1974) e em Spanos (1986).

caso  $U$  tivesse distribuição 'metade' (*half*) *normal*, de máxima verossimilhança seria o método de programação quadrática. Alertou ainda, que os limites da variável dependente resultam da estimação dos parâmetros, o que viola uma das condições impostas na prova de que o estimador de máxima verossimilhança é consistente e assintoticamente eficiente. Greene (1980a) demonstrou que as propriedades assintóticas de estimadores de máxima verossimilhança permanecem, se  $U$  cumprir determinadas condições que a distribuição *gama* satisfaz<sup>97</sup>. O mesmo autor (Greene, 1990) mostrou que as restrições assumidas em modelos com distribuições 'metade' (*half*) *normal* ou *exponencial*, podem ter larga influência sobre os padrões de ineficiência estimados, propiciando valores mais elevados do que os oriundos de modelos estimados assumindo a distribuição *gama*.

Os modelos descritos são conhecidos como determinísticos: as firmas têm as mesmas fronteiras de produção, custos e lucros, com as variações de desempenho sendo atribuídas a oscilações individuais na eficiência, em relação às fronteiras. Não contemplam, portanto, a possibilidade do desempenho individual ser afetado por fatores fora do controle das firmas, como a vontade, esforço e sorte do produtor (Marschak & Andrews, citados por Aigner, Lovell e Schmidt, 1977), choques puramente aleatórios (Aigner & Chu, 1968), problemas de definição e de medida de variáveis (Timmer, 1971), ou as variações de clima, topografia e

---

<sup>97</sup> Há um método alternativo de estimação, proposto por Richmond (1974) e aperfeiçoado por Greene (1980a), baseado em correções de resultados obtidos de mínimos quadrados.

tipo de solo entre propriedades rurais, freqüentemente citadas por economistas agrícolas (Aigner, Lovell e Schmidt, 1977).

Essa deficiência levou ao desenvolvimento de modelos de fronteiras estocásticas (Aigner, Lovell & Schmidt, 1977)<sup>98</sup>, que possibilitaram especificar os erros como compostos de duas partes, com um componente simétrico (normal) representando efeitos aleatórios fora do controle da firma, além do componente unilateral (não negativo) que capturava efeitos por ela controláveis (ineficiência) (Schmidt & Lovell, 1979).

Uma função de produção de fronteira estocástica pode ser descrita por (Battese, 1992):

$$y_i = f(x_i; \beta) e^{(V_i - U_i)} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (18)$$

onde  $V_i$  é um erro aleatório com média zero, associado aos fatores fora do controle da firma. Pelo modelo, o limite superior da produção possível é a quantidade estocástica  $f(x_i, \beta) e^{(V_i)}$ , com  $V_i$  e  $U_i$  sendo independentes.

Considere-se duas firmas,  $i$  e  $j$ , que produzam as quantidades  $y_i$  e  $y_j$ , utilizando insumos representados pelos vetores  $x_i$  e  $x_j$  (Figura 4). O produto de fronteira  $y_i^*$  excede o da função de produção determinística  $f(x_i, \beta)$ , porque a atividade produtiva da  $i$ -ésima firma encontrou condições favoráveis de produção, fazendo com

---

<sup>98</sup> Essa especificação também foi proposta, independentemente, por Meeusen & Van der Broeck (1977).

que o erro aleatório  $V_i$  seja positivo; já a  $j$ -ésima firma tem produto de fronteira  $y_j^*$  menor do que o representado pela função de produção determinística porque sua atividade produtiva está associada a condições desfavoráveis, representadas pelo valor negativo de  $V_j$  (Battese, 1992).

A eficiência técnica de uma firma individual, dado um determinado uso de insumos, é definida pela razão entre o produto observado e o correspondente produto de fronteira. Para a  $i$ -ésima firma do exemplo, temos:

$$ET_i = y_i / y_i^* = \frac{f(x_i; \beta) e^{(V_i - U_i)}}{f(x_i; \beta) e^{(V_i)}} = e^{(-U_i)} \quad (19)$$

Embora esse conceito de eficiência técnica seja o mesmo do modelo de função de produção de fronteira determinístico, as estimativas dos valores diferem nas duas formulações, já que a firma  $j$  (Figura 4), por exemplo, é considerada mais eficiente, dadas as condições desfavoráveis que enfrentou no processo produtivo ( $V_i < 0$ ), do que se fosse considerado o valor da fronteira determinística; para a firma  $i$ , ocorre o oposto. Para um determinado conjunto de dados, as estimativas de eficiência técnica serão maiores no caso de fronteira estocástica, uma vez que no

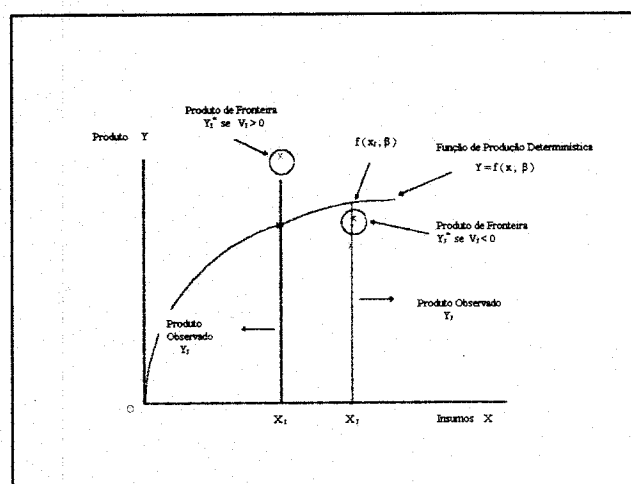


Figura 4 - Função de Produção de Fronteira Estocástica

modelo determinístico o limite estabelecido não pode ser ultrapassado (Battese, 1992).

A estimação de modelos de fronteira estocástica pode ser efetuada por máxima verossimilhança ou por mínimos quadrados ordinários corrigidos; Olson, Schmidt e Waldman (1980) concluíram que o desempenho das duas técnicas era equivalente, tanto em amostras pequenas como em amostras grandes, enquanto que o método de dois estágios de Newton-Raphson, embora consistente e assintoticamente eficiente, foi considerado nitidamente inferior. Coelli (1995), através de experimentos de Monte Carlo, concluiu pela existência de vieses, tanto em estimações por mínimos quadrados ordinários corrigidos, como por máxima verossimilhança; entretanto, o segundo estimador forneceria melhores estimativas, e os vieses tenderiam a diminuir com o aumento do tamanho da amostra. Stevenson (1980) demonstrou que as distribuições 'metade' (*half normal* e *exponencial* - usadas por Aigner, Lovell & Schmidt, 1977 e Meeusen & Van der Broeck, 1977, para representar a distribuição de  $U$  - poderiam ser generalizadas para *normal truncada* e *gama*, respectivamente, incluindo casos em que a probabilidade de obter valores de  $U_i$  próximos de zero seja baixa (ou seja, em que haja considerável ineficiência técnica envolvida). Greene (1982) desenvolveu um algoritmo simples para estimar modelos de fronteira estocástica.

Van den Broek et al. (1980) efetuaram comparações entre funções de fronteiras estocásticas e determinísticas, concluindo

que os parâmetros delas provenientes diferiam consideravelmente e de forma não-sistemática. Portanto, a escolha da especificação deveria ser baseada na qualidade dos dados, no processo em que foram gerados e, principalmente, nos propósitos do estudo.

Uma desvantagem do modelo de fronteira estocástica, era a impossibilidade de estimar o nível de eficiência técnica para cada observação, o que foi conseguido por Jøndrow et al. (1982) para os casos em que seja assumido que  $U$  apresenta distribuição 'metade' (*half*) normal ou exponencial e, posteriormente, generalizado por Battese & Coelli (1988).

Os modelos de fronteira, tanto determinísticos como estocásticos, foram desenvolvidos, inicialmente, para serem empregados em cortes seccionais. Pitt & Lee, em 1981<sup>99</sup>, estimaram uma função de produção de fronteira estocástica para  $N$  firmas e  $T$  períodos de tempo (dados de painel), considerando que os valores de  $U_i$  seriam invariantes no tempo, isto é,  $U_{it} = U_i$ ,  $i=1,2,\dots,T$ ; um modelo desse tipo, em que as eficiências técnicas eram consideradas invariantes no tempo, foi empregado por Battese & Coelli (1988). Essa limitação<sup>100</sup> foi ultrapassada por Cornwell, Schmidt & Sickles (1990), cujo modelo foi estimado por variáveis instrumentais, e por Kumbhakar (1990), que derivou fórmulas para o cálculo de uma função paramétrica por máxima verossimilhança. A formulação de parâmetros

---

<sup>99</sup> Citados por Battese (1992), que também apresenta alguns exemplos de aplicações desse tipo de modelo.

<sup>100</sup> Para alguns autores isso não é uma limitação, e sim uma posição defensável; ver, por exemplo, Dawson, Lingard e Woodford (1991).



variando no tempo foi utilizada também por Battese & Tessema (1993).

A estimação de funções de produção de fronteira permite, como visto anteriormente, extrair informações sobre ineficiência técnica, mas não sobre ineficiência alocativa, já que são empregadas quantidades de insumos, mas não seus preços. Schmidt & Lovell (1979), sob pressuposições de minimização de custos, derivaram uma fronteira de custos estocástica a partir de uma forma Cobb-Douglas, que necessitava tanto das quantidades como dos preços dos insumos para que seus parâmetros fossem estimados. Schmidt & Lovell (1980) estenderam esse modelo para casos em que as ineficiências técnica e alocativa fossem correlacionadas.

Greene (1980b) obteve um sistema consistente para uma fronteira Translog de custos determinística e as respectivas equações de participação de fatores, metodologia também empregada por Akridge (1989); Kopp & Deiwert (1982) obtiveram medidas de eficiência técnica e alocativa através de uma fronteira construída a partir de uma função-resposta (ou média) Translog de custos. Essa abordagem não é completamente eficiente por ignorar as possíveis correlações dos termos de ineficiência alocativa (Bauer, 1990). Kumbhakar (1987) desenvolveu técnicas para a estimação de ineficiências técnica e alocativa a partir dos parâmetros de uma função de produção estocástica tipo Cobb-Douglas e pressuposições de maximização de lucros. Embora estejam em desenvolvimento vários sistemas que incluem o modelo de fronteira e sistemas de equações de demanda, há problemas metodológicos críticos nessas formulações,

restando ainda desenvolver estimadores operacionais e internamente consistentes para esses sistemas (Greene, 1992).

Como os modelos econométricos de fronteira necessitam que sejam impostas formas funcionais para representar as tecnologias, vem sendo desenvolvida uma abordagem alternativa, não paramétrica, conhecida como análise de dados envolventes (DEA - data envelopment analysis), que não necessita dessas pressuposições: a eficiência de uma determinada "unidade tomadora de decisões" é medida em relação a todas as outras unidades, com a restrição simples de que todas elas se encontram abaixo da fronteira eficiente ou, no máximo, sobre ela (Seiford & Thrall, 1990). Entretanto, esse método é muito sensível à existência de *outliers*, erros de medida e ruídos estatísticos em geral, que podem comprometer o próprio cálculo da fronteira (Bauer, 1990)<sup>101</sup>. Como - no caso da agricultura - boa parte dos produtos provêm de pequenas propriedades, onde a existência de dados acurados não é prioritária, essas informações estão, provavelmente, sujeitas a erros de medida. A pressuposição de que todos os desvios em relação à fronteira devem-se à ineficiência é difícil de ser aceita sem restrições, tratando-se da produção agrícola, inerentemente instável, devido ao clima, doenças, pragas, etc. Por isso, na área de economia agrícola, a abordagem econométrica vem sendo preferida (Coelli & Battese, 1996).

---

<sup>101</sup> Características e aplicações do DEA podem ser vistas nos trabalhos de Nord (1989), Charnes et al. (1990), Maindiratta (1990), Sengupta (1990) e Thompson et al. (1990)

Uma comparação entre medidas de eficiência provenientes de fronteiras determinísticas paramétricas e não-paramétricas foi efetuada por Bjurek, Hjalmarsson e Førsund (1990), concluindo que as diferenças eram surpreendentemente pequenas.

No início desse item, foi apresentado uma definição típica de fronteira, o máximo de produto que poderia ser obtido dada uma quantidade de insumos utilizada: esse máximo pode, entretanto, ser pensado em relação às firmas da amostra, ou em relação a todas as firmas existentes, considerada a tecnologia existente (Førsund, Lovell e Schmidt, 1980). No primeiro caso, que Farrell (1957) chamou de fronteira da melhor prática, podem ser enquadrados os métodos de parâmetros determinísticos (paramétricos e não-paramétricos), que não necessitam de pressuposições sobre as distribuições dos erros aleatórios. No último, que pode ser chamado de fronteira absoluta, podem ser classificados os métodos de fronteiras probabilísticas (determinísticas ou estocásticas). A importância prática dessa distinção, para Førsund, Lovell e Schmidt (1980), não é crucial, já que esses dois conceitos de fronteira são necessariamente assintoticamente convergentes.

O próprio conceito de ineficiência técnica não é indistintamente aceito, sendo objeto de considerável controvérsia. Muller (1974) destaca a existência de insumos não-físicos, em especial informações e conhecimentos, que limitariam o uso correto da tecnologia pelas firmas. No limite, considerados todos esses insumos, as diferenças de produtividade desapareceriam, tornando idênticas as funções média e de fronteira, que só seriam distintas

devido aos insumos ausentes da estimação. O conceito de fronteira seria, então, relativo e artificial. Stigler (1976) concorda com essas restrições, acrescentando que também pode estar deixando de ser observado o que realmente esta sendo maximizado ou as restrições durante o processo de maximização. Entretanto, apesar dessas críticas, a modelagem econométrica de funções de produção de fronteira vem sendo largamente utilizada, proporcionando uma medida que permite comparações da eficiência produtiva de firmas diferentes<sup>102</sup>.

Diversos são os exemplos de aplicações a dados agrícolas; Battese & Corra (1977) estimaram funções de produção de fronteira Cobb-Douglas determinísticas e estocásticas, com dados de 146 propriedades de três estados da Zona Pastoral do Este da Austrália, dos anos de 1973-74; encontraram diferenças significativas com o uso das duas especificações.

Russell & Young, em 1983<sup>103</sup> estimaram uma fronteira Cobb-Douglas determinística com dados de corte seccional referentes a 56 fazendas da região noroeste da Inglaterra e aos anos de 1977-78; a eficiência técnica medida variou de 0,42 a 1,00, com média de 0,73. Kontos & Young<sup>104</sup> no mesmo ano e com a mesma metodologia,

---

<sup>102</sup> Essas aplicações não se restringem apenas aos setores primário e secundário, mas cobrem também o de serviços; Aly et al. (1990), empregaram técnica de fronteira não-paramétrica para calcular a eficiência total, puramente técnica, alocativa e de escala para uma amostra de 322 bancos independentes, e o nível baixo de eficiência encontrado, foi considerado mais de natureza técnica do que alocativa.

<sup>103</sup> Citados por Battese (1992).

<sup>104</sup> Citados por Battese (1992).

encontraram eficiência técnica variando de 0,30 a 1,00, com média de 0,57, concluindo que havia considerável ineficiência numa amostra de 83 fazendas da Grécia nos anos de 1980-81. Dawson<sup>105</sup>, em 1985, analisando quatro anos de dados da amostra de 56 fazendas utilizada por Russel & Young, concluiu que a eficiência técnica estava diretamente relacionada ao tamanho da exploração. Conclusão semelhante foi obtida por Aly et al.<sup>106</sup>, que trabalharam com amostra de 88 fazendas produtoras de grãos de Illinois, EEUU, e encontraram eficiência técnica média de 0,58. Já Bagi<sup>107</sup>, em 1982, não encontrou diferenças de eficiência técnica entre grandes e pequenas fazendas do Oeste do Tennessee, EEUU, e nem entre produtores que se dedicavam à exploração em tempo parcial ou integral (*part-time or full-time farmers*). Usando uma fronteira Translog estocástica, Huang & Bagi<sup>108</sup>, em 1984, também não encontraram diferenças significativas de eficiência técnica entre pequenas e grandes propriedades da Índia.

Bravo-Ureta (1986) utilizou uma função de produção de fronteira Cobb-Douglas determinística para medir a eficiência em amostra de 222 fazendas produtoras de leite da região da Nova Inglaterra, EEUU, com dados de 1981; a eficiência técnica variou de 0,58 a 1,00, com média de 0,82. O autor concluiu que eficiência

---

<sup>105</sup> Citados por Battese (1992).

<sup>106</sup> Citados por Battese (1992).

<sup>107</sup> Citados por Battese (1992).

<sup>108</sup> Citados por Battese (1992).

técnica e tamanho da fazenda eram variáveis não-correlacionadas, e que a concentração da produção em um número menor de fazendas maiores devia-se mais ao baixo nível de renda das fazendas menores do que a uma maior eficiência das fazendas maiores.

Huang, Tang e Bagi (1986), empregando a abordagem de função lucro estocástica, concluíram que grandes propriedades tendiam a ser economicamente mais eficientes do que as pequenas, com dados de 151 fazendas dos estados de Punjab e Haryana, Índia, para 1969-70.

Ekanayake (1987) estimou parâmetros de funções de produção de fronteira Cobb-Douglas estocásticas, utilizando dados de 124 propriedades de Sri Lanka dos anos de 1984-85, concluindo que a eficiência estava relacionada à experiência do produtor, alfabetização e acesso a recursos creditícios.

Ali & Flinn (1989) com o uso de uma função lucro de fronteira estocástica, tipo Translog, concluíram que o nível educacional e insuficiência de crédito - entre outros fatores - explicavam as perdas de lucro ocasionadas por ineficiência técnica na produção de arroz no Punjab, Paquistão.

Empregando dados de 116 fazendas produtoras de leite de Utah, EEUU, funções de produção de fronteira estocásticas foram estimadas por Kumbhakar, Biswas e Bailey (1989); os resultados indicaram associação positiva entre anos de estudo e produtividades, fazendas grandes e médias sendo tecnicamente mais eficientes do que as pequenas e, fazendas grandes como mais eficientes que médias e pequenas com relação a alocação e escala.

Ali & Chaudhry, em 1990<sup>109</sup>, também com uma função de produção de fronteira Cobb-Douglas determinística, concluíram não haver diferenças significativas nas eficiência técnicas de quatro regiões do Punjab, Paquistão, cujas médias variaram de 0,80 a 0,87.

Uma função de produção de fronteira Cobb-Douglas estocástica foi ajustada por Kalirajan (1981), utilizando dados de 70 produtores de arroz que cultivavam variedades altamente produtivas (HYVs), estação rabi (inverno) do distrito de Coimbatore, Estado de Tamil Nadu, Índia, concluindo que as diferenças em relação à máxima produtividade possível, ocorridas em 1978, estavam inversamente relacionadas à experiência do produtor, ao número de contatos com o serviço de extensão rural e ao entendimento de tecnologias por parte do produtor. Com a mesma metodologia e dados de 91 produtores de arroz da mesma região, para a estação *kharif* (verão) de 1977, Kalirajan (1982) concluiu que 17% desses produtores conseguiam obter a produtividade máxima possível com o nível empregado de insumos.

Kalirajan & Flinn<sup>110</sup> estimaram uma função de produção de fronteira estocástica Translog com dados de 79 produtores de arroz das Filipinas, obtendo medidas de eficiência técnica entre 0,38 e 0,91, que foram explicadas pelo uso de práticas culturais, idade do produtor e contatos com extensionistas.

---

<sup>109</sup> Citados por Battese (1992).

<sup>110</sup> Citados por Battese (1992).

A partir da estimação de uma função de produção de fronteira Cobb-Douglas estocástica, Bravo-Uretra & Rieger (1991) concluíram, com dados de uma amostra de 511 produtores de leite da região da Nova Inglaterra (EEUU) do ano de 1984, que os níveis das medidas de eficiência técnica, eficiência alocativa e eficiência média não eram muito diferentes, e que os mesmos não eram marcadamente afetados por tamanho da fazenda, educação, extensão e experiência, apesar de algumas relações estatisticamente significativas.

Estudos com dados brasileiros são mais raros: Marques (1976) utilizou o modelo de fronteira de parâmetros determinísticos de Aigner & Chu (1968), estimado por programação linear, para analisar a eficiência técnica em amostra de 91 produtores do Vale do Paraíba, São Paulo, e dados do ano agrícola 1972/73; o índice médio obtido (0,3) esteve correlacionado apenas às variáveis categoria ocupacional (proprietário, parceiro, assalariado, etc.) e capacidade de leitura.

Lee & Tyler (1978) ajustaram uma função de produção de fronteira Cobb-Douglas estocástica com dados de 850 indústrias brasileiras do ano de 1971, publicados na revista Visão, estimando a eficiência média em 0,625 ou 0,697, dependendo da especificação adotada para a distribuição dos erros (*normal truncada* ou *exponencial*).

Uma análise dos efeitos do PRODEMATA sobre as eficiências técnica e alocativa de produtores tradicionais da Zona da Mata, Minas Gerais, com dados do ano agrícola 1981-82, foi efetuada por



Taylor, Drummond e Gomes (1986), a partir de uma função de produção de fronteira Cobb-Douglas determinística, cujos parâmetros foram estimados por mínimos quadrados ordinários corrigidos e por máxima verossimilhança; foi assumida uma distribuição *gama* para  $U_i$ . Os objetivos do PRODEMATA, financiado pelo Banco Mundial, eram de aumentar a produção agrícola, produtividades e renda de pequenos produtores tradicionais da região, fornecendo crédito subsidiado combinado com atividades de extensão rural, pesquisa e campos de demonstração e efetuando investimentos em saúde, condições sanitárias e educação. Os autores compararam os níveis de eficiência de participantes (amostra de 181 propriedades) e não participantes (amostra de 252 propriedades) do programa, obtendo níveis médios de eficiência técnica de 0,18 e 0,17, respectivamente, que não diferiam estatisticamente; portanto, o programa não teve efeito significativo sobre a eficiência técnica dos participantes. É interessante notar que a eficiência alocativa dos participantes do programa (0,70) - que tiveram acesso a crédito em condições especiais - foi significativamente menor do que as dos outros produtores (0,77); entretanto, foram utilizados os mesmos preços médios de insumos para todas as firmas, face à inexistência de dados individuais, o que pode ter afetado esses resultados, apesar dos autores considerarem esse procedimento razoável numa região pequena como a da Zona da Mata. Observa-se pelos resultados obtidos, uma relação inversa entre eficiência alocativa e tamanho de propriedade, tanto em participantes como em não participantes do programa. Já a eficiência técnica apresentava essa mesma tendência

apenas no grupo de não participantes, e comportamento inverso na amostra de produtores beneficiados. Os autores sugeriram que esses resultados corroboravam as hipóteses de Schultz (1965), sobre a eficiência de produtores tradicionais.

