

# Determinantes da Adoção de Tecnologia na Agricultura Paulista

*José Roberto Vicente*

Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA)

## RESUMO

*Neste estudo procurou-se analisar os fatores que contribuíram para o processo de modernização da agricultura, com dados seccionais dos anos agrícolas 1973/74 e 1988/89. Foram utilizados modelos de variáveis dependentes qualitativas e limitadas (análises de probit e tobit). 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. Quanto aos fatores conjunturais, pôde-se concluir que o acesso ao crédito rural promoveu a modernização da agricultura. Os fatores ambientais analisados - deficiência hídrica, valor e qualidade das terras - também condicionaram esse processo.*

## PALAVRAS-CHAVE

*adoção de tecnologia, variáveis qualitativas, variáveis dependentes limitadas*

## ABSTRACT

*In this research were analyzed the factors that contributed for the process of agriculture modernization, with cross section data of the crop years 1973/74 and 1988/89. It were used limited-dependent and qualitative variables models (probit and tobit analysis). 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. It was concluded that among the conjunctural factors the rural credit access promoted agricultural modernization. The environmental variables analyzed - hydric deficiency, land's price and quality - also conditioned this process.*

## KEY WORDS

*technology adoption, qualitative variables, limited dependent variables*

## INTRODUÇÃO

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.

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.

Embora os padrões de crescimento agregado sejam relativamente bem conhecidos, estudos sobre os determinantes do processo de modernização são menos freqüentes, especialmente em nível de imóvel rural, o que dificulta inferências sobre especificidades locais, de escala, e relacionadas à segmentação de mercados. Tais análises, se baseadas em séries de dados adequadas e em métodos econométricos consistentes, além de permitirem uma melhor compreensão desses tópicos, podem fornecer importantes subsídios a formuladores de políticas agrícolas que busquem incrementar o desenvolvimento em regiões ou estratos de produtores que utilizem menos tecnologia.

A partir dos 90, 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 intensificar as bases técnicas da produção no complexo agroindustrial, a começar pelo processo produtivo dentro da propriedade.

Também a partir de meados dos 90 aumentaram as pressões de diversos setores por maior apoio à agricultura familiar e por uma reforma agrária mais rápida e abrangente; dados oficiais indicam mais de 190 mil famílias em assentamentos recentes. Embora tais agricultores possam, em um primeiro momento, depender de esquemas paternalistas e produzir apenas para subsistência, é necessário que caminhem em direção a explorações eficientes, com o emprego de tecnologias adequadas.

Visando contribuir com esse processo, neste estudo procurou-se analisar e mensurar fatores estruturais, conjunturais e ambientais que influenciaram o processo de modernização da agricultura paulista, indicando eventuais diferenças entre regiões, tamanhos de imóveis rurais e grupos de produtos.

## 1. MATERIAL E MÉTODOS

A adoção de tecnologia 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 de modelos (ADESINA & ZINNAH, 1993): o de inovação-difusão (ROGERS, 1962), o de percepção do adotante (KLIVIN & FLIEGEL, 1966) e o de restrições econômicas (AIKENS *et alii*, 1975, citados por ADESINA & ZINNAH, 1993). Neste último, 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 em nível de imóvel rural, para o Estado de São Paulo, restringe a possibilidade de teste ao último paradigma.

As decisões do produtor, para determinado período, baseiam-se na maximização da utilidade esperada (ou dos 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 dos custos associados à escolha da tecnologia. (FEDER, JUST & ZILBERMAN, 1985)

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 taxas diversas. Clima e solo estariam no terceiro grupo, e compreendem tanto fatores modificáveis quanto outros cujas restrições podem ser apenas contornáveis com alterações na composição das explorações.

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, via preços mínimos de garantia.(SMITH, 1983)

O esforço de modernização da agricultura brasileira baseou-se mais no emprego de mecanismos de mercado; 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, YAMAGUSHI & CARVALHO, 1988) Durante a década de 80 o crédito rural tornou-se mais escasso e os juros foram elevados, ganhando destaque as política de preços mínimos e de preços de intervenção.(REZENDE, 1986; 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 práticas agrônômicas 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.<sup>1</sup>

Dentre as restrições econômicas que afetam a adoção de tecnologias anteriormente citadas procurou-se analisar a influência das principais sobre o processo de modernização ocorrido na agricultura paulista, sujeitas à disponibilidade de dados. Do grupo de fatores estruturais foram inseridas nos modelos variáveis

---

1 VICENTE (1997) apresenta e discute os resultados obtidos por diversos autores sobre as influências de diversos fatores na adoção de tecnologias.

representativas da disponibilidade dos dois fatores produtivos originais indispensáveis à produção (SCHUMPETER, 1982) - terra e trabalho - e também de capital humano - educação e experiência do produtor e pesquisa agrônômica.<sup>2</sup> 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 por meio de medidas usuais de condições de solo e clima.

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, empregados em sua forma mais simples, em que essa variável é binária. Mais especificamente, os questionários dos imóveis rurais referentes aos anos agrícolas 1973/74 e 1988/89 foram divididos em dois grupos, adotantes e não adotantes, para cada uma das técnicas analisadas: adubação de base, adubação em cobertura,<sup>3</sup> uso de defensivos e de tração mecânica. A variável dependente assumiu valor 1 nas observações do grupo de adotantes e valor zero nas do grupo de não adotantes de cada uma das técnicas citadas.

