

# MODELOS DE PREVISÃO DE ÁREA E DE RENDIMENTO PARA AS CULTURAS DE CANA-DE-AÇÚCAR, CAFÉ E LARANJA EM SÃO PAULO<sup>1</sup>

Lúcio Fagundes<sup>2</sup>  
José Roberto Vicente<sup>3</sup>  
Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva<sup>4</sup>

## RESUMO

Modelos de defasagens polinomiais e de defasagens geometricamente declinantes (tipo Nerlove) foram estimados para previsões das áreas cultivadas (ou número de pés) de cana-de-açúcar, café e laranja no Estado de São Paulo. O preço real recebido pelos produtores, tendências temporais e *dummies* para políticas econômicas específicas foram os argumentos incluídos nesses modelos. Em vários casos, resultados melhores foram obtidos com os modelos de defasagens polinomiais. Foram também estimados modelos de rendimento, postulado como função da deficiência hídrica, de uma *dummy* para geada, de uma *proxy* para mudança tecnológica (número de artigos científicos publicados acumulados em períodos defasados) e de tendências temporais. Os resultados sugerem que modelos desse tipo poderiam melhorar as previsões de produção das culturas, geralmente obtidas a partir de previsões de área e rendimentos fixos.

**Palavras-chaves:** previsão de safras, modelos de área, modelos de rendimento, modelos de defasagens distribuídas.

## FORECAST MODELS FOR AREA AND YIELD OF SUGAR-CANE, COFFEE AND ORANGE CROPS IN THE STATE OF SAO PAULO

### SUMMARY

Polynomial lag and geometrically declining lag (nerlovian) models were estimated to forecast the cultivated area (or number of trees) of sugar-cane, coffee and orange crops in the state of Sao Paulo, Brazil. Real prices received by farmers and time trends, sometimes linked to specific economic policies were the arguments included in these models. In many cases, better results were obtained with the polynomial lag models. Yield models were also estimated, postulated as a function of hybrid deficiency, a "dummy" for frost, a "proxy" for technological change (the number of published scientific articles) and a time trend. The results suggest that models of this type could improve crop production forecasts, generally obtained through area forecasts and fixed yields.

**Key-words:** crop forecast, acreage models, yield models, distributed lag models.

## 1 - INTRODUÇÃO

O Brasil é um grande produtor e exportador de laranja (especialmente como suco concentrado congelado), café e açúcar. Laranja, cana-de-açúcar e café são os principais produtos da agricultura paulista, participando com 52% do valor da produção agrícola estadual (PROGNÓSTICO AGRÍCOLA 88/89, 1988); o Estado de São Paulo responde por 82%, 52% e 21% da produção nacional, respectivamente (LEVANTAMENTO SISTEMÁTICO DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA, 1988). Esses fatos realçam a importância de

estudos sobre a oferta desses produtos.

O café e a laranja, culturas perenes, respondem a mudanças de preços e medidas governamentais com certa defasagem, uma vez que os plantios efetuados em determinado ano levam algum tempo para produzir, e a produção, uma vez iniciada, cresce por vários anos antes de se estabilizar e depois declinar, acompanhando o ciclo de vida das plantas. A cana-de-açúcar, apesar de produzir mais rapidamente, tem em comum com as outras duas culturas o fato de, após plantada, constituir-se em capital fixo, que não pode ser facilmente substituído, uma vez que os custos

de formação podem levar mais de uma safra para serem recuperados.

Essas características fazem com que o planejamento de políticas destinadas a esse grupo de culturas deva ser criterioso, já que decisões equivocadas podem causar dificuldades duradouras. O conhecimento dos efeitos das variações de preços, a curto e a longo prazos, sobre a produção dessas culturas, é um pré-requisito para que adequadas políticas de produção, abastecimento interno e exportação, com objetivos de expansão e estabilidade, sejam bem formuladas e possam ser eficientes.

Para atender essa demanda, no Brasil, vários trabalhos foram efetuados ao longo do tempo, como por exemplo, no Instituto de Economia Agrícola (IEA), BRANDT (1966), TOYAMA & PESCARIN (1970), SAYLOR (1973) e NAMEKATA (1977). O IEA publicou, ainda, durante vários anos, projeções de oferta dos principais produtos agrícolas do Estado de São Paulo, na série Prognóstico, utilizando a metodologia mais usual nesse tipo de trabalho, os modelos de NERLOVE (1958). Esses modelos têm sido criticados por especificarem estruturas de defasagens de preços não flexíveis, o que implicaria em assumir que o maior efeito na produção, devido a uma variação de preço em dado período, ocorre no período imediatamente posterior (CHEN; COURTNEY; SCHMITZ, 1972). Esse fato tende a ser mais grave quando se consideram culturas perenes ou semi-perenes, que devem sofrer várias e distintas influências de preços, como a de incentivar os plantios que irão realizar produções a partir de diversos anos no futuro, a de intensificar tratamentos culturais que poderão aumentar a produtividade de áreas já existentes, ou a de estimular a erradicação de áreas menos produtivas<sup>5</sup>. Parece, portanto, que se justificam tentativas de obter-se funções de resposta de produção ou de área cultivada com o uso de formulações que permitam um grau de flexibilidade na estrutura de defasagens maior do que os modelos tipo Nerlove propiciam.

Por outro lado, os efeitos de flutuações climáticas, alterações nos preços relativos dos fatores e mudanças tecnológicas, embora possam ser considerados em funções de resposta da produção, por terem influência marcante sobre os rendimentos, justificam a construção de modelos específicos, que conjugados com modelos de área, talvez permitam melhores previsões.

## 2 - OBJETIVOS

O objetivo deste trabalho é o de analisar a resposta dos produtores de laranja, café e cana-de-açúcar, no Estado de São Paulo, aos preços por eles recebidos e a outras variáveis relevantes para suas decisões de produção. Utilizaram-se modelos de defasagens polinomiais e modelos nerlovianos, para se estimar as áreas, ou número de pés dessas culturas, comparando-se os resultados de ambos em termos de qualidade dos ajustes, elasticidades e acurácia das previsões. Para complementar os resultados desses modelos ajustaram-se equações para a previsão dos rendimentos dessas culturas, de modo a se poder calcular suas respectivas produções.

## 3 - METODOLOGIA

Neste item são apresentados os modelos de defasagens distribuídas para previsão de áreas cultivadas, o método utilizado para comparar as projeções efetuadas pelos modelos, os modelos de previsão de rendimentos culturais e a fonte de dados utilizados.

### 3.1 - Modelos de Defasagens Distribuídas para Previsão das Áreas Cultivadas

Genericamente, considerando-se apenas as variáveis produção e preço, um modelo de defasagens distribuídas pode ser escrito como:

$$Q_t \quad (1)$$

onde,

$Q_t$  = produção (ou área) no período  $t$ ,

$P$  = preços recebidos no período  $t-r$ ,

$k$  = número de períodos defasados considerados, e

$\beta_{\tau}$  = coeficientes da estrutura de defasagem,  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$

CHEN; COURTNEY; SCHMITZ (1972) utilizaram um modelo de defasagem polinomial em que os pesos defasados eram definidos por:

$$\beta_{\tau} = a_0 + a_1\tau + a_2\tau^2 + \dots + a_n\tau^n, \quad (2)$$

onde  $n$  é a ordem do polinômio. Então pode-se

reescrever (1) como:

$$Q_t \quad (3)$$

Normalmente, um polinômio de ordem baixa é apropriado para a maioria das utilizações econométricas. Para um polinômio de ordem 2, a equação (3) fica sendo:

$$Q_t \quad (4)$$

Dependendo de situações específicas pode-se justificar a imposição de restrições sobre o valor de  $\beta_\tau$ , como por exemplo  $\beta_\tau = 0,7$  quando  $\tau = k, 8$  e/ou  $\beta_\tau = 0,9$  quando  $\tau = 0, 10$ .

Assumindo-se que  $\beta^\tau = a \lambda^\tau$  onde  $\lambda > 0$  obtém-se estrutura de defasagens com pesos geometricamente declinantes (JUDGE et alii, 1988) como nos modelos de ajustamento parcial e de expectativas adaptadas popularizados por Nerlove.

No modelo de ajustamento parcial admite-se que para cada alteração de preços relativos seja possível definir duas alterações de oferta. Uma alteração de longo prazo que é a variação da produção após um período suficientemente longo para se atingir a situação desejada e uma alteração de curto prazo no período imediatamente posterior à variação de preços.

No modelo de oferta, envolvendo expectativas adaptadas, exprime-se a oferta efetivamente verificada no período  $t$  como uma média ponderada das ofertas de longo prazo planejadas nos períodos anteriores, cujos pesos declinam exponencialmente à medida em que se afastam do momento presente<sup>6</sup>.

