

Eficiência na produção agrícola paulista e seus determinantes^{*}

José R. Vicente[§]

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi o de mensurar a eficiência na produção agrícola paulista, e a contribuição de seus fatores determinantes. Na análise empírica, empregaram-se funções de produção de fronteiras estocásticas com especificações Cobb-Douglas e Translog e dados seccionais dos anos agrícolas 1973/74 e 1988/89. Os resultados confirmaram o impacto positivo, sobre a eficiência na agricultura, de escolaridade, experiência e pesquisa agrônômica. O crédito rural e a política de garantia de preços mínimos aumentaram a eficiência na produção. Variáveis ambientais, como disponibilidade de água e qualidade das terras, também afetaram a eficiência. Pequenos imóveis rurais apresentavam maiores índices de eficiência geral, e o núcleo regional mais eficiente transferiu-se de regiões tradicionais para outras que empregavam mais intensamente tecnologias avançadas. Por último, as implicações políticas dessas descobertas empíricas foram discutidas.

Palavras-chave: função de produção de fronteira estocástica, capital humano, pesquisa agrícola.

ABSTRACT

The objective of this paper was to measure the efficiency in the agricultural production of São Paulo State, Brazil, as well as the factors that affected the efficiency indexes. Empirical analysis used stochastic frontier production functions - with both Cobb-Douglas and Translog production specifications and cross section data of the crop years 1973/74 and 1988/89. Results confirmed the positive impact on agricultural efficiency of schooling, experience, and agricultural research. Rural credit improved production efficiency, while guaranteed minimum prices for agricultural outputs boosted efficiency. Environmental variables, such as water availability and land quality, also influenced production efficiency. Small-sized farms tended to be more efficient overall, and over time the most efficient farms moved geographically from traditional agricultural areas to those deploying more advanced technologies. Finally, the policy implications of these empirical findings were briefly discussed.

Key words: stochastic frontier production function, human capital, agricultural research.

* Versão preliminar deste estudo foi apresentada no XXVI Encontro Nacional de Economia, Vitória, ES, 8 a 11 de dezembro de 1998. O autor agradece os comentários de Gabriel L. S. Peixoto da Silva, Cicely M. Amaral, Fernando B. Homem de Melo e Heron C. E. do Carmo, da FEA/USP, a uma versão anterior deste trabalho, que se baseia nos capítulos 4 e 5 de sua tese de doutorado. (Vicente, 1997)

§ Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA) e Bolsista do CNPq. E-mail: jrvicente@iea.sp.gov.br.

1 Introdução

O processo de modernização da agricultura brasileira, que se intensificou a partir da década de 70, resultou em considerável aumento da produção agrícola, da ordem de 60% na década de 70 e de cerca de 30% nos anos 80.¹ Essa modernização foi impulsionada por diversas políticas governamentais, como a de crédito rural, a de preços mínimos, e investimentos em pesquisa e extensão rural, que ocorreram predominantemente nos anos 70 e que seguiram uma estratégia delineada já a partir do Plano Estratégico de Desenvolvimento (PED) em 1968, e ratificada tanto no I Plano Nacional de Desenvolvimento (I PND, 1972-74) quanto no II PND (1975-79).

O processo de modernização, entretanto, não parece ainda haver sido estudado o suficiente para que se possa afirmar se ocorreram assimetrias importantes durante o mesmo, e se as condições em que se processa a produção tornaram-se mais ou menos homogêneas; análises empíricas, baseadas em modelos econométricos consistentes e em bases de dados adequadas, são raras. Por isso, também pouco se sabe a respeito dos efeitos de diversos fatores estruturais, conjunturais e ambientais, sobre a eficiência na produção agrícola. Os estudos que procuraram responder a essas questões foram geralmente efetuados com dados agregados, que impossibilitam análises sobre especificidades locais, de escala, e relacionadas à segmentação de mercados.

Com o processo de abertura da economia, implementado a partir dos anos 90, a agricultura brasileira passou a enfrentar concorrentes externos; no âmbito do MERCOSUL, por exemplo, o mercado brasileiro vem sendo alvo dos produtores argentinos, tradicionais exportadores de produtos agrícolas. Para enfrentar esse desafio é necessária eficiência em todas as fases da produção no complexo agroindustrial, a começar pelo processo produtivo dentro da propriedade. Portanto, cresce a importância de análises destinadas a identificar os determinantes da eficiência na agricultura.