Os mesmos dados foram empregados por Taylor & Shonkwiler (1986), que ajustaram funções de produção de fronteiras Cobb-Douglas determinística e estocástica; os parâmetros foram estimados por máxima verossimilhança e os  $U_i$  foram assumidos como obedecendo distribuições *gama* (fronteira determinística) e '*metade*' (*half normal*) (fronteira estocástica). Os resultados obtidos foram muito diferentes: as médias de eficiência técnica foram relativamente elevadas e não diferiram estatisticamente segundo o modelo de fronteira estocástica - 0,71 para participantes do PRODEMATA e 0,70 para não participantes - e muito baixas e estatisticamente diferentes pelo modelo determinístico, 0,19 para participantes e 0,06 para os outros. Segundo Battese (1992), dadas as elevadas variâncias do modelo estocástico, é provável que os resultados do determinístico sejam mais confiáveis, indicando uma influência positiva do PRODEMATA sobre a eficiência - ainda muito baixa - dos pequenos produtores tradicionais. Entretanto, comparando-se esses resultados aos obtidos por Taylor, Drummond e Gomes (1986), com os mesmos dados, observa-se certa inconsistência na média obtida para os não participantes do programa.

Desai & Vosti (1989), empregaram dados de 284 propriedades da Zona da Mata, do ano de 1982, para analisar a eficiência na

produção com uma abordagem não-paramétrica (DEA). Os resultados obtidos mostraram uma enorme variação nos níveis de eficiência - de 0,06 a 1,0 para produtores de milho e arroz - que os autores verificaram estar correlacionada a fatores como uso de fertilizantes em milho e de tração animal em todas as culturas.

Aguiar et al. (1994) procuraram comparar a eficiência técnica em zonas agroecológicas brasileiras, com dados dos Censos Agropecuários de 1970, 1975 e 1980, utilizando os municípios como unidade de observação. Zonas agroecológicas (74) foram classificadas - através de análises fatorial e de conglomerados - em 4 grupos: o primeiro especializado na exploração pecuária capital intensiva; o segundo caracterizado pela exploração agrícola capital intensiva; o terceiro, especializado no extrativismo vegetal e lavouras de subsistência, com uso intensivo de mão-de-obra; e, o último com sistema de produção misto ou indefinido. Um modelo modificado de função de produção de fronteira Cobb-Douglas estocástica de dados de painel foi empregado, com os valores de  $U_i$  sendo considerados fixos no tempo e incorporados a  $N-1$  variáveis *dummies* (iguais ao número de observações seccionais menos um) introduzidas na função. Os índices médios estimados de eficiência técnica foram de 100% para o grupo 3, 79% para o grupo 1, 75% para o grupo 2 e, 56% para o grupo 4; os autores reconhecem que esses resultados são inesperados, embora tenham procurado justificá-los.

#### 4.1 Definição do Modelo e das Variáveis

De acordo com a argumentação apresentada anteriormente, optou-se por utilizar a especificação de função de produção de fronteira estocástica, cuja forma geral está descrita em (18), que parece mais adequada para representar a produção na agricultura, marcadamente sujeita a fenômenos que não estão sob o controle do produtor.

Como as pressuposições sobre a distribuição de  $U_i$  podem afetar os resultados, decidiu-se comparar os resultados das possibilidades permitidas pelo software utilizado: 'metade' (*half normal*), *normal truncada* e *exponencial* (Greene, 1992). A escolha da forma funcional *a priori* é outra fonte de resultados distintos<sup>111</sup>; inicialmente foram ajustadas funções do tipo Cobb-Douglas (Lau, 1986), que ainda é a mais freqüentemente empregada em estudos com a metodologia aqui empregada. Entretanto, são bem conhecidos os problemas restritivos a ela associados<sup>112</sup>. Alternativamente, foi

---

<sup>111</sup> Schmidt (1986) argumenta que formas mais flexíveis tenderiam a propiciar medidas de eficiência mais altas, por sua tendência de envolver os dados mais de perto.

<sup>112</sup> Haughton (1986) cita, entre outros: a) a elasticidade do produto com relação aos insumos é sempre a mesma, o que não ocorre em casos de retornos marginais decrescentes, como no uso de fertilizantes; b) a elasticidade de substituição entre qualquer par de insumos é constante e igual a 1, o que não é razoável no caso de insumos complementares, como sementes melhoradas e fertilizantes; e, c) as quantidades de insumos têm que ser positivas e em casos do não uso de algum deles por determinado elemento da amostra, adaptações - divisão da amostra, exclusão da variável ou emprego de *dummies* - têm que ser efetuadas. Ver também, a esse respeito, Griliches & Ringstad (1971) e Lau (1986).

utilizada uma forma funcional flexível<sup>113</sup> tipo Translog (Berndt & Christensen, 1973; Christensen, Jorgenson e Lau, 1973), cujos resultados foram cotejados com os provenientes da Cobb-Douglas<sup>114</sup>.

Os parâmetros foram estimados com dados em nível de imóvel rural, de dois cortes seccionais: os anos agrícolas 1973/74 e 1988/89, tendo como fonte o levantamento objetivo, anteriormente citado. Como variável dependente foi utilizado o valor da produção<sup>115</sup>; o cálculo para o ano agrícola 1973/74, em nível de imóvel, foi efetuado somando-se os valores das produções de cada produto, obtidos pelas multiplicações das quantidades produzidas pelos preços médios recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo, em 1974 (Prognóstico, 1971-88). Os produtos considerados foram algodão, amendoim (das águas e da seca), arroz, banana, batata (das águas e da seca), cana, café, feijão (das águas e da seca), laranja, mamona, mandioca, milho, soja e uva (para mesa e para indústria) que representavam 57,6% do valor da produção agrícola do Estado - inclusive produtos animais - e 91,6% do valor da produção do subsetor de lavouras. O mesmo procedimento foi

---

<sup>113</sup> Essas formas têm como características linearidade nos parâmetros e permitem aproximações até segunda ordem, de uma função arbitrária (Lau, 1986).

<sup>114</sup> Battese & Broca (1997) também empregaram essas duas formas funcionais em três diferentes especificações de modelos de fronteira, com dados de painel do Paquistão; a Cobb-Douglas foi rejeitada como uma representação adequada da fronteira em duas especificações.

<sup>115</sup> Nesse caso, a variável aleatória  $U_i$  representa todos os tipos de ineficiência na produção, inclusive ineficiência técnica. Se a estrutura de preços for a mesma para todos os produtores,  $U_i$  medirá somente ineficiência técnica. Portanto, a rigor, empregando-se o valor da produção como variável dependente,  $U_i$  representará a ineficiência econômica da produção nos imóveis rurais (Battese, Rambaldi e Wan, 1997).

utilizado no cálculo do valor da produção do ano agrícola 1988/89, sendo consideradas as culturas de algodão, amendoim (das águas e da seca), arroz, cana, café, feijão (das águas, da seca e de inverno), laranja, milho e soja, que representavam 60,2% do valor da produção agrícola e 84,4% do valor da produção do subsetor de lavouras (Anuário de Informações Estatísticas da Agricultura, 1990).

As variáveis explicativas incluídas nas funções foram as descritas a seguir.

*Terra* - obtida pela soma das áreas (em produção) plantadas com as culturas acima descritas, nos imóveis rurais, multiplicada pelos valores de aluguel de terra declarados nos questionários; alternativamente, o aluguel foi estimado a partir do preço da terra, dos questionários, multiplicado pela média do Estado, para a razão aluguel/preço de terra, com base em dados de janeiro de 1974, e novembro de 1988.

*Trabalho* - para efetuar a agregação do fator trabalho, é necessário ponderar diversas categorias de trabalhadores e faixas de idade, problema que preocupou diversos pesquisadores. Lopes (1978) considerou que, para empregados permanentes, uma mulher seria igual a 0,6 equivalentes-homem (EH) e uma criança, 0,4 EH; no caso de empregados temporários, admitiu valores de 0,66 EH e 0,5 EH, respectivamente.

Silva & Kageyama (1983), consideraram, para não assalariados empregados (parceiros e outra condição), uma mulher igual a 0,66 EH

e uma criança igual a 0,5 EH; para não empregados (responsável e membros não remunerados da família), uma mulher igual a 0,6 EH e uma criança igual a 0,4 EH. Já para empregados assalariados (permanentes e temporários), uma mulher foi considerada 1 EH, e uma criança, 0,5 EH. Essa mesma ponderação foi empregada por Hoffmann, coord. (1985), que também admitiu que empregados permanentes trabalhem 300 dias por ano.

Bradley (1987a), considerou que homens trabalhassem 300 dias por ano, mulheres 275 dias, e valendo 0,75 EH, crianças com mais de 7 anos trabalhando 150 dias e valendo 0,5 EH e, crianças com menos de 7 anos tendo peso de 0,25 EH e oferecendo 75 dias de trabalho por ano.

Thame, Vicente e Vicente (1987) consideraram uma mulher com mais de 15 anos igual a 0,95 EH, homem com menos de 15 anos igual a 0,77 EH e, mulher com menos de 15 anos igual a 0,73 EH; o número médio de dias trabalhados no mês foi estimado em 24,4 para proprietários, familiares e empregados permanentes, e em 17,2 para volantes e outros empregados temporários.

Desai & Vosti (1989), usaram médias salariais como fator de ponderação de diversos tipos de mão-de-obra.

No presente estudo, optou-se por empregar como ponderador para volantes e outros trabalhadores não residentes de menos de 15 anos, a proporção dos salários pagos aos maiores da mesma categoria. Mulheres foram consideradas como 1 EH, devido aos pesos próximos a esse valor encontrados em outros trabalhos e à impossibilidade de distinção de sexo, nos questionários, para

várias categorias de trabalhadores. Trabalhadores menores residentes nos imóveis rurais foram agregados ponderados pela média dos pesos atribuídos a volantes e outros não residentes (igual a 0,689). O número médio de dias trabalhados utilizado foi o estimado por Thame, Vicente e Vicente (1987). Como no ano agrícola 1973/74 somente foram levantados trabalhadores não residentes na semana da entrevista, assumiu-se que os dados daquelas semanas eram representativos dos seguintes meses:

- a) levantamento de novembro de 1973 - setembro, outubro, novembro e dezembro de 1973;
- b) levantamento de janeiro de 1974- janeiro e fevereiro de 1974;
- c) levantamento de março de 1974 - março e abril de 1974; e,
- d) levantamento de junho de 1974 - maio, junho, julho e agosto de 1974.

Esses meses foram escolhidos com base nos dados de emprego mensal de volantes, referentes aos anos de 1976 e 1977, publicados em Vicente (1989b).

Para o ano agrícola 1988/89, a primeira resolução necessária com respeito à mão-de-obra, disse respeito aos volantes. Como não houve substituição da amostra, existem duas fontes potenciais para a quantidade empregada desse tipo de trabalho, para representar os meses de agosto, setembro e outubro (1988 e 1989). Os questionários do ano de 1988, apesar de representarem convenientemente as operações de preparação do terreno e plantio da safra das águas, bem como as de tratamentos culturais no café - referentes à safra 1988/89, objeto da análise - devem estar "contaminados" com a mão-



de-obra volante empregada em operações de colheita de algumas culturas perenes, principalmente cana-de-açúcar e laranja, correspondentes, ainda, à safra anterior (Fundação Getúlio Vargas, 1980). Tentou-se contornar esse problema utilizando as informações dos meses de agosto e setembro de 1989, como representativas para imóveis que cultivaram cana-de-açúcar, e as de outubro e novembro de 1989, no caso de imóveis produtores de laranja. Os demais, tiveram os dados de 1988 considerados como mais adequados. Os critérios de agregação, para o ano agrícola 1988/89, foram os mesmos descritos anteriormente.

Após o cálculo dos dias trabalhados, esse total foi multiplicado pelas diárias médias, nas DIRAs, de diarista a seco (para residentes) e de volantes (para volantes e outros não residentes), publicadas pelo IEA, referentes aos meses de março e novembro de 1974 e, abril e novembro de 1989.

*Outras Despesas* - sob esta rubrica foram englobados os itens decritos em seguida.

*Máquinas* - no cálculo do serviço anual de máquinas, foi utilizada a fórmula desenvolvida em Yotopoulos (1967)<sup>116</sup>:

$$R_i = rV_i^{T_i} / 1 - e^{-rT_i} \quad (20)$$

onde  $R_i$  é o fluxo anual constante de serviços do  $i$ -ésimo ativo,  $V_i^{T_i}$  é seu valor de original de mercado (não depreciado),  $T_i$  é sua

---

<sup>116</sup> Esse método foi utilizado também por Santos (1986).

expectativa de vida (10 anos),  $r$  é a taxa de desconto considerada, no caso 6% ao ano (igual a da caderneta de poupança); ao valor obtido foram somadas as despesas declaradas com combustíveis e lubrificantes. Como valor de mercado das máquinas, para 1973/74, considerou-se o valor declarado pelos produtores (como também efetuado por Santos, 1986). Alternativamente, para esse mesmo ano agrícola, foi empregada a medida proposta por Engler (1978), que estimou o fluxo de máquinas e equipamentos em 12% do valor total atual dos mesmos mais as despesas de combustíveis e lubrificantes. Para o ano agrícola 1988/89, não foi levantado o valor de máquinas; o cálculo do serviço anual foi estimado - pela fórmula proposta por Yotopoulos (1967) - a partir de metade do valor de tratores novos, de 65 HP e 51 HP, no mês de junho de 1988, deflacionado pelo IGP-DI para junho de 1989. Os gastos com combustíveis foram estimados multiplicando-se as quantidades médias mensais existentes nos questionários, pelo preço do óleo diesel em junho de 1988, deflacionado para junho de 1989.

*Fertilizantes* - o fluxo anual de serviços de fertilizantes, para o ano agrícola 1973/74, foi representado pelo valor declarado dos adubos químicos, orgânicos e calcário aplicados no ano agrícola. Para 1988/89, essa informação não foi levantada, apenas a quantidade de fertilizantes utilizada. Para estimar o valor, foi construído o preço da fórmula 4-14-8 (a mais utilizada, conforme Ferreira, Vicente e Nogueira, 1991) a partir dos preços de sulfato de amônio, superfosfato simples e cloreto de potássio em junho de

1988, publicados pelo IEA, deflacionados pelo IGP-DI para junho de 1989.

*Outros* - para o ano agrícola 1973/74, o fluxo de serviços ainda não incluídos, foi representado pela soma dos valores dos gastos correntes (sementes, defensivos e herbicidas) e dos gastos implícitos (fluxo anual de serviços de prédios, construções, benfeitorias e culturas permanentes), estes últimos obtidos pela aplicação da fórmula (20), considerando-se uma vida útil de 20 anos para construções e benfeitorias e de 15 anos para culturas permanentes. Alternativamente foram empregadas as ponderações utilizadas por Engler (1978), 4% do valor de construções e benfeitorias e 8% do valor de culturas permanentes. Para 1988/89, como não estavam disponíveis valores que possibilitassem o cálculo de gastos implícitos, utilizou-se a proporção média, por estrato e por DIRA, desse item de despesas sobre todos os demais, em 1973/74. Os gastos correntes foram estimados a partir das quantidades utilizadas de inseticidas, fungicidas, formicidas e herbicidas, e de um preço médio para esses produtos - em junho de 1988, deflacionado para junho de 1989 pelo IGP-DI - calculado com base em todos os princípios ativos cujos preços são publicados pelo IEA.

## 4.2 Eficiência na Produção Agrícola Paulista e Seus Determinantes

Neste item, após a estimação dos parâmetros, os índices de eficiência provenientes das diversas especificações, para os anos agrícolas analisados, foram apresentados; em seguida, foi efetuada uma discussão sobre as diferenças entre regiões do Estado e tamanhos de imóveis rurais. Por último, modelos de regressão foram estimados, tentando explicar as diferenças de eficiência pelas variáveis representativas de educação, experiência, disponibilidade de pesquisa agrônoma, acesso a crédito rural, política de preços mínimos e condições ambientais (solo e variações do tempo)<sup>117</sup>.

### 4.2.1 Diferenças de Eficiência na Agricultura Paulista e seus Determinantes, Ano Agrícola 1973/74.

As diferentes especificações testadas apresentaram, para o ano agrícola 1973/74, considerável variabilidade: as médias do índice de eficiência estiveram entre 0,562 e 0,703 (tabela 23). Optou-se por analisar as medidas de eficiência com as menores amplitudes de variação, preferindo-se correr o risco de não apontar diferenças onde talvez existissem, do que indicar como distintas

---

<sup>117</sup> Nesse processo de estimação em dois estágios, é improvável que as estimativas obtidas sejam tão eficientes como as provenientes de métodos de estágio único; existe também, segundo Coelli (1994), uma inconsistência com a pressuposição de independência dos efeitos da ineficiência nos dois estágios da estimação. Battese & Coelli (1995) e Battese, Malik e Gill (1996) empregaram um método alternativo de estimação, de estágio único, num contexto de dados de painel.

médias, na verdade, iguais. Tanto no ajuste da Cobb-Douglas como no da Translog, os modelos em que a forma de distribuição de  $U$  foi assumida como *metade (half) normal*, sem ponderação pelos fatores de expansão da amostra e com os serviços de máquinas, instalações e benfeitorias calculados pela fórmula de Yotopoulos (1967), foram os escolhidos (tabela 23)<sup>118</sup>.

Por outro lado, também com as duas formas de funções de produção, as maiores amplitudes de variação ocorreram com modelos em que a forma da distribuição de  $U$  foi assumida como sendo *exponencial*, sem ponderação pelos fatores de expansão da amostra e com os serviços de máquinas e instalações e benfeitorias calculados pelas proporções empregadas por Engler (1974) (tabela 23).

Escolhidos os dois índices de eficiência<sup>119</sup>, ECB, proveniente do ajuste da função de produção Cobb-Douglas, e ET, oriundo da Translog<sup>120</sup>, procurou-se inicialmente, verificar se os grupos de produtos domésticos e exportáveis, diferiam significativamente. As

---

<sup>118</sup> Observe-se que a ocorrência de problemas durante a estimação, impediu a obtenção de modelos com o uso de ponderação pelos fatores de expansão da amostra e com os serviços de máquinas, instalações e benfeitorias calculados pela fórmula de Yotopoulos (1967).

<sup>119</sup> Não se considerou necessário ponderar as médias apresentadas na tabela 23 pelos fatores de expansão, uma vez que os dois procedimentos levam a resultados muito próximos: para os dois índices analisados em seguida, as médias mudariam de 0,601 para 0,594, e de 0,622 para 0,615.

<sup>120</sup> Os principais resultados da estimação dessas duas funções estão no Apêndice 2; observe-se que, a rigor, a hipótese de que a forma da função de produção seja a de uma Cobb-Douglas, é rejeitada. Tal afirmação baseia-se em um teste F, efetuado para verificar se a hipótese  $H_0: \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = 0$  poderia ser aceita. O teste, construído com base nas somas de quadrados dos resíduos dos modelos completo (Translog) e restrito (Cobb-Douglas), teve resultado igual a 20,9, enquanto o  $F_{(6, 5205)}$  crítico a 1% é 2,8, levando à rejeição da hipótese inicial.

médias da variável ECB para os dois grupos foram de 0,580 e de 0,629, respectivamente; com a variável ET, as médias dos dois grupos foram iguais, respectivamente, a 0,599 e 0,648. Esses resultados foram submetidos a análise de variância (Hoffmann, 1980), e, em ambos os casos, diferem a 1% de probabilidade<sup>121</sup>. Portanto, pode-se concluir que a eficiência da produção na agricultura paulista, no ano agrícola 1973/74, era maior entre produtores de exportáveis do que no grupo que cultivava predominantemente produtos domésticos<sup>122</sup>.

Em seguida, procurou-se verificar a ocorrência de diferenças entre distintos tamanhos de imóveis rurais, conforme a divisão anteriormente utilizada: mini (até 20 ha), pequenos (de 20,1 a 100,0 ha), médios (de 100,1 a 500,0 ha) e grandes (mais de 500 ha). Como, nesse caso, existem mais de duas médias a serem testadas, um procedimento complementar à análise de variância foi necessário.

Em consonância com a opção de evitar a indicação de diferenças onde pudessem não existir, para comparar as médias foi escolhido o teste de Tukey, onde a probabilidade de não apontar

---

<sup>121</sup> As análises de variância citadas neste capítulo, encontram-se no Apêndice 2.

<sup>122</sup> Esse resultado é confirmado pela análise dos índices que apresentaram as maiores amplitudes de variação: as médias obtidas pelos produtores de exportáveis foram de 0,712 (Cobb-Douglas) e de 0,693 (Translog); os produtores de culturas de mercado interno tiveram médias de 0,647 (Cobb-Douglas) e 0,631 (Translog). Também nesses casos, as médias diferem a 1% de probabilidade.

como significativa uma diferença realmente nula, é igual para todas as médias do tratamento (Gomes, 1970)<sup>123</sup>.