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>4</sup>

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

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

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

De (1) e (2) vem:

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

2 Não foi possível obter dados para algumas das variáveis potencialmente relevantes já citadas - como extensão rural e disponibilidade de insumos - em nível de imóvel rural.

3 Essa prática, em culturas anuais, é geralmente empregada para fornecer nitrogênio, enquanto que em culturas perenes e semiperenes, como café, laranja e cana-de-açúcar, é utilizada no provimento de NPK para lavouras já estabelecidas.

4 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.

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:

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

A forma funcional de  $F$  depende das pressuposições feitas sobre  $\mu_i$  em (1). No caso de modelos *probit*,<sup>5</sup> assume-se que  $\mu_i \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$ , portanto:

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

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 resposta binária em relação a  $x_i$ . (AMEMIYA, 1981; LIMA, 1996)<sup>6</sup> Tais efeitos foram calculados para possibilitar inferências sobre as influências de unidades adicionais das variáveis explicativas na probabilidade de adoção de tecnologias.

Apesar de permitirem inferências sobre as variáveis que afetam a adoção de tecnologia, modelos *probit* 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 da variável dependente

5 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 acontecer 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) e MADDALA (1983).

6 Formalmente,  $\delta_i = \delta\Phi(\beta'x_i)/\delta x_i = \phi(\beta'x_i)\beta$ . (GREENE, 1995)

assumir valor zero em diversas observações, violando a pressuposição de normalidade e tornando o método de mínimos quadrados inapropriado.<sup>7</sup> O modelo é conhecido como truncado se não existem as observações fora de determinada faixa, e como censurado se ao menos as variáveis exógenas são observáveis; esse último caso é mais frequentemente chamado de *tobit*, por sua semelhança com o proposto por Tobin em 1958.

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

O modelo *tobit* mais usual (ou *tobit* Tipo 1<sup>8</sup>) é definido por Amemiya (1984) como:

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

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.

$$L = \prod_0 [1 - \Phi(x_i \beta / \sigma)] \prod_1 \sigma^{-1} \phi[(y_i - x_i \beta) / \sigma] \quad (8)$$

onde  $\Phi$  e  $\phi$  são, respectivamente, as funções distribuição e densidade da variável normal padronizada.<sup>9</sup>

As variáveis dependentes experimentadas foram a quantidade utilizada de adubo no plantio e em cobertura, ambas 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 não foi possível efetuar correções para a qualidade dos insumos, o que diminui a confiança nessas

7 As conseqüências da estimação por mínimos quadrados podem ser vistas em DHRYMES (1986).

8 Outros tipos de modelos *tobit*, classificados de acordo com a forma da função verossimilhança, são apresentados em AMEMIYA (1984).

9 Detalhes podem ser vistos em MADDALA (1983).

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.<sup>10</sup>

### 2.1 Fontes de Dados e Definições das Variáveis

A maioria dos dados básicos utilizados neste estudo proveio dos questionários levantados entre os 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. Na 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 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.

O primeiro ponto analisado, o ano agrícola 1973/74 - portanto, de meados dos anos 70 - está dentro do período conhecido como do 'milagre', caracterizado por crescimento econômico acelerado e inflação relativamente controlada; já o segundo ponto escolhido, o ano agrícola 1988/89 - portanto, do final dos anos 80 - está compreendido na chamada 'década perdida', com estagnação econômica e beirando a hiperinflação. É de se esperar que fatores capazes de influenciar a adoção de tecnologia em situações tão distintas estejam de fato entre seus determinantes mais importantes.

Os modelos 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. Essa distinção foi feita porque os preços e as decisões de plantio dos produtos domésticos dependiam somente da demanda local e das políticas governamentais, enquanto que os produtos exportáveis tinham também o mercado internacional como importante

---

10 VICENTE (1997) apresenta e discute os resultados de diversos artigos que empregaram esses métodos.



determinante da produção.(BARROS, 1979) Embora essa classificação tenha perdido relevância com o processo de abertura de mercado levado a efeito nos anos 90, nas décadas de 70 e de 80 diversos fatores afetaram diferentemente esses dois subsetores, explicando seu crescimento distinto.(HOMEM DE MELO (1988)

Como variáveis explicativas associadas a **fatores estruturais** utilizaram-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, mais escasso nos imóveis maiores. Por sua vez, no que se refere à proporção de área cultivada com lavouras, já que representa a especialização da produção, espera-se que tenha sempre influência positiva sobre a adoção e a intensidade de uso de tecnologias; 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 adotar tração mecânica, e que a disponibilidade de mão-de-obra não residente influencie positivamente a adoção de tecnologias, suprimindo 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 (1989). 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.<sup>11</sup> 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

---

11 As diferentes alternativas dessa variável que foram testadas, bem como as fontes do inventário de pesquisas utilizado, encontram-se em VICENTE (1997).

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 do administrador do imóvel. Essa medida deve estar mais associada à qualidade do trabalho dirigente (SCHUMPETER, 1982) do que a escolaridade da população rural, relacionada tanto ao trabalho dirigente como ao executor, e que nem sempre fornece bons resultados.<sup>12</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 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. Como não constam informações sobre acesso a crédito nos questionários, para representar o crédito rural, em 1988/89, 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. A probabilidade de acesso a crédito de custeio foi calculada pela razão do número estimado de contratos pelo número de imóveis

---

12 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 que a formação em qualquer outra área.