Neste estudo pretendeu-se analisar a eficiência na produção agrícola paulista, buscando identificar diferenças entre regiões, distintos tamanhos de propriedades e grupos de produtos cultivados. Procurou-se, também, mensurar a influência de fatores estruturais, conjunturais e ambientais sobre as diferenças encontradas.

1 Dados da década de 70 encontram-se em Vicente (1989); sobre os anos 80, ver Gasques & Verde (1990) e Silva (1991).

2 Metodologia

Os índices de eficiência foram obtidos por meio do ajuste de funções de produção de fronteiras estocásticas (Aigner, Lovell e Schmidt, 1977); esse método propugna, basicamente, ser possível mensurar a ineficiência das firmas individuais, que faz com que produzam em pontos abaixo da fronteira. Nos desenvolvimentos mais recentes, consideram-se os erros dos modelos compostos por duas partes: um componente simétrico (normal) representativo de efeitos aleatórios fora do controle das firmas, e um componente unilateral (não negativo), que captura os efeitos por elas controláveis (ineficiência).²

Formalmente (Greene, 1995):

$$y = \beta'x + v - u \quad (1)$$

onde y representa o nível de produção possível para a i -ésima firma, β é um vetor de parâmetros desconhecidos, x é a matriz de insumos - exógena (independente de u) -, v é um erro aleatório com média zero, associado aos fatores fora do controle da firma, u 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.³

Como as pressuposições sobre a distribuição de u afetam os resultados, decidiu-se comparar os resultados das possibilidades permitidas pelo *software* utilizado: '**metade**' (*half*) *normal*, *normal truncada* e *exponencial*.⁴ (Greene, 1995)

Inicialmente, foram ajustadas funções do tipo Cobb-Douglas, que ainda é a mais freqüentemente empregada em estudos com a metodologia aqui utilizada; entretanto, são bem conhecidos os problemas restritivos a ela associados. Alternativamente, foi utilizada uma forma funcional flexível tipo Translog, cujos resultados foram cotejados com os provenientes da Cobb-Douglas. Não obstante, Maddala, citado por Saheli e Macedo (1998), argumenta que, como a produtividade advém da primeira derivada – que não é

2 A evolução dessa metodologia, desde a apresentação original de Farrell (1957), encontra-se em Vicente (1997); exemplos de aplicações em agricultura podem ser vistos em Battese (1992).

3 A escolha de uma determinada distribuição para u (ou e^u , que mede o grau de eficiência) condiciona os resultados das estimativas de máxima verossimilhança; entretanto, não existem razões definitivas *a priori* orientando tal decisão, somente as de conveniência estatística (Førsund, Lovell e Schmidt, 1980).

4 Detalhes sobre essas especificações, as técnicas de estimação e os cálculos dos valores correspondentes de u encontram-se em Greene (1995).

alterada pela forma funcional da função de produção – a questão da especificação não é relevante neste tipo de análise.

Os parâmetros foram estimados com dados de amostras probabilísticas, em nível de imóvel rural, de dois cortes seccionais: os anos agrícolas 1973/74⁵ e 1988/89,⁶ tendo como fonte o levantamento denominado objetivo, efetuado pelo Instituto de Economia Agrícola e pela Coordenadoria de Assistência Técnica Integral no Estado de São Paulo. O primeiro ponto - de meados dos anos 70 - representa o período conhecido como do 'milagre', com crescimento econômico acelerado e inflação relativamente controlada, enquanto que o segundo – do final dos anos 80 – retrata o auge da chamada 'década perdida' com estagnação econômica e beirando a hiperinflação; é de se esperar que fatores capazes de influenciar a eficiência econômica em situações tão distintas estejam, de fato, entre seus principais determinantes.

Como variável dependente foi utilizado o **Valor da Produção**⁷ e as variáveis explicativas incluídas nas funções foram representativas de **Capital** (Terra e Outras Despesas) e **Trabalho**.⁸

Após a estimação dos parâmetros - e de posse dos índices de eficiência - procurou-se explicar as diferenças de eficiência por meio de modelos de regressão, com variáveis independentes representativas de fatores estruturais, conjunturais e de condições ambientais.

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 os índices de eficiência.