TABELA 23 - Estatísticas Básicas das Diferentes Medidas de Eficiência, Estado de São Paulo, 1974

Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Função de Produção	Distribuição de U	Ponderado (1)	Especificação (2)
0,60077	0,11709	0,1263	0,8877	Cobb-Douglas	metade normal	não	1
0,68960	0,12234	0,0605	0,9270	Cobb-Douglas	exponencial	não	1
0,65250	0,11919	0,1218	0,8982	Cobb-Douglas	normal truncada	não	1
0,57535	0,13526	0,0901	0,9040	Cobb-Douglas	metade normal	sim	2
0,59719	0,12767	0,1125	0,9054	Cobb-Douglas	metade normal	não	2
0,67798	0,13251	0,0581	0,9352	Cobb-Douglas	exponencial	sim	2
0,69663	0,12534	0,0692	0,9410	Cobb-Douglas	exponencial	não	2
0,62322	0,13011	0,0942	0,9102	Cobb-Douglas	normal truncada	sim	2
0,62337	0,13199	0,0980	0,9143	Cobb-Douglas	normal truncada	não	2
0,62217	0,10644	0,1570	0,8815	Translog	metade normal	não	1
0,70302	0,11493	0,0691	0,9228	Translog	exponencial	não	1
0,64699	0,10941	0,1181	0,8837	Translog	normal truncada	não	1
0,56223	0,14372	0,0223	0,9079	Translog	metade normal	sim	2
0,59873	0,12747	0,1143	0,9046	Translog	metade normal	não	2
0,66026	0,14614	0,0025	0,9377	Translog	exponencial	sim	2
0,69508	0,12705	0,0508	0,9400	Translog	exponencial	não	2
0,62257	0,13304	0,0222	0,9100	Translog	normal truncada	sim	2
0,63104	0,12976	0,1040	0,9147	Translog	normal truncada	não	2

(1) Refere-se ao uso dos fatores de expansão da amostra como pesos.

(2) Refere-se à forma de medir os serviços de máquinas e de instalações e benfeitorias, conforme descrito no item 4.1: 1= fórmula de Yotopoulos (1967); 2 = proporções utilizadas por Engler (1978).

Fonte: Resultados da Pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Formalmente, a diferença  $Y$ , entre duas médias quaisquer, será considerada significativa, caso exceda o valor  $\Delta = q.(s/\sqrt{r})$ , onde  $q$  é o valor da amplitude total estudentizada ao nível de 5% ou de 1% de probabilidade,  $s$  é a estimativa do desvio padrão residual e  $r$  é o

<sup>123</sup> No caso do teste de Duncan, por exemplo, escolhido um nível de 95%, a probabilidade de não apontar como significativa uma diferença realmente nula, no caso de  $n$  médias, é igual a  $(0,95)^{n-1}$  (Gomes, 1970).

número de repetições, suposto o mesmo para todos os tratamentos, caso em que o teste é exato. Em casos como o presente, com número diferente de observações nos tratamentos, o teste é aproximado, sendo definido como  $\Delta = q \cdot \sqrt{(1/2)V(Y)}$ . Estes procedimentos, embora não estritamente válidos, foram considerados preferíveis a efetuar análises escolhendo aleatoriamente as diferenças a serem destacadas.

Com as duas especificações escolhidas para a função de produção, os resultados obtidos foram os mesmos, com os imóveis médios e pequenos aparecendo como os mais eficientes, significativamente diferentes dos mini imóveis. Os grandes imóveis, por sua vez, embora não diferissem dos dois grupos de maior eficiência, também não diferiam dos mini imóveis (tabela 24).

TABELA 24 - Teste de Tukey para Diferenças de Eficiência entre Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo, 1974.

Forma da Função de Produção					
Cobb-Douglas			Translog		
Tamanho	Eficiência Média (¹)		Tamanho	Eficiência Média (¹)	
Médio	0,603915	a	Médio	0,626621	a
Pequeno	0,603578	a	Pequeno	0,626254	a
Grande	0,598309	a,b	Grande	0,616145	a,b
Mini	0,588157	b	Mini	0,608056	b

(¹) As médias assinaladas pela mesma letra não diferem ao nível de 5%.

Fonte: Resultados da Pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Por último, procurou-se examinar a ocorrência de diferenças significativas de eficiência entre as regiões do Estado (DIRAs). Nesse caso, os resultados quase foram idênticos, com as duas



especificações de função de produção, Cobb-Douglas e Translog (tabela 25)

A DIRA de Sorocaba apareceu como a mais eficiente, não diferindo apenas do Vale do Paraíba, a segunda colocada, que por sua vez, nos resultados provenientes da Cobb-Douglas, também seria mais eficiente do que as demais DIRAs, enquanto que, considerando-se a Translog, não diferiria de Ribeirão Preto e Bauru (tabela 25). Sorocaba era uma região de agricultura diversificada e de crescente importância no Estado, embora abrigue uma das regiões de maior miséria em São Paulo, conhecida como o ramal da fome; na década de 70, a região passou a concentrar mais de 2/3 da produção estadual de feijão, em lavouras, basicamente, solteiras. Já o Vale do Paraíba, aparecendo no topo da tabela, parece confirmar uma vez mais as colocações de Schultz (1965), sobre a possibilidade da agricultura tradicional ser eficiente, dados os recursos disponíveis.

Ribeirão Preto, em terceiro lugar, seria menos eficiente do que as duas DIRAs anteriores, não diferiria de Bauru, e seria mais eficiente do que as demais regiões (Cobb-Douglas, tabela 25); ou, seria menos eficiente do que Sorocaba, não diferente do Vale do Paraíba, Bauru e Marília, e superior às demais (Translog, tabela 25). Tratando-se da região mais dinâmica e tecnificada do Estado, aparentemente o fato de não ser a mais eficiente também é consistente com as colocações de Schultz (1975), sobre o desequilíbrio temporário criado por novas técnicas.

TABELA 25 - Teste de Tukey para Diferenças de Eficiência entre as Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo, 1974.

Forma da Função de Produção					
Cobb-Douglas			Translog		
DIRA	Eficiência Média (¹)		DIRA	Eficiência Média (¹)	
Sorocaba	0,652568	a	Sorocaba	0,666096	a
Vale do Paraíba	0,648388	a	V. do Paraíba	0,654589	a,b
Ribeirão Preto	0,615230	b	Ribeirão Preto	0,633126	b,c
Bauru	0,610446	b,c	Bauru	0,632140	b,c,d
Marília	0,595878	c,d	Marília	0,619426	c,d
Campinas	0,589407	c,d,e	S. J. Rio Preto	0,611346	d,e
São José Rio Preto	0,585225	d,e	Campinas	0,610035	d,e
Pres. Prudente	0,569893	e,f	Pres. Prudente	0,597407	e,f
Araçatuba	0,558692	f	Araçatuba	0,588710	f
São Paulo	0,547194	f	São Paulo	0,572292	f

(¹) As médias assinaladas pela mesma letra não diferem ao nível de 5%.

Fonte: Resultados da Pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Para a análise dos determinantes da eficiência, foi necessário, inicialmente, escolher uma técnica para estimar os parâmetros, uma vez que o método de mínimos quadrados ordinários, aplicado a amostras estratificadas, pode levar a resultados viesados. Como o estimador de máxima verossimilhança desenvolvido por Holt, Smith e Winter (1980), é de difícil obtenção a partir de resultados de "pacotes" estatísticos e econométricos, optou-se por seguir a segunda sugestão desses autores, que é o uso dos fatores de expansão da amostra como pesos, em um esquema de mínimos quadrados ponderados. Nas simulações efetuadas por Holt, Smith e Winter (1980), esse estimador funcionou bem, sendo não viesado, apesar de menos estável e de apresentar erro padrão maior do que o de máxima verossimilhança.

As variáveis explicativas inseridas no modelo foram, basicamente, as utilizadas no capítulo anterior para explicar a adoção e a intensidade de uso de tecnologia. Uma questão que se coloca de imediato, é sobre a conveniência de inserir ou não a pesquisa agrônoma entre as variáveis independentes. Além de definir a própria fronteira, seria o conhecimento científico capaz de determinar o nível de eficiência de um produtor individual? Parece razoável supor que sim, uma vez que, quanto maior o conhecimento sobre as práticas agrônomicas ligadas a determinada cultura, maior a probabilidade de serem contemplados aspectos importantes para um produtor individual, tais como condições particulares de clima, solo, manejo de pragas e doenças, tratamentos culturais, etc.

Por outro lado, como a variável dependente foi o valor total da produção agrícola do imóvel rural, é também razoável supor que condições favoráveis - ou desfavoráveis - de preços de determinados produtos, estejam influenciando os resultados. Por esse motivo, para evitar o que poderia ser um importante viés de especificação, foi construída uma nova variável, obtida pelo quociente da receita líquida por hectare - deduzidos os custos operacionais de produção (Prognóstico, 1971-88) - dos diferentes produtos, pela receita líquida, por hectare, obtida pelos produtores de milho, e ponderada pelas áreas cultivadas com cada produto nos imóveis rurais.

Antes de discutir os resultados mais relevantes, é interessante ressaltar que as variáveis explicativas apresentaram comportamento bastante homogêneo: considerando-se desde a forma de

função de produção mais restritiva (Cobb-Douglas) e o método de estimação mais precário (mínimos quadrados ordinários), até a forma mais flexível (Translog) e a melhor alternativa de obtenção de parâmetros (mínimos quadrados ponderados), os sinais e a significância dos coeficientes estimados variaram muito pouco (tabelas 26 e 27)<sup>124</sup>.

Essa constatação deu mais consistência à discussão dos resultados obtidos, efetuada tendo como base o modelo considerado mais adequado: o proveniente da função de produção Translog e do ajuste por mínimos quadrados ponderados (tabela 27).

Entre as variáveis representativas de fatores estruturais, das ligadas à escala e à intensidade de uso da terra, a área total do imóvel não apareceu influenciando significativamente a eficiência na produção, enquanto que a área cultivada com lavouras anuais e perenes e a proporção de área do imóvel ocupada com lavouras tiveram coeficientes positivos e significativos (tabela 27).

Tanto a educação - medida pela escolaridade total do proprietário, familiares e administradores - como a experiência - representada pelo total de anos do produtor no atual imóvel rural - também tiveram efeitos positivos sobre o índice de eficiência.

---

<sup>124</sup> Por problemas durante a estimação, foi necessário reduzir a 7 o número de variáveis representativas das DIRAs; para tanto, os ajustes foram refeitos várias vezes, alternando-se as *dummies* e optando-se, ao final, por excluir as das regiões de número 8 (São José do Rio Preto) e 9 (Araçatuba), que nunca apareceram significativas.

TABELA 26 - Principais Resultados do Ajuste de Modelos tendo como Variável Dependente a Eficiência proveniente de Funções de Produção tipo Cobb-Douglas, Estado de São Paulo, 1974 .

Grupos de Fatores / Variável	Estimação por Mínimos Quadrados			
	Ordinários		Ponderados	
	Coefficiente	Nível Sig.	Coefficiente	Nível Sig.
<b>Estruturais</b>				
Escolaridade dos Dirigentes	0,10097E-03	0,051	0,18663E-04	0,780
Experiência do Produtor no Imóvel	0,47770E-03	0,000	0,32404E-03	0,001
Disponibilidade de Pesquisa	0,34493E-03	0,000	0,29094E-03	0,000
Área Total do Imóvel	-0,35861E-05	0,332	-0,23348E-05	0,846
Área Cultivada com Lavouras	0,20469E-04	0,094	0,11539E-03	0,004
Proporção da Área Cultivada	0,72224E-01	0,000	0,62970E-01	0,000
<b>Conjunturais</b>				
Crédito de Custeio	0,50338E-08	0,471	0,27657E-07	0,226
Crédito de Investimento	-0,20430E-07	0,081	-0,96311E-07	0,003
Preços Mínimos	0,40403E-01	0,000	0,38096E-01	0,000
Proporção de Produt. Domésticos	-0,85663E-01	0,000	-0,78934E-01	0,000
Receita Líquida Relativa	0,86917E-02	0,000	0,10076E-01	0,000
<b>Ambientais</b>				
Valor da Terra	-0,50620E-06	0,000	-0,48750E-06	0,000
Aptidão Agrícola das Terras	0,54314E-03	0,004	0,65328E-03	0,002
Deficiência Hídrica	-0,91782E-03	0,000	-0,93074E-03	0,000
<b>Locacionais</b>				
São Paulo	0,42637E-01	0,004	0,39095E-01	0,001
Vale do Paraíba	0,93917E-01	0,000	0,10638E-00	0,000
Sorocaba	0,83659E-01	0,000	0,86644E-01	0,000
Campinas	0,20782E-01	0,001	0,18516E-01	0,006
Ribeirão Preto	0,30408E-01	0,000	0,27058E-01	0,000
Bauru	0,49890E-01	0,000	0,68494E-01	0,000
Presidente Prudente	-0,28140E-01	0,000	-0,63415E-02	0,331
Constante	0,53638E-00	0,000	0,52311E-00	0,000
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>				
R <sup>2</sup>	0,384		0,433	
F <sub>(21, 5.130)</sub>	152,156a <sup>(1)</sup>		186,465a <sup>(1)</sup>	

(<sup>1</sup>) Nível de significância:  $\alpha = 1\%$ .

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Ainda deste grupo de variáveis, o número de artigos científicos publicados, referentes às culturas existentes no imóvel, apresentou, em todas as alternativas testadas, influência positiva e significativa sobre a eficiência, corroborando a

pressuposição que embasou sua inclusão no modelo (tabela 27); a cada 10 novos artigos publicados, poder-se-ia esperar aumentos de quase 0,5% no índice de eficiência, de acordo com o cálculo da elasticidade no ponto médio.

TABELA 27 - Principais Resultados do Ajuste de Modelos tendo como Variável Dependente a Eficiência, proveniente de Funções de Produção tipo Translog, Estado de São Paulo, 1974.

Grupos de Fatores / Variável	Estimação por Mínimos Quadrados			
	Ordinários		Ponderados	
	Coefficiente	Nível Sig.	Coefficiente	Nível Sig.
<b>Estruturais</b>				
Escolaridade dos Dirigentes	0,11727E-03	0,013	0,10487E-03	0,084
Experiência do Produtor no Imóvel	0,41102E-03	0,000	0,25340E-03	0,003
Disponibilidade de Pesquisa	0,31302E-03	0,000	0,25425E-03	0,000
Área Total do Imóvel	-0,58062E-05	0,085	-0,16831E-05	0,877
Área Cultivada com Lavouras	0,45539E-04	0,683	0,88063E-04	0,015
Proporção da Área Cultivada	0,65152E-01	0,000	0,59275E-01	0,000
<b>Conjunturais</b>				
Crédito de Custeio	-0,47422E-08	0,456	0,10847E-07	0,601
Crédito de Investimento	-0,29024E-07	0,007	-0,90311E-07	0,002
Preços Mínimos	0,37333E-01	0,000	0,32968E-01	0,000
Proporção de Produt. Domésticos	-0,79087E-01	0,000	-0,75101E-01	0,000
Receita Líquida Relativa	0,82195E-02	0,000	0,96104E-02	0,000
<b>Ambientais</b>				
Valor da Terra	-0,46564E-06	0,000	-0,44528E-06	0,000
Aptidão Agrícola das Terras	0,56722E-03	0,001	0,63637E-03	0,001
Deficiência Hídrica	-0,77458E-03	0,000	-0,82691E-03	0,000
<b>Locacionais</b>				
São Paulo	0,36374E-01	0,007	0,31624E-01	0,017
Vale do Paraíba	0,79979E-01	0,000	0,90563E-00	0,000
Sorocaba	0,72733E-01	0,000	0,72275E-01	0,000
Campinas	0,17778E-01	0,002	0,14105E-01	0,020
Ribeirão Preto	0,26277E-01	0,000	0,22448E-01	0,000
Bauru	0,46246E-01	0,000	0,63162E-01	0,000
Presidente Prudente	-0,24221E-01	0,000	-0,47879E-02	0,418
Constante	0,55947E-00	0,000	0,55054E-00	0,000
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>				
R <sup>2</sup>	0,381		0,440	
F <sub>(21, 5,130)</sub>	150,375a <sup>(1)</sup>		191,875a <sup>(1)</sup>	

(<sup>1</sup>) Nível de significância:  $\alpha = 1\%$ .

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

No grupo de variáveis conjunturais, a proporção de área cultivada com produtos domésticos, teve sinal negativo e significativo, provavelmente em decorrência das condições desfavoráveis a esse grupo de produtos, à época. O montante recebido de crédito rural para custeio, aparentemente não afetava significativamente a eficiência em nível de imóvel, enquanto que o valor dos financiamentos para investimento, teve coeficiente negativo e significativo. Esse resultado, à primeira vista surpreendente, deve-se provavelmente à forma de medir o total de outras despesas, na função de produção: já que os serviços de máquinas, instalações, benfeitorias e culturas perenes tiveram como base o valor declarado dos mesmos, certamente os imóveis que houvessem efetuado investimentos recentes entraram nessa parcela com maiores gastos. Para Simon (1992), o crédito de investimento trouxe pouca contribuição ao processo de modernização por estar quase que totalmente direcionado à aquisição de tratores.

A medida empregada para representar a produção, deve ter também contribuído para o sinal positivo e significativo encontrado para o índice de cobertura de custos pelos preços mínimos; caso esses preços tenham influenciado os efetivamente recebidos, afetariam também o valor total da produção. Essa colocação é reforçada pelo efeito positivo e significativo detectado para o relativo receita líquida dos produtos / receita líquida do milho, sobre o índice de eficiência (tabela 27).

Por último, no grupo de fatores ambientais, o valor das terras do imóvel apresentou sinal negativo, provavelmente também

associado à medida utilizada para o uso desse fator nas funções estimadas, que era ponderado pelo valor do arrendamento. Nesse caso, outras variáveis - que não a fertilidade - formadoras do preço devem ter influenciado, e optou-se por inserir nos modelos a outra medida de fertilidade disponível, o percentual de terras aptas para lavouras nas DIRAs; essa variável apresentou o sinal positivo e significativo esperado, provavelmente representando melhor o efeito de solos melhores sobre a eficiência na produção. Por outro lado, a deficiência hídrica do período outubro-março, em todas as especificações, apresentou coeficiente negativo e significativo, mostrando a susceptibilidade da agricultura às condições do tempo (tabela 27); esse resultado indica que se todo o Estado houvesse sido submetido ao mesmo *stress* hídrico a que esteve sujeita a DIRA de Araçatuba (46 mm, nível que não é incomum de ser atingido em anos de *déficits* hídricos elevados), a média do índice de eficiência cairia mais de 3%.

#### **4.2.2 Diferenças de Eficiência na Agricultura Paulista e Seus Determinantes, Ano Agrícola 1988/89.**

Durante o ajuste de modelos para o ano agrícola 1988/89, ocorreram diversos problemas. Parte das funções estimadas apresentou diversos coeficientes não-significativos, ou com sinais inconsistentes, ou foi impossível obter as estimativas dos parâmetros, ou ainda, sinais inesperados nos resíduos faziam o



software utilizado indicar as estimativas de mínimos quadrados como sendo as de máxima verossimilhança, o que levava à suspeita de problemas de especificação (Greene, 1992). Para que ao menos algumas das equações especificadas pudessem ser convenientemente estimadas, foi necessário agregar terra e outras despesas em uma só variável, denominada capital. As especificações obtidas apresentaram variabilidade maior do que a verificada para o ano agrícola 1973/74, com as médias do índice de eficiência ficando entre 0,499 e 0,884. As menores amplitudes de variação, tanto no ajuste da Cobb-Douglas como no da Translog, ocorreram em modelos em que a forma de distribuição de  $U$  foi considerada como exponencial, e empregando-se os fatores de expansão da amostra como pesos no ajuste inicial por mínimos quadrados (tabela 28)<sup>125</sup>.

Apesar da conjuntura menos desfavorável aos produtos domésticos na década de 80, em comparação à década de 70, os imóveis produtores de culturas exportáveis - com índices médios de eficiência de 0,780 segundo resultados da função Cobb-Douglas e de 0,676 quando empregada a função Translog - continuavam diferindo significativamente dos de mercado interno, cujas médias foram de 0,729 e de 0,580, respectivamente.

---

<sup>125</sup> Os principais resultados do ajuste das funções, e as análises de variância referidas mais a frente, encontram-se no Apêndice 2. Como no caso dos dados do ano agrícola 1973/74, também para 1988/89 não é possível - de acordo com testes tipo F - recusar a hipótese de que a Translog seja a forma adequada, devendo os resultados da Cobb-Douglas serem vistos com maiores reservas.

TABELA 28 - Estatísticas Básicas das Diferentes Medidas de Eficiência, Estado de São Paulo, 1989

Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Função de Produção	Distribuição de U	Ponderado (1)	Especificação(2)
0,75413	0,0560	0,3885	0,9180	Cobb-Douglas	exponencial	sim	2
0,88398	0,0617	0,3518	0,9093	Cobb-Douglas	normal truncada	sim	2
0,51918	0,1305	0,0481	0,8841	Translog	metade normal	sim	1
0,62596	0,1101	0,0592	0,8948	Translog	exponencial	sim	1
0,63002	0,1108	0,0538	0,8958	Translog	exponencial	não	1
0,49862	0,1107	0,0498	0,8981	Translog	normal truncada	sim	1

(1) Refere-se ao uso dos fatores de expansão da amostra como pesos.

(2) Refere-se à medida de valor de arrendamento utilizada: 1 = proporção média do preço da terra; 2 = valor médio do aluguel de terra.

Fonte: Resultados da Pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Entre os diferentes tamanhos de imóveis rurais, os dados de 1988/89 mostram pequenos e médios não diferindo entre si, mas os imóveis entre 20,1 e 100 ha diferiam significativamente dos grandes, pelos resultados da Translog, e também dos mini, considerando-se a Cobb-Douglas; em relação a 1973/74, destacam-se a ascensão relativa dos pequenos imóveis, e o descenso dos grandes (tabela 29).