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 pelos produtos contemplados pela política de preços mínimos, que nem sempre eram aderentes aos efetivamente recebidos pelos produtores. Um índice em 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 tenderia, por um lado, a encorajar um processo de adoção, por outro lado, retornos mais compensadores a produtores menos tecnicizados 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.

Os **fatores ambientais** foram representados por medidas usuais 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 foi obtida mediante o cálculo de balanços hídricos normais para cada uma das 48 Delegacias Agrícolas então existentes, que é o nível máximo de detalhamento a que se pode chegar com a codificação dos questionários. 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 porcentual em relação à área de cada DIRA, das terras aptas para lavouras, com aptidão boa e regular, e os níveis de manejo A (mais simples) ou, alternativamente, B (médio), conforme a classificação utilizada pelo Ministério da Agricultura. (BRASIL, 1979) Como nessa classificação 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.<sup>13</sup> As expectativas sobre os efeitos dessa variável dependem, em alguns casos, 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.

Por último, foram inseridas nove variáveis *dummies* para verificar especificidades locais no processo de adoção e de intensidade de uso de tecnologias entre as dez DIRAs. Marília foi escolhida como DIRA base, em relação à qual eventuais diferenças foram medidas e, portanto, sem variável *dummy* específica; essas variáveis foram inseridas nos modelos para evitar possíveis vieses, não se efetuando, *a priori*, nenhuma expectativa sobre os coeficientes das mesmas.

## 2. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A seleção dos modelos *probit* foi efetuada considerando-se os níveis de significância das variáveis alternativas e os indicadores o porcentual de classificação correta (% Certa), valor do logaritmo da verossimilhança,  $\mathcal{L}(\beta)$ , do teste de  $\chi^2$ , de  $\rho^2$ , e do

---

13 Ver, por exemplo, HAYAMI & RUTTAN (1988).

*pseudo*  $R^2$  de McKelvey & Zavoina (1975).<sup>14</sup> Dos questionários da amostra do ano agrícola 1973/74 foi possível utilizar 4.922, 79,6% dos quais adotavam fertilizantes químicos, 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% (Tabela 1).

**TABELA 1- COEFICIENTES ESTIMADOS POR MEIO DE MODELOS PROBIT PARA OS DETERMINANTES DA ADOÇÃO DE TECNOLOGIA NA AGRICULTURA, ESTADO DE SÃO PAULO, 1974<sup>(1)</sup>**

Grupos de Fatores / Variável	Fertilizantes Químicos	Fertiliz. Quím. em Cobertura	Tração Mecânica	Defensivos e Herbicidas
<b>Estruturais</b>				
Escolaridade do Produtor	0,143E-01 b	0,318E-01 a	0,240E-01 a	0,118E-01 b
Escolaridade de Outros	0,497E-02 a	0,158E-02 c	0,482E-01 b	0,252E-02 b
<b>Dirigentes</b>				
Experiência Agrícola do Produtor	-0,318E-04	0,190E-02	0,100E-00 a	0,658E-03
Trabalho Residente			0,102E-00 a	0,192E-01 a
Trabalho Não Residente	0,309E-02 a	-0,448E-05	0,364E-01 a	0,172E-02 a
Disponibilidade de Pesquisa	0,747E-02 a	0,153E-01 a	-0,282E-01	0,126E-02 b
Área Total do Imóvel	-0,133E-05 c	0,254E-05 a	0,328E-00 a	0,159E-05
Área Cultivada com Lavouras	0,315E-04 a	-0,252E-05	0,980E-01 b	-0,197E-04 a
Proporção da Área Cultivada	0,702E-00 a	0,515E-00 a	0,133E-00 b	0,213E-00 b
<b>Conjunturais</b>				
Crédito de Custeio	0,167E-06 b	0,199E-07 b		0,650E-06 a
Crédito de Investimento			0,458E-01 a	0,109E-06 b
Preços Mínimos	0,234E-00 a	-0,156E-00 a	-0,990E-02	0,529E-00 a
Proporção de Produt. Domésticos	-0,585E-00 a	-0,727E-00 a	-0,181E-01	-1,375E-00 a
<b>Ambientais</b>				
Valor da Terra	0,273E-02 a	0,141E-02 a	0,199E-00 a	0,170E-02 a
Deficiência Hídrica	0,163E-02	0,701E-04	0,208E-01 b	0,510E-03
<b>Locacionais</b>				
São Paulo	-0,14891	-0,40931 b	0,25954 c	-0,68330 a
Vale do Paraíba	0,16052	-0,91834 a	0,50438 a	-0,14635
Sorocaba	0,24672 a	0,08619	0,17217 b	-0,49668 a
Campinas	0,58861 a	0,67473 a	0,12538	-0,30793 a
Ribeirão Preto	0,58154 a	0,70260 a	0,25118 a	0,20345 a
Bauru	0,12940	0,27097 a	0,21351 b	-0,02284
São José do Rio Preto	-0,51208 a	0,01694	-0,15396 c	-0,40943 a
Araçatuba	-0,32916 a	0,03674	0,06589	-0,17868 c
Presidente Prudente	-0,53116 a	0,12668	-0,06834	0,42138 a
Constante	-1,21540 a	-3,24190 a	-4,52590 a	0,08970
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>				
$R^{2(2)}$	0,196	0,345	0,306	0,223
% Certa	83,0	77,6	76,2	76,8
$\varepsilon(\beta)$	-1.886,655	-2.397,661	-2.441,667	-2.394,977
$\chi^2$	1.209,230 a	1.983,453 a	1.823,406 a	1.474,969 a
$\rho^2$	0,243	0,707	0,728	0,765
<i>Pseudo</i> $R^{2(3)}$	0,997	0,597	0,589	0,841

(1) Modelos ajustados por máxima verossimilhança. As letras indicam níveis de significância: a=1%; b=5%; c=10%

(2) Dos ajustes iniciais, por mínimos quadrados ordinários.