5 No ajuste dos modelos com dados de 1973/74 foram utilizados 5.215 observações (imóveis rurais), assim distribuídos pelas Divisões Regionais Agrícolas (DIRAs): 141 em São Paulo, 188 no Vale do Paraíba, 525 em Sorocaba, 579 em Campinas, 1.185 em Ribeirão Preto, 320 em Bauru, 885 em São José do Rio Preto, 308 em Araçatuba, 382 em Presidente Prudente e 702 em Marília.

6 Para o ano agrícola 1988/89, os modelos foram estimados com dados de 2.124 imóveis rurais, distribuídos pelas DIRAs da seguinte forma: 14 de São Paulo, 45 do Vale do Paraíba, 344 de Sorocaba, 263 de Campinas, 472 de Ribeirão Preto, 83 de Bauru, 336 de São José do Rio Preto, 116 de Araçatuba, 187 de Presidente Prudente e 264 de Marília.

7 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)

8 Detalhes sobre a construção dessas variáveis encontram-se em Vicente (1997).

A existência de conhecimentos técnico-científicos foi representada 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.⁹

Ainda dentre os fatores estruturais foram considerados a educação e a experiência do produtor. A educação foi representada, em 1973/74, pelos anos de escolaridade do proprietário, de sua esposa, de seus filhos e do administrador do imóvel, e em 1988/89 pela escolaridade do proprietário.¹⁰ A experiência do produtor, disponível apenas para 1973/74, foi representada pelo número de anos de residência no imóvel rural atual.

No grupo de **fatores conjunturais**, 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. Em 1988/89, como 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. A probabilidade de acesso a crédito de custeio foi calculada pela razão do número estimado de contratos 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, para os anos agrícolas 1973/74 e 1988/89: 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,

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

10 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 eficiência na produção - pesam, portanto, o mesmo que a formação em qualquer outra área.

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.

A conjuntura desfavorável aos produtos domésticos na década de 70¹¹ foi representada pela 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, como, 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.

Como a variável dependente foi o valor total da produção agrícola do imóvel rural, é 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 variável explicativa, 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.

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, influenciam os rendimentos das culturas e os índices de eficiência.

Diversas variáveis climáticas vêm tendo sua influência sobre a produção agrícola enfatizada, como temperatura, precipitação pluviométrica, brilho solar, umidade do ar, geadas etc., com as duas primeiras sendo as mais frequentemente 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 por meio do cálculo de balanços hídricos sequenciais referentes ao período outubro-março.

Por intermédio de outra variável ambiental, procurou-se 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

11 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 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)

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.¹²

Nove variáveis *dummies* representativas das regiões do Estado foram utilizadas para verificar especificidades locacionais e evitar possíveis vieses. Marília foi escolhida como DIRA base, em relação à qual eventuais diferenças foram medidas e, portanto, sem variável *dummy* específica.

3 Resultados e discussão

As diferentes especificações testadas apresentaram considerável variabilidade: para o ano agrícola 1973/74, as médias do índice de eficiência estiveram entre 0,562 e 0,703, e para 1988/89, entre 0,499 e 0,884. Como os modelos pouco diferiram segundo os critérios de avaliação utilizados, 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 médias, na verdade, iguais. Tanto no ajuste da Cobb-Douglas como no da Translog, com dados de 1973/74, os modelos em que a forma de distribuição de u foi assumida como **metade (*half*) normal** foram os escolhidos. Já com dados de 1988/89, as menores amplitudes de variação ocorreram em modelos com distribuição de **u exponencial**.¹³

As discussões que se seguem são baseadas em resultados provenientes dos ajustes de funções Translog (Tabelas 1 e 2), já que as hipóteses de que as funções de produção poderiam ser do tipo Cobb-Douglas foram rejeitadas.¹⁴

12 Ver, por exemplo, Hayami & Ruttan (1988).

13 Os resultados de todos os modelos estão disponíveis em Vicente (1997).

14 Tal afirmação baseia-se em testes F, construídos com base nas somas de quadrados dos resíduos dos modelos completos (Translog) e restritos (Cobb-Douglas), e que levaram à rejeição das hipóteses iniciais.