Mudanças relativas também foram observadas em nível das DIRAs, provavelmente como consequência da consolidação do processo de modernização acelerada ocorrido durante as duas décadas: o núcleo de regiões de agricultura mais tecnificada do Estado - Ribeirão Preto, Campinas e São José do Rio Preto - aparece com os

índices mais elevados nas duas formas de funções ajustadas. Já com relação às regiões de menor eficiência relativa, os resultados são conflitantes; nesse caso, preferindo-se considerar como menos problemáticos os provenientes da função Translog<sup>126</sup>, percebe-se as duas DIRAs de agricultura mais tradicional, São Paulo e Vale do Paraíba, apresentando os piores índices (tabela 30).

TABELA 29 - Teste de Tukey para Diferenças de Eficiência entre Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo, 1989.

Forma da Função de Produção			
Cobb-Douglas		Translog	
Tamanho	Eficiência Média (°)	Tamanho	Eficiência Média (°)
Pequeno	0,770386 a	Pequeno	0,644798 a
Médio	0,753685 a,b	Médio	0,624706 a,b
Mini	0,745889 b	Mini	0,620336 a,b
Grande	0,743530 b	Grande	0,612595 b

(°) As médias assinaladas pela mesma letra não diferem ao nível de 5%.

Fonte: Resultados da Pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Como já havia ocorrido com os dados de 1973/74, as variáveis explicativas apresentaram comportamento bastante homogêneo, especialmente as obtidas por mínimos quadrados ponderados, para as quais praticamente todos os parâmetros estimados apresentaram os mesmos sinais e níveis de significância estatística similares (tabelas 31 e 32)<sup>127</sup>.

<sup>126</sup> Para a Cobb-Douglas não foi considerado conveniente analisar a DIRA de Registro separadamente, já que não houve sequer um questionário em cada um dos diferentes estratos de área.

<sup>127</sup> Ocorreram, mais uma vez, problemas durante a estimação, e foi necessário reduzir a 7 o número de variáveis representativas das DIRAs, optando-se por excluir as das regiões de número 9 (Araçatuba) e 10 (Pres.

TABELA 30 - Teste de Tukey para Diferenças de Eficiência entre as Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo, 1989.

Forma da Função de Produção					
Cobb-Douglas			Translog		
DIRA	Eficiência Média (°)		DIRA	Eficiência Média (°)	
Campinas	0,768874	a	Ribeirão Preto	0,666096	a
São José Rio Preto	0,760880	a,b	Campinas	0,654589	a,b
Ribeirão Preto	0,756538	a,b	S. J. Rio Preto	0,633126	a,b
Vale do Paraíba	0,755663	a,b	Araçatuba	0,632140	a,b
Araçatuba	0,751517	a,b	Sorocaba	0,619426	a,b
Sorocaba	0,749390	b,c	Pres. Prudente	0,611346	a,b,c
Pres. Prudente	0,748662	b,c	Marília	0,610035	a,b,c
Bauru	0,744610	b,c	Bauru	0,597407	b,c
Marília	0,739795	c	V. do Paraíba	0,588710	c
			Registro	0,572292	c

(°) As médias assinaladas pela mesma letra não diferem ao nível de 5%.

Fonte: Resultados da Pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

A análise do modelo considerado mais adequado - da função de produção Translog e ajuste por mínimos quadrados ponderados - indica também que os resultados pouco diferem dos obtidos para 1973/74, com respeito às influências significativas das variáveis independentes, com exceção da área cultivada com lavouras e da proporção de área dedicada a produtos domésticos, que deixaram de ser significativos, e do crédito de custeio, que passou a ser (tabela 32).

Prudente); ainda assim, as estimativas obtidas para as constantes e para as *dummies* representativas das DIRAs são viesadas e não são únicas, devendo ser vistas com reserva.

TABELA 31 - Principais Resultados do Ajuste de Modelos tendo como Variável Dependente a Eficiência proveniente de Funções de Produção tipo Cobb-Douglas, Estado de São Paulo, 1989.

Grupos de Fatores / Variável	Estimação por Mínimos Quadrados			
	Ordinários		Ponderados	
	Coefficiente	Nível Sig.	Coefficiente	Nível Sig.
<b>Estruturais</b>				
Escolaridade dos Dirigentes	0,26425E-03	0,045	0,74834E-04	0,670
Disponibilidade de Pesquisa	0,31573E-03	0,000	0,16841E-03	0,000
Área Total do Imóvel	-0,30306E-05	0,215	-0,41290E-06	0,946
Área Cultivada com Lavouras	0,68240E-05	0,087	0,40199E-05	0,699
Proporção da Área Cultivada	0,21026E-01	0,000	0,89742E-02	0,037
<b>Conjunturais</b>				
Crédito de Custeio	0,24037E-02	0,000	0,13456E-02	0,000
Preços Mínimos	0,83786E-02	0,029	0,11611E-01	0,004
Proporção de Produt. Domésticos	0,15416E-01	0,174	-0,14139E-01	0,237
Receita Líquida Relativa	0,36721E-02	0,000	0,30009E-02	0,000
<b>Ambientais</b>				
Valor da Terra	-0,14000E-08	0,272	-0,27000E-08	0,040
Aptidão Agrícola das Terras	0,59434E-03	0,018	0,41289E-03	0,087
Deficiência Hídrica	0,34882E-03	0,328	-0,61186E-03	0,099
<b>Locacionais</b>				
São Paulo	0,92098E-01	0,049	0,82406E-01	0,001
Vale do Paraíba	0,90771E-01	0,000	0,32808E-01	0,016
Sorocaba	0,35845E-01	0,000	-0,55922E-02	0,377
Campinas	0,17631E-01	0,021	-0,35558E-02	0,678
Ribeirão Preto	-0,23123E-02	0,842	-0,32459E-01	0,011
Bauru	-0,10119E-01	0,313	-0,29394E-02	0,740
São José do Rio Preto	0,99396E-04	0,993	-0,18529E-01	0,133
Constante	0,57358E-00	0,000	0,68211E-00	0,000
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>				
R <sup>2</sup>	0,396		0,352	
F <sub>(19, 1.919)</sub>	66,20a <sup>(1)</sup>		54,85a <sup>(1)</sup>	

(<sup>1</sup>) Nível de significância:  $\alpha = 1\%$ .

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Dessa forma, dos fatores estruturais representativos da escala e da intensidade de uso da terra, apenas a proporção da área do imóvel dedicada a lavouras, apresentou coeficiente significativo. A educação - medida pela escolaridade do

proprietário - e a pesquisa - representada pelo número de artigos científicos publicados referentes às culturas existentes no imóvel rural - mais uma vez apareceram com efeitos positivos e significativos sobre os índices de eficiência (tabela 32). Os retornos provenientes da pesquisa científica aparentavam estar aumentando, uma vez que a cada 10 artigos adicionais publicados, poder-se-ia esperar, de acordo com a elasticidade no ponto médio, aumento de quase 1% na eficiência média (mais precisamente, 0,854%).

A variável representativa da probabilidade de acesso a crédito rural teve efeito positivo e significativo sobre o índice de eficiência; para Lee, citado por Mesquita (1994), aumentar a eficiência da empresa rural pela substituição de fatores tradicionais por fatores modernos, e pela utilização de novos fatores, é um dos papéis esperados do crédito rural. O índice de cobertura de custos pelos preços de garantia, também com coeficiente positivo, deve outra vez estar indicando influência desses níveis de preços sobre os efetivamente recebidos (tabela 32).

Entre as variáveis ambientais, o par preço de terra - percentual de terras aptas para lavoura, voltou a apresentar coeficientes significativos e sinais opostos (respectivamente, negativo e positivo), como em 1973/74, e provavelmente pelas mesmas razões (tabela 32).

TABELA 32 - Principais Resultados do Ajuste de Modelos tendo como Variável Dependente a Eficiência, proveniente de Funções de Produção tipo Translog, Estado de São Paulo, 1989.

Grupos de Fatores / Variável	Estimação por Mínimos Quadrados			
	Ordinários		Ponderados	
	Coefficiente	Nível Sig.	Coefficiente	Nível Sig.
<b>Estruturais</b>				
Escolaridade dos Dirigentes	0,34444E-03	0,301	0,71132E-03	0,090
Disponibilidade de Pesquisa	0,63499E-03	0,000	0,52882E-03	0,000
Área Total do Imóvel	-0,14649E-05	0,757	-0,17474E-05	0,884
Área Cultivada com Lavouras	0,39556E-04	0,000	0,27552E-04	0,180
Proporção da Área Cultivada	0,71864E-01	0,000	0,63077E-01	0,000
<b>Conjunturais</b>				
Crédito de Custeio	0,47030E-02	0,000	0,39565E-02	0,000
Preços Mínimos	0,11055E-01	0,128	0,12978E-01	0,090
Proporção de Produt. Domésticos	0,46369E-01	0,031	0,34790E-01	0,118
Receita Líquida Relativa	0,68032E-02	0,000	0,59360E-02	0,000
<b>Ambientais</b>				
Valor da Terra	-0,38600E-07	0,000	-0,33800E-07	0,000
Aptidão Agrícola das Terras	0,22010E-02	0,000	0,20742E-02	0,000
Deficiência Hídrica	-0,15070E-02	0,024	-0,31908E-02	0,000
<b>Locacionais</b>				
São Paulo	0,11120E-00	0,003	0,11548E-00	0,000
Vale do Paraíba	0,69962E-01	0,008	-0,42472E-01	0,093
Sorocaba	0,40325E-01	0,000	-0,57615E-02	0,626
Campinas	0,63446E-02	0,665	-0,44981E-01	0,005
Ribeirão Preto	-0,33521E-01	0,127	-0,93822E-01	0,000
Bauru	0,10282E-01	0,577	0,18706E-01	0,239
São José do Rio Preto	-0,64057E-01	0,004	-0,11819E-00	0,000
Constante	0,29537E-00	0,000	0,40803E-00	0,000
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>				
R <sup>2</sup>	0,396		0,409	
F <sub>(19, 2.103)</sub>	72,42a <sup>(1)</sup>		54,85a <sup>(1)</sup>	

(<sup>1</sup>) Nível de significância:  $\alpha = 1\%$ .

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do IEA.

Reforçando afirmações sobre a maior susceptibilidade da agricultura moderna às adversidades climáticas, a elasticidade estimada a partir do coeficiente obtido para a deficiência hídrica do período outubro-março, mostra que se todas as regiões houvessem sido submetidas ao maior nível de déficit de água observado no ano (45 mm), o índice de eficiência tenderia a cair mais de 13%.

Em resumo, os imóveis rurais pequenos (20,1 a 100 ha) e médios (100,1 a 500 ha) apresentavam os maiores índices de eficiência, enquanto que os mini (até 20 ha) e grandes (mais de 500 ha) eram os menos eficientes, em 1973/74 e 1988/89, respectivamente. Entre as DIRAs, o núcleo mais eficiente era formado, em 1973/74, por Sorocaba - uma região em crescimento - e pelo Vale do Paraíba, de agricultura mais tradicional. Já em 1988/89, a eficiência foi maior nas DIRAs de agricultura mais dinâmica e modernizada: Ribeirão Preto, Campinas e São José do Rio Preto. Tanto em 1973/74 como em 1988/89, os imóveis que cultivavam predominantemente produtos exportáveis, tinham níveis de eficiência superiores aos dos imóveis produtores de produtos domésticos.

Numa primeira leitura, seria possível concluir que houve certa elevação de eficiência entre os dois pontos analisados, passando de 0,60 para 0,75 segundo os resultados da função Cobb-Douglas, e de 0,62 para 0,63 segundo a Translog. Entretanto, comparando-se os modelos de 1988/89, com seus equivalentes em 1973/74<sup>128</sup> - o que parece mais correto - o aumento apontado pela Cobb-Douglas seria bem menor, passando de 0,68 para 0,75, enquanto que a Translog mostraria, mesmo, uma pequena queda: de 0,66 para 0,63. Todavia, a análise de apenas dois pontos no tempo, certamente não é um bom indicador dessa evolução, e conclusões a esse respeito

---

<sup>128</sup> Ou seja, modelos em que os fatores de expansão da amostra foram utilizados como ponderadores, e em que a distribuição assumida para os  $U_i$  foi a exponencial.



devem ser amparadas por estudos que utilizem um número maior de cortes seccionais, ou análise de dados de painel.

Das variáveis estruturais escolhidas para representar o capital humano, tanto a escolaridade - de proprietários, seus familiares e administradores em 1973/74, e somente de proprietários em 1988/89 - como a experiência do produtor - disponível apenas para 1973/74, e medida pelo total de anos dedicados à agricultura - apareceram com influência positiva e significativa sobre a eficiência na produção. A disponibilidade de pesquisa científica condicionou os níveis de eficiência mensurados, tanto em 1973/74 como em 1988/89.

Entre as variáveis representativas da escala do empreendimento e da intensidade de uso da terra, a área total do imóvel nunca teve coeficientes significativos, o montante de área do imóvel efetivamente cultivada com lavouras apresentou coeficientes positivos em 1973/74, e não significativos em 1988/89 e, para a proporção de área plantada com culturas anuais e perenes, os parâmetros estimados sempre foram positivos e significativos, aparentemente indicando que os índices de eficiência estariam mais relacionados à uma certa especialização agrícola, do que à disponibilidade de terra.

No grupo de fatores conjunturais, é provável que o crédito rural mais escasso e caro do final da década de 80, que apresentou coeficiente positivo, tenha sido empregado mais eficientemente do que o de meados da década de 70, não significativo sobre os índices de eficiência. O parâmetro negativo estimado para o crédito de

investimento, em 1973/74, deve-se, provavelmente, à forma de medir as despesas. Já o motivo dos sinais positivos e significativos encontrados para o índice de cobertura de custos pelos preços mínimos e para o índice de receita líquida relativa, nos dois pontos de tempo analisados, deve ser a forma de medir a produção, por seu valor agregado. A proporção de área de lavouras cultivada com produtos domésticos, que era uma desvantagem em 1973/74, deixou de influenciar a eficiência em 1988/89.

Entre os fatores ambientais analisados, a deficiência hídrica sempre compareceu com coeficientes significativos e negativos, reafirmando a susceptibilidade da produção agrícola a esse fenômeno. A variável valor das terras do imóvel, com seu sinal negativo nos dois cortes de tempo, provavelmente captou efeitos de outros de seus componentes, que não a fertilidade; já os parâmetros estimados para o percentual de terras aptas para lavouras, sempre foram positivos e significativos, indicando que zoneamentos agrícolas precisos podem contribuir para a elevação da eficiência na agricultura.

As variáveis *dummies* representativas das Divisões Regionais Agrícolas foram, em sua maioria, significativas; entretanto, uma discussão mais confiável desses coeficientes fica prejudicada pelos problemas de estimação relatados anteriormente, ocorridos com os dados de 1988/89.

## 5. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

O crescimento acelerado da produção agrícola paulista, entre 1970 e 1990, foi mais intenso nas regiões mais dinâmicas e tecnificadas e nos imóveis rurais médios (de 100,1 a 500 ha) e grandes (com mais de 500,1 ha), com os produtos de exportação tornando-se proporcionalmente mais importantes, sendo cana-de-açúcar, laranja e soja as lavouras que mais cresceram, expandindo-se também sobre outras atividades. Nos anos agrícolas 1973/74 e 1988/89, imóveis que cultivavam produtos exportáveis tinham níveis de eficiência na produção superiores aos dos imóveis produtores de produtos domésticos.

O uso da terra cresceu uniformemente naquelas duas décadas, e no fator trabalho - relativamente estável no período - destacou-se a alteração na composição, com a mão-de-obra não residente (volantes e outros) ganhando importância relativa, principalmente nas regiões que cultivavam algodão, café, cana-de-açúcar e laranja, e, de novo, nos imóveis médios e grandes. O uso de fertilizantes, que era proporcionalmente maior nos imóveis menores, cresceu intensamente na década de 70, e diminuiu em termos absolutos na de 80. Os tratores aumentaram tanto em número quanto em potência média nesse período, ocorrendo desaceleração do crescimento nos 80s, em que os grandes imóveis perderam importância relativa. Os gastos com defensivos cresceram aceleradamente durante todo esse período e o

uso de sementes cresceu a taxas menores, até meados da década de 80, do que durante a década anterior.

A produtividade da terra quase dobrou, nessas duas décadas, no Estado de São Paulo, apresentando-se bastante distinta entre culturas e regiões, e crescendo de forma inversamente proporcional ao tamanho dos imóveis rurais. A produtividade do trabalho, considerando-se apenas a produção vegetal, praticamente triplicou, observando-se uma correspondência direta entre seus níveis e os diferentes estratos de tamanho de imóveis. Fertilizantes e tratores tiveram produtividades decrescendo durante a década de 70 e elevando-se na seguinte, com os imóveis maiores sendo os mais produtivos no início dos 90s; associação positiva tamanho-produtividade também ocorreu com os defensivos, que apresentaram taxas de crescimento negativo em todo o período.

Os imóveis rurais pequenos (20,1 a 100 ha) e médios apresentavam os maiores índices de eficiência na produção, em 1973/74 e 1988/89. Entre as regiões, o núcleo mais eficiente transferiu-se, entre esses dois anos agrícolas, de Sorocaba e Vale do Paraíba, para Ribeirão Preto, Campinas e São José do Rio Preto, de agricultura mais tecnificada.

Dentre as variáveis estruturais - postuladas como determinantes do processo de modernização e da eficiência na produção - a escolaridade influenciou positivamente a adoção e intensidade de uso de tecnologia química e mecânica, e a eficiência. A experiência do produtor, em 1973/74, teve efeitos

positivos sobre a adoção de mecanização, e sobre a eficiência na produção.

A disponibilidade de pesquisa científica condicionou a adoção e a intensidade de uso de fertilizantes e de defensivos e herbicidas, além de afetar positivamente os níveis de eficiência alcançados pelos imóveis rurais, nos dois cortes seccionais analisados.

A disponibilidade ou a utilização de trabalhadores residentes, que influía positivamente sobre a adoção e a intensidade de uso de defensivos e herbicidas, e de tração mecânica em 1973/74, afetou somente a adoção dessa última técnica em 1988/89. Já os efeitos da disponibilidade ou emprego de mão-de-obra não residente, sobre a adoção ou o uso de tecnologia química ou mecânica, verificaram-se naqueles dois pontos do tempo.

Das variáveis representativas da escala do empreendimento e da intensidade de uso da terra, a área total do imóvel apareceu com influência positiva sobre a adoção e intensidade de uso de tecnologias químicas e mecânicas, exceto fertilizantes em 1973/74. A proporção da área do imóvel efetivamente cultivada com lavouras apresentou coeficientes positivos, tanto nos modelos de adoção de insumos, quanto nos de eficiência na produção; o montante de área plantada com culturas anuais e perenes, apresentou, *via-de-regra*, parâmetros positivos em 1973/74, e negativos em 1988/89<sup>129</sup>.

---

<sup>129</sup> Exceto, nesse último ano agrícola, para a eficiência na produção, em que o coeficiente foi não significativo.

No grupo de fatores conjunturais, pôde-se concluir que o acesso ao crédito rural promoveu a modernização da agricultura: o crédito de custeio afetou positivamente a adoção e a intensidade de uso de tecnologia, e a eficiência no ano agrícola 1988/89. Em 1973/74, o crédito de investimento influenciou tanto a adoção e a intensidade do uso de tração mecânica, quanto a adoção de defensivos e herbicidas.

A política de preços mínimos de garantia, teve papel menos claro nesse processo, apresentando uma maior frequência de coeficientes positivos em 1973/74, e negativos em 1988/89; nos modelos explicativos dos índices de eficiência, por outro lado, apresentou sempre efeitos positivos.

A proporção da área de lavouras explorada com produtos domésticos, quase sempre apresentou sinal negativo nos modelos de adoção e uso de tecnologia, e influenciou - também negativamente - os níveis de eficiência no ano agrícola 1973/74. Em 1988/89, esteve positivamente associada à adoção e à intensidade de uso de tecnologias químicas e mecânica.

Dos fatores ambientais analisados, a deficiência hídrica apareceu com influência negativa sobre os índices de eficiência na produção. O valor das terras do imóvel, por sua vez, influenciou positivamente a adoção e a intensidade de uso das tecnologias em 1973/74, e negativamente a eficiência, nos dois pontos considerados, enquanto que o índice de qualidade das terras afetava positivamente esse último índice.

As variáveis *dummies* representativas das Divisões Regionais Agrícolas, no ano agrícola 1973/74, foram significativas em diversos modelos, tanto nos de adoção e intensidade de uso de tecnologia, quanto nos explicativos dos níveis de eficiência, confirmando que o processo de modernização, em meados da década de 70, era bastante distinto entre as regiões do Estado. Em 1988/89, o número de *dummies* regionais significativas diminuiu, indicando um processo melhor estabelecido e mais homogêneo.

Os resultados obtidos, relacionados a algumas das variáveis explicativas da adoção de tecnologia e da eficiência na produção, merecem comentários adicionais. Em meados dos 90s, os limites dos instrumentos clássicos de política agrícola, crédito rural e preços mínimos de garantia, parecem ser claramente outros<sup>130</sup>.

Especula-se que a política de crédito rural deverá caminhar para um esquema de redescontos, em que os bancos tenham acesso a recursos a juros inferiores aos de mercado, em montante igual a certa proporção dos empréstimos efetuados por suas carteiras rurais. Essa proporção, variável de acordo com a "qualidade" dos empréstimos efetuados, permitiria ao governo determinar modalidades, regiões, explorações e grupos de produtores prioritários. Considerando-se os resultados deste estudo, em que o crédito rural apareceu como importante determinante da adoção

---

<sup>130</sup> Uma posição mais contundente, é a de que a política agrícola - enquanto um conjunto de instrumentos destinados a criar condições especiais para o meio rural - está com os dias contados. A agricultura passaria a ser regida unicamente pela política macroeconômica, sempre muito mais influente do que a política agrícola (Alves, 1996).

de tecnologia e da eficiência na produção, e considerando-se também que as taxas de juros internas pagas pelos agentes econômicos estão, atualmente, entre as maiores do planeta, é imperioso que certos segmentos produtivos sejam protegidos, como os pequenos e - principalmente - os mini produtores.