(3) *Pseudo*  $R^2$  de MCKELVEY & ZAVOINA (1975).

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

14 Detalhes sobre esses testes podem ser vistos em VICENTE (1997).

Os modelos tipo *tobit*, também referentes a 1973/74, foram selecionados com base na significância dos parâmetros estimados e nos valores obtidos para o máximo do logaritmo da verossimilhança ( $\mathcal{L}$ ); 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. 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/alg. 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 e a segunda simplesmente o total de gastos declarados com combustíveis e lubrificantes no ano agrícola 1973/74. 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 US\$ 1.011,25. 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, utilizando 2.227 observações (Tabela 2).

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 1 e 2). Em relação à escolaridade, esses resultados concordam com os obtidos na Tailândia por Jamison e Lau (1982), embora não confirmem a correlação positiva da probabilidade de adoção com experiência encontrada pelos autores. Barbosa *et alii* (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. (SILVA, 1986)

TABELA 2 - COEFICIENTES ESTIMADOS POR MEIO DE MODELOS TOBIT PARA OS DETERMINANTES DA INTENSIDADE DE USO DE TECNOLOGIA NA AGRICULTURA, ESTADO DE SÃO PAULO, 1974<sup>(1)</sup>

Grupos de Fatores / Variável	Fertilizantes <sup>(2)</sup>	Tração Mecânica <sup>(3)</sup>	Defensivos e Herbicidas <sup>(4)</sup>
<b>Estruturais</b>			
Escolaridade do Produtor	0,11256 b	2.551,50 a	0,20463 c
Escolaridade de Outros Dirigentes		951,86 a	0,16575 c
Experiência Agrícola do Produtor	0,08327	-43,65	0,07517
Trabalho Residente		822,12 a	1,04270 a
Trabalho Não Residente	0,13296 a	133,95 a	0,33862 a
Disponibilidade de Pesquisa	0,83732 a	-1.022,30	0,94587 a
Área Total do Imóvel	-0,32708 a	1,12 a	-0,18634
Área Cultivada com Lavouras	0,57147 a	7,56 a	0,08548
Proporção da Área Cultivada			-0,27224
<b>Conjunturais</b>			
Crédito de Custeio	0,08294 a		0,18190 a
Crédito de Investimento		0,04 a	
Preços Mínimos	-0,86952 a	14.268,00	1,00300 b
Proporção de Produt. Domésticos	-0,51652 b	-72.701,00 a	-6,40240 a
<b>Ambientais</b>			
Valor da Terra	0,47378 a	152,56 c	0,89810 a
Deficiência Hídrica	0,05794	360,42	0,21689 b
<b>Locacionais</b>			
São Paulo	-0,48374	-8.907	-1,20820
Vale do Paraíba	0,05476	-1.181	-0,08553
Sorocaba	0,66641 a	24.763	-0,97960 b
Campinas	0,98439 a	-14.202	-1,03780 a
Ribeirão Preto	0,52553 a	44.450 a	0,60373 c
Bauru	0,28112	32.868 c	-0,46600
São José do Rio Preto	-1,30990 a	-15.897	-2,67920 a
Araçatuba	-0,80450 a	10.156	-1,50550 a
Presidente Prudente	-1,17100 a	-57.986 a	2,05980 a
Constante	-4,0130 a	146.680 a	-10,81600 a
$\sigma$	2,7013 a	246.000 a	3,6391 a
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>			
$R^{2(5)}$	0,292	0,507	0,466
$\varepsilon(\beta)$	-9.263,792	-38.203,50	-2.771,49

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança. As letras indicam níveis de significância: a=1%; b=5%; c=10%.

(2) A variável dependente é a quantidade de fertilizantes químicos utilizada por unidade de área; todas as variáveis foram medidas em logaritmos, exceto a constante e as *dummies* regionais.

(3) A variável dependente é o total de despesas com combustíveis e lubrificantes em 1973/74.

(4) A variável dependente é o total de despesas com esses produtos em 1973/74; todas as variáveis foram medidas em logaritmos, exceto a constante e as *dummies* representativas das regiões.

(5) Dos ajustes iniciais, por mínimos quadrados ordinários.

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

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 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>15</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 estimaram-se parâmetros positivos - quanto à adoção e intensidade de uso de fertilizantes e de mecanização - e negativos para a adoção de defensivos e herbicidas. Com relação à área total, os resultados são coerentes com os obtidos por Barbosa *et alii* (1989) com amostra de propriedades do Centro-Oeste, em que produtores com menos terras tinham maior probabilidade de usar mais fertilizantes por hectare. Bradley (1987), 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.