Tabela 1
Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica,
Tipo Translog, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1973/74¹

Variável	Coeficiente	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 desp.)	-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 Desp.)	-0,1144E-01	0,3715E-02	-3,079	0,0021
<i>ln</i> (Terra)x <i>ln</i> (Trab.)	-0,5664E-01	0,9510E-02	-5,955	0,0000
<i>ln</i> (Ter.)x <i>ln</i> (O. Desp.)	0,5772E-01	0,6392E-02	9,031	0,0000
<i>ln</i> (Tr.)x <i>ln</i> (O. Des.)	0,1336E-02	0,1154E-01	0,116	0,9078
R ²	0,832			
F _(9,5.205)	2.862			0,0000
Estimação por Máxima Verossimilhança ²				
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 Desp.)	-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(O. Des.)	0,5194E-01	0,4917E-02	10,563	0,0000
<i>ln</i> (Trab.) x (O. Des.)	0,3462E-03	0,9229E-02	0,038	0,9701
σ_U/σ_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

(1) A variável dependente é o logaritmo do valor da produção.

(2) Assumindo-se distribuição metade (*half*) normal para *U*.

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

Tabela 2
Principais Resultados do Ajuste de Função de Produção de Fronteira Estocástica, tipo Translog, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1988/89¹

Variável	Coeficiente	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 (Trab.) x \ln (Cap.)	0,2018	0,4260E-01	4,737	0,0000
R ²	0,672			
F _(5,2.118)	869			0,0000
Estimação por Máxima Verossimilhança ²				
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 (Trab.) x \ln (Cap.)	0,1209	0,3915E-01	3,088	0,0020
θ	1,2746	0,9141E-01	13,944	0,0000
σ_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 IEA.

3.1 Diferenças de eficiência na produção agrícola paulista

De posse dos índices de eficiência, procurou-se inicialmente verificar se os grupos de produtos domésticos e exportáveis diferiam significativamente: as médias desses dois grupos foram iguais, respectivamente, a 0,599 e 0,648 em 1973/74, e a 0,580 e 0,676, em

1988/89. Submetidas ao teste não-paramétrico de Wilcoxon (Campos, 1976), verificou-se que diferem, nos dois pontos do tempo, a 1% de probabilidade ($W^*=15,62$ para 1973/74 e $W^*=22,06$ para 1988/89, com $z_{0,01}=2,33$). Portanto, pode-se concluir que a eficiência na produção agrícola paulista era maior entre produtores de exportáveis do que no grupo que cultivava predominantemente produtos de mercado interno.

Em seguida procurou-se verificar a ocorrência de diferenças entre distintos tamanhos de imóveis rurais: 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). Já que, nesse caso, existem mais de duas médias a serem comparadas, foi utilizado o teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, complementado pelo procedimento não-paramétrico das Comparações Múltiplas. (Campos, 1976)

Os imóveis pequenos apareceram como os mais eficientes, nos dois cortes seccionais analisados. Em 1973/74, diferiam significativamente dos demais tamanhos de imóveis, e em 1988/89 eram significativamente mais eficientes do que os grandes (Tabela 3).

Tabela 3
Teste de Kruskal-Wallis e Comparações Múltiplas para Diferenças de Eficiência entre Estratos de Tamanho de Imóvel Rural, Estado de São Paulo

Teste de Kruskal-Wallis					
Ano Agrícola 1973/74			Ano Agrícola 1988/89		
H = 125,99 ¹			H = 26,63 ¹		
Comparações Múltiplas					
Ano Agrícola 1973/74			Ano Agrícola 1988/89		
Tamanho	Média das Ordens ²		Tamanho	Média das Ordens ²	
Pequeno	2.938,99	a	Pequeno	1.153,91	a
Grande	2.526,37	b	Mini	1.072,46	a,b
Médio	2.418,40	b	Médio	1.069,19	a,b
Mini	2.409,10	b	Grande	969,34	b

1 Valor crítico de χ^2 com 3 graus de liberdade, a 1%: 11,34.

2 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). Em 1973/74, a DIRA de Sorocaba apareceu como a mais eficiente, não diferindo apenas do Vale do Paraíba, a segunda colocada, que, por sua vez, não diferia de Bauru (Tabela 4). Sorocaba era uma região de agricultura diversificada

e de crescente importância no Estado, embora abrigando 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. Bauru, em terceiro lugar, seria menos eficiente do que Sorocaba, não diferente do Vale do Paraíba, Ribeirão Preto, Marília e Campinas, e superior às demais. Ribeirão Preto, a quarta colocada, era superada por Sorocaba e Vale do Paraíba, igual a Bauru, Marília e Campinas, e mais eficiente do que as outras regiões. 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 4
Teste de Kruskal-Wallis e Comparações Múltiplas para Diferenças de Eficiência
entre as Divisões Regionais Agrícolas, Estado de São Paulo