A política de preços de garantia, por sua vez, parece ter como limite, numa economia aberta, níveis próximos aos observados no mercado internacional, sob pena de acúmulo indesejável de estoques<sup>131</sup>. É provável que, pelo mesmo motivo, os recursos para os EGF com opção de compra, diminuam continuamente. Nesse caso, o direcionamento da política para amparar certas regiões produtoras parece também ser mais complexo, pois esbarra em limitações legais.

Esses dois instrumentos de política agrícola, se conjugados a sólidas bases técnicas, como zoneamentos agrícolas bem elaborados e atualizados, provavelmente contribuirão decisivamente para o aumento da eficiência, em parte dirigindo o quê, onde, como e quando plantar. Tal encadeamento permitiria também contornar os efeitos de um dos condicionantes da eficiência detectado nos modelos estimados, as condições do tempo.

Entretanto, apenas com essas medidas e o mercado como regulador, é provável que vejamos nos próximos anos,

---

<sup>131</sup> Para produtos tipicamente de mercado interno, todavia, é possível considerar a conveniência de uma política especial de estabilização de preços, em bases plurianuais, como a descrita em Homem de Melo (1991a).



consideráveis áreas de agricultura intensiva retrocederem, tornando-se novamente regiões de pecuária extensiva, de reflorestamentos, ou serem simplesmente abandonadas. É quase certo que esse processo não poderá ser de todo estancado, mas os limites da agricultura intensiva, eficiente e competitiva, podem - e devem - ser ampliados.

Essa ampliação de limites, certamente passa por medidas que sequer foram tocadas neste trabalho: produção e distribuição eficientes de insumos modernos, infra-estrutura de transporte e armazenamento, reforma agrária e diminuição da defasagem cambial, entre outros. Com a intensificação do comércio internacional, os preços de um maior número de bens e serviços tenderão a valores idênticos aos externos, deduzidos, naturalmente, os custos de transporte e a incidência de tributações indiretas; por isso, a recente isenção do ICMS que antes gravava os produtos agrícolas exportados, certamente contribui para a diminuição do chamado custo-Brasil e para abrandar a defasagem cambial existente desde a implementação do plano real, aumentando as possibilidades de concorrência da agricultura.

A ampliação dos limites atuais (e futuros), todavia, passa também pelos fatores estruturais aqui analisados, como educação e conhecimento tecnológico.

A importância da educação para a produtividade agrícola vem sendo mostrada há décadas, por diversos autores e em diferentes localidades, inclusive no Brasil. Atualmente - é verdade que mais

em função dos interesses na competitividade industrial do que na agrícola - autoridades federais parecem decididamente empenhadas em elevar a média de escolaridade da população, e se esse esforço atingir o meio rural, provavelmente a agricultura brasileira elevará seus padrões de adoção tecnológica e de eficiência produtiva.

Quanto ao outro fator, o conhecimento tecnológico<sup>132</sup>, a situação é - infelizmente - mais controversa. Existem até mesmo conceituados técnicos e acadêmicos em postos de destaque da administração pública e privada, que acreditam ser possível simplesmente importar o conhecimento necessário, em todas as áreas. Tal visão, próxima à de antigos modelos de difusão, postula que quaisquer problemas presentes e futuros já encontraram solução, propiciada pela inteligência externa<sup>133</sup>.

Romer (1993) argumenta que utilizar idéias desenvolvidas externamente, pode ser uma escolha apropriada para países nos primeiros estágios do desenvolvimento (como o exemplo, bem sucedido, das Ilhas Maurício). Entretanto, reconhece que as idéias, embora bens econômicos, não são bens privados convencionais, e que os mercados são inerentemente menos eficientes na produção e transmissão de idéias, do que na de

---

<sup>132</sup> Embora discutidos separadamente, é importante frisar que investimentos em capital humano (educação) e em pesquisa são complementares; ver Redding (1996).

<sup>133</sup> Por outro lado, pesquisadores consagrados ligados ao setor rural, mesmo quando acreditam no fim da política agrícola nos moldes tradicionais, reconhecem que restam à mesma alguns papéis importantes, entre eles o de promover a pesquisa, em especial a pública (ver, por exemplo, Alves, 1996).

outros bens. Com a integração mundial, a qualidade das instituições públicas contribuirá para diferenciar as áreas geográficas, e as melhor sucedidas serão aquelas com os mecanismos mais competentes para atender os interesses coletivos, especialmente na produção de novas idéias.

Muitos dos modelos recentes de abertura tecnológica do comércio internacional defendem a posição de que sob livre comércio, é vantajoso para os países menos desenvolvidos "emprestar" ou copiar novas tecnologias<sup>134</sup>. Para David (1993), nessa concepção caberia aos países desenvolvidos do hemisfério Norte, a geração de conhecimento; ficariam encarregados das pesquisas básicas e aplicadas, das novas invenções e inovações, enquanto que os países em desenvolvimento ocupar-se-iam com imitações e difusão de tecnologia. Bell & Pavitt (1993) consideram que o nível de conhecimento tecnológico pode tornar-se uma fonte de vantagens comparativas, refletindo-se em técnicas de produção aprimoradas, nos projetos de bens de capital, e na capacidade de engenharia reversa e de reproduzir pesquisas desenvolvidas externamente.

Parece, portanto, que a idéia de utilizar tecnologia externa, implica em assumir como adequada ao País uma posição caudatária no desenvolvimento internacional.

Por isso, parece também mais razoável discutir para onde deve evoluir o esforço de pesquisa nacional, mais

---

<sup>134</sup> Como, por exemplo, Grossman & Helpman (1990), citados por David (1993).

especificamente, o dirigido à agricultura. Existe ainda um papel a ser desempenhado pelo sistema estatal de pesquisas ? Quais os desafios futuros para a pesquisa agrícola ? Poderão parcerias com o setor privado viabilizar os recursos necessários ao sistema estatal de pesquisas ? Suas prioridades serão as mesmas da sociedade como um todo ?

A partir dos 80s - num processo que se agravou mais para o final da década - os recursos para pesquisa nos países em desenvolvimento diminuíram acentuadamente, levando a uma involução dos sistemas oficiais de pesquisa e comprometendo a eficácia de sua atuação<sup>135</sup>. As perspectivas são de uma deterioração, em breve, da situação atual concernente à produção agrícola, em especial a de alimentos nos países em desenvolvimento, tendo como consequência um aumento de preços e de carências alimentares<sup>136</sup>. As pesquisas que vêm sendo desenvolvidas no campo da biotecnologia - quase que exclusivamente em países avançados - não têm se preocupado com os problemas da agricultura dos países em desenvolvimento (Hazell,

---

<sup>135</sup> No caso brasileiro, o orçamento da EMBRAPA cresceu entre 1973 e 1982, quando passou a apresentar tendência declinante. Em 1984, o montante de gastos com pesquisa agropecuária foi 37% menor do que o de 1982, e em 1990, 28% menor, também comparado a 1982. No Estado de São Paulo, a evolução desses investimentos aparenta ter sido ainda pior: considerando-se três dos mais importantes institutos de pesquisa - Instituto Agrônomo, Instituto Biológico e Instituto de Zootecnia - o máximo de recursos foi atingido em 1978. Em 1982, os gastos com pesquisa atingiram apenas 45% daquele máximo, e em 1990, 63% (Mesquita, 1994).

<sup>136</sup> Esses argumentos estão desenvolvidos em Dresrüsse (1995), Hazell (1995), Pardey & Alston (1995), e em Rosegrant (1995).

1995); ao contrário, são numerosos os exemplos de substâncias sintéticas que buscam substituir seus produtos agrícolas típicos.

A postura de diminuição de subsídios e de serviços oferecidos à agricultura nos países em desenvolvimento, e que vem fazendo dos sistemas oficiais de pesquisa uma de suas maiores vítimas, carece, ao menos nesse caso, de fundamentação econômica. Mesmo que se ignore resultados de estudos sobre os retornos dos investimentos em pesquisas desenvolvidas no Brasil, segundo análises do IFPRI esses retornos são quase sempre superiores a 20% ao ano, existindo casos de algumas taxas de 100% a.a. (Hazell, 1995; Pardey & Alston, 1995). Rosegrant & Evenson (1995), por exemplo, concluíram que o crescimento da produtividade total de fatores, na Índia, mesmo no período pós-Revolução Verde (1978-87), deve muito aos investimentos públicos em pesquisa. A taxa marginal de retorno a esses investimentos, nesse período recente, superava 50%. A pesquisa privada, por sua vez, produzia retornos para as firmas que a desenvolviam e benefícios sociais suficientes para motivar mais investimentos.

Sobre os desafios futuros à pesquisa agrícola, pode-se argumentar com base no pensamento de Hazell (1995), que procurou resumi-los em três principais. O primeiro, seria o de manter os ganhos de rendimento obtidos e estabelecer padrões ambientalmente mais adequados. Vencer a capacidade inata de doenças e pragas suplantarem a resistência das plantas e tornarem-se imunes a defensivos agrícolas, é um trabalho constante e interminável; ao

mesmo tempo, o desenvolvimento de alternativas biológicas aos insumos químicos atualmente utilizados, é urgente e necessária.

O segundo desafio, seria aumentar ainda mais os níveis de produtividade em áreas de agricultura intensiva<sup>137</sup>, que empregam maciçamente insumos modernos; tal efeito, só poderá ser conseguido com novas variedades, insumos de melhor qualidade e tratamentos culturais aprimorados.

Por último - e talvez mais importante - estaria aumentar a produtividade em sistemas de produção que empregam menos tecnologia<sup>138</sup>, muitas vezes caracterizados por solos frágeis e pouco férteis, altamente susceptíveis a secas, e pobres em infraestrutura, fatores que dificultam a implementação de uma agricultura mais moderna, baseada no uso intensivo de insumos. Nesse caso, além de novas variedades, mais resistentes a secas, a doenças e a pragas, a pesquisa agrícola deverá ocupar-se também de técnicas de combate à erosão, e de aumentar a eficiência de sistemas complexos, compostos por culturas consorciadas, intercaladas, e muitas vezes coexistindo com explorações animais.

Para atender essas necessidades, especula-se que o caminho passa por uma crescente importância da pesquisa privada, ou através de parcerias entre o sistema oficial de pesquisas e a iniciativa privada.

---

<sup>137</sup> No exemplo original, áreas de agricultura irrigada, contempladas pela Revolução Verde.

<sup>138</sup> No argumento de Hazell (1995), áreas de agricultura de sequeiro, que se beneficiaram pouco da Revolução Verde.

Em relação à capacidade do esforço de pesquisa privado atender essas demandas, a literatura mais atual parece pouco animadora. Embora a privatização reduza os custos governamentais, o tipo de pesquisa desenvolvido em tais ambientes passa a ser somente o que permite ganhos substanciais e que podem ser protegidos, esquecendo-se completamente a transferência de conhecimentos aos agricultores, principalmente aos de menores condições financeiras e com dificuldade de gerenciamento de recursos (Oram, 1995). O setor privado tem pouco ou nenhum incentivo em pesquisar problemas de pequenos agricultores, em geral produtores de alimentos básicos, destinados ao mercado interno, tampouco em estudar aspectos relativos à degradação ambiental (Hazell, 1995).

As empresas multinacionais, em especial, sabe-se que concentram quase todo seu esforço de pesquisa nos países-sede<sup>139</sup>, e segundo, Dresdüsse (1995), protegem vigorosamente suas descobertas. Pesquisa privada em países de menores níveis de renda, é praticamente inexistente, e mesmo onde existe, o setor privado é capaz de responder por apenas uma pequena parte das necessidades; a maioria das pesquisas, com o maior potencial de benefícios para a sociedade, é melhor conduzida pelo setor

---

<sup>139</sup> Dados apresentados por Hirst & Thompson, citados por Batista Jr. (1996), mostram que apenas 10% a 30% da atividade tecnológica das grandes corporações dos países desenvolvidos acontece em subsidiárias estrangeiras. Patel & Pavitt, também citados por Batista Jr. (1996), demonstram que as firmas das principais economias do mundo - Alemanha, Japão e EUA - realizam menos de 15% das atividades de pesquisa e desenvolvimento fora do país de origem, e concluem que a produção de tecnologia constitui um caso importante de não-globalização.

público, já que as companhias privadas não podem se apoderar dos resultados o suficiente para garantir os investimentos necessários (Pinstrup-Andersen, 1995).

As alternativas de parceria do setor público de pesquisas com o setor privado, esbarram também em consideráveis dificuldades. Dos setores envolvidos no complexo agroindustrial, os agentes privados com maior potencial de financiar pesquisas são, tradicionalmente, os produtores de insumos. Entretanto, como multinacionais, tendem a concentrar tais esforços onde se localizam suas sedes, como já citado; seus interesses passam também por todas as restrições de apropriação de resultados que acabaram de ser discutidas. O outro lado do complexo, em que se localizam as indústrias de transformação e beneficiamento de produtos agrícolas, infelizmente não parece um campo fértil para tais esforços, já que o montante de recursos que costumam destinar à pesquisa científica é próximo de zero.

Associações de produtores, seriam outros parceiros em potencial; mas, também neste caso é preciso lembrar que os setores organizados e capitalizados para tal são poucos. É pouco provável que tais organizações estivessem dispostas a financiar estudos que não os beneficiassem diretamente, e exemplos anteriores, como demonstrado por Silva (1986), indicam que certas lavouras podem ter sua evolução prejudicada quando menos contempladas pelo esforço de pesquisa.



O problema, portanto, é complexo. Além das restrições econômicas, o tempo de maturação dos resultados da pesquisa científica aplicada à agricultura é longo: tipicamente, de 8 a 10 anos para que sejam obtidas novas variedades, e freqüentemente, de 15 a 20 anos desde os primeiros passos até que seu impacto sobre a produção seja percebido (Hazell, 1995).

A produção agrícola atual, suas particularidades e sua eficiência, provém de pesquisas efetuadas há décadas atrás; portanto, é necessário ter em mente que a oferta futura, daqui a 20, 30 anos, será consequência das políticas desenvolvidas hoje.

Quanto aos métodos econométricos utilizados, deve-se destacar que os modelos de função de produção de fronteira mostraram-se muito sensíveis - tanto à forma funcional escolhida, quanto à especificação assumida para a distribuição das medidas de eficiência - fornecendo estimativas substancialmente diferentes.

Por último, convém enfatizar que o presente estudo - assim como tantos outros que dependem de dados em nível de propriedade - só pôde ser realizado devido à existência do levantamento por amostragem efetuado pelo IEA. É lamentável que uma base de dados tão importante para análises do setor agrícola paulista e brasileiro, venha padecendo de tamanho descaso, com amostras que se perpetuam, fatigando os informantes, e elevando o nível de erros e de falta de respostas. É reprovável, também, que uma

série enorme de questões não estejam mais presentes nos formulários, reduzindo a utilidade dos levantamentos.

O longo processo de decadência do levantamento objetivo vem fazendo com que estimativas de safras e de mão-de-obra empregada, por exemplo, sejam freqüentemente baseadas em informações subjetivas ou calculadas a partir de coeficientes técnicos pouco representativos, cuja precariedade é desconhecida apenas por técnicos menos avisados.

O Instituto de Economia Agrícola tornou-se respeitado pelas análises baseadas em seus dados primários de reconhecida qualidade; descuidar desse aspecto, é negar a história e comprometer o futuro da instituição.

## BIBLIOGRAFIA

- ABRAMOVAY, R. et al. Novos dados sobre a estrutura social do desenvolvimento agrícola no Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, 43(2): 67-88, 1996.
- ADESINA, A.A. & ZINNAH, M.M. Technology characteristics, farmer's perceptions and adoption decisions: a tobit model application in Sierra Leone. **Agricultural Economics**, 9(4): 297-311, dec. 1993.
- AFRIAT, S.N. Efficiency estimation of production functions. **International Economic Review**, 13(3): 568-598, oct. 1972.
- AGUIAR, G.; CARNEIRO, R.; JATOBÁ, J. Efeitos espaciais da política nacional de desenvolvimento agrícola. In: PIMES. **Desigualdades Regionais no Desenvolvimento Brasileira: políticas econômicas setoriais e desigualdades regionais**. Recife, SUDENE, 1984. V. 2, pp. 137-217.
- AGUIAR, J.L.P. et al. Análise da eficiência técnica em zonas agroecológicas brasileiras. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 32, Brasília, DF, 25 a 28 de julho de 1994. **Anais**. Brasília, SOBER, 1994. pp. 257-275.
- AIGNER, D.J. & CHU, S.F. On estimating the industry production function. **American Economic Review**, 58(4): 826-839, sep. 1968.
- AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, 6(1):21-37, jul. 1977.
- AKRIDGE, J.T. Measuring productive efficiency in multiple product agribusiness firms: a dual approach. **American Journal of Agricultural Economics**, 71(1): 116-125, feb. 1989.
- ALI, M. & FLINN, J.C. Profit efficiency among Basmati rice producers in Pakistan Punjab. **American Journal of Agricultural Economics**, 71(2): 303-310, may 1989.
- ALVES, E.R.A. **A produtividade agrícola**. Brasília, s.c.p., 1979. 34 p.
- ALVES, E.R.A. Entrevista: desafios da pesquisa agrícola. **Economia Rural**, 7(4): 2-6, out./dez. 1996.
- ALY, H.Y. et al. Technical, scale, and allocative efficiencies in U.S. Banking: an empirical investigation. **Review of Economics and Statistics**, 72 (2):211-8, may 1990.

- AMEMIYA, T. Qualitative response models: a survey. **Journal of Economic Literature**, 19(4): 1483-1536, dec. 1981.
- AMEMIYA, T. Tobit models: a survey. In: AMEMIYA, T. (ed.) Censored or Truncated Regression Models. **Journal of Econometrics**, 24(1/2): 3-61, jan./feb. 1984.
- AMEMIYA, T. **Advanced econometrics**. Harvard, University Press, 1985. 521 p.
- ANDERSON, J. **Credit constraints in agricultural production: an econometric analysis of Brazilian subsidized rural credit policy**. Yale, University, 1986. (Tese de PhD)
- ANJOS, N.M.; YAMAGUISHI, C.T.; CARVALHO, F.C. **Análise do setor agrícola brasileiro**. São Paulo, IEA, 1988. (Relatório de Pesquisa 03/88)
- ANUÁRIO DE INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS DA AGRICULTURA: anuário IEA 1990**. São Paulo, IEA, 1990. 1 v.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL**. Rio de Janeiro, IBGE, 1993.
- ARAÚJO, P.F.C. et al. Crescimento e desenvolvimento da agricultura paulista. **Agricultura em São Paulo**, 21(3):169-199, 1974.
- BACCHI, O.O.S. **Balanço hídrico no Estado de São Paulo para a cana-de-açúcar**. Araras, PLANALSUCAR, 1978. 36 p.
- BAPTISTELLA, C.S.L. et al. O trabalho volante na agricultura paulista e sua estacionalidade, 1985-93. **Agricultura em São Paulo**, 41(3):61-84, 1994.
- BAPTISTELLA, C.S.L.; VICENTE, M.C.M.; IRIAS, L.J.M. Indicações sobre a contribuição de diferentes categorias de produtor no valor da produção agropecuária paulista. **Agricultura em São Paulo**, 39(1): 1-28, 1992.
- BARBOSA, M.M.T.L. et al. Modeling the use and adoption of technologies by upland rice and soybeans farmers in Central-West Brazil. In: WORKSHOP SOBRE METODOLOGIAS DE AVALIAÇÃO SÓCIOECONÔMICA DA PESQUISA AGROPECUÁRIA, Bento Gonçalves, RS, 2 a 5 de maio de 1989. **Anais**. Brasília, EMBRAPA, 1989. v. I, pp. 130-160.
- BARROS, J.R.M. Política e desenvolvimento agrícola no Brasil. In: VEIGA, A. (coord) **Ensaio sobre Política Agrícola Brasileira**. São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1979. pp. 9-35.

- BARROS, J.R.M. & GRAHAM, D.H. **A agricultura brasileira e o problema da produção de alimentos.** São Paulo, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, 1978. 30 p. mimeo.
- BARROS, J.R.M. & MANOEL, A. Insumos agrícolas: evolução recente e perspectivas. In: BRANDÃO, A.S.P (ed.) **Os Principais Problemas da Agricultura Brasileira: análise e sugestões.** Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988. cap. 8.
- BATISTA Jr., P.N. O mito da empresa transnacional. **Folha de S. Paulo**, 10 nov. 1996. p. 2-2.
- BATTESE, G.E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural Economics**, 7(3/4):185-208, oct. 1992.
- BATTESE, G.E. & BROCA, S.S. Functional forms of stochastic frontier production functions for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan. **Journal of Productivity Analysis**, 1997. (No prelo)
- BATESSE, G.E. & COELLI, T.J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, 38(3):387-399, jul. 1988.
- BATESSE, G.E. & COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics**, 20: 325-332, 1995.
- BATTESE, G.E. & CORRA, G.S. Estimation of a production frontier model: with application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. **Australian Journal of Agricultural Economics**, 21(3): 169-179, dec. 1977.
- BATTESE, G.E. & TESSEMA, G.A. Estimation of stochastic frontier production functions with time-varying parameters and technical efficiencies using panel data from Indian villages. **Agricultural Economics**, 9(4):313-333, dec. 1993.
- BATTESE, G.E.; MALIK, S.J.; GILL, M.A. An investigation of technical inefficiencies of production of wheat farmers in four districts of Pakistan. **Journal of Agricultural Economics**, 47(1): 37-49, 1996.
- BATTESE, G.E.; RAMBALDI, A.N.; WAN, G.H. A stochastic frontier production function with flexible risk properties. **Journal of Productivity Analysis**, 1997. (No prelo)

- BAUER, P.W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 39-56, oct./nov. 1990.
- BECKER, G. **Human capital**. New Jersey, Princeton University Press, 1964.
- BELL, M. & PAVITT, K. Accumulating technological capability in developing countries. In: THE WORLD BANK ANNUAL CONFERENCE ON DEVELOPMENT ECONOMICS, Washington, D.C., april 30 - may 1, 1992. **Proceedings**. Washington, The World Bank, mar. 1993. pp. 257-281.
- BEN-AKIVA, M. & LERMAN, S.R. **Discrete choice analysis: theory and application to travel demand**. Cambridge, MIT Press, 1985. 390 p.
- BERNDT, E.R. & CHRISTENSEN, L.R. The translog function and the substitution of equipment, structures, and labor in U.S. manufacturing 1929-68. **Journal of Econometrics**, 1: 81-114, 1973.
- BIRKHAUSER, D.; EVENSON, R.E.; FEDER, G. The economic impact of agricultural extension: a review. In: WORKSHOP SOBRE METODOLOGIAS DE AVALIAÇÃO SÓCIOECONÔMICA DA PESQUISA AGROPECUÁRIA, Bento Gonçalves, RS, 2 a 5 de maio de 1989. **Anais**. Brasília, EMBRAPA, 1989. v. IV, pp. 1-62.
- BJUREK, H.; HJALMARSSON, L.; FØRSUND, F.R. Deterministic parametric and nonparametric estimation of efficiency in service production: a comparison. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 213-227, oct./nov. 1990.
- BLAUG, M. The rate of return of investment in education in Great Britain. **The Manchester School**, 23: 05-261, 1965.
- BOLETIM AGROCLIMATOLÓGICO**. Rio de Janeiro, INEMET, 1973-1990. v.6-24
- BRADLEY, T. **An essay on factors affecting the adoption of modern agricultural technology in developing countries: The case of Zona da Mata, Brazil, 1979-1984**. Pennsylvania, University, oct. 1987a. 76 p.
- BRADLEY, T. **Factors affecting the adoption on modern agricultural technology: Zona da Mata, Brazil, 1979-1984**. Pennsylvania, University, oct. 1987b. 51 p.