No caso das culturas perenes ou semi-perenes, como café, laranja e cana-de-açúcar, pode-se considerar que a maior rigidez de fatores, característica dessas culturas, tornaria adequado o modelo de ajustamento parcial. Todavia, não se pode negar a possível relevância do modelo de expectativas adaptadas no caso das culturas estudadas.

De um modo geral, pode-se resumir matematicamente a função de oferta a longo prazo à seguinte forma:

$$Y = a + a_1 x_1 + E \quad (5)$$

onde  $Y$  é a produção desejada ou de equilíbrio a longo prazo,  $x_1$  é o preço deflacionado do produto no período

$t-1$  e  $E$  é um componente de erro aleatório.

O ajustamento da produção planejada para o ano considerado, em relação à produção obtida no ano anterior, é representada pela seguinte equação:

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta(Y - Y_{t-1}) \quad (6)$$

Onde  $Y_{t-1}$  é a produção obtida no ano anterior e  $\beta$  é o coeficiente de ajustamento da produção. Coeficiente de ajustamento é a parcela de desequilíbrio entre a produção atual e a produção planejada a longo prazo que é eliminada em um ano.

Combinando-se as equações (5) e (6) obtém-se uma equação da qual derivam a elasticidade da oferta a curto e a longo prazos:

$$Y_t = \beta a + \beta a_1 x_1 + (1 - \beta) Y_{t-1} + \beta E \quad (7)$$

O coeficiente de ajustamento  $\beta$  é obtido pela subtração do coeficiente de regressão de  $Y_{t-1}$  da unidade. A elasticidade-preço a curto prazo é obtida diretamente do coeficiente estimado para o preço recebido<sup>7</sup> e a elasticidade a longo prazo pela divisão da elasticidade a curto prazo pelo coeficiente de ajustamento.

Na estimação foi utilizado inicialmente o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); quando foi detectada autocorrelação de resíduos, os modelos foram reestimados pelo método de COCHRANE & ORCUTT (1987), referenciado doravante como CORC<sup>8</sup>.

### 3.2 - Comparação entre Projeções Efetuadas pelos Modelos

Para se comparar a qualidade das previsões fornecidas pelos modelos foi utilizado o coeficiente de desigualdade ( $U$ ) de THEIL (1966), que é um indicador de acurácia das variações previstas entre períodos:

$$U = \sqrt{\frac{\sum_t (\Delta P_t - \Delta A_t)^2}{\sum_t \Delta A_t^2}} \quad , t=1...n$$

onde,

$\Delta P_t$  - variação prevista

$\Delta A_t$  - variação realizada

$$\Delta P_t = \frac{P_t - A_{(t-1)}}{A_{(t-1)}}$$

$$\Delta A_t = \frac{A_t - A_{(t-1)}}{A_{(t-1)}}$$

Para evitar o problema de assimetria implícita em variações medidas através de percentagens, preferiu-se seguir o procedimento sugerido por THEIL (1966), baseado no uso de logaritmos naturais. Assim, como demonstra aquele autor, tem-se aproximadamente:

$$\Delta P_t - A_t = \log \frac{P_t}{A_t}$$

$$\Delta A_t = \log \frac{A_t}{A_{t-1}}$$

A interpretação de U é muito simples: se U=0 as variações previstas são idênticas às observadas. Quanto maior for o U, pior o procedimento de previsão. Em particular, se U=1 pode-se afirmar que o procedimento de previsão envolve o mesmo erro médio quadrático que seria observado com um procedimento ingênuo de previsão: o de não prever variações. Finalmente, se U for maior que 1 o procedimento de previsão é pior que o não prever variações.

### 3.3 - Modelos para Previsão dos Rendimentos Culturais

As flutuações climáticas dificultam as projeções de oferta, com modelos tipo Nerlove ou similares, tornando necessário introduzir, ao lado dos preços, variáveis apropriadas para captar o seu efeito. Um procedimento alternativo, adotado no presente estudo, é a construção de modelos em que a área cultivada, e não a produção, é a variável dependente, considerando-se explicitamente variáveis representativas das condições do tempo em outros modelos, destinados a prever os rendimentos das culturas.

Seguindo o caminho adotado em estudo anterior, de SILVA; VICENTE; CASER (1986), as condições meteorológicas foram incluídas nos modelos basicamente através de uma variável derivada da temperatura e da precipitação, a deficiência hídrica, calculada pelo método de THORNTWAITE & MATHER (1955). Além da deficiência hídrica, incluiu-se nos modelos a ocorrência de geadas fortes e

moderadas, fenômeno capaz de afetar severamente o rendimento agrícola, particularmente no caso de culturas sensíveis como o café.

Pelo exposto acima, considerou-se que as condições de tempo respondem pelas flutuações anuais de rendimento (e, portanto, de produção), enquanto que as características do solo e do clima, consideradas constantes neste estudo, determinam o potencial de cada técnica ou processo de produção, numa particular região geográfica.

Cada técnica ou processo de produção, por sua vez, caracteriza-se pela quantidade e qualidade dos fatores de produção utilizados, e também pelo modo como são aplicados. Admite-se que alguns desses fatores têm maior influência sobre a produtividade da terra, sendo esse o caso das sementes, dos corretivos e dos fertilizantes.

A escolha de uma particular técnica, pelos produtores agrícolas, dentro do conjunto de técnicas conhecidas, depende dos preços relativos dos fatores de produção, que se alteram continuamente ao longo do tempo, induzindo variações nas proporções dos fatores e conseqüentemente em suas produtividades. Relações de preços fator-fator foram, por isso, incluídas como argumento nos modelos de rendimento. As relações de preços fertilizante-produto, tradicionalmente utilizadas como variáveis explicativas de rendimentos, também foram introduzidas nos modelos, já que é possível que sua redução induza a um aumento no uso daquele fator, capaz de elevar a produtividade da terra<sup>9</sup>.

O progresso tecnológico, representado pelo desenvolvimento de novos processos ou técnicas de produção, na medida em que reduz os requerimentos de fatores por unidade de produto, resulta também em ganhos de produtividade, especialmente a longo prazo. Para mensurar os efeitos do progresso tecnológico sobre o rendimento, utilizou-se o número de artigos científicos publicados, referentes ao Estado de São Paulo, e às culturas de café, cana-de-açúcar e laranja, como proposto por SILVA (1986).

Finalmente, foram introduzidas nos modelos tendências temporais e variáveis *dummies*, para captar os efeitos de políticas governamentais específicas para as culturas estudadas, bem como de outras variáveis não consideradas e associadas ao período histórico.

### 3.4 - Fonte de Dados

Os dados utilizados, referentes às áreas

cultivadas, produções obtidas e preços recebidos pelos agricultores, tiveram como fonte as séries históricas do IEA (CAMARGO FILHO, coord., 1990; SANTIAGO et alii, 1990; GONÇALVES, coord. 1990). A Fundação Getúlio Vargas foi a fonte dos preços de terra, de fertilizantes e do deflator (IGP-DI) utilizado para os preços recebidos pelos agricultores (PREÇOS, 1966-90a; PREÇOS, 1966-90b). O inventário de pesquisas por produto foi obtido a partir dos trabalhos de SILVA (1986) e de SILVA; FONSECA; MARTIN (1979)<sup>10</sup>. Os dados primários necessários para o cálculo dos balanços hídricos foram provenientes do Instituto Agrônomo, do Instituto Nacional de Meteorologia e do Instituto de Economia Agrícola/Coordenadoria de Assistência Técnica Integral.

#### 4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

O ajuste dos modelos foi testado com os dados originais e seus logaritmos; como esta última especificação não melhorou os resultados, a primeira foi escolhida para análise.

##### 4.1 - Modelos de Nerlove para Área Total, Área Nova e Área em Produção, Cultura da Cana-de-açúcar

Nestes modelos foram utilizados como variáveis independentes o preço real recebido pelo produtor de cana-de-açúcar no ano anterior, uma ou duas tendências, e a variável dependente defasada. A introdução de uma tendência a partir de 1975 procurou representar a situação favorável à cultura com a implantação do Programa Nacional do Alcool<sup>11</sup> (PROÁLCOOL), e a tendência geral visou captar efeitos de variáveis não consideradas. Para verificar a existência de autocorrelação de primeira ordem foi aplicado o teste H de Durbin (DURBIN, 1970), visto que o uso de variáveis dependentes defasadas como explicativas torna viesada a estatística Durbin-Watson (DW).