Teste de Kruskal-Wallis					
Ano Agrícola 1973/74			Ano Agrícola 1988/89		
H = 225,78 ¹			H = 100,04 ¹		
Comparações Múltiplas					
Ano Agrícola 1973/74			Ano Agrícola 1988/89		
DIRA	Média das Ordens ⁽²⁾		DIRA	Média das Ordens ⁽²⁾	
Sorocaba	3.266,23	a	Campinas	1.220,51	a
V. Paraíba	3.133,12	a,b	Rib. Preto	1.208,14	a
Bauru	2.766,08	B,c	Bauru	1.042,99	a,b
Rib. Preto	2.737,22	c	S.J.R.Preto	1.024,56	b
Marília	2.554,17	c,d	Sorocaba	1.017,60	b
Campinas	2.462,53	c,d	Marília	985,04	b,c
S.J.R.Preto	2.414,85	d	P.Prudente	962,36	b,c
P. Prudente	2.265,82	d,e	Araçatuba	947,71	b,c
São Paulo	2.161,94	d,e	V. Paraíba	597,73	c
Araçatuba	2.083,86	e	São Paulo	436,38	c

1 Valor crítico de χ^2 com 9 graus de liberdade, a 1%: 21,67.

2 As médias assinaladas pela mesma letra não diferem ao nível de 5%.

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

Para 1988/89, mudanças relativas 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 - Campinas e Ribeirão Preto - aparece junto a Bauru com os índices de eficiência mais elevados. Já com relação às regiões de menor eficiência relativa, percebe-se as duas DIRAs de agricultura mais tradicional, São Paulo e Vale do Paraíba, apresentam os piores índices (Tabela 4).

3.2 Determinantes da eficiência na produção agrícola

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 não equiprobabilísticas, pode levar a resultados enviesados. Estimadores de máxima verossimilhança, como o desenvolvido por Holt, Smith e Winter (1980), geralmente são de difícil obtenção a partir de resultados de “pacotes” estatísticos e econométricos; por isso, 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.

A existência de heterocedasticidade, com dados de 1973/74, foi descartada pelo teste de Pesaran & Pesaran (Matos, 1997), já que o valor do F obtido é não significativo a 5% ($F = 3,12$).

Com dados desse primeiro corte seccional, do 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.¹⁵ 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 tivessem efetuado investimentos recentes entraram nessa parcela com maiores gastos (Tabela 5).

A medida empregada para representar a produção também deve ter contribuído para o sinal positivo e significativo encontrado para o índice de cobertura de custos pelos preços

15 Detalhes em Homem de Melo (1988).

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 5).

Tabela 5

Principais Resultados do Ajuste de Modelos Tendo como Variável Dependente a Eficiência, Proveniente de Funções de Produção Tipo Translog, Estado de São Paulo

Grupos de Fatores / Variável	Estimação por Mínimos Quadrados Ponderados			
	Ano Agrícola 1973/74		Ano Agrícola 1988/89	
	Coeficiente	Nível Sig.	Coeficiente	Nível Sig.
Estruturais				
Escolaridade dos Dirigentes	0,10487E-03	0,084	0,71132E-03	0,090
Experiência do Produtor no Imóvel	0,25340E-03	0,003
Disponibilidade de Pesquisa	0,25425E-03	0,000	0,52882E-03	0,000
Área Total do Imóvel	-0,16831E-05	0,877	-0,17475E-05	0,884
Área Cultivada com Lavouras	0,88063E-04	0,015	0,27552E-04	0,180
Proporção da Área Cultivada	0,59275E-01	0,000	0,63077E-01	0,000
Conjunturais				
Crédito de Custeio	0,10847E-07	0,601	0,39565E-02	0,000
Crédito de Investimento	-0,90311E-07	0,002
Preços Mínimos	0,32968E-01	0,000	0,12978E-01	0,090
Proporção de Produt. Domésticos	-0,75101E-01	0,000	0,34790E-01	0,118
Receita Líquida Relativa	0,96104E-02	0,000	0,59360E-02	0,000
Ambientais				
Valor da Terra	-0,44528E-06	0,000	-0,33800E-07	0,000
Aptidão Agrícola das Terras	0,63637E-03	0,001	0,20742E-02	0,000
Deficiência Hídrica	-0,82691E-03	0,000	-0,31908E-02	0,000
Locacionais				
São Paulo	0,31624E-01	0,017	0,11548E-00	0,000
Vale do Paraíba	0,90563E-00	0,000	-0,42472E-01	0,093
Sorocaba	0,72275E-01	0,000	-0,57615E-02	0,626
Campinas	0,14105E-01	0,020	-0,44981E-01	0,005
Ribeirão Preto	0,22448E-01	0,000	-0,93822E-01	0,000
Bauru	0,63162E-01	0,000	0,18706E-01	0,239
Presidente Prudente	-0,47879E-02	0,418	-0,11819E-00	0,000
Constante	0,55054E-00	0,000	0,40803E-00	0,000
Indicadores da Qualidade do Ajuste				
R ²	0,440		0,396	
F	191,86 ^{a(1)}		54,85 ^{a(1)}	