- BRASIL. Ministério da Agricultura. Secretaria Nacional de Planejamento Agrícola. **Aptidão agrícola das terras de São Paulo**. Brasília, BINAGRI, 1979. 114 p. (Aptidão agrícola da terras, 20)
- BRAVO-URETA, B.E. Technical efficiency measures for dairy farms based on a probabilistic frontier function model. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, 34(3):399-415, nov. 1986.
- BRAVO-URETA, B.E. & RIEGER, L. Dairy farm efficiency measurement using stochastic frontiers and neoclassical duality. **American Journal of Agricultural Economics**, 73(2):421-428, may 1991.
- CALOMIRIS, C.W. & HIMMELBERG, C.P. Direct credit programs for agriculture and industry: arguments from theory and fact. **Proceedings of The World Bank Annual Conference on Development Economics, 1993**. Washington, The World Bank, mar. 1994. pp. 113-154.
- CAMARGO, A.M.M.P. **Substituição regional entre as principais atividades agrícolas no Estado de São Paulo**. Piracicaba, ESALQ/USP, 1983. 236 p. (Dissertação de Mestrado)
- CAMARGO, A.M.M.P. et al. Alteração na composição da agropecuária no Estado de São Paulo, 1983-93. **Informações Econômicas**, 25(5): 49-81, mai. 1995.
- CAMARGO, A.M.M.P.; CASER, D.V.; OLIVETTI, M.P.A. Distribuição da posse da terra no Estado de São Paulo, 1972-93. **Informações Econômicas**, 26, 1996. (No prelo)
- CAMARGO, A.P. et al. Clima do Estado de São Paulo. In: SÃO PAULO. Secretaria da Agricultura. **Zoneamento Agrícola do Estado de São Paulo**. São Paulo, Secretaria da Agricultura, dez. 1974. V. 1, cap. 2
- CAMARGO, M.N. **Amostra para previsões e estimativas de safras agrícolas do Estado de São Paulo em vigor a partir de junho de 1981**. São Paulo, IEA, 1988. (Relatório de Pesquisa 27/88)
- CAMARGO Fº, W.P. (coord.) **Estatísticas de produção agrícola no Estado de São Paulo**. São Paulo, IEA, 1990. 1v.
- CAMPOS, H. & PIVA, L.H.O. Dimensionamento de amostra para estimativa e previsão de safra no Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, 21(3):65-88, 1974.

- CARVALHO, M.A. **Estabilização dos preços agrícolas: a política de garantia de preços mínimos.** São Paulo, IEA, 1994. 170 p. (Coleção Estudos Agrícolas, 1).
- CARVALHO, M.A. et al. **Classificação dos produtores rurais do Estado de São Paulo de acordo com o valor da produção e sua distribuição por tamanho e localização dos imóveis.** São Paulo, IEA, 1982. 18 p. (Relatório de Pesquisa 8/82)
- CASER, D.V. (coord.) **Evolução regional das principais atividades agrícolas do Estado de São Paulo, 1969 a 1992.** São Paulo, IEA, 1994. 60 p. (Sér. Inf. Estat. Agric., 02/94)
- CASER, D.V. et al. Densidade de cultivo de laranja, banana, café e uva no Estado de São Paulo. **Informações Econômicas**, 23(6): 9-11, jun. 1993.
- CASWELL, M. & ZILBERMAN, D. The effects of well depth and land quality on the choice of irrigation and technology. **American Journal of Agricultural Economics**, 68(4): 798-811, nov. 1986.
- CENSO AGROPECUÁRIO.** Rio de Janeiro, IBGE, 1970, 1980, 1985.
- CHARNES, A. et al. Polyhedral cone-ratio DEA models with an illustrative application to large commercial banks. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 73-91, oct./nov. 1990.
- CHRISTENSEN, L.R.; JORGENSON, D.W.; LAU, L.J. Conjugate duality and the transcendental logarithmic function. **Econometrica**, 39(4): 255-256, jul. 1971
- CHRISTENSEN, L.R.; JORGENSON, D.W.; LAU, L.J. Transcendental logarithmic production frontiers. **Review of Economics and Statistics**, 55 (1): 28-45, feb. 1973.
- COCHRAN, W.G. **Sampling Techniques.** New York, J. Wiley, 1953.
- COELLI, T. **A guide to FRONTIER 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation.** Armidale, Department of Econometrics, University of New England, oct. 1994. 31 p. (Draft)
- COELLI, T. Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function: a Monte Carlo analysis. **Journal of Productivity Analysis**: 247-268, 1995.
- COELLI, T.J. & BATTESE, G.E. Identification of factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers. **Australian Journal of Agricultural Economics**, 1996. (No prelo)



- CORNWELL, C.; SCHMIDT, P.; SICKLES, R.C. Production frontiers with cross-sectional and time-series variations in efficiency levels. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 185-200, oct./nov. 1990.
- CRUZ, E.R. Transferência inter-regional de ganhos de produtividade da terra e política tecnológica para a agricultura. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 24, Lavras, MG, 28 de julho a 01 de agosto de 1986. **Anais**. Brasília, SOBER, 1986. v 1, pp. 136-162.
- DAVID, P.A. Knowledge, property, and the system dynamics of technological change. In: THE WORLD BANK ANNUAL CONFERENCE ON DEVELOPMENT ECONOMICS, Washington, D.C., april 30 - may 1, 1992. **Proceedings**. Washington, The World Bank, mar. 1993. pp. 215-248.
- DAWSON, P.J.; LINGARD, J.; WOODFORD, C.H. A generalised measure of farm-specific technical efficiency. **American Journal of Agricultural Economics**, 73(4): 1098-1104, nov. 1991.
- DESAI, A. & VOSTI, S.A. Efficiency among output-diversified farmers in Brazil's Zona da Mata: a multiple-input, multiple-output application of DEA. In: CONFERENCE ON NEW USES OF DEA IN MANAGEMENT, Austin, Texas, september 27-29, 1989. 22 p.
- DHRYMES, P.J. Limited dependent variables. In: Griliches, Z. & Intriligator, M.D. **Handbook of Econometrics**. Amsterdam, North-Holland, 1986. p. 1567-1631, v. 3.
- DRESRÜSSE, G. Declining assistance to developing-country agriculture: change of paradigm ? In: A 2020 VISION FOR FOOD, AGRICULTURE, AND THE ENVIRONMENT, Washington, D.C., june 13-15, 1995. **Brief 16**. Washington, IFPRI, apr. 1995.
- EKANAYAKE, S.A.B. Location specificity, settler type and productive efficiency: a study of the Mahaweli project in Sri Lanka. **Journal of Development Studies** 23(4): 509-521, jul. 1987.
- ENGLER, J.J.C. **Análise da produtividade agrícola entre regiões do Estado de São Paulo**. Piracicaba, ESALQ/USP, abr. 1978. 132 p. (Tese de Doutorado)
- EVENSON, R.E. & BINSWANGER, H.P. Technology transfer and research resource allocation. In: BINSWANGER, H.P. & RUTANN, V.W. (coord.) **Induced innovation: technology, institutions and development**. Baltimore, Johns Hopkins, 1978. pp. 164-214.

- EVENSON, R.E. & CRUZ, E.R. Technology transfer (spillover) methods of analysis with examples from Brazil. In: WORKSHOP SOBRE METODOLOGIAS DE AVALIAÇÃO SÓCIOECONÔMICA DA PESQUISA AGROPECUÁRIA, Bento Gonçalves, RS, 2 a 5 de maio de 1989. *Anais*. Brasília, EMBRAPA, 1989. v. 1, pp. 42-72.
- EVENSON, R.E. & KISLEV, Y. Research and productivity in wheat and maize. *Journal of Political Economy*, 81(6): 1.309-1329, nov./dec. 1973.
- FAGUNDES, L.; VICENTE, J.R.; SILVA, G.L.S.P. Modelos de previsão de área e rendimento para as culturas de cana-de-açúcar, café e laranja. *Agricultura em São Paulo*, 41(2):103-125, 1994.
- FARRELL, M.J. The measurement of productive efficiency. *Journal of Royal Statistical Society, A*, 120(Part 3): 253-281, 1957.
- FEDER, G. Farm size, risk aversion and the adoption of new technology under uncertainty. *Oxford Economic Papers*, 32(2): 263- 283, jul. 1980.
- FEDER, G.; JUST, R.E.; ZILBERMAN, D. Adoption of agricultural innovations in developing countries: a survey. *Economic Development and Cultural Change*, 33(2): 255-298, jan. 1985.
- FEDER, G. & O'MARA, G.T. Farm size and the diffusion of green revolution technology. *Economic Development and Cultural Change*, 29(1): 58-76, jan. 1981.
- FEDER, G. & SLADE, R. The acquisition of information and the adoption of new technology. *American Journal of Agricultural Economics*, 66(2): 312-320, aug. 1984.
- FERREIRA, C.R.R.P.T. & VICENTE, J.R. Rendimento de culturas no Estado de São Paulo: evolução recente e diferenças regionais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 26, Fortaleza, CE, 01 a 05 de agosto de 1988. *Anais*. Brasília, SOBER, 1988. pp. 779-793.
- FERREIRA, C.R.R.P.T.; VICENTE, M.C.M.; NOGUEIRA, E.A. Utilização de fertilizantes formulados nas culturas anuais do Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, 38(2): 151-179, 1991.
- FLEISCHFRESSER, V. *Modernização tecnológica da agricultura*. Curitiba, Cahain, 1988. 154 p.
- FØRSUND, F.R.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. A survey of frontier productions functions and of their relationship to efficiency measurement. *Journal of Econometrics*, 13(1): 5-25, may. 1980.

- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Distribuição e sazonalidade da produção agrícola.** Rio de Janeiro, FGV, 1980. 112 p.
- GARCIA, A.E.B. **Ocupação da mão-de-obra na agricultura do Estado de São Paulo na década de setenta.** São Paulo, IEA, 1986. 52 p. (Relatório de Pesquisa nº 1/86)
- GARCIA, A.E.B.; YOTSUYANAGI, K.; VIEIRA, M.C. **Sazonalidade do trabalho na agricultura paulista na década de setenta.** São Paulo, IEA, 1988. 68 p. (Relatório de Pesquisa nº 26/88)
- GASQUES, J.G. & VERDE, C.M.V. Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos anos oitenta. **Agricultura em São Paulo**, 37(1): 183-204, 1990.
- GEORGESCU-ROEGER, N. Uma análise crítica da função de produção neoclássica: o processo de produção na indústria e na agricultura. **Revista de Teoria e Pesquisa Econômica**, 1(1): 11-35, abr. 1970.
- GHILARDI, A.A. **Transformações na agricultura paulista na década de setenta, ao nível de tamanho de propriedade.** São Paulo, FEA/USP, 1986. 168 p. (Dissertação de Mestrado)
- GOMES, F.P. **Curso de estatística experimental.** Piracicaba, Nobel, 1970. 430 p.
- GONÇALVES, J.S. et al. Mudanças na composição da área cultivada no Estado de São Paulo e suas regiões agrícolas, 1970/72 a 1987/89. **Informações Econômicas**, 20(12): 69-92, dez. 1990.
- GREENE, W.H. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. **Journal of Econometrics**, 13(1): 27-56, may 1980a.
- GREENE, W.H. On the estimation of a flexible frontier production model. **Journal of Econometrics**, 13(1): 101-115, may 1980b.
- GREENE, W.H. Maximum likelihood estimation of stochastic frontier production models. **Journal of Econometrics**, 18(2): 285-289, feb. 1982.
- GREENE, W.H. A gamma-distributed stochastic frontier model. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 141-163, oct./nov. 1990.
- GREENE, W.H. **Econometric analysis.** New York, MacMillan, 1993. 791 p. (2nd. ed.)

- GREENE, W.H. **LIMDEP version 7.0 user's manual**. New York, Econometric Software, 1995. 850 p.
- GRILICHES, Z. Hibrid corn: an exploration in the economics of technological change. **Econometrica**, 25(4): 501-522, oct. 1957.
- GRILICHES, Z. Economic data issues. In: Griliches, Z. & Intriligator, M.D. **Handbook of Econometrics**. Amsterdam, North-Holland, 1986. p. 1465-1514. v. 3.
- GRILICHES, Z. & RINGSTAD, V. **Economies of scale and the form of the production function**. Amsterdam, North-Holland, 1971. 204 p.
- HAUGHTON, J. Farm price responsiveness and the choice of functional form: an application to rice cultivation in west Malaysia. **Journal of Development Economics** 24(2): 203-223, dec. 1986.
- HAYAMI, H. & RUTTAN, V.W. **Agricultural development: an international perspective**. Baltimore, Johns Hopkins, 1971.
- HAYAMI, H. & RUTTAN, V.W. **Desenvolvimento agrícola: teoria e experiências internacionais**. Brasília, EMBRAPA, 1988. 583 p.
- HAZELL, P. Technology's contribution to feeding the world in 2020. In: A 2020 VISION FOR FOOD, AGRICULTURE, AND THE ENVIRONMENT, Washington, D.C., june 13-15, 1995. **Speeches Made at an International Conference**. Washington, IFPRI, aug. 1995. pp. 80-82.
- HIEBERT, D. Risk, learning and the adoption of fertiliser responsive seed varieties. **American Journal of Agricultural Economics**, 56(4): 764-768, nov. 1974.
- HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. São Paulo, Pioneira, 1980. 379 p.
- HOFFMANN, R. (coord.) **Inovações tecnológicas e transformações recentes na agricultura brasileira**. Piracicaba, FINEP/ESALQ/FEALQ, 1985. 4 v.
- HOLT, D.; SMITH, T.M.F.; WINTER, P.D. Regression analysis of data from complex surveys. **Journal of Royal Statistical Society, A**, 143(Part 4):474-487, 1980.
- HOMEM DE MELO, F.B. Padrões de instabilidade entre culturas na agricultura brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 9(3): 819-844, 1979.

- HOMEM DE MELO, F.B. Disponibilidade de tecnologia entre produtos da agricultura brasileira. **Revista de Economia Rural**, 18(2): 221-249, abr./jun. 1980.
- HOMEM DE MELO, F.B. A necessidade de estabilização de preços para as culturas domésticas. In: BRANDÃO, A.S.P (ed.) **Os Principais Problemas da Agricultura Brasileira**: análise e sugestões. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988a. cap. 7.
- HOMEM DE MELO, F.B. Um diagnóstico sobre produção e abastecimento alimentar no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, 35(T. especial): 115-156, 1988b.
- HOMEM DE MELO, F.B. O crescimento agrícola brasileiro dos anos 80 e as perspectivas para os anos 90. **Revista de Economia Política**, 10(3): 23-30, jul./set. 1990.
- HOMEM DE MELO, F.B. A questão da política de preços para produtos agrícolas domésticos. **Revista Brasileira de Economia**, 45(3): 385-396, jul./set. 1991a.
- HOMEM DE MELO, F.B. Agricultura brasileira: um novo horizonte de crescimento. **Estudos Econômicos**, 21(3): 299-317, set./dez. 1991b.
- HOOKS, G.M.; NAPIER, T.L.; CARTER, M.V. Correlates of adoption behaviours: the case of the farm technologies. **Rural Sociology**, 48(2): 308-323, jun. 1983.
- HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Cambridge, University Press, 1986. 246 p.
- HUANG, C.J.; TANG, A.M.; BAGI, F.S. Two views of efficiency in Indian agriculture. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, 34(2):209-226, jul. 1986.
- HUFFMANN, W.E. Decision making: the role of education. **American Journal of Agricultural Economics**, 56(1): 85-96, feb. 1974.
- INFORMAÇÕES ECONÔMICAS. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1973-1996. v. 3-26
- JAMISON, D. & LAU, L. **Farm education and farm efficiency**. Baltimore, Johns Hopkins, 1982.
- JØNDROW, J. et al. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, 19(2/3): 233-238, aug. 1982.

- JORGENSON, D.W. Econometric methods for modelling producer behaviour. In: Griliches, Z. & Intriligator, M.D. **Handbook of Econometrics**. Amsterdam, North-Holland, 1986. p. 1842-1915, v. 3.
- JUDGE, G.G. et al. **The theory and practice of econometrics**. New York, J.Wiley, 1985. (2nd. ed.)
- JUDGE, G.G. et al. **Introduction to the theory and practice of econometrics**. New York, J.Wiley, 1988.
- JUST, R.E. & ZILBERMAN, D. Stochastic structure, farm size and technology adoption in developing agriculture. **Oxford Economic Papers**, 35: 307-328, aug. 1983.
- KALIRAJAN, K. An econometric analysis of yield variability in paddy production. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, 29(3):283-294, nov. 1981.
- KALIRAJAN, K. On measuring yield potential of the high yielding varieties technology at farm level. **Journal of Agricultural Economics**, 33(2): 227-236, may 1982.
- KISLEV, Y. & SHCHORI-BACHRACH, N. The process of an innovation cycle. **American Journal of Agricultural Economics**, 55(1): 28-37, feb. 1973.
- KLIVIN, J.E. & FLIEGEL, F.C. Farmer's perception and farm practice attributes. **Rural Sociology**, 31(2): 197-206, jun. 1966.
- KOPP, R.J. The measurement of productive efficiency: a reconsideration. **The Quarterly Journal of Economics**, 96(3):477-503, aug. 1981.
- KOPP, R.J. & DIEWERT, W.E. The decomposition of frontier cost function deviations into measures of technical and allocative efficiency. **Journal of Econometrics**, 19(2/3): 319-331, aug. 1982.
- KOPP, R.J. & MULLAHY, J. Moment-based estimation and testing of stochastic frontier models. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 165-183, oct./nov. 1990.
- KROCH, E.A. & SJOBLUM, K. Schooling as human capital or a signal. **The Journal of Human Resources**, 29(1): 157-180, winter, 1994.
- KUMBHAKAR, S.C. The specification of technical and allocative inefficiency in stochastic production and profit frontiers. **Journal of Econometrics**, 34(3): 335-348, mar. 1987.

- KUMBHAKAR, S.C. Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 201-211, oct./nov. 1990.
- KUMBHAKAR, S.C.; BISWAS, B.; BAILEY, D.V. A study of economic efficiency of Utah dairy farmers: a system approach. **The Review of Economics and Statistics**, 71(4): 595-604, nov. 1989.
- LAU, L.J. Functional forms in econometric model building. In: Griliches, Z. & Intriligator, M.D. **Handbook of Econometrics**. Amsterdam, North-Holland, 1986. p. 1515-1566, v. 3.
- LEE, L.F. & TYLER, W.G. The stochastic frontier production function and average efficiency: an empirical analysis. **Journal of Econometrics**, 7(3): 385-389, jun. 1978.
- LIMA, R.C. Modelos de respostas binárias: especificação, estimação e inferência. **Agricultura em São Paulo**, 43(2): 19-25, 1996.
- LIPTON, M. Agriculture finance and rural credit in poor countries. **World Development** 4(7): 543-553, jul. 1976.
- LOPES, F.L.P. **Choque heterodoxo: combate à inflação e reforma monetária**. Rio de Janeiro, Campus, 1986.
- LOPES, J.R.B. Empresas e pequenos produtores no desenvolvimento do capitalismo agrário em São Paulo (1940-1970). **Estudos CEBRAP**, 22: 41-110, 1978.
- LOPES, M.R. O poder das coalizões políticas de grupos de interesse de bloquear o desenvolvimento agrícola. In: TEIXEIRA, E.C. (ed.) **Desenvolvimento Agrícola na Década de 90 e no Século XXI**. Viçosa, UFV, 1993. cap. 7.
- MACEDO, P.B.R. Escala e modernização agrícola. **Revista Brasileira de Economia**, 49(3): 467-482, jul./set. 1995.
- MADDALA, G.S. **Limited-dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge, University Press, 1983. 401 p.
- MAINDIRATTA, A. Largest size-efficient scale and size efficiencies of decision-making units in data envelopment analysis. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 57-72, oct./nov. 1990.
- MANSKI, C.F. & LERMAN, S. The estimation of choice probabilities from choice based samples. **Econometrica**, 45(8): 1977-1988, nov. 1977.