Para a área total cultivada, no modelo por MQO, para o período 1950 a 1990, obteve-se coeficiente de determinação  $R^2=0,99$ ; as variáveis independentes área e preço apresentaram sinais coerentes e coeficientes significativos a 1%, e a tendência geral e a que representa o PROÁLCOOL a 5% (modelo A, Tabela 1). É interessante ressaltar que quando utiliza-

das isoladamente na equação, as tendências não foram significativas. Neste modelo o teste U de Theil foi menor que 1 ( $U=0,61$ ); portanto, fornecendo previsões melhores do que não prever variações. O valor do teste H de Durbin foi 2,32, indicando existir problemas de autocorrelação de primeira ordem. A existência de variável dependente defasada pode tornar inconsistente o procedimento de reestimação pelo método CORC (BETANCOURT & KELEJIAN, 1981). Por esse motivo, o modelo foi reajustado utilizando a produção obtida no ano anterior como instrumento para a área total cultivada no ano anterior (coeficiente de correlação de 0,99). Os resultados desse modelo de variável instrumental, ajustado por CORC, foram próximos aos obtidos na formulação original, no que diz respeito à significância dos parâmetros<sup>12</sup>.

Pelo cálculo da elasticidade<sup>13</sup> de curto

TABELA 1 - Principais Resultados dos Modelos Seleccionados para a Cultura da Cana-de-açúcar, Estado de São Paulo

Variável explicativa <sup>1</sup>	Variável dependente						Produtividade (G)
	Área total		Área nova		Área em produção		
	Modelo tipo Nerlove (A)	Mod. defas. polinomial <sup>2</sup> (B)	Modelo tipo Nerlove (C)	Mod. defas. polinomial (D)	Modelo tipo Nerlove (E)	Mod. defas. polinomial (F)	
Intercepto	-4e+05 a	-2e+06 a	-2e+04	-1e+06 a	-4e+03	-2e+06 a	1e+04
Área total em t-1	0,770 a						
Área nova em t-1			0,652 a				
Área em produção em t-1					0,821 a		
Tendência geral	6104 b	15676 b		12542 a			656,3 a
Tendência PROÁLCOOL	19570 b	79321 a	5084 c		20431 c	75846 a	
Geadas							-1059
Def. hídrica							-49,7 a
Pesquisa							88,9 a
Preços							
em t		0,343 c		0,201 b		0,036	
em t-1	0,834 a	0,453 b	0,589 a	0,229 a	0,857 b	0,335 b	
em t-2		0,547 a		0,245 a		0,596 b	
em t-3		0,623 a		0,251 a		0,818 a	
em t-4		0,684 a		0,247 a		1,001 a	
em t-5		0,727 a		0,232 a		1,146 a	
em t-6		0,754 a		0,207 a		1,252 a	
em t-7		0,764 a		0,171 a		1,320 a	
em t-8		0,757 a		0,124 b		1,349 a	
em t-9		0,734 a		0,067		1,340 a	
em t-10		0,694 a		-0,001		1,293 a	
em t-11		0,638 b				1,206 a	
em t-12		0,564 c				1,081 b	
em t-13						0,918 b	
em t-14						0,716 b	
em t-15						0,476 c	
AR		0,494 b					
R <sup>2</sup>	0,99	0,99	0,92	0,96	0,99	0,99	0,89

Durbin-Watson				2,32		1,97	1,78
H de Durbin	2,32		1,44		0,89		
U de Theil	0,61	0,63	0,77	0,61	0,50	0,35	0,57
U(72-90) de Theil	0,44	0,42	0,77	0,61	0,50	0,35	

<sup>1</sup>Níveis de significância: a=1%; b=5%; e c=10%.

<sup>2</sup>Estimado pelo método de Cochran-Orcutt.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola.

prazo, verificou-se que aumento de 10% no preço recebido no ano anterior implicaria num aumento de 1,3% na área total do ano em curso; a longo prazo o aumento seria de 5,8% (modelo A, Tabela 2). Esse efeito pode ser explicado pela expansão da área nova (cana de ano e cana de ano e meio) e pelo possível aumento do número de cortes na área em produção. Trabalhando com modelos nerlovianos, TOYAMA & PESCARIN (1970) obtiveram elasticidades de curto e de longo prazo de, respectivamente, 0,27 e 0,40, para o Estado de São Paulo, período de 1948 a 1969. PASTORE (1973), também com dados de São Paulo para o período 1949-66 e com a mesma metodologia, obteve elasticidade de curto prazo igual a 0,12, muito próxima, portanto, da obtida no presente estudo. No modelo, que também incluiu variável representativa de preços de fatores de produção (negativo e significativo), a área defasada de cana-de-açúcar não apresentou significância.

No modelo estimado por MQO para a área nova, período 1972 a 1990, as variáveis independentes área e preço apresentaram sinais coerentes e coeficientes significativos, o que não ocorreu para as tendências. Esse efeito pode ser devido ao período mais curto, quase que totalmente dentro da influência do PROÁLCOOL. Por esse motivo, foram efetuados reajustes alternando as tendências. O melhor resultado foi obtido apenas com a tendência representativa do PROÁLCOOL, em que todos os coeficientes angulares foram significativos e o  $R^2=0,92$  (modelo C, Tabela 1). A elasticidade de curto prazo mostra que um aumento de 10% no preço recebido no ano anterior implicaria num acréscimo de 3,2% na área nova do ano em curso; a longo prazo esse mesmo aumento levaria a um crescimento de 9,3% na área nova (modelo C, Tabela 2).

Na equação ajustada para a área em produção, a variável área defasada apareceu com sinal

coerente e coeficiente significativo a 1%, enquanto o coeficiente da variável preço foi significativo a 5%; o comportamento das tendências foi similar ao modelo de área nova, com coeficiente significante a 10% para a variável representativa do PROÁLCOOL (modelo E, Tabela 1). Pelo cálculo da elasticidade de curto prazo observou-se que aumentos de 10% nos preços recebidos no ano anterior ocasionariam aumentos pouco acima de 1,0% na área em produção do ano em curso (modelo E, Tabela 2). A longo prazo, esses aumentos levariam a um crescimento de 5,78% na área em produção. Isso pode ser explicado pelo crescimento da área de cana de ano e pelo possível aumento no número de cortes. Como nesse modelo a defasagem de um ano na variável preço apareceu com coeficiente significativo, não foram tentadas defasagens maiores, pois no modelo de Nerlove isso significaria desconsiderar a influência de anos anteriores. RIBEIRO (1974) estimou modelo nerloviano para área colhida de cana-de-açúcar em Minas Gerais, empregando como variáveis explicativas preço e área colhida em t-2, obtendo coeficientes significativos. As estimativas das elasticidades de curto prazo ficaram entre 0,68 e 3,04, revelando alta sensibilidade à forma funcional empregada (linear, logarítmica e semilogarítmica); a elasticidade de longo prazo somente foi calculada para a forma logarítmica (igual a 2,66).

#### 4.2 - Modelos de Defasagem Polinomial para Área Total, Área Nova e Área em Produção, Cultura da Cana-de-açúcar

Nos modelos de defasagens polinomiais para área foram utilizadas como variáveis independentes os preços recebidos pelos produtores defasados 10 e, em alguns casos, até quinze anos, além das variáveis representativas das tendências. Os horizontes de

defasagens, nesta e nas demais culturas, foram selecionados inserindo-se e excluindo-se novos anos no modelo, de acordo com a significância dos parâmetros estimados, consistência dos sinais e valores dos coeficientes de determinação.

No modelo estimado por CORC<sup>14</sup> para área total, para o período 1962 a 1990, com os preços sendo defasados até doze anos, todos os coeficientes foram significativos (modelo B, Tabela 1). Foram testadas as duas tendências isoladamente e em conjunto, com esta última forma propiciando melhor ajuste. Pelos cálculos das elasticidades conclui-se que aumentos de 10% nos preços recebidos em algum ano, do quinto ao nono precedentes, implicariam num aumento de área da ordem de 1%; do ano em curso ao quarto ano precedente haveriam aumentos gradativos desde 0,4% a 0,9%; e a partir do décimo até o décimo segundo anos precedentes essa influência passaria a diminuir, levando a aumentos de 0,9% a

TABELA 2 - Elasticidades Calculadas para a Cultura da Cana-de-açúcar<sup>1</sup>, Estado de São Paulo

Variável	Área total		Área nova		Área em produção		Produtividade (G)
	Modelo tipo Nerlove (A)	Mod. defas. polinomial (B)	Modelo tipo Nerlove (C)	Mod. defas. polinomial (D)	Modelo tipo Nerlove (E)	Mod. defas. polinomial (F)	
Def. hídrica							-0,1367
Pesquisa							0,1832
Preços							
em t		0,0434		0,1114		0,0044 n.s.	
em t-1	0,1335	0,0578	0,3231	0,1277	0,1033	0,0411	
em t-2		0,0709		0,1400		0,0747	
em t-3		0,0818		0,1466		0,1047	
em t-4		0,0898		0,1451		0,1291	
em t-5		0,0967		0,1387		0,1504	
em t-6		0,1008		0,1255		0,1670	
em t-7		0,1022		0,1062		0,1803	
em t-8		0,1017		0,0792		0,1890	
em t-9		0,0976		0,0425 n.s.		0,1866	
em t-10		0,0916		-0,0003 n.s.		0,1776	
em t-11		0,0835				0,1640	
em t-12		0,0735				0,1443	

em t-13				0,1207
em t-14				0,0930
em t-15				0,0613
Agregada	1,0912		1,1626	1,9881
Longo prazo	0,5816	0,9281		0,5776

<sup>1</sup>Elasticidades calculadas nos pontos médios, as assinaladas por n.s. são provenientes de coeficientes não significativos.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola.