1 Nível de significância: $\alpha = 1\%$.

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

Entre os 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 influído, e optou-se por inserir nos modelos a outra medida de fertilidade disponível, o porcentual de terras aptas para lavouras nas DIRAs; essa variável apresentou o sinal positivo e significativo esperado, provavelmente representando melhor o efeito de solos mais férteis sobre a eficiência na produção. Por outro lado, a deficiência hídrica do período outubro-março apresentou coeficiente negativo e significativo em todas as especificações, mostrando a susceptibilidade da agricultura às condições do tempo (Tabela 5); 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 de 1973/74 cairia mais de 3%.

Ainda para 1973/74, entre as variáveis representativas de fatores estruturais ligadas à escala e à intensidade de uso da terra a área total do imóvel não apareceu influenciando significativamente a eficiência na produção no ano agrícola 1973/74, 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 5).

Tanto a educação como a experiência tiveram efeitos positivos sobre o índice de eficiência de 1973/74.

A disponibilidade de pesquisa científica apresentou, em todas as alternativas testadas, influência positiva e significativa sobre a eficiência, corroborando a pressuposição que embasou sua inclusão no modelo¹⁶ (Tabela 5); a cada 10 novos artigos publicados, poder-se-ia esperar aumentos de quase 0,5% no índice de eficiência de 1973/74, de acordo com o cálculo da elasticidade no ponto médio.

As variáveis *dummies* apresentaram sinais positivos para todas as DIRAs, exceto Presidente Prudente, que não diferiu significativamente de Marília, tomada como base.¹⁷

16 Além de definir a própria fronteira, considerou-se o conhecimento científico capaz de determinar o nível de eficiência de um produtor individual, uma vez que, quanto maior o conhecimento sobre as práticas agrônômicas ligadas a determinada cultura, maior a probabilidade de serem contemplados aspectos particulares, tais como condições de clima, solo, manejo de pragas e doenças, tratamentos culturais etc.

17 Para contornar problemas de multicolinearidade, as *dummies* de São José do Rio Preto e Araçatuba, que nunca apresentaram coeficientes significativos, foram excluídas dos modelos.

A análise dos resultados do modelo com dados de 1988/89¹⁸ mostra que 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 5).

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 tivessem sido submetidas ao maior nível de *déficit* de água observado no ano (45 mm) o índice de eficiência de 1988/89 tenderia a cair mais de 13%.

As *dummies* representativas das DIRAs apresentaram sinais positivos para São Paulo e não significativos para Sorocaba e Bauru; as demais tiveram coeficientes negativos.

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%), em 1988/89.

Os efeitos substanciais constados e a influência crescente da pesquisa agrícola brasileira sobre a eficiência na produção levam a refutar a posição de que é possível simplesmente importar o conhecimento necessário nessa área. Essa visão, próxima à de antigos modelos de difusão, postula que quaisquer problemas presentes e futuros já encontraram solução, propiciada pela inteligência externa.¹⁹

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 outros bens. Com a integração mundial, a qualidade das instituições públicas contribuirá para

18 A existência de heterocedasticidade foi descartada pelo teste de Pesaran & Pesaran ($F=3.69$, não significativo a 5%).