- MARQUES, P.V. **Fatores condicionantes do nível de eficiência técnica entre agricultores de baixa renda.** Piracicaba, ESALQ/USP, 1976. 88 p. (Dissertação de Mestrado).
- MARTIN, N.B. (coord.) **Economia agrícola paulista: características e potencialidades.** *Informações Econômicas*, 21: 1-201, 1991. (Suplemento 01/91)
- MARTIN, N.B. et al. **A performance da agricultura do Estado de São Paulo e de suas regiões agrícolas no pós-70.** *Agricultura em São Paulo*, 39(1): 97-132, 1992.
- MCKELVEY, R. & ZAVOINA, W. **A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables.** *Journal of Mathematical Sociology*, 4: 103-120, summer, 1975.
- MEEUSEN, W. & VAN DER BROECK, J. **Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error.** *International Economic Review*, 18(2): 435-444, jun. 1977.
- MESQUITA, T.C. **Desempenho da agricultura brasileira e sua relação com alguns instrumentos de política econômica - 1970/1990.** São Paulo, FEA/USP, 1994. 224 p. (Tese de Doutorado)
- MOOD, A.M.; GRAYBILL, F.A.; BOES, D.C. **Introduction to the theory of Statistics.** Tokyo, McGraw-Hill, 1974. 564 p. (3rd. ed.)
- MULLER, J. **On sources of measured technical efficiency: the impact of information.** *American Journal of Agricultural Economics*, 56(4): 730-738, nov. 1974.
- MYINT, H. **Agriculture and economic development in the open economy.** In: REYNOLDS, L.G. (ed.) **Agriculture in development theory.** Yale University, Economic Growth Centre, 1975. pp. 327-354.
- NEGRI Neto, A. et al. **Custo e benefício social de previsões e estimativas de produção agrícola: o valor da informação.** *Agricultura em São Paulo*, 35:37-50, 1988.
- NERLOVE, M. **The use of modern inputs in the agricultural sectors of developing countries: the case of Brazil.** Pennsylvania, University, oct. 1986.
- NERLOVE, M. & PRESS, J. **Univariate and multivariate log-linear and logistic models.** RAND report R-1306-EDA/NIH, dec. 1973.



- NERLOVE, M.; VOSTI, S.A.; BASEL, W. Role of product mix and farm-level diversification in adoption of modern technology: the case of the Zona da Mata de Minas Gerais, Brazil. **In:** WORKSHOP SOBRE METODOLOGIAS DE AVALIAÇÃO SÓCIOECONÔMICA DA PESQUISA AGROPECUÁRIA, Bento Gonçalves, RS, 2 a 5 de maio de 1989. **Anais**. Brasília, EMBRAPA, 1989. v. III, pp. 1-69.
- NOGUEIRA, E.A. (coord.) **Estatísticas de salários agrícolas no Estado de São Paulo**. São Paulo, IEA, 1992. 100 p.
- NORD, R. Exploring the correlates of research unit productivity: an illustration of a two-stages approach to efficiency analysis. **In:** WORKSHOP SOBRE METODOLOGIAS DE AVALIAÇÃO SÓCIOECONÔMICA DA PESQUISA AGROPECUÁRIA, Bento Gonçalves, RS, 2 a 5 de maio de 1989. **Anais**. Brasília, EMBRAPA, 1989. v. III, pp. 138-157.
- NOWAK, P.J. The adoption of agricultural conservation technologies: economic and diffusion explanations. **Rural Sociology**, 52(2): 208-220, jun. 1987.
- OLIVEIRA, J.C. O papel dos preços mínimos na agricultura. **Estudos Econômicos**, 4(2): 77-94, mai./ago. 1974.
- OLIVEIRA, L.G. **Modelos econômicos e o fator tecnológico: alguns aspectos da investigação recente**. São Paulo, NPGCT/USP, mar. 1987. 31 p. (Cadernos de Política e Gestão em Ciência e Tecnologia)
- OLIVETTI, M.P.A. et al. O valor da produção das atividades agropecuárias por regiões do Estado de São Paulo, 1995. **Informações Econômicas**, 26(6):39-68, jun. 1996.
- OLSON, J.A.; SCHMIDT, P.; WALDMAN, D.M. A Monte Carlo study of estimators of stochastic frontier productions functions. **Journal of Econometrics**, 13(1): 67-82, may. 1980.
- ORAM, P. The potential of technology to meet world food needs in 2020. **In:** A 2020 VISION FOR FOOD, AGRICULTURE, AND THE ENVIRONMENT, Washington, D.C., june 13-15, 1995. **Brief 13**. Washington, IFPRI, apr. 1995.
- ORAZEM, P.F. & VODOPIVEC, M. Winners and losers in transition: returns to education, experience, and gender in Slovenia. **The World Bank Economic Review**, 9(2): 201-230, may 1995.
- ORTOLANI, A.A. et al. **Parâmetros climáticos e a cafeicultura**. Rio de Janeiro, IBC, 1970. 27 p.

- PAIVA, R.M. Modernização e dualismo tecnológico na agricultura: uma reformulação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 5(1): 117-161, 1975.
- PAIVA, R.M. Modernização agrícola e processo de desenvolvimento econômico: problema dos países em desenvolvimento. In: VEIGA, A. (coord.) **Ensaio sobre política agrícola brasileira**. São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1979. pp.37-86.
- PARDEY, P.G. & ALSTON, J.M. Revamping agricultural R & D. In: A 2020 VISION FOR FOOD, AGRICULTURE, AND THE ENVIRONMENT, Washington, D.C., june 13-15, 1995. **Brief 24**. Washington, IFPRI, jun. 1995.
- PEDRO Jr., M.J. et al. (ed.) **Instruções agrícolas para o Estado de São Paulo**. Campinas, Instituto Agrônomo, 1987. 231 p. 4 ed.
- PELLEGRINI, R.M.P. Desempenho da agricultura paulista em 1989/90. In: GONÇALVES, J.S. (coord.) **Anuário de Informações Estatísticas da Agricultura**: anuário IEA 1990. São Paulo, IEA, 1990. p. 83-87.
- PESSOA, N.S. **Balanço hídrico**. São Paulo, CATI, mar. 1992. 31 p. (Boletim Técnico 190)
- PINO, F.A. Distribuição e utilização da terra no Estado de São Paulo. **Informações Econômicas**, 8(11): 1-6, nov. 1978.
- PINO, F.A. Detecção e correção de erros em levantamentos agrícolas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, 21(9): 975-985, set. 1986.
- PINO, F.A. Análise do viés em alguns procedimentos para falta de resposta e para erros de resposta em levantamentos por amostragem. **Agricultura em São Paulo**, 36(2):147-153, 1989.
- PINO, F.A. & CASER, D.V. **Falta de resposta em levantamentos por amostragem: um estudo de caso**. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1984a. (Relatório de Pesquisa no. 08/84)
- PINO, F.A. & CASER, D.V. **Análise de erros não amostrais em levantamentos para previsão e estimativas de safras do Estado de São Paulo**. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1984b. (Relatório de Pesquisa no. 10/84)
- PINO, F.A. & OSSIO, J.H.G. **Um método para depuração de erros não amostrais em dados obtidos por levantamento de campo**. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1975. (não publicado)

- PINSTRUP-ANDERSEN, P. Toward a consensus for action. In: A 2020 VISION FOR FOOD, AGRICULTURE, AND THE ENVIRONMENT, Washington, D.C., june 13-15, 1995. **Speeches Made at an International Conference**. Washington, IFPRI, aug. 1995. pp. 104-108.
- PREÇOS MÍNIMOS: região Centro-Sul, safra 1971/72. Brasília, Ministério da Agricultura, ago. 1971. pg. irreg.
- PROGNÓSTICO. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1971-1988. v. 0-17.
- QUESNAY, F. Quadro econômico dos fisiocratas. In: **Os Economistas: Petty/Hume/Quesnay**. São Paulo, Abril Cultural, 1983. 350 p.
- REDDING, S. The low-skill, low-quality trap: strategic complementarities between human capital and R & D. **The Economic Journal**, 106(n° 435): 458-470, mar. 1996.
- REZENDE, G.C. Crescimento econômico e oferta de alimentos no Brasil. **Revista de Economia Política**, 6(1): 65-81, jan./abr. 1986.
- REZENDE, G.C. Ajuste externo e agricultura no Brasil, 1981-86. **Revista Brasileira de Economia**, 42(2): 101-137, abr./jun. 1988.
- REZENDE, G.C. Do cruzado ao Collor: os planos de estabilização e a agricultura. **Revista de Economia Política**, 12(2): 106-125, mai./ago. 1992.
- RICARDO, D. **Princípios de economia política e de tributação**. São Paulo, Abril Cultural, 1982.
- RICHMOND, J. Estimating the efficiency of production **International Economic Review**, 15(2): 515-521, jun. 1974.
- ROGERS, E.M. **Diffusion of innovations**. New York, Free Press of Glencoe, 1962.
- ROMER, P.M. Two strategies for economic development: using ideas and producing ideas. In: THE WORLD BANK ANNUAL CONFERENCE ON DEVELOPMENT ECONOMICS, Washington, D.C., april 30 - may 1, 1992. **Proceedings**. Washington, The World Bank, mar. 1993. pp. 63-91.
- ROSEGRANT, M. Who will go hungry ? Scenarios for future global and regional food supply and demand. In: A 2020 VISION FOR FOOD, AGRICULTURE, AND THE ENVIRONMENT, Washington, D.C., june 13-15, 1995. **Speeches Made at an International Conference**. Washington, IFPRI, aug. 1995. pp. 29-37.

- ROSEGRANT, M.W. & EVENSON, R.E. **Total factor productivity and sources of long-term growth in Indian agriculture.** Washington, IFPRI, apr. 1995. 28 p. (EPTD Discussion Paper n° 7)
- SAMUELSON, P.A. & NORDHAUS, W.D. **Economia.** Lisboa, McGraw-Hill, 1988. (12<sup>a</sup> ed.)
- SANTIAGO, M.M.D. (coord.) **Estatísticas de preços agrícolas no Estado de São Paulo.** São Paulo, IEA, 1990. 3 v.
- SANTOS, R.F. **Presença de viéses de mudança técnica na agricultura brasileira.** São Paulo, IPE/USP, 1986. 176 p.
- SANTOS, R.F. O crédito rural na modernização da agricultura brasileira. **Revista de Economia Rural**, 26(4): 395-404, out./dez. 1988.
- SANTOS, Z.A.P.S. **Estatísticas do mercado de terras agrícolas no Estado de São Paulo.** São Paulo, IEA, 1993. 230 p.
- SÃO PAULO. Secretaria de Agricultura. IEA. CATI. **Preços Mínimos.** Ano Agrícola 1972/73. 18 p.
- SÃO PAULO. Secretaria de Agricultura. IEA. CATI. **Preços Mínimos.** Ano Agrícola 1973/74. 24 p.
- SÃO PAULO. Secretaria dos Serviços e Obras Públicas. DAEE. **Atlas pluviométrico do Estado de São Paulo.** São Paulo, 1972. 84 p
- SCHATTAN, S. **Obtenção de estatísticas agrícolas pelo método de amostragem.** São Paulo, DER, set. 1953.
- SCHATTAN, S. Estrutura econômica da agricultura paulista. **Revista Brasileira de Estudos Políticos**, (12): 85-119, out. 1961.
- SCHMIDT, P. On statistical estimation of parametric frontier production function. **The Review of Economics and Statistics**, 58 (2): 238-239, may 1976.
- SCHMIDT, P. Frontier production functions. **Econometric Reviews**, 4(2): 289-328, 1986.
- SCHMIDT, P. & LOVELL, C.A.K. Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers. **Journal of Econometrics**, 9(3): 343-366, feb. 1979.

- SCHMIDT, P. & LOVELL, C.A.K. Estimating stochastic production and cost frontiers when technical and allocative inefficiency are correlated. **Journal of Econometrics**, 13(1): 83-100, may 1980.
- SCHULTZ, T.W. Investment in human capital. **American Economic Review**, 51(1): 1-17, 1961.
- SCHULTZ, T.W. **A transformação da agricultura tradicional**. Rio de Janeiro, Zahar, 1965. 208 p.
- SCHULTZ, T.W. The value of the ability to deal with disequilibria. **Journal of Economic Literature**, 13(3): 827-846, sep. 1975.
- SCHUMPETER, J.A. **Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucro, capital, juro e o ciclo econômico**. São Paulo, Abril Cultural, 1982. 169 p.
- SEIFORD, L.M. & THRALL, R.M. Recent developments in DEA: the mathematical programming approach to frontier analysis. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 7-38, oct./nov. 1990.
- SENGUPTA, J.K. Transformations in stochastic DEA models. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 109-123, oct./nov. 1990.
- SHAKYA, P. & FLINN, J. Adoption of modern varieties and fertilizer use on rice in the Eastern Tarai of Nepal. **Journal of Agricultural Economics**, 36(3): 409-419, sep. 1985.
- SHRESTHA, R.B. & GOPALAKRISHNAN, C. Adoption and diffusion of drip irrigation technology: an econometric analysis. **Economic Development and Cultural Change**, 41(2): 407-418, jan. 1993.
- SILVA, G.L.S.P. **Produtividade agrícola, pesquisa e extensão rural**. São Paulo, IPE/USP, 1984. 143 p.
- SILVA, G.L.S.P. **Pesquisa, tecnologia e rendimento dos principais produtos da agricultura paulista**. São Paulo, IEA, 1986. (Relatório de Pesquisa 12/86)
- SILVA, G.L.S.P. Transforming Brazilian agriculture. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 29, Campinas, 28 de julho a 1 de agosto de 1991. **Anais**. Brasília, SOBER, 1991. p. 254-278.
- SILVA, G.L.S.P.; FONSECA, M.A.S.; MARTIN, N.B. Pesquisa e produção agrícola no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, 26(2): 175-253, 1979.

- SILVA, G.L.S.P.; VICENTE, J.R.; CASER, D.V. **Variações do tempo e produtividade agrícola: um subsídio à previsão de safras no Estado de São Paulo.** Campinas, Fundação Cargill, 1986. 148 p.
- SILVA, G.L.S.P.; VICENTE, J.R.; CASER, D.V. Mudança tecnológica e produtividade do milho e da soja no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, 47(2): 281-303, abr./jun. 1993.
- SILVA, J.G. & KAGEYAMA, A.A. Emprego e relação de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 13(1): 235-266, abr. 1983.
- SILVA, J.G. & QUEDA, O. Distribuição da renda e posse da terra na produção e consumo de alimentos. In: PINSKY, J. (Org.) **Capital e Trabalho no Campo.** São Paulo, Hucitec, 1979. p. 127-146.
- SILVEIRA, R.I. et al. **Fertilidade, fertilizantes e fertilização do solo.** Piracicaba, ESALQ/USP, 197?. 295 p. v.2.
- SIMON, E.J. **A modernização da agricultura brasileira e o papel do crédito agrícola.** São Paulo, FEA/USP, 1992. 166 p. (Tese de Doutorado)
- SMITH, A. **A riqueza das Nações: investigação sobre sua natureza e suas causas.** São Paulo, Abril Cultural, 1983. 2 v.
- SMITH, G. A política agrícola brasileira. In: Araújo, P.F.C. & SCHUH, G.E. **Desenvolvimento da agricultura: estudos de caso.** São Paulo, Pioneira, 1983. v.4, p. 213-256.
- SPANOS, A. **Statistical foundations of econometric modeling.** Cambridge, University Press, 1986. 695 p.
- SPENSER, D. & BYERLEE, D. Technical change, labor use and small farmer development: evidence from Sierra Leone. **American Journal of Agricultural Economics**, 58(5):874-880, dec. 1976.
- STEVENS, W.L. **Estimativa e previsão de safras através de um levantamento por amostragem.** São Paulo, DER, nov. 1951.
- STEVENSON, R.E. Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. **Journal of Econometrics**, 13(1): 57-66, may. 1980.
- STIGLER, G.J. The existence of x-efficiency. **American Economic Review**, 66(1): 213-216, mar. 1976.

- TAYLOR, T.G. & SHONKWILER, J.S. Alternative stochastic specifications of the frontier production function in the analysis of agricultural credit programs and technical efficiency. **Journal of Development Economics** 21(1): 149-160, may 1986.
- TAYLOR, T.G.; DRUMMOND, H.E.; GOMES, A.T. Agricultural credit programs and production efficiency: an analysis of traditional farming in southeastern Minas Gerais, Brazil. **American Journal of Agricultural Economics**, 68(1):110-119, feb. 1986.
- THAME, A.C.M.; VICENTE, J.R.; VICENTE, M.C.M. Escolaridade e mão-de-obra rural no Brasil, 1970-80. **Agricultura em São Paulo**, 36(1 e 2): 141-183, 1987.
- THIRTLE, C. & RUTTAN, V. **The role of demand and supply in the generation and diffusion of technical change**. Chur, Harwood Academic, 1987.
- THOMPSON, R.G. et al. The role of multiplier bounds in efficiency analysis with application to Kansas farming. **Journal of Econometrics**, 46(1/2): 93-108, oct./nov. 1990.
- TIMMER, C.P. Using a probabilistic frontier production function to measure technical efficiency. **Journal of Political Economy**, 79(4): 776-794, jul./ago. 1971.
- VAN DEN BROEK, J. et al. On the estimation of deterministic and stochastic frontier production functions: a comparison. **Journal of Econometrics**, 13(1): 117-138, may. 1980.
- VEIGA, J.E.R. et al. Ocupação do trabalhador rural paulista, triênio 1988-90. **Informações Econômicas**, 21(9): 9-21, set. 1991.
- VERA Fº, F. & TOLLINI, H. Progresso tecnológico e desenvolvimento agrícola. In: VEIGA, A. (coord.) **Ensaio sobre Política Agrícola Brasileira**. São Paulo, Secretaria de Agricultura, 1979. P. 876-136.
- VICENTE, J.R. **Influência de educação, pesquisa e assistência técnica na produtividade da agricultura paulista na década de setenta**. Piracicaba, ESALQ/USP, 1989a. 193 p. (Dissertação de Mestrado)
- VICENTE, J.R. **Importância e eficiência da pequena produção: novas evidências para o Estado de São Paulo**. São Paulo, 1992. 27 p. (não publicado).

- VICENTE, J.R. Importância e eficiência da produção em diferentes tamanhos de imóveis rurais no Estado de São Paulo. **Informações Econômicas**, 23(2): 27-39, fev. 1993.
- VICENTE, J.R. Análise comparativa de métodos de estimação da oferta e demanda de carnes e ovos. **Agricultura em São Paulo**, 41(1): 1-20, 1994a.
- VICENTE, J.R. Choque agrícola, indexação e aceleração inflacionária: teste de um modelo pós-keynesiano. **Agricultura em São Paulo**, 41(3): 39-60, 1994b.
- VICENTE, J.R. & ANEFALOS, L.C. Elaboração e teste de programas computacionais para correção automática de dados de levantamentos agrícolas. **Agricultura em São Paulo**, 42(2):1-16, 1995.
- VICENTE, J.R. & CASER, D.V. Produção e produtividade em anos de crise: a agricultura paulista no período 1980-91. **Informações Econômicas**, 21(11): 9-14, nov. 1991.
- VICENTE, J.R. & VOSTI, S.A. Um teste de dados em nível de imóvel rural do levantamento objetivo IEA-CATI para estudos de adoção de tecnologia. **Agricultura em São Paulo**, 42(2):129-148, 1995.
- VICENTE, J.R.; CASER, D.V.; SILVA, G.L.S.P. Adversidades climáticas: estimativas das perdas de safras no Estado de São Paulo e respostas governamentais. **Agricultura em São Paulo**, 35: 149-171, 1988.
- VICENTE, J.R.; NEVES, E.M.; VICENTE, M.C.M. Contribuições da educação, pesquisa e assistência técnica para a elevação da produtividade agrícola na década de setenta. **Agricultura em São Paulo**, 37(1): 19-48, 1990.
- VICENTE, M.C.M. A evolução do uso da mão-de-obra e da mecanização em culturas do Estado de São Paulo. São Paulo, IEA, 1985. 22 p. (Relatório de Pesquisa n° 8/85)
- VICENTE, M.C.M. O mercado de mão-de-obra volante na agricultura paulista 1974/75 a 1986/87. Piracicaba, ESALQ/USP, 1989b. 73 p. (Dissertação de Mestrado)
- VICENTE, M.C.M. Análise da mecanização na agricultura paulista e suas influências sobre a demanda de mão-de-obra. São Paulo, IEA, s.d. s.p. (não publicado)



- VICENTE, M.C.M. et al. **População residente nos imóveis rurais do Estado de São Paulo: alguns indicadores sócio-econômicos, 1970-86.** São Paulo, IEA, 1988. 26 p. (Relatório de Pesquisa n° 18/88)
- VICENTE, M.C.M. et al. Aspectos sobre a atuação dos sindicatos dos trabalhadores rurais paulistas. **Agricultura em São Paulo**, 40(2): 181-202, 1993.
- VICENTE, M.C.M. & BAPTISTELLA, C.S.L. **Trabalho volante na agricultura paulista, 1975 a 1986.** São Paulo, IEA, 1987. 31 p. (Relatório de Pesquisa n° 16/87)
- VOSTI, S.A. et al. **Analysis of the São Paulo data series: preliminary empirical results and recommendations for data recovery.** Washington, IFPRI, 1987.
- VOSTI, S.A. & VICENTE, J.R. **Assessment of IEA farm-level survey data for the purposes of technology adoption research.** Washington, IFPRI, 1989.
- VOSTI, S.A.; ROSEGRANT, M.W.; IRIAS, L.J.M. Irrigation, employment, and the distribution of farm income in rice production in Rio Grande do Sul, Brazil. **In: WORKSHOP SOBRE METODOLOGIAS DE AVALIAÇÃO SÓCIOECONÔMICA DA PESQUISA AGROPECUÁRIA**, Bento Gonçalves, RS, 2 a 5 de maio de 1989. **Anais.** Brasília, EMBRAPA, 1989. v. II, pp. 86-111.
- WEEKES, M. **The multinomial probit model revisited: a discussion of parameter estimability and identification.** Heslington, University of York, apr. 1993. 28 p. (Discussion papers in econometrics No 93/14)
- WELCH, F. Education in production. **Journal of Political Economy**, 78(1): 35-39, jan. 1970.
- YOTOPOULOS, P.A. From stock to flow capital inputs for agricultural production functions; a micro-analytic approach. **American Journal of Agricultural Economics**, 49(2): 476-495, may 1967.
- YOTOPOULOS, P.A. Middle - Income classes and food crisis: the "new" food-feed competition. **Economic Development and Cultural Change**, 33(3): 463-483, apr. 1985.