---

15 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 que adotavam essa técnica, já que essas culturas eram cultivadas, principalmente, em grandes e médios imóveis rurais. (VICENTE, 1993)



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 & 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 a participação dos imóveis maiores na adoção desses insumos. Confirma também a proposição de Feder e 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 (1985), 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 tratamentos 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, até porque o produtor era obrigado a despende um porcentual do montante obtido para custeio com insumos modernos, frequentemente 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. 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 & 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.

A política de preços mínimos de garantia teve, como esperado, papel menos claro nesse processo, afetando positivamente a adoção de adubação de base 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 - por exemplo, causadas por pragas, doenças e/ou adversidades climáticas - utilizando uma quantidade de fertilizantes menor do que aquela que seriam estimulados a empregar caso necessitassem de uma maior produtividade devido a uma expectativa de preços menores. 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.

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. Pode-se tentar justificar o coeficiente positivo para a intensidade de uso de defensivos e herbicidas - também inesperado - 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, é possível, também, que terras mais férteis - e não necessariamente mais valiosas - motivem menos o produtor a investir em adubação. Devem ser consideradas, ademais, as colocações de Hiebert (1974), de que melhores condições ambientais aumentavam a probabilidade de adoção de tecnologias, e os resultados obtidos por Shrestha e 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 1 e 2).

A partir dos valores dos efeitos marginais 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 1,65% 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>16</sup> da época ou 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>17</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.

---

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

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

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

Com os dados do ano agrícola 1988/89, a seleção dos modelos foi efetuada considerando-se os mesmos parâmetros descritos anteriormente. Foram utilizados 2.145 questionários, 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% (Tabela 3).

Nos modelos *tobit* os valores de  $\sigma$  são todos significativos a 1%, portanto, as estimativas dos parâmetros diferem estatisticamente das de mínimos quadrados ordinários (Tabela 4).

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. No modelo para intensidade de mecanização o ajuste foi efetuado com 2.048 observações, com uma média estimada para a variável dependente igual a US\$ 4.760. No *tobit* especificado para defensivos e herbicidas foram utilizadas 1.905 observações, e a média da variável dependente permitiria adquirir 20,5 kg de produtos da cesta considerada no cálculo do preço médio.

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.

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 3 e 4).

TABELA 3 - COEFICIENTES ESTIMADOS POR MEIO DE MODELOS PROBIT PARA OS DETERMINANTES DA ADOÇÃO DE TECNOLOGIA NA AGRICULTURA, ESTADO DE SÃO PAULO, 1989<sup>(1)</sup>

Grupos de Fatores / Variável	Fertilizantes Químicos	Fertiliz. Quím. em Cobertura	Tração Mecânica	Defensivos e Herbicidas
<b>Estruturais</b>				
Escolaridade do Produtor	-0,698E-02	0,541E-02	0,263E-01 a	0,198E-01 a
Escolaridade do Administrador	-0,132E-01	0,400E-03	0,463E-01 a	0,802E-02
Trabalho Residente			0,217E-01 c	0,509E-02
Trabalho Não Residente	0,121E-00 a	0,104E-00 a	0,872E-02	0,797E-01 a
Disponibilidade de Pesquisa	0,497E-02 a	0,581E-02 a	0,191E-01	0,124E-02 a
Área Total do Imóvel	0,449E-03 b	0,475E-03 a	0,192E-02 a	0,356E-03 b
Área Cultivada com Lavouras	-0,110E-02 a	-0,799E-03 a	-0,139E-02 a	-0,798E-03 a
Proporção da Área Cultivada	0,602E-02 a	0,435E-02 a	0,302E-02 b	0,716E-02 a
<b>Conjunturais</b>				
Probabilidade Acesso a Crédito	0,382E-01 a	0,282E-01 a	0,312E-01 a	0,466E-01 a
Preços Mínimos	-0,697E-03	-0,387E-02 a	-0,274E-02 b	-0,506E-02 a
Proporção de Produt. Domésticos	0,821E-02 a	0,892E-02 a	0,594E-02 a	0,557E-02 a
<b>Ambientais</b>				
Valor da Terra	0,373E-04	0,536E-04	0,162E-03 a	0,209E-04
Deficiência Hídrica	0,761E-03	-0,249E-02	-0,400E-02 b	-0,292E-02
<b>Locacionais</b>				
São Paulo	-0,79250 b	-4,7702	-1,5184 a	0,1087
Vale do Paraíba	-0,21262	-1,2565 a	-0,5864 a	0,1246
Sorocaba	-0,15985	-0,2865 b	-0,0722	-0,3667 a
Campinas	0,09401	0,1306	0,0610	-0,0165
Ribeirão Preto	0,24579 b	0,1886 c	0,1497	0,1720
Bauru	-0,21601	-0,3476 b	-0,2558	-0,3521 b
São José do Rio Preto	0,07736	0,1205	0,1452	-0,2198 c
Araçatuba	0,13525	-0,2674 c	-0,0491	-0,3494 b
Presidente Prudente	-0,53617 a	-0,4302 a	-0,2165	0,1977
Constante	-1,70140 a	-2,0882 a	-0,4995 a	-0,4609 a
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>				
R <sup>2(2)</sup>	0,317	0,246	0,149	0,166
% Certa	80,0	71,8	77,3	71,2
ε(β)	-987,090	-1.149,115	-1.032,240	-1.199,770
χ <sup>2</sup>	746,660 a	673,637 a	394,562 a	403,395 a
ρ <sup>2</sup>	0,274	0,227	0,162	0,144
Pseudo R <sup>2(3)</sup>	0,616	0,668	0,558	0,508

(1) Modelos ajustados por máxima verossimilhança. As letras indicam níveis de significância: a=1%; b=5%; c=10%.