19 Por outro lado, pesquisadores ligados ao setor rural em geral reconhecem que um dos papéis importantes da política agrícola é o de promover a pesquisa, em especial a pública (ver, por exemplo, Alves, 1996 e Portugal & Contini, 1997).

diferenciar as áreas geográficas, e as melhor sucedidas serão aquelas com os mecanismos mais competentes para atender aos 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.²⁰ 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 assumir como adequada ao País uma posição caudatária no desenvolvimento internacional.

A partir dos 80 - 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.²¹ 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.²² 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, 1995); ao contrário, são numerosos os exemplos de substâncias sintéticas que buscam substituir seus produtos agrícolas típicos.

20 Como, por exemplo, Grossman & Helpman (1990), citados por David (1993).

21 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)

22 Esses argumentos estão desenvolvidos em Dresrüsse (1995), Hazell (1995), Pardey & Alston (1995) e em Rosegrant (1995).

A postura de diminuição de subsídios e de serviços oferecidos à agricultura nos países em desenvolvimento - que vem fazendo dos sistemas oficiais de pesquisa uma de suas maiores vítimas - carece, ao menos nesse caso, de fundamentação econômica. Mesmo que se ignorem os 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)

4 Conclusões e considerações finais

Os imóveis rurais pequenos (20,1 a 100 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. Portanto, se por um lado imóveis rurais pequenos podem produzir eficientemente - e de fato isso foi observado empiricamente -, por outro lado, assentar produtores em módulos com área total inferior a 20 hectares aparentemente significa condená-los à dependência de políticas especiais de amparo.

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: Campinas e Ribeirão Preto. Tanto em 1973/74 como em 1988/89 os imóveis que cultivavam predominantemente produtos exportáveis tinham níveis de eficiência superiores aos dos imóveis dedicados aos produtos domésticos.

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 a 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 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 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 porcentual de terras aptas para lavouras sempre foram positivos e significativos, indicando que zoneamentos agrícolas precisos podem contribuir para a elevação da eficiência na agricultura.

Os resultados obtidos relacionados a algumas das variáveis explicativas da eficiência na produção merecem comentários adicionais. Em meados dos 90, os limites dos instrumentos clássicos de política agrícola, crédito rural e preços mínimos de garantia parecem ser claramente outros.

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 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 limites numa economia aberta, níveis próximos aos observados no mercado internacional, sob pena de acúmulo indesejável de estoques; entretanto, sobretudo para produtos de mercado interno, pode ser

conveniente manter esquemas plurianuais e garantia de cobertura ao menos próxima dos custos variáveis.²³

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 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. Todavia, passa também pelos fatores estruturais aqui analisados, como educação e conhecimento tecnológico.

A importância da educação para a produtividade agrícola vem sendo destacada há décadas por diversos autores em diferentes localidades, inclusive no Brasil; é interessante destacar que os resultados mostraram ser esse um fator limitante à capacidade de produzir com eficiência, mesmo no setor primário. 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 eficiência produtiva.

Quanto ao outro fator, o conhecimento tecnológico,²⁴ aparentemente existe maior controvérsia; por isso, é necessário discutir as perspectivas do esforço de pesquisa nacional, mais especificamente o dirigido à agricultura. Existe ainda um papel a ser

23 Essa posição é melhor defendida por Homem de Melo (1991).

24 Embora discutidos separadamente, é importante frisar que investimentos em capital humano (educação) e em pesquisa são complementares; ver Redding (1996).

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?

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 necessário.

O segundo desafio seria aumentar ainda mais os níveis de produtividade em áreas de agricultura intensiva, que empregam maciçamente insumos modernos; tal efeito só poderá ser conseguido com novas variedades, insumos de melhor qualidade e tratos culturais aprimorados.

O último - e talvez mais importante - é o de elevar a produtividade em sistemas de produção que empregam menos tecnologia, muitas vezes caracterizados por solos frágeis e pouco férteis, altamente susceptíveis a secas e pobres em infra-estrutura, 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 a essas necessidades, especula-se que o caminho passa por uma crescente importância da pesquisa privada, ou via parcerias entre o sistema oficial de pesquisas e a iniciativa privada.