0,7% (modelo B, Tabela 2). Portanto, a maior influência estaria entre o quinto e o nono anos precedentes. Calculando-se a elasticidade agregada, essa elevação seria de 10,9%, em resposta a aumentos de 10% nos preços recebidos nos doze anos anteriores. A elasticidade da área total em relação aos preços recebidos no ano anterior, calculada por este modelo, é 57% inferior a de curto prazo do modelo de Nerlove. A elasticidade agregada, por sua vez, é 88% maior que a elasticidade de longo prazo daquele modelo.

Para área nova, no modelo estimado por MQO<sup>15</sup>, para o período 1971-1990, com preços defasados até dez anos, escolheu-se a equação com tendência geral, porque levou à obtenção de um valor de U menor do que com a tendência representativa do PROÁLCOOL (modelo D, Tabela 1). Pelo cálculo das elasticidades observou-se que preços superiores em 10% em cada ano, do primeiro ao sexto precedentes, induziriam um crescimento de 1,3% a 1,5% na área nova; aumentos da mesma ordem nos preços do sétimo e oitavo anos precedentes teriam respostas de, respectivamente, 1% e 0,8% na área nova (modelo D, Tabela 2). A elasticidade em relação ao preço do próprio ano é de 0,11<sup>16</sup>. Pela elasticidade acumulada o crescimento da área nova seria de 11,6% em resposta a aumentos de 10% nos preços recebidos dos dez anos anteriores. A elasticidade em relação a preços do ano anterior é 60% menor que a do modelo de Nerlove; já a elasticidade acumulada é 25% maior que a de longo prazo.

No modelo estimado para área em produção por MQO, para o período de 1971 a 1990, e com os preços defasados até quinze anos, apesar do valor de DW inconclusivo para existência de autocorrelação de primeira ordem, na reestimação pelo método CORC, o termo auto-regressivo foi não significativo; por isso, foi mantida a especificação anterior. Os preços apareceram com sinais coerentes e valores significati-

vos do primeiro ao décimo quinto anos precedentes (modelo F, Tabela 1). Pelo cálculo das elasticidades observou-se que é maior a influência dos preços recebidos do sétimo ao décimo anos precedentes, com aumentos de 10%, em alguns desses anos, ocasionando crescimento de cerca de 1,8% na área em produção (modelo F, Tabela 2). Do quarto ao sexto e no décimo primeiro e décimo segundo anos anteriores ao ano base, essas elevações nos preços levariam a aumentos entre 1,3% e 1,7% na área em produção; nas demais defasagens as elasticidades estiveram entre 0,41 e 1,64. Pela elasticidade agregada, esperar-se-iam aumentos de 19,8% para preços recebidos 10% maiores nos quinze anos anteriores. A elasticidade em relação aos preços no ano anterior é 60% menor que a estimada pelo modelo de Nerlove; a elasticidade acumulada é duas vezes e meia maior que a de longo prazo.

Comparando-se os modelos de Nerlove com os de defasagens polinomiais, com base no U de Theil, para o período de 1972 a 1990, observa-se que os de defasagens polinomiais foram sempre melhores (Tabela 1).

### 4.3 - Modelo de Produtividade para Cana-de-açúcar

Nesses modelos foram testadas como variáveis independentes, deficiências hídricas, com capacidade de armazenamento de água no solo de 50mm, em três períodos distintos: de novembro de t-1 a junho de t, de outubro de t-1 a julho de t e de setembro de t-1 a agosto de t. A geada foi representada por uma *dummy*, com valor igual a 1 para o ano de sinistro (t) e 0 para os demais. Para a pesquisa, representada pelo número de artigos científicos publicados, referentes ao Estado de São Paulo, foram

experimentados os seis períodos de acumulação que se seguem:

a) artigos publicados entre o vigésimo e o quinto anos anteriores à colheita;

b) artigos publicados entre o vigésimo quinto e o quinto anos anteriores à colheita;

c) artigos publicados entre o trigésimo e o quinto anos anteriores à colheita;

d) artigos publicados entre o vigésimo quinto e o décimo anos anteriores à colheita;

e) artigos publicados entre o trigésimo e o décimo anos anteriores à colheita; e

f) artigos publicados entre o trigésimo quinto e o décimo anos anteriores à colheita.

As relações preço de fertilizante/preço de terra e preço de fertilizante/preço do produto foram testadas, mas nenhuma delas apresentou coeficientes significativos, sendo posteriormente excluídas.

O modelo selecionado (estimado por MQO) dentre os vários experimentados para o período de 1959 a 1988, utilizou as variáveis deficiência hídrica de setembro de t-1 a agosto de t, geadas em t, e pesquisa com acumulação de artigos publicados entre o trigésimo e o quinto anos anteriores à colheita e uma tendência geral<sup>17</sup>; o valor encontrado de DW=1,78, foi inconclusivo<sup>18</sup>. Somente o coeficiente estimado para geadas não foi significativo (modelo G, Tabela 1).

Pela elasticidade no ponto médio (-0,14) (modelo G, Tabela 2), observa-se que anos com deficiência hídrica próxima ao máximo da série (283,85 mm) acarretariam queda de produtividade da ordem de 9,2%. O INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (1972) ao estimar modelos de rendimento para o Estado de São Paulo, utilizando a deficiência hídrica anual, não encontrou significância para essa variável. OMETTO (1974) conseguiu bons resultados com as variáveis deficiência hídrica e umidade relativa, trabalhando com dados da região de Piracicaba. SANTOS (1983, 1984) estimou modelos com as variáveis deficiência hídrica anual (no ano vegetativo) e deficiência hídrica no período de maturação e colheita, na região de Jaú, Ribeirão Preto e Piracicaba; os resultados foram regulares em termos de ajuste ( $R^2=0,42$ ) e os coeficientes encontrados, significativos. WADSTED (1983) estimou um modelo com dados do Estado de São Paulo onde obteve coeficiente de determinação elevada (77%), utilizando como variáveis climáticas explicativas a temperatura e a precipitação do mês de fevereiro. Embora os outros meses tenham sido excluídos por não apresentarem

significância, a existência de plantas em diferentes estágios de crescimento durante esses onze meses e o caráter semi-perene da cultura não levam a crer que apenas um mês influencie a sua produtividade. Coeficiente significativo para deficiência hídrica do período novembro-junho já havia sido obtido por SILVA; VICENTE; CASER (1986), em modelos de rendimentos de cana-de-açúcar para o Estado de São Paulo, com dados do período de 1956-84.

A variável pesquisa apresentou coeficiente significativo, reforçando os resultados de SILVA (1986). A elasticidade calculada no ponto médio mostra que a cada dez artigos científicos adicionais, esperar-se-ia elevação no rendimento da cana-de-açúcar da ordem de 1,4%.

Os intervalos descritos no texto sobre a variável pesquisa foram todos testados no modelo e utilizaram-se ainda várias aproximações dos mesmos, sendo selecionada, com base no nível de significância do parâmetro estimado e no valor do  $R^2$ , a variável com acumulação entre o trigésimo e o quinto anos anteriores a colheita<sup>19</sup>. Tratando-se de cultura de ciclo de ano a ano e meio, era esperada uma defasagem relativamente curta - cerca de cinco anos - para ser perceptível a influência da pesquisa<sup>20</sup>. Por outro lado, como após o plantio, a cultura fornece cinco a sete cortes anuais, esse efeito deve ser mais prolongado do que em culturas de ciclo mais curto.

RIBEIRO (1974) estimou uma equação para rendimento de cana-de-açúcar em Minas Gerais, na qual obteve significância para as variáveis rendimento, preços do produto e preços de fertilizantes em t-2; essa defasagem também foi experimentada no modelo de produtividade anteriormente descrito, mas não foi obtido coeficiente significativo.