(2) Dos ajustes iniciais, por mínimos quadrados ordinários.

(3) Pseudo R<sup>2</sup> de MCKELVEY & ZAVOINA (1975).

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

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 defensivos e herbicidas, e nenhum reflexo sobre o uso de tração mecânica (Tabelas 3 e 4).

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 (Tabela 3 e 4).

**TABELA 4- COEFICIENTES ESTIMADOS POR MEIO DE MODELOS TOBIT PARA OS DETERMINANTES DA INTENSIDADE DE USO DE TECNOLOGIA NA AGRICULTURA, ESTADO DE SÃO PAULO, 1989<sup>(1)</sup>**

Grupos de Fatores / Variável	Fertilizantes <sup>(2)</sup>	Tração Mecânica <sup>(3)</sup>	Defensivos e Herbicidas <sup>(4)</sup>
<b>Estruturais</b>			
Escolaridade do Produtor	-0,07552		
Escolaridade de Outros	0,01492		
<b>Dirigentes</b>			
Escol. Produtor e Administrador		0,5861 a	14,2180 a
Trabalho Residente		0,0476	0,1596
Trabalho Não Residente	0,09517	0,6484 b	10,6330
Disponibilidade de Pesquisa	0,02573 a	0,0104	2,3669 a
Área Total do Imóvel	0,00075	0,0231 a	0,1346
Área Cultivada com Lavouras	-0,00162	0,0201 a	-0,3104
Proporção da Área Cultivada	0,02670 b	0,1203 a	2,9421 a
<b>Conjunturais</b>			
Probabilidade Acesso a Crédito	0,17281 a	0,5305 a	35,4700 a
Preços Mínimos	-0,01129	-0,0252	-5,1139 a
Proporção de Produt. Domésticos	0,06850 a	0,0887 c	7,0112 a
<b>Ambientais</b>			
Valor da Terra	0,00008	0,0016	-0,0328
Deficiência Hídrica	-0,00498	-0,0386	-4,3083 c
<b>Locacionais</b>			
São Paulo	-7,5658 b	-36,4310 a	568,91 c
Vale do Paraíba	-3,7660 c	-6,5581	195,36
Sorocaba	-2,8276 b	-2,2917	-173,52
Campinas	-0,4964	5,5041	370,66 a
Ribeirão Preto	-0,3605	13,0560 a	93,14
Bauru	-1,5447	0,9281	-249,47
São José do Rio Preto	-0,9981	4,4635	-149,12
Araçatuba	-0,6851	4,6083	-214,07
Presidente Prudente	-0,7594	-3,1497	142,08
Constante	-13,087 a	-28,3600 a	-1.408,60 a
$\sigma$	12,099 a	38,1580 a	1.319,00 a
<b>Indicadores da Qualidade do Ajuste</b>			
$R^{2(5)}$	0,101	0,220	0,161
$\epsilon(\beta)$	-5.951,86	-7.865,21	-10.511,54

(1) Modelo ajustado por máxima verossimilhança. As letras indicam níveis de significância: a=1%; b=5%; c=10%.

(2) A variável dependente é a quantidade de fertilizantes químicos utilizada por unidade de área.

(3) A variável dependente é o total de despesas com óleo diesel e óleo combustível em 1988/89.

(4) A variável dependente é o valor gasto com esses produtos no ano agrícola 1988/89.

(5) Dos ajustes iniciais, por mínimos quadrados ordinários.

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

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. 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 3 e 4).

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 reafirmam que essa política não vinha sendo capaz de promover a adoção de tecnologias, apresentando parâmetros negativos ou não significativos (Tabelas 3 e 4).

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 (Tabelas 3 e 4).

Entre os fatores ambientais, a deficiência hídrica do período outubro-março novamente 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 - dos resultados de 1973/74 (Tabelas 3 e 4).

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.

O processo de modernização encontrava-se consolidado o suficiente em 1988/89, com substancial diminuição nos parâmetros significativos associados às regiões do Estado: somente os das DIRAs de Registro (São Paulo) e, em menor escala, de São José dos Campos (Vale do Paraíba) e Sorocaba apresentaram constantemente sinais negativos, enquanto Ribeirão Preto teve a maior frequência de coeficientes positivos (Tabelas 3 e 4).

Os valores dos efeitos marginais 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 probabilidade 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>18</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%.

---

18 Trabalhando 17,2 dias.

## CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dentre as variáveis estruturais postuladas como determinantes do processo de modernização a escolaridade influenciou positivamente a adoção e intensidade de uso de tecnologia química e mecânica; a experiência do produtor, em 1973/74, teve efeitos positivos sobre a adoção de mecanização.

A disponibilidade de pesquisa agrícola condicionou a adoção e a intensidade de uso de fertilizantes e de defensivos e herbicidas, 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 nos modelos de adoção de insumos; o montante de área plantada com culturas anuais e perenes apresentou, **via de regra**, parâmetros positivos em 1973/74 e negativos em 1988/89.

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. 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.