Em relação à capacidade do esforço de pesquisa privado atender a 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, e tampouco em estudar aspectos relativos à degradação ambiental. (Hazell, 1995)

Sabe-se que as empresas multinacionais, em especial, concentram quase todo seu esforço de pesquisa nos países-sede²⁵ 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 público, já que as companhias privadas não podem se apoderar dos resultados o suficiente para garantir os investimentos necessários. (Pinsuup-Andersen, 1995)

As alternativas de parceria de pesquisas do setor público com o setor privado esbarram também em consideráveis dificuldades.²⁶ Dos atores 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 inferior a 2% de sua receita.²⁷

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 improvável que tais organizações estivessem dispostas a financiar estudos que não os

25 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.

26 Uma visão mais otimista sobre essa possibilidade encontra-se em Portugal & Contini (1997).

27 Detalhes em Martinelli Jr. (1997).

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.

A complexidade desse problema é maior devido às suas peculiaridades, já que 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 provêm 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.

Por último, com relação 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.

Referências bibliográficas

- Aigner, D. J.; Lovell, C. A. K.; Schmidt, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, v. 6, n. 1, p. 21-37, jul. 1977.
- Alves, E. R. A. Entrevista: desafios da pesquisa agrícola. *Economia Rural*, v. 7, n. 4, p. 2-6, out./dez. 1996.
- 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.
- 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*, v. 7, n. 3/4, p. 185-208, oct. 1992.
- Battese, G. E. & Coelli, T. J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, p. 325-332, 1995.

- Battese, G. E.; Rambaldi, A. N.; Wan, G. H. A stochastic frontier production function with flexible risk properties. *Journal of Productivity Analysis*, v. 8, n. 3, p. 269-280, aug. 1997
- 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, p. 257-281
- 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)
- Campos, H. *Estatística experimental não-paramétrica*. Piracicaba: ESALQ/USP, 1976. 332 p.
- 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, p. 215-248.
- 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.
- 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.
- Farrell, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of Royal Statistical Society, A*, 120, Part 3, p. 253-281, 1957
- 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*, v. 13, n. 1, p. 5-25, may. 1980.
- Gasques, J. G. & Verde, C. M. V. Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos anos oitenta. *Agricultura em São Paulo*, v. 37 n. 1, p. 183-204, 1990.
- Greene, W. H. *LIMDEP version 7.0 user's manual*. New York: Econometric Software, 1995. 850 p.
- 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, p. 80-82.

- 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, p. 474-487. 1980.
- Homem de Melo, F. B. Disponibilidade de tecnologia entre produtos da agricultura brasileira. *Revista de Economia Rural*, v. 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. 1991
- Martinelli Jr., O. *As tendências recentes da indústria de alimentos: um estudo a partir das grandes empresas*. Campinas: IE/UNICAMP, 1997. (Tese de Doutorado)
- Matos, O. C. *Econometria básica: teoria e aplicações*. 2ª ed. São Paulo: Atlas, 1997
- 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)
- 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.
- 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.
- 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. p. 104-108.
- 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.
- Prognóstico. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1971-1988. v. 0-17.
- Redding, S. The low-skill, low-quality trap: strategic complementarities between human capital and R & D. *The Economic Journal*, v. 106, n. 435, p. 458-470, Mar. 1996.

- Ricardo, D. *Princípios de economia política e de tributação*. São Paulo: Abril Cultural, 1982.
- 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. p. 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. p. 29-37
- Saheli, S. & Macedo, P. B. R. Eficiência técnica das unidades federativas brasileiras – padrões e determinantes. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 4, p. 647-679, out./dez. 1998.
- Silva, G. L. S. P. *Produtividade agrícola, pesquisa e extensão rural*. São Paulo: IPE/USP, 1984. 143 p.
- _____. *Pesquisa, tecnologia e rendimento dos principais produtos da agricultura paulista*. São Paulo: IEA, 1986. (Relatório de Pesquisa 12/86)
- _____. 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.
- Schultz, T. W. *A transformação da agricultura tradicional*. Rio de Janeiro: Zahar, 1965. 208 p.
- _____. The value of the ability to deal with disequilibria. *Journal of Economic Literature*, v. 13, n. 3, p. 827-846, sep. 1975.
- Vicente, J. R. *Influência de educação, pesquisa e assistência técnica na produtividade da agricultura brasileira na década de setenta*. Piracicaba: ESALQ/USP, 1989. 193 p. (Dissertação de Mestrado)
- _____. *Determinantes da adoção de tecnologia e da eficiência na produção agrícola paulista*. São Paulo: FEA/USP, 1997. 224 p. (Tese de Doutorado)