Utilizando as estimativas dos modelos de área em produção em conjunto com as desse modelo de rendimento, foi possível obter estimativas das produções: nesse caso, os melhores resultados também foram os do modelo de defasagem polinomial ( $U=0,41$ ), embora o do modelo de área em produção tipo Nerlove também tenha levado a resultados satisfatórios ( $U=0,48$ ).

#### 4.4 - Modelos de Nerlove para o Total de Pés, Pés em Produção e Pés Novos, Cultura do Café

Nestes modelos foram utilizadas como variáveis independentes o preço real recebido pelo produtor de café no ano anterior, a variável dependente

defasada e uma tendência visando captar efeitos de variáveis não consideradas, por exemplo, a ferrugem e o nematóide *M. incognita*, que foram detectados em São Paulo no início da década de 70, e a situação desfavorável à comercialização do produto a partir do final da última década. Procurou-se, também, representar através de variável *dummy* o Plano de Erradicação de Café<sup>21</sup> (PEC, de 1961 a 1967) e, através de mais uma tendência ou variável *dummy*, o Plano de Renovação e Revigoração de Cafezais<sup>22</sup> (PRRC, de 1969 até 1977).

Para o número total de pés, o modelo escolhido foi estimado por MQO para o período 1949 a 1990, e apresentou como significativos os coeficientes do número total de pés de café no ano anterior, do preço recebido pelos produtores também no ano anterior, da tendência geral e da *dummy* do PEC (modelo A, Tabela 3). O cálculo da elasticidade de curto prazo indica que aumento de 10% no preço recebido no ano anterior implicaria num crescimento de 0,6% no número total de pés; a longo prazo esse aumento seria de 6,2% (modelo A, Tabela 4). Arak, citada por SCHUH & BRANDÃO (1990), estimou por máxima verossimilhança modelos para os Estados de Minas Gerais e Espírito Santo, com dados do período 1927-59, obtendo elasticidades de longo prazo de, respectivamente, 0,54 e 0,28, para a área total de café em relação aos preços esperados. As elasticidades de curto prazo foram iguais a 0,08 e 0,20, respectivamente. SAYLOR (1973), em modelos nerlovianos com dados do Estado de São Paulo, para o período 1948-70, estimou elasticidades de curto prazo entre 0,101 a 0,192 e de longo prazo variando de 0,192 a 0,733, dependendo da especificação da equação e do período de ajuste.

No modelo para pés novos, estimado por MQO para o período 1970 a 1990, apenas a tendência geral não foi significativa (modelo C, Tabela 3). O cálculo de elasticidade de curto prazo mostra que um aumento de 10% no preço recebido no ano anterior acarretaria um crescimento de 3,2% no número de pés novos; a longo prazo, para igual

TABELA 3 - Principais Resultados dos Modelos Selecionados para a Cultura do Café, Estado de São Paulo

Variável explicativa <sup>1</sup>	Variável dependente								
	Nº total de pés		Pés novos		Pés em produção			Produtividade <sup>2</sup>	
	Mod. tipo Nerlove	Mod. defas. polinomial <sup>2</sup>	Mod. tipo Nerlove	Mod. defas. polinomial <sup>2</sup>	Modelo tipo Nerlove				Mod. defas. polinomial
	(A)	(B)	(C)	(D)	(t-1) (E)	(t-2) (F)	(t-3) (G)	(H)	(I)
Intercepto	3e+05 a	2e+06 a	-9e+04	5e+05	8e+05 a	1e+06 a	2e+06 a	2e+06	4,99 a
Nº de pés totais em t-1	0,897 a								
Pés novos em t-1			0,789 a						
Pés em produção em t-1					0,728 a				
Pés em produção em t-2						0,674 a			
Pés em produção em t-3							0,551 a		
Tendência geral	-3711 a	-22404 b	799,4	-5527	-8902 a	-14845 a	-20411 a	-17674	-0,098 a
Dummy PEC	-84986 a	824,8							0,163 c
Dummy PRRC	5686	23080	47055 b	34540					
Dummy PRRC defasada <sup>3</sup>									-0,173 a
Tendência PRRC defasada <sup>3</sup>					17167 b	26504 a	40483 a	15683	
Geadas									-0,219 a
Def. hídrica									-0,001 a
Pesquisa									0,011 a
Preços									
em t		0,001		-0,000				0,000	
em t-1	0,003 a	0,002 a	0,002 a	0,001 b	0,001 b			0,001	
em t-2		0,003 a		0,001 a		0,002 a		0,001 b	
em t-3		0,004 a		0,001 b			0,002 b	0,002 b	

em t-4		0,004 a			-0.000				0,002 b
em t-5		0,004 a							0,002 a
em t-6		0,004 a							0,002 a
em t-7		0,003 a							0,002 a
em t-8		0,002 a							0,002 a
em t-9		0,001 c							0,001 a
em t-10		-0.000							0,001 b
AR		0,819 a			0,79 a				-0,829 a
<hr/>									
R <sup>2</sup>	0,97	0,94	0,92	0,87	0,91	0,92	0,92	0,93	0,76
Durbin-Watson		1,31		1,34				1,99	1,70
H de Durbin	0,44		1,61		1,58				
Q de Box-Pierce						4,35	3,68		
U de Theil (série completa)	0,60	0,70	0,71	0,96	0,60	0,57	0,54	0,54	0,30
U de Theil (1972-90)	0,51	0,80	0,69	0,91	0,58	0,54	0,54	0,53	

<sup>1</sup>Níveis de significância: a=1%; b=5%; e c=10%.

<sup>2</sup>Estimado pelo método de Cochrane-Orcutt.

<sup>3</sup>Defasado três anos.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola.

TABELA 4 - Elasticidades Calculadas para a Cultura do Café<sup>1</sup>, Estado de São Paulo

Variável	Nº total de pés		Pés novos		Pés em produção			Produtividade	
	Modelo tipo Nerlove	Mod. defas. polinomial	Modelo tipo Nerlove	Mod. defas. polinomial	Modelo tipo Nerlove		Mod. defas. polinomial		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(t-1) (E)	(t-2) (F)	(t-3) (G)		(H)
Def. hídrica									-02388
Pesquisa									5,4317
Preços									
em t		0,0182 n.s.		-0,0845 n.s.					0,0071 n.s.
em t-1	0,0641	0,0442	0,3240	0,1934	0,0380				0,0259 n.s.
em t-2		0,0649		0,2913		0,0685			0,0413
em t-3		0,0787		0,2011			0,0648		0,0519
em t-4		0,0867		-0,0642 n.s.					0,0581
em t-5		0,0857							0,0576
em t-6		0,0784							0,0544
em t-7		0,0661							0,0492
em t-8		0,0492							0,0421
em t-9		0,0273							0,0322
em t-10		-0,0051 n.s.							0,0202
Agregada		0,5943		0,5371					0,4400
Longo prazo	0,6209		1,5323		0,1397	0,2101	0,1444		

<sup>1</sup>Elasticidades calculadas nos pontos médios, as assinaladas por n.s. são provenientes de coeficientes não significativos.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola.

variação nos preços, a elevação esperada seria de 15,3% (modelo C, Tabela 4). ARAK (1968) estimou modelos para explicar plantios, erradicações e abandono de culturas de café no Estado de São Paulo, com dados do período 1930-55. Os plantios foram considerados como dependentes dos preços esperados, do percentual de árvores com mais de dez anos e da área existente com café; as erradicações foram postuladas como dependentes de preços esperados da ocorrência de geada em t-1 e do rendimento e as decisões de abandono de culturas - consideradas separadamente para pequenos e grandes produtores - uma função dos preços esperados. A elasticidade-preço

de curto prazo, para novos plantios, foi estimada em 2,28<sup>23</sup>.

Para pés em produção foram utilizados modelos com preços e pés defasados 1, 2 e 3 anos, a tendência do PRRC defasada de 3 anos, além de uma tendência geral. No modelo com variáveis defasadas de 1 ano, todas as variáveis foram significativas (modelo E, Tabela 3). O cálculo de elasticidade de curto prazo mostra que um aumento de 10% nos preços recebidos no ano anterior acarretaria um crescimento de 0,4% no número de pés em produção; a longo prazo, para igual variação nos preços, a elevação esperada seria de 1,4% (modelo E, Tabela 4). Nos

modelos com defasagens em t-2 e t-3 a existência de autocorrelação foi testada através do Q de Box-Pierce (VANDAELE, 1983); testes conjuntos para correlações até, respectivamente, segunda e terceira ordens, resultaram não significativos. Os coeficientes referentes às variáveis desses modelos foram todos significativos (modelos F e G, Tabela 3). O cálculo da elasticidade de curto prazo, no modelo em t-2, mostra que um aumento de 10% nos preços recebidos dois anos antes acarretaria um crescimento de 0,7% no número de pés em produção; a longo prazo, para igual variação nos preços, a elevação esperada seria de 2,1% (modelo F, Tabela 4). No modelo em t-3, o cálculo da elasticidade mostra que um aumento de 10% nos preços recebidos três anos antes levaria a um crescimento de 0,6% no número de pés em produção (modelo G, Tabela 4). A elasticidade de longo prazo foi igual a 1,44.