## APÊNDICE 1 - PROCEDIMENTOS EMPREGADOS NA DEPURAÇÃO DOS DADOS

### AMOSTRAIS

A teoria subjacente a diversos procedimentos de detecção e correção de dados, está descrita em Pino (1986). A técnica de consistência interna, segundo aquele autor, pode ser descrita a partir de um resultado simples de probabilidade: sendo  $X$  uma variável aleatória, tal que

$$E|X| < \infty \quad (1)$$

então, dado  $0 < \varepsilon \leq 1$ , existem números reais  $a$  e  $b$ , tais que

$$P(X \notin [a, b]) < \varepsilon \quad (2)$$

O que significa a possibilidade da construção de um intervalo finito, tal que seja ínfima a probabilidade da variável ter valores fora do mesmo, os quais passam a ser considerados errados ou *outliers*.

Pino (1986) define também o valor de um teste por

$$T(X_e) = \frac{f(X_e)}{g(X_e)} \quad (3)$$

com

$$T(X_e) \in [L_i, L_s], \quad (4)$$

onde  $L_i$  e  $L_s$  são números reais ( $L_i \leq L_s$ ),  $X_e$  é um vetor aleatório  $m \times 1$ , constituído de  $m$  variáveis do levantamento,  $f$  e  $g$  são funções reais de  $X_e$ ;  $T$  é um teste de consistência interna se  $f$  e  $g$  tiverem significado prático. O autor apresenta quatro possibilidades de erros de consistência interna:

a)  $T(X_e) < L_i$ ; b)  $T(X_e) > L_s$ ; c)  $L_i = L_s = L$  e  $T \neq L$ ; e, d)  $g(X_e) = 0$  e  $f(X_e) \neq 0$  ou vice-versa.

Os tipos de erros não amostrais que ocorrem no levantamento objetivo foram classificados por Pino & Caser (1984a) em:

- A) resposta incompleta;
- B) falta de soma;
- C) pergunta não compreendida;
- D) erro de cálculo;
- E) erro de linha; e,
- F) resposta fora dos limites.

Vicente & Anefalos (1995), desenvolveram programas utilizando rotinas e procedimentos do SAS (*Statistical Analysis Software*), procurando corrigir esses tipos de erros de preenchimento mais comuns. Basicamente, trata-se de um aperfeiçoamento e automação do método proposto por Pino & Ossio (1975), empregado no IEA faz duas décadas.

As correções efetuadas nos dados empregados nos modelos, utilizaram os programas acima citados, que foram transformados para contemplar também partes dos questionários que não haviam sido objeto do estudo de Vicente & Anefalos (1985).

Para o ano agrícola 1973/74, inicialmente foram excluídos os questionários sem qualquer resposta nas questões sobre educação e experiência, efetuadas em março de 1974. Em seguida, foram calculados os valores médios por estrato e por DIRA, para todas as variáveis consideradas.

Para preços de combustíveis (pcom), as médias obtidas através do quociente valor declarado/quantidade adquirida, foram consideradas razoáveis, comparadas às publicadas pelo IEA (Santiago et al., 1990). Entretanto, havia uma grande dispersão, com valores mais de 10 vezes superiores e inferiores às médias. Tratando-se de produtos com preços tabelados, as variações mais acentuadas foram consideradas erros de preenchimento. Um intervalo foi construído acrescentando-se e subtraindo-se cerca de 50% à média geral encontrada, o que levou a aceitar valores entre Cr\$ 0,50 (LI) a Cr\$ 1,50 (LS) por litro. Os valores dentro do intervalo serviram para os cálculos de médias por estrato e por DIRA<sup>1</sup>. As situações de erros foram divididas em:

- a)  $pcom < LI$  e quantidade de combustíveis comprada superior a três vezes a média do estrato;
- b)  $pcom < LI$  e quantidade de combustíveis comprada inferior a três vezes a média do estrato;
- c)  $pcom > LS$  e quantidade de combustíveis comprada inferior a um terço da média do estrato; e,

---

<sup>1</sup> A primeira média é superior, tanto do ponto de vista técnico-agronômico (imóveis mais homogêneos com relação a região e tamanho), quanto estatístico, já que a amostra não é equiprobabilística; a segunda agrupa imóveis de todos os tamanhos, apesar de pertencerem à mesma DIRA.

d)  $p_{com} > LS$  e quantidade de combustíveis comprada superior a um terço da média do estrato.

No caso a, procurou-se verificar se as quantidades de combustíveis compradas, ao serem divididas por 10 ou por 100, levavam a valores de  $p_{com}$  dentro dos limites. Para o caso c, as quantidades compradas foram multiplicadas por 10 e 100, tentando também levar  $p_{com}$  para os limites permitidos. Nos demais casos, e naqueles em que as divisões/multiplicações não propiciaram  $p_{com}$  adequados, os valores declarados foram recalculados multiplicando-se as quantidades compradas pelo valor médio de  $p_{com}$  no estrato ou, se inexistente, na DIRA.

Na etapa seguinte, foram preenchidas lacunas nos campos de preços de terra e valores de arrendamento<sup>2</sup>. Aqui foi efetuada uma inclusão simples de valores médios nos imóveis com falta de resposta. Para evitar ao máximo grandes distorções, deu-se preferência a uma média calculada em cada estrato de cada Delegacia Agrícola, regiões menores e mais homogêneas que as DIRAs e que são o nível mínimo de agregação possível de ser obtida. Essa medida, apesar de provavelmente menos eficiente do ponto de vista estatístico (devido ao menor número de observações), é tecnicamente mais defensável, já que os imóveis envolvidos são mais homogêneos quanto a localização, esperando-se que isso se reflita também em terras menos heterogêneas. Quando não foi possível obter essa média,

---

<sup>2</sup> Nesse caso, uma tentativa de preenchimento baseada em modelos de regressão foi frustrada devido aos valores dos coeficientes de determinação encontrados, considerados muito baixos (o mais elevado foi pouco superior a 0,3).

tomou-se a média de cada estrato, anteriormente descrita. Para o ano agrícola 1988/89, existem dados de preços de terras levantados em setembro de 1988 e em setembro de 1989. Optou-se por adotar o segundo dado, e eventuais lacunas foram preenchidas, preferencialmente, por informações do mesmo imóvel no ano anterior, corrigidas pela variação média dos preços de terras no período (Santos, 1993).

A correção subsequente ateve-se às informações sobre experiência agrícola do proprietário ou administrador: questionários que informaram experiência total e deixaram de preencher o campo de experiência no imóvel, ou vice-versa, tiveram os dois registros igualados. Aqueles que informaram experiência no imóvel maior do que a experiência agrícola total foram corrigidos invertendo-se as informações.

A seguir, procurou-se detectar e eliminar erros relacionados a áreas e produções das culturas, seguindo de perto o esquema empregado por Vicente & Anfalos (1995). O procedimento de depuração pode ser dividido em sete passos:

- a) preenchimento de lacunas (áreas sem produção ou vice-versa) com informações de questionários anteriores e cálculo de produtividades médias por estrato e por DIRA;
- b) eliminação de lacunas de áreas a partir das produtividades médias por estrato ou por DIRA;
- c) correção de produções solteiras informadas como consorciadas;

- d) eliminação de lacunas de produção através das produtividades médias;
- e) correção de áreas informadas sem decimais;
- f) correção de produções em questionários com produtividades fora dos limites pré-determinados; e,
- g) transformação de produções consorciadas em áreas e produções solteiras, através das produtividades médias do imóvel, ou do estrato, ou da DIRA.

As correções seguintes referiram-se aos valores de diárias pagas a volantes e a outros diaristas não residentes. O limite inferior admitido foi a metade do menor dos valores médios municipais informados em novembro de 1973 e em março de 1974 (Informações Econômicas, 1973 e 1974), e o limite superior foi o dobro do maior daqueles valores. Dados esses limites, foram inseridos valores em questionários que informavam pessoal contratado sem as diárias correspondentes, e corrigidos os que estavam fora da faixa aceita, sempre com base nas médias por estrato ou por DIRA. Tentou-se preencher eventuais lacunas ocasionadas por questionários faltantes, tanto para 1973/74 como para 1988/89, com dados do mesmo imóvel em meses assemelhados, tendo como base o trabalho de Baptistella et al. (1994).

Ainda com referência ao fator trabalho, procurou-se eliminar eventuais lacunas na informação sobre o população trabalhadora residente, dado levantado em março ou abril. Nesse caso, tomou-se como representativo dessa população, a soma dos números máximos de

trabalhadores residentes maiores e menores informados nos outros levantamentos.

Como próximo passo, foi eliminada uma deficiência da digitação efetuada na época do levantamento: o valor máximo passível de ser digitado era 9.999.999. Com isso, informações superiores a 999.999 (que eram digitadas com uma decimal) não estavam corretamente representadas nos arquivos, problema que afetava principalmente informações de montantes de financiamentos via crédito rural. Foram listados todos os valores do arquivo superiores a 9.000.000 (aí incluída a decimal) e efetuada uma comparação com os valores originais presentes nos questionários, corrigindo-se quando necessário.

Os itens dos questionários depurados em seguida foram os referentes a quantidades adquiridas, aplicadas e valor total de adubos químicos e orgânicos, calcário, sementes, defensivos e herbicidas. Inicialmente, casos em que quantidades adquiridas ou aplicadas não foram preenchidas, foram assumidos como semelhantes ao campo complementar. Após o cálculo de valores médios por estrato e por DIRA, foram preenchidas lacunas (quantidades sem valor e vice-versa), e montaram-se limites de valores aceitos. O limite inferior foi o menor valor entre a média da DIRA menos duas vezes seu desvio padrão e a média do estrato menos duas vezes seu desvio padrão; o limite superior foi obtido de forma similar. Informações fora dos limites foram corrigidas no campo referente a valores, mantendo-se as quantidades informadas.



Ainda com referência ao uso de adubos químicos, foi efetuada correção nas quantidades aplicadas por unidade de área das diferentes culturas, na parte do questionário referente a medição da técnica empregada, e que foi uma das variáveis utilizadas nos modelos tipo tobit. Nesse caso, informações de quantidades superiores a 1,5 t foram corrigidas, procurando-se, inicialmente, verificar se o erro cometido foi o de informar a quantidade total de fertilizantes aplicada; quando essa hipótese não se verificava, os valores informados foram substituídos pelas médias dos estratos ou das DIRAs, conforme os procedimentos anteriores. Como o questionário não possibilita a identificação do adubo químico empregado, o limite de 1,5 t por alqueire foi escolhido supondo-se que o produtor poderia estar empregando um tipo de baixa concentração de nutrientes, como o superfosfato simples, que contém entre 18% e 20% de  $P_2O_5$  (Silveira et al., 197?); mesmo nesse caso, o limite estabelecido permite um fornecimento de nutriente que supera, em larga medida, as recomendações técnicas para as culturas consideradas (Pedro Jr. et al., 1987).

**APÊNDICE 2 - PRINCIPAIS RESULTADOS DO AJUSTE DE FUNÇÕES DE PRODUÇÃO E ANÁLISES DE VARIÂNCIA**

**TABELA A.2.1 - Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Cobb-Douglas, Estado de São Paulo, 1974 <sup>(1)</sup>.**

Parâmetro	Coefficiente	Desvio Padrão	t	Nível de Significância
Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários				
Constante	-2,6346	0,1016E-00	-25,922	0,0000
<i>ln</i> (Trabalho)	0,3375	0,1341E-01	25,161	0,0000
<i>ln</i> (Terra)	0,6507	0,8277E-02	78,613	0,0000
<i>ln</i> (Outras despesas)	0,1214	0,9077E-02	13,378	0,0000
R <sup>2</sup>	0,828			
F <sub>(3,5.211)</sub>	8,352			0,0000
Estimação por Máxima Verossimilhança <sup>(2)</sup>				
Constante	-1,9840	0,1126E-00	-17,621	0,0000
<i>ln</i> (Trabalho)	0,3418	0,1260E-01	27,129	0,0000
<i>ln</i> (Terra)	0,6295	0,7414E-02	84,908	0,0000
<i>ln</i> (Outras despesas)	0,1335	0,7791E-02	17,129	0,0000
$\sigma_U/\sigma_V$	1,0520	0,8407E-01	12,514	0,0000
$\sqrt{\sigma_V^2 + \sigma_U^2}$	0,9237	0,2012E-01	45,904	0,0000

<sup>(1)</sup> A variável dependente é o logaritmo do valor da produção.

<sup>(2)</sup> Assumindo-se distribuição metade (half) normal para *U*.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.2 - Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Translog, Estado de São Paulo, 1974 <sup>(1)</sup>.**

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	t	Nível de Significância
Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários				
Constante	-0,8760E-00	0,6877E-00	-1,274	0,2027
<i>ln</i> (Trabalho)	0,1315E-00	0,1471E-00	0,894	0,3715
<i>ln</i> (Terra)	0,9566E-00	0,8047E-01	11,888	0,0000
<i>ln</i> (Outras despesas)	-0,4233E-00	0,9249E-01	-4,577	0,0000
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Trabalho)	0,4459E-01	0,1110E-01	4,016	0,0001
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Terra)	-0,1098E-01	0,3553E-02	-3,090	0,0020
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Outras Despesas)	-0,1144E-01	0,3715E-02	-3,079	0,0021
<i>ln</i> (Terra) x <i>ln</i> (Trabalho)	-0,5664E-01	0,9510E-02	-5,955	0,0000
<i>ln</i> (Terra) x <i>ln</i> (Out. Desp.)	0,5772E-01	0,6392E-02	9,031	0,0000
<i>ln</i> (Trab.) x <i>ln</i> (Out. Desp.)	0,1336E-02	0,1154E-01	0,116	0,9078
R <sup>2</sup>	0,832			
F(9,5.205)	2.862			0,0000
Estimação por Máxima Verossimilhança <sup>(2)</sup>				
Constante	-0,2736E-00	0,6725E-00	-0,407	0,6841
<i>ln</i> (Trabalho)	0,9701E-01	0,1388E-00	0,699	0,4845
<i>ln</i> (Terra)	0,9434E-00	0,6831E-01	13,809	0,0000
<i>ln</i> (Outras Despesas)	-0,3844E-00	0,7278E-01	-5,281	0,0000
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Trabalho)	0,4627E-01	0,1019E-01	4,541	0,0000
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Terra)	-0,9285E-02	0,2537E-02	-3,660	0,0003
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Out. Desp.)	-0,8548E-02	0,2331E-02	-3,666	0,0003
<i>ln</i> (Terra) x <i>ln</i> (Trab.)	-0,5567E-01	0,8046E-02	-6,919	0,0000
<i>ln</i> (Terra) x (Outras Desp.)	0,5194E-01	0,4917E-02	10,563	0,0000
<i>ln</i> (Trab.) x (Outras Desp.)	0,3462E-03	0,9229E-02	0,038	0,9701
$\sigma_U/\sigma_V$	0,9574E-00	0,8932E-01	10,719	0,0000
$\sqrt{\sigma_V^2 + \sigma_U^2}$	0,8931E-00	0,2103E-01	42,467	0,0000

<sup>(1)</sup> A variável dependente é o logaritmo do valor da produção.

<sup>(2)</sup> Assumindo-se distribuição metade (half) normal para *U*.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.3 - Análise de Variância da Eficiência na Produção em Imóveis Produtores de Culturas Exportáveis e Domésticas, Estado de São Paulo, 1974.**

Causa de Variação	Graus de Liberdade	Soma de Quadrados	Quadrados Médios	F	Fo(1%)
<b>Função Cobb-Douglas</b>					
Tratamento	1	3,8439	3,8439	296,4749	6,63
Resíduo	5.213	67,5881	0,0130		
Total	5.214	71,4320			
<b>Função Translog</b>					
Tratamento	1	3,2000	3,2000	298,5988	6,63
Resíduo	5.213	55,8665	0,0107		
Total	5.214	59,0666			

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.4 - Análise de Variância da Eficiência na Produção em Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo, 1974.**

Causa de Variação	Graus de Liberdade	Soma de Quadrados	Quadrados Médios	F	Fo(1%)
<b>Função Cobb-Douglas</b>					
Tratamento	3	0,1382	0,0461	3,3642	3,78
Resíduo	5.211	71,3402	0,0137		Fo(5%)
Total	5.214	71,4786			2,6
<b>Função Translog</b>					
Tratamento	3	0,2299	0,0766	6,7866	3,78
Resíduo	5.211	58,8371	0,0113		
Total	5.214	59,0670			

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.5 -Análise de Variância da Eficiência na Produção nas Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo, 1974.**

Causa de Variação	Graus de Liberdade	Soma de Quadrados	Quadrados Médios	F	Fo(1%)
Função Cobb-Douglas					
Tratamento	9	3,6542	0,4060	31,2033	2,41
Resíduo	5.205	67,7280	0,0130		
Total	5.214	70,3822			
Função Translog					
Tratamento	9	2,5087	0,2787	25,6528	2,41
Resíduo	5.205	56,5579	0,0109		
Total	5.214	59,0667			

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.6 - Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Cobb-Douglas, Estado de São Paulo, 1989 <sup>(1)</sup>.**

Parâmetro	Coefficiente	Desvio Padrão	t	Nível de Significância
Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários				
Constante	-1,7018	0,2535E-00	-6,713	0,0000
<i>ln</i> (Capital)	1,0096	0,2920E-01	34,581	0,0000
<i>ln</i> (Trabalho)	0,2380	0,3654E-01	6,513	0,0000
R <sup>2</sup>	0,641			
F(2,2.122)	1.726			0,0000
Estimação por Máxima Verossimilhança <sup>(2)</sup>				
Constante	-0,8134	0,2649E-00	-3,070	0,0021
<i>ln</i> (Capital)	1,0411	0,2791E-01	37,305	0,0000
<i>ln</i> (Trabalho)	0,1987	0,3317E-01	5,992	0,0000
$\theta$	1,2618	0,9277E-01	13,602	0,0000
$\sigma_v$	1,0562	0,3597E-01	29,365	0,0000

<sup>(1)</sup> A variável dependente é o logaritmo do valor da produção.

<sup>(2)</sup> Assumindo-se distribuição exponencial para *U*.

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.7 - Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Translog, Estado de São Paulo, 1989 <sup>(1)</sup>.**

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	t	Nível de Significância
Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários				
Constante	3,9319	1,4550E-00	2,703	0,0069
$\ln$ (Trabalho)	-0,5536	0,3328E-00	-1,663	0,0962
$\ln$ (Capital)	0,7602	0,2305E-00	3,298	0,0010
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Trabalho)	-0,1254	0,5795E-01	-2,163	0,0305
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Capital)	-0,1815	0,3904E-01	-4,649	0,0000
$\ln$ (Trabalho) x $\ln$ (Capital)	0,2018	0,4260E-01	4,737	0,0000
R <sup>2</sup>	0,672			
F <sub>(5,2,118)</sub>	869			0,0000
Estimação por Máxima Verossimilhança <sup>(2)</sup>				
Constante	4,0933	1,4500E-00	2,824	0,0048
$\ln$ (Trabalho)	-0,8507	0,3046E-00	-2,793	0,0052
$\ln$ (Capital)	1,1976	0,2329E-00	5,143	0,0000
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Trabalho)	-0,0200	0,5196E-01	-0,388	0,6980
$\frac{1}{2} \ln^2$ (Capital)	-0,1405	0,3660E-01	-3,838	0,0001
$\ln$ (Trabalho) x $\ln$ (Capital)	0,1209	0,3915E-01	3,088	0,0020
$\theta$	1,2746	0,9141E-01	13,944	0,0000
$\sigma_v$	1,0504	0,3441E-01	30,527	0,0000

(1) A variável dependente é o logaritmo do valor da produção.

(2) Assumindo-se distribuição exponencial para  $U$ .

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.8 - Análise de Variância da Eficiência na Produção em Imóveis Produtores de Culturas Exportáveis e Domésticas, Estado de São Paulo, 1989.**

Causa de Variação	Graus de Liberdade	Soma de Quadrados	Quadrados Médios	F	Fo(1%)
Função Cobb-Douglas					
Tratamento	1	1,2870	1,2870	520,4118	6,63
Resíduo	1.937	4,7903	0,0025		
Total	1.938	6,0773			
Função Translog					
Tratamento	1	4,8965	4,8965	491,4327	6,63
Resíduo	2.121	21,1333	0,0100		
Total	2.122	26,0298			

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.9 - Análise de Variância da Eficiência na Produção em Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo, 1989.**

Causa de Variação	Graus de Liberdade	Soma de Quadrados	Quadrados Médios	F	Fo(1%)
<b>Função Cobb-Douglas</b>					
Tratamento	3	0,2047	0,0682	22,4846	3,78
Resíduo	1.935	5,8727	0,0030		
Total	1.938	6,0774			
<b>Função Translog</b>					
Tratamento	3	0,3122	0,1041	8,5732	3,78
Resíduo	2.119	25,7177	0,0121		
Total	2.122	26,0299			

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.

**TABELA A.2.10 - Análise de Variância da Eficiência na Produção nas Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo, 1989.**

Causa de Variação	Graus de Liberdade	Soma de Quadrados	Quadrados Médios	F	Fo(1%)
<b>Função Cobb-Douglas</b>					
Tratamento	9	0,1413	0,0157	5,1035	2,41
Resíduo	1.929	5,9358	0,0031		
Total	1.938	6,0771			
<b>Função Translog</b>					
Tratamento	9	1,0213	0,1135	9,5880	2,41
Resíduo	2.113	25,0085	0,0118		
Total	2.122	26,0299			

Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de dados básicos do Inst. de Economia Agrícola.