A proporção da área de lavouras explorada com produtos domésticos quase sempre apresentou sinal negativo nos modelos de adoção e uso de tecnologia; 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 a adoção de mecanização e a intensidade de uso de defensivos e herbicidas em 1988/89, o contrário dos resultados obtidos em 1973/74. O valor das terras do imóvel, por sua vez, influenciou positivamente a adoção e a intensidade de uso das tecnologias em 1973/74.

As variáveis *dummies* representativas das Divisões Regionais Agrícolas, no ano agrícola 1973/74, foram significativas em diversos modelos, 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.

As implicações desses resultados são claras; em relação a um dos instrumentos clássicos de política agrícola, o crédito rural, parece conveniente que ao menos os produtores menos capitalizados possam contar com taxas de juros subsidiadas se se pretende que no futuro sejam capazes de praticar uma agricultura tecnificada e minimamente competitiva. Quanto aos preços mínimos de garantia, apesar dos resultados menos auspiciosos, não se deve desconsiderar seu papel na diminuição de incertezas: para produtos tipicamente de mercado interno é conveniente uma política especial de estabilização de preços, em bases plurianuais, como a descrita em Homem de Melo (1991a).

Os resultados referentes à importância dos fatores estruturais - em particular escolaridade e disponibilidade de pesquisa - parecem importantes tanto para esse grupo de produtores quanto para os mais dirigidos para o mercado. Em relação à educação, todos os setores da sociedade parecem, ao menos em retórica, sensibilizados. Já com relação à pesquisa agrícola, vem sendo defendido um maior distanciamento do setor público com relação à responsabilidade de sua geração e difusão. Entretanto, as possibilidades de desenvolvimento dessas atividades pela iniciativa privada esbarram em grupos de interesse e na possibilidade de apropriação de resultados; parcerias com o governo padecem, em certos casos, das mesmas limitações. A literatura internacional recente indica que parte substancial dos recursos destinados à pesquisa agrícola deverá continuar dependendo de fontes governamentais.<sup>19</sup>

---

19 Uma apresentação de argumentos de alguns desses trabalhos encontra-se em VICENTE (1997); ver também PORTUGAL & CONTINI (1997).

Os questionários utilizados neste estudo não foram concebidos especificamente para análises do processo de adoção e uso de tecnologias. Por isso, as variáveis dependentes inseridas nos modelos tipo *tobit* tiveram que ser construídas com certas restrições, principalmente a impossibilidade de considerar diferenças qualitativas nos insumos empregados. O ajuste preliminar de modelos tipo *probit* aparentemente foi capaz de contornar essas limitações, já que as conclusões provenientes dos dois tipos de modelos, em geral, foram consistentes.

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 fonte de dados tão importante para análises do setor agrícola paulista e brasileiro venha se deteriorando, 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 esteja mais presente nos formulários, reduzindo a utilidade dos levantamentos.

#### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADESINA, A. A. & ZINNAH, M. M. Technology characteristics, farmer's perceptions and adoption decisions: a *tobit* model application in Sierra Leone. *Agricultural Economics*, v. 9, n. 4, p. 297-311, dec. 1993.
- AMEMIYA, T. Qualitative response models: a survey. *Journal of Economic Literature*, v. 19, n. 4, p. 1483-1536, dec. 1981.
- \_\_\_\_\_. Tobit models: a survey. In: AMEMIYA, T. (ed.), Censored or truncated regression models. *Journal of Econometrics*, v. 24, n.1/2, p. 3-61, jan./feb. 1984.
- ANJOS, N. M.; YAMAGUISHI, C. T. & CARVALHO, F. C. *Análise do setor agrícola brasileiro*. São Paulo: IEA, 1988. (Relatório de Pesquisa 03/88)
- BARBOSA, M. M. T. L. *et alii*. Modeling the use and adoption of technologies by upland rice and soybeans farmers in Central-West Brazil. In: WORKSHOP SOBRE METODOLOGIAS DE AVALIAÇÃO SOCIOECONÔMICA DA PESQUISA AGROPECUÁRIA, Bento Gonçalves, RS, 2 a 5 de maio de 1989. *Anais*. Brasília: EMBRAPA, 1989. v. I, p. 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. p. 9-35.
- BEN-AKIVA, M. & LERMAN, S.R. *Discrete choice analysis: theory and application to travel demand*. Cambridge: MIT Press, 1985. 390p.