Bacha, 1968, citado por SCHUH & BRANDÃO (1990), ajustou um modelo nerloviano para a quantidade de café produzida em São Paulo, utilizando como variáveis explicativas o preço recebido defasado quatro anos a quantidade produzida defasada de dois anos e uma *dummy* que procurou representar o ciclo bienal da cultura. A elasticidade de curto prazo calculada foi de 0,23 e a de longo prazo, igual a unidade.

#### 4.5 - Modelos de Defasagem Polinomial para o Número Total de Pés, Pés Novos e Pés em Produção, Cultura do Café

Nos modelos de defasagens polinomiais para pés de café foram utilizadas como variáveis independentes as *dummies*, as tendências descritas para modelos de Nerlove e os preços recebidos pelo produtor defasados 4 e, em alguns casos, até 10 anos.

No modelo estimado para o total de pés, por CORC<sup>24</sup>, para o período 1958-90, somente os preços defasados e a tendência geral tiveram coeficientes significativos (modelo B, Tabela 3). Calculando-se as elasticidades, observa-se que aumentos de 10% em preços recebidos entre o primeiro e nono anos anteriores implicariam em crescimento do número total de pés variando de 0,3% a 0,9%, estando as maiores influências entre o quarto e quinto anos (modelo B, Tabela 4). Pelo cálculo da elasticidade agregada, essa elevação seria de 5,9%. Quando comparada a elasticidade do ano t-1 com a de curto prazo do

modelo de Nerlove, verifica-se que é 31% inferior; a elasticidade agregada é praticamente igual (apenas 4% menor) a de longo prazo do modelo de Nerlove.

Para pés novos, no modelo estimado por CORC para o período 1969 a 1990<sup>25</sup>, a variável preços recebidos apareceu com sinais coerentes e coeficientes significativos no 1º, 2º e 3º anos precedentes (modelo D, Tabela 3). O cálculo das elasticidades nos pontos médios mostra maior influência dos preços recebidos em t-2 (elasticidade igual a 0,291), seguido de t-3 (0,201) e t-1 (0,193). A elasticidade agregada indica aumento de 5,4% em resposta a elevações de 10% nos preços recebidos nos quatro anos anteriores (modelo D, Tabela 4). A elasticidade para o ano anterior é 40% menor que a de curto prazo do modelo de Nerlove correspondente, e a agregada é 65% inferior a de longo prazo daquele modelo.

No modelo estimado por MQO, para o período 1969 a 1990, para pés em produção, com os preços defasados até dez anos, apenas os coeficientes da tendência representativa do PRRC e dos preços em t e em t-1 não foram significativos (modelo H, Tabela 3). Pelo cálculo das elasticidades, os preços de maior influência foram os recebidos entre o quarto e o quinto anos precedentes, com aumento de 10% em seu nível médio, induzindo um crescimento de 0,6% no número de pés em produção; as elasticidades calculadas para o terceiro, sexto e sétimo anos anteriores estiveram ao redor de 0,05. Para o segundo e oitavo foi cerca de 0,04, para o nono ano, 0,03 e para o décimo, 0,02. Acréscimo de 4,4% seria esperado como consequência de aumentos de 10% nos preços recebidos dos dez anos anteriores, segundo o cálculo da elasticidade agregada (modelo H, Tabela 4). As elasticidades dos anos t-2 e t-3 são, respectivamente, 40% e 20% menores que as correspondentes nos modelos de Nerlove; por outro lado, a elasticidade agregada deste modelo é o dobro da de longo prazo daquelas equações.

Comparando-se os modelos de Nerlove com os de defasagens polinomiais com base no U de Theil, para o período de 1972 a 1990, observa-se que o melhor para pés novos e para o número total de pés é o modelo de Nerlove, enquanto que para pés em produção o de defasagem polinomial é superior.

#### 4.6 - Modelo de Produtividade para Café

Neste modelo foram utilizadas como

variáveis independentes deficiência hídrica de janeiro a setembro do ano anterior à colheita; geadas (representada por uma *dummy* com valores igual a 1 para o ano posterior à geada e 0 para os demais); pesquisa<sup>26</sup>, uma tendência geral e duas *dummies* representativas dos planos já descritos. Foram também testadas as relações preço de fertilizantes/preço de terra e preço de fertilizantes/preço do produto, mas nenhuma delas apresentou coeficiente significativo, sendo excluídas do modelo.

O modelo foi estimado por MQO, para o período de 1965 a 1988, apresentando problemas de autocorrelação, segundo a estatística DW. Reestimando o modelo pelo método CORC, obtiveram-se coeficientes significativos para todas as variáveis<sup>27</sup> (modelo I, Tabela 3). O melhor resultado obtido na representação do PRRC foi com a *dummy* defasada de três anos. O coeficiente negativo pode ser explicado por plantios efetuados em áreas de cerrado, menos férteis (THOMAZIELLO et alii, 1983); outra possível explicação é a variedade que passou a ser cultivada (Catuaí), menos produtiva em termos da medida aqui utilizada (sacas por mil pés) do que a variedade Mundo Novo.

Pelo cálculo da elasticidade no ponto médio (-0,24) (modelo I, Tabela 4) observa-se que anos com deficiência hídrica próxima ao máximo observado da série (-376,4mm) teriam queda de produtividade da ordem de 50,2%. No trabalho do IPEA (1972), embora o modelo tenha sido satisfatório ( $R^2=0,70$ ), a deficiência hídrica não foi significativa. LADEIRA (1974) em modelos de rendimento para Minas Gerais também não conseguiu resultados significativos para variáveis climáticas. TOSELO & ARRUDA (1962) concluíram que médias bienais de rendimento de café, com dados de quatorze municípios do Estado de São Paulo, poderiam ser explicadas por modelos relacionando-as às precipitações no período abril-setembro ou junho-setembro. Ao comparar com as deficiências hídricas totais calculadas pelo método de Thorntwaite, obtiveram resultados melhores que os da precipitação no período de julho-setembro e piores que o da precipitação do período de abril-setembro. Os modelos não foram considerados adequados a boas previsões de produção. CAMARGO et alii, (1984) estudaram o efeito da pluviosidade na produtividade do cultivar Mundo Novo, em Mococa e Ribeirão Preto, e apesar dos bons resultados ( $R^2$  de 0,83 e 0,87), o parâmetro estimado para frequência de chuvas apresentou sinal inconsistente. SILVA; VICENTE; CASER (1986)

também obtiveram coeficiente significativo para a deficiência hídrica do período janeiro-setembro em modelos de rendimento de café para o Estado de São Paulo, com a série de 1956-84.

Calculando-se a elasticidade no ponto médio para o número de artigos científicos publicados, conclui-se que dez publicações adicionais elevariam o rendimento do café em 18,2%. SILVA (1986) não conseguiu coeficiente significativo para a variável pesquisa, utilizando como variável dependente o rendimento do café publicado pelo IEA; quando utilizou a série de rendimentos do IBGE, o modelo foi significativo a 5%.

As previsões de produção obtidas a partir desse modelo, em combinação com as três equações tipo Nerlove para pés em produção e com a de defasagem polinomial, foram praticamente equivalentes: U entre 0,37 e 0,38.

#### 4.7 - Modelos de Nerlove para o Número Total de Pés, Pés em Produção e Pés Novos, Cultura da Laranja

Nestes modelos foram utilizados como variáveis independentes o preço real recebido pelo produtor no ano anterior, a variável dependente defasada e duas tendências que foram testadas em conjunto ou separadamente, sendo uma geral e outra considerando o efeito da implantação das indústrias de suco concentrado congelado<sup>28</sup> (a partir de 1963), que viabilizaram a expansão da cultura; o melhor resultado para o número total de pés, período 1949-90, foi obtido na equação com essa segunda tendência (modelo A, Tabela 5). Apesar de as variáveis apresentarem coeficientes significativos, o U de Theil foi maior que a unidade. Pelo cálculo de elasticidade observa-se que aumentos de 10% nos preços recebidos no ano anterior ocasionariam crescimento de 0,6% a curto prazo e de 5,2% a longo prazo (modelo A, Tabela 6). NAMEKATA (1977) utilizou modelo nerloviano e dados do Estado de São Paulo, para o período de 1948-75, com área colhida e preço em t-3, estimou elasticidades de curto prazo entre 0,06 a 0,52 e a longo prazo variando de 0,24 a 1,83 depen-

TABELA 5 - Principais Resultados dos Modelos Seleccionados para a Cultura da Laranja, Estado de São Paulo

Variável explicativa <sup>1</sup>	Variável dependente								
	Nº total de pés		Pés novos		Pés em produção			Produtividade	
	Modelo tipo Nerlove	Mod. defas. polinomial <sup>2</sup>	Modelo tipo Nerlove	Mod. defas. polinomial	Modelo tipo Nerlove			Mod. defas. polinomial	
	(A)	(B)	(C)	(D)	(t-1) (E)	(t-2) (F)	(t-3) (G)	(H)	(I)
Intercepto	-2e+03	-9e+04	-1e+03	-2e+04	-2e+05 b	-3e+05 a	-5e+05 a	-4e+05 a	-2e+00
Nº total de pés em t-1	0,876 a								
Pés novos em t-1			0,570 a						
Pés em produção em t-1					0,517 b				
Pés em produção em t-2						0,158			
Pés em produção em t-3							-0,230		
Tendência geral			72,3	328,04	2792 b	4814 a	6967 a	5387 a	0,040 a
Tendência ind. sucros	913,7 b	6072 a							
Geadas									-0,005
Def. hídrica									-0,003 a
Pesquisa									0,011 a
Preços									
em t		0,001						0,002	
em t-1	0,005 b	0,005 a	0,008 b	0,005 a	0,002			0,003 b	
em t-2		0,008 a		0,008 a		0,006 b		0,004 a	
em t-3		0,011 a		0,008 a			0,004	0,004 a	
em t-4		0,013 a		0,006 a				0,005 b	
em t-5		0,014 a		0,002				0,005 b	
em t-6		0,015 a		-0,005				0,006 b	
em t-7		0,015 a						0,006 b	
em t-8		0,014 a						0,006 b	
em t-9		0,013 a						0,005 b	
em t-10		0,011 a						0,005 c	
em t-11		0,008 a						0,004	
em t-12		0,005 c						0,004	
AR		0,471 b							
R <sup>2</sup>	0,99	0,99	0,69	0,72	0,99	0,99	0,99	0,99	0,91
Durbin-Watson		1,74		1,25				1,17	1,73

H de Durbin	1,18		2,22		2,69				
Q de Box-Pierce						2,15	2,85		
U de Theil (serie completa)	1,05	0,59	0,67	0,65	0,40	0,36	0,40	0,49	0,65
U de Theil (1972-90)	0,50	0,38	0,71	0,68	0,41	0,37	0,40	0,46	

<sup>1</sup>Níveis de significância: a=1%; b=5%; e c=10%.

<sup>2</sup>Estimado pelo método de Cochrane-Orcutt.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola.

TABELA 6 - Elasticidades Calculadas para a Cultura da Laranja<sup>1</sup>, Estado de São Paulo

Variável	Nº total de pés		Pés novos		Pés em produção			Produtividade	
	Modelo tipo Nerlove	Mod. defas. polinomial	Modelo tipo Nerlove	Mod. defas. polinomial	Modelo tipo Nerlove				Mod. defas. polinomial
	(A)	(B)	(C)	(D)	(t-1) (E)	(t-2) (F)	(t-3) (G)		(H)
Def. hídrica									-0,0568
Pesquisa									0,6682
Preços									
em t		0,0106 n.s.							0,0155 n.s.
em t-1	0,0640	0,0457	0,2703	0,1772	0,0188 n.s.				0,0264
em t-2		0,0713		0,2729		0,0489			0,0328
em t-3		0,0921		0,2640			0,0336 n.s.		0,0381
em t-4		0,1044		0,1918					0,0404
em t-5		0,1181		0,0529 n.s.					0,0457
em t-6		0,1237		-0.1480 n.s.					0,0462
em t-7		0,1238							0,0461
em t-8		0,1204							0,0450
em t-9		0,1119							0,0426
em t-10		0,0954							0,0391
em t-11		0,0728							0,0351 n.s.
em t-12		0,0442							0,0296 n.s.
Agregada		1,1345		0,8108					0,4826
Longo prazo	0,5165		0,6287		0,0390	0,0581	0,0273		

<sup>1</sup>Elasticidades calculadas nos pontos médios, as assinaladas por n.s. são provenientes de coeficientes não significativos.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola.

dendo da especificação e do período de ajuste.

Para pés novos, no modelo estimado por MQO para o período 1970 a 1990, o valor do teste H de Durbin foi 2,22, revelando problemas de autocorrelação<sup>29</sup> (modelo C, Tabela 5). Com essa ressalva, a elasticidade de curto prazo indica que aumentos de 10% nos preços recebidos no ano anterior levariam a aumentos de área nova da ordem de 2,7% (modelo C, Tabela 6). A elasticidade de longo prazo calculada foi 0,63.

Para pés em produção foram utilizados modelos com preços e áreas defasadas 1, 2 e 3 anos, além de uma tendência geral. No modelo com variáveis defasadas de um ano, o teste H de Durbin (2,69) foi significativo e o coeficiente dos preços em t-1 não diferiu estatisticamente de zero<sup>30</sup> (modelo E, Tabela 5). Nos modelos com defasagens em t-2 e t-3, a existência de autocorrelação foi testada através do Q de Box-Pierce até, respectivamente, segunda e terceira ordens, resultando não significativos. Os coeficientes referentes aos pés em produção defasados não foram significativos nesses modelos, podendo indicar que essa especificação não é adequada para representar a evolução dos pés em produção (modelos F e G, Tabela 5).

#### **4.8 - Modelos de Defasagem Polinomial para o Número Total de Pés, Pés Novos e Pés em Produção, Cultura da Laranja**

Nos modelos de defasagem polinomial para pés de laranja foram utilizadas como variáveis independentes as mesmas tendências que no modelo de Nerlove e os preços recebidos pelo produtor defasados 6 e, em alguns casos, até 12 anos.

Para o número total de pés, no modelo estimado por MQO para o período 1960 a 1990, o teste DW foi inconclusivo; reestimando-se pelo método CORC, as variáveis tiveram sinais coerentes e coeficientes significativos (modelo B, Tabela 5). Pelo cálculo das elasticidades, os preços de maior influência foram os recebidos entre o quinto e o oitavo anos precedentes, e um aumento de 10% nos preços recebidos em algum desses anos implicaria num

crescimento, em média, de 1,2% no número total de pés; do primeiro ao quarto anos precedentes, sendo que as elasticidades nos pontos médios foram crescentes e estiveram entre 0,05 e 0,10 (modelo B, Tabela 6). Do nono ao décimo segundo anos passaram a decrescer (de 0,11 a 0,04). A elasticidade agregada indica crescimento de 11,3%, em resposta a aumentos de 10% nos preços recebidos nos doze anos anteriores. Enquanto que a elasticidade de curto prazo do modelo de Nerlove é 40% maior que a do ano anterior no presente modelo; já a elasticidade acumulada do modelo de defasagem polinomial é mais que o dobro da de Nerlove.

No modelo estimado por MQO para pés novos<sup>31</sup>, para o período 1969 a 1990, as variáveis apresentaram sinais coerentes e valores significativos<sup>32</sup> (modelo D, Tabela 5). O cálculo das elasticidades indica que preços recebidos do primeiro ao quarto anos precedentes, se superiores em 10%, induziriam um crescimento no número de pés novos em torno de 2%, com o maior efeito sendo observado no segundo ano (+2,7%); a elasticidade agregada aponta para crescimento de 8,1%, para aumento de 10% nos preços recebidos em todos os seis anos anteriores (modelo D, Tabela 6). Quando comparada a elasticidade do ano anterior (t-1) com a de curto prazo do modelo de Nerlove, verifica-se que é 34% inferior; a elasticidade agregada é 29% superior a de longo prazo do modelo nerloviano.

Para pés em produção, no período de 1969-1990, foram experimentados quatro modelos, variando em função das defasagens dos preços recebidos, até nove ou doze anos; o modelo com defasagem de preços até t-12 apresentou o menor valor de U de Theil<sup>33</sup> (modelo H, Tabela 5).

Pelo cálculo das elasticidades, aumentos de 10% nos preços recebidos entre o terceiro e o décimo anos precedentes resultariam num aumento no número de pés em produção em torno de 0,4%, sendo o sexto e o sétimo anos os de maiores influências (modelo H, Tabela 6). Os modelos de defasagens polinomiais, segundo o indicador escolhido (U de Theil), calculado para o período 1972-90, foram melhores do que os de Nerlove para a variável dependente total de pés e número de pés novos, enquanto que os modelo tipo

Nerlove foram mais adequados para estimar o número de pés em produção (Tabela 5).