- 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. 1987. 76p.
- DHRYMES, P. J. Limited dependent variables. In: GRILICHES, Z. & INTRILIGATOR, M. D. *Handbook of econometrics*. Amsterdam: North-Holland, 1986. p. 1567-1631, v. 3.
- EVENSON, R. E. & KISLEV, Y. Research and productivity in wheat and maize. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 6, p. 1.309-1329, nov./dec. 1973.
- FEDER, G.; JUST, R. E. & ZILBERMAN, D. Adoption of agricultural innovations in developing countries: a survey. *Economic Development and Cultural Change*, v. 33, n. 2, p. 255-298, jan. 1985.
- FEDER, G. & O'MARA, G. T. Farm size and the diffusion of green revolution technology. *Economic Development and Cultural Change*, v. 29, n. 1, p. 58-76, jan. 1981.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 2nd. ed. New York: MacMillan, 1993. 791p.
- \_\_\_\_\_. *LIMDEP version 7.0 user's manual*. New York: Econometric Software, 1995. 850p.
- HAYAMI, H. & RUTTAN, V. W. *Desenvolvimento agrícola: teoria e experiências internacionais*. Brasília: EMBRAPA, 1988. 583p.
- HIEBERT, D. Risk, learning and the adoption of fertiliser responsive seed varieties. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 56, n. 4, p. 764-768, nov. 1974.
- HOMEM DE MELO, F. B. Disponibilidade de tecnologia entre produtos da agricultura brasileira. *Revista de Economia Rural*, 18, n. 2, p. 221-249, abr./jun. 1980.
- \_\_\_\_\_. Um diagnóstico sobre produção e abastecimento alimentar no Brasil. *Agricultura em São Paulo*, 35 (T. especial), p. 115-156, 1988.
- \_\_\_\_\_. A questão da política de preços para produtos agrícolas domésticos. *Revista Brasileira de Economia*, v. 45, n. 3, p. 385-396, jul./set. 1991a.
- \_\_\_\_\_. Agricultura brasileira: um novo horizonte de crescimento. *Estudos Econômicos*, v. 21, n. 3, p. 299-317, set./dez. 1991b.
- JAMISON, D. & LAU, L. *Farm education and farm efficiency*. Baltimore: Johns Hopkins, 1982.
- KLIVIN, J. E. & FLIEGEL, F. C. Farmer's perception and farm practice attributes. *Rural Sociology*, v. 31, n. 2, p. 197-206, jun. 1966.
- LIMA, R. C. Modelos de respostas binárias: especificação, estimação e inferência. *Agricultura em São Paulo*, v. 43, n. 2, p. 19-25, 1996.
- MACEDO, P. B. R. Escala e modernização agrícola. *Revista Brasileira de Economia*, v. 49, n. 3, p. 467-482, jul./set. 1995.

- MADDALA, G. S. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: University Press, 1983. 401p.
- MCKELVEY, R. & ZAVOINA, W. A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of Mathematical Sociology*, 4, p. 103-120, Summer, 1975.
- MESQUITA, T. C. *Desempenho da agricultura brasileira e sua relação com alguns instrumentos de política econômica - 1970/1990*. São Paulo: FEA/USP, 1994. 224p. (Tese de Doutorado).
- OLIVEIRA, J. C. O papel dos preços mínimos na agricultura. *Estudos Econômicos*, v. 4, n. 2, p. 77-94, maio./ago. 1974.
- PORTUGAL, A. D. & CONTINI, E. O público e o privado na pesquisa agropecuária brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 35, Natal, 4 a 8 de agosto de 1997. *Anais*. Brasília: SOBER, 1997. p. 38-52.
- REZENDE, G. C. Crescimento econômico e oferta de alimentos no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 6, n. 1, p. 65-81, jan./abr. 1986.
- RICARDO, D. *Princípios de economia política e de tributação*. São Paulo: Abril Cultural, 1982.
- ROGERS, E. M. *Diffusion of innovations*. New York: Free Press of Glencoe, 1962.
- SCHULTZ, T. W. The value of the ability to deal with disequilibria. *Journal of Economic Literature*, v. 13, n. 3, p. 827-846, sept. 1975.
- SCHUMPETER, J. A. *Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucro, capital, juro e o ciclo econômico*. São Paulo: Abril Cultural, 1982. 169p.
- SHRESTHA, R. B. & GOPALAKRISHNAN, C. Adoption and diffusion of drip irrigation technology: an econometric analysis. *Economic Development and Cultural Change*, v. 41, n. 2, p. 407-418, jan. 1993.
- SILVA, G. L. S. P. *Produtividade agrícola, pesquisa e extensão rural*. São Paulo: IPE/USP, 1984. 143p.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa, tecnologia e rendimento dos principais produtos da agricultura paulista*. São Paulo: IEA, 1986. (Relatório de Pesquisa 12/86)
- SIMON, E. J. *A modernização da agricultura brasileira e o papel do crédito agrícola*. São Paulo: FEA/USP, 1992. 166p. (Tese de Doutorado).
- 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.
- VICENTE, J. R. *Influência de educação, pesquisa e assistência técnica na produtividade da agricultura brasileira na década de setenta*. Piracicaba: ESALQ/USP, 1989a. 193p. (Dissertação de Mestrado).

- \_\_\_\_\_. Importância e eficiência da produção em diferentes tamanhos de imóveis rurais no Estado de São Paulo. *Informações Econômicas*, v. 23, n. 2, p. 27-39, fev. 1993.
- \_\_\_\_\_. *Determinantes da adoção de tecnologia e da eficiência na produção agrícola paulista*. São Paulo: IPE/FEA/USP, 1997. 223p. (Tese de Doutorado)
- WEEKES, M. *The multinomial probit model revisited: a discussion of parameter estimability and identification*. Heslington: University of York, apr. 1993. 28p. (Discussion papers in econometrics No 93/14).

---

Estudo realizado com a colaboração da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP); um resumo foi apresentado no XXXV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Natal, RN, 4 a 8 de agosto de 1997. O autor agradece as sugestões e os comentários de Gabriel L. S. Peixoto da Silva, do IEA e da FEA/USP, e de Cicely M. Amaral, Fernando B. Homem de Melo e Heron C. E. do Carmo, da FEA/USP, a uma versão mais completa deste trabalho, que se baseia no capítulo 3 de sua tese de doutorado.(VICENTE, 1997)

(Recebido em novembro de 1997. Aceito para publicação em maio de 1998).