#### 4.9 - Modelo de Produtividade para Laranja

Neste modelo foram testadas como variáveis independentes deficiência hídrica de novembro do ano precedente (t-1) a abril do ano em curso (t), geada (*dummy* com valor 1 para o ano da geada e 0 para os demais), pesquisa com vários horizontes de acumulação e de defasagem - conforme discriminado na discussão para a cultura de cana-de-açúcar - e as duas tendências descritas no modelo de Nerlove para pés totais. O rendimento foi calculado até o ano de 1968 com base nos pés totais e, após esse ano, com base nos pés em produção. Foram também testadas as relações de preço fertilizante/terra e fertilizante/produto, mas nenhuma apresentou coeficiente significativo, sendo posteriormente excluídas.

No modelo estimado por MQO, para o período de 1957 a 1988, as variáveis apresentaram coeficientes significativos e consistentes com a expectativa, com exceção da geada, que embora com sinal coerente não foi significativa (modelo I, Tabela 5). A tendência geral propiciou melhores resultados<sup>34</sup>. A especificação da variável pesquisa utilizada nesse modelo cobre desde o vigésimo quinto até o quinto anos anteriores à colheita.

Pelo cálculo das elasticidades no ponto médio (-0,057, modelo I, da Tabela 6), observa-se que anos com deficiências hídricas próximas ao máximo observado da série (114,3mm) acarretariam quedas de produtividade da ordem de 15,5%. NAMEKATA (1977) obteve coeficientes significativos para precipitações pluviométricas no ano t-3. O autor testou outras especificações, com defasagens de um a seis anos, optando pela acima descrita; todavia, apesar de tratar-se de cultura perene, é pouco provável que chuvas nos dois anos anteriores à colheita não tenham nenhuma influência sobre o rendimento. SILVA; VICENTE; CASER (1986), utilizando o mesmo período de deficiência hídrica em modelo de rendimento de laranja com série de 1956 a 1984, também obtiveram coeficientes significativos. TUBELIS (1986) e TUBELIS & SALIBE (1989), trabalhando com dados do pomar da Fazenda Experimental Lajeado, no município de Botucatu, estimaram modelos para previsão de rendimento de laranja Hamlin, em função da idade do pomar, do tipo de

porta-enxerto e da chuva ocorrida em vários meses; em geral, chuvas nos meses de fevereiro a agosto do ano anterior à colheita apresentaram coeficientes positivos e no mês de setembro, negativos.

Com relação às contribuições da pesquisa, o cálculo da elasticidade no ponto médio (Tabela 6) indica que dez artigos científicos adicionais elevariam a produtividade da laranja em 7,2%. SILVA (1986) também obteve coeficiente significativo para a variável explicativa artigos científicos, em modelos de rendimento de laranja para o Estado de São Paulo.

Os demais intervalos da variável pesquisa foram testados, apresentando coeficiente significativo apenas a com defasagem entre o vigésimo quinto e o décimo anos anteriores à colheita, além da anteriormente descrita.

Esperava-se que o período de influência da pesquisa, para essa cultura, fosse mais próximo ao encontrado para o café; entretanto, foi menor. Uma possível explicação é a rápida expansão da citricultura, ocorrida a partir da década de 70. Isso teria agilizado o processo de adoção de tecnologias e também contribuído para depreciá-las mais rapidamente do que em setores menos dinâmicos e organizados.

Conjugando-se as estimativas dos modelos de área em produção com as do modelo de rendimento, obtiveram-se estimativas das produções anuais. Os melhores resultados foram os de defasagem polinomial (U=0,45), embora esse não fosse o melhor modelo para previsões dos pés em produção. Entre os modelos de Nerlove, as melhores estimativas foram as da equação com preços defasados em dois anos (U=0,47), seguidas das com preços em t-1 (U=0,49) e, finalmente, preços em t-3 (U=0,53).

#### 5 - CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos nos modelos ajustados, à semelhança de trabalhos anteriores, confirmaram as expectativas teóricas de efeitos dos preços reais recebidos em anos anteriores sobre as ofertas de cana-de-açúcar, café e laranja. As variáveis representativas de políticas econômicas ou indicativas de alterações importantes no ambiente econômico, diretamente relacionadas a essas culturas, por via de regra, apresentaram-se significativas e com os efeitos esperados.

Os modelos de defasagens polinomiais foram melhores para explicar as variações na área

nova, na área em produção e na área total de cana-de-açúcar, no número de pés novos e no número total de pés de laranja. Os modelos de Nerlove foram considerados superiores para o número de pés novos, para o número total de pés de café e para o número de pés de laranja em produção. Para o número de pés de café em produção, os dois tipos de modelos foram equivalentes. Não foi possível, portanto, considerar um dos dois métodos sempre como o mais adequado.

Nas equações ajustadas para os rendimentos dessas culturas, as deficiências hídricas apresentaram sempre significância estatística, afetando negativamente as variáveis dependentes. Geadas apareceram com influência negativa e significativa apenas sobre o rendimento do café. As relações de preços fertilizante/terra e fertilizante/produto, ao contrário de outros estudos, não apareceram com influência significativa sobre os rendimentos.

Os coeficientes estimados para o número de artigos científicos publicados, indicadores de progresso tecnológico, foram sempre significativos e positivos. Os resultados encontrados sobre a defasagem inicial de cinco anos após a publicação, para que os efeitos das atividades de pesquisa sejam perceptíveis em cana-de-açúcar e laranja, e dez anos para influenciar o rendimento do café, estendendo-se por 25 a 35 anos, realçam a importância de uma política de pesquisa consistente e duradoura. Interrupções e desestímulos nessas atividades podem demorar para

que seus efeitos nefastos sejam observados; todavia, esses malefícios só poderão ser revertidos após igual hiato de tempo, com perdas de rendimento irrecuperáveis no decorrer do processo.

Conjugando-se modelos para estimativas de áreas (ou pés) em produção e para estimativas de rendimentos obtiveram-se estimativas de produção satisfatórias, indicando a possibilidade prática do emprego desses modelos como subsídio a previsões e estimativas de safras. Isso poderia ser melhor avaliado, efetuando-se projeções de áreas e previsões de rendimentos com observações não utilizadas no ajuste dos modelos.

## NOTAS

<sup>1</sup>Trabalho referente ao projeto SPTC 16-061/90. Versão preliminar foi apresentada no XXXI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Ilhéus, BA, de 2 a 5 de agosto de 1993. Recebido em 14/04/94. Liberado para publicação em 07/06/94.

<sup>2</sup>Engenheiro Agrônomo, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola e Bolsista do CNPq.

<sup>3</sup>Engenheiro Agrônomo, Mestre em Economia Agrária, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

<sup>4</sup>Engenheiro Agrônomo, Doutor em Economia, Professor da FEA/USP, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola e Bolsista do CNPq.

<sup>5</sup>A maior complexidade de modelos para culturas perenes foi também abordada por NERLOVE (1979).

<sup>6</sup>As expressões matemáticas dos modelos podem ser vistas em PASTORE (1973).

<sup>7</sup>No caso de modelos ajustados com dados transformados por logaritmos, a elasticidade é o próprio coeficiente estimado. Se forem utilizados dados sem transformação é usual o cálculo da elasticidade no ponto médio, que é o produto do coeficiente estimado pela

razão das médias de  $x_t$  e  $Y_t$ .

<sup>8</sup>Quando o método CORC não foi considerado adequado, isso foi mencionado no texto.

<sup>9</sup>No caso das culturas perenes, os efeitos de alterações nessas relações de preços podem ser mascarados pelas influências de adubações efetuadas em anos anteriores.

<sup>10</sup>Descrição detalhada sobre a revisão e a atualização desse inventário encontra-se em SILVA; VICENTE; CASER (1993).

<sup>11</sup>O PROÁLCOOL, criado em 1975, tinha como objetivo aumentar a produção de álcool para substituir a gasolina, que na época movimentava 65% do transporte rodoviário. Baseava-se em condições de financiamento extremamente atrativas e a aquisição do álcool era assegurada pelo governo. Uma extensa rede de destilarias foi implantada pelo programa, inicialmente junto às antigas usinas de açúcar e, posteriormente, destilarias autônomas. Na primeira fase do programa, foi priorizada a produção de álcool anidro para ser adicionado à gasolina. Na segunda fase, iniciada em 1979 com o segundo choque do petróleo, investiu-se mais na produção de álcool hidratado, usado em veículos movidos exclusivamente com esse combustível (BANCO DO NORDESTE DO BRASIL, 1985). Em 1987/88, segundo dados do IEA, a produção paulista de cana-de-açúcar foi quase quatro vezes maior que a de 1974/75.

<sup>12</sup>Para o preço recebido no ano anterior, por exemplo, o valor do coeficiente estimado foi 0,8245. Como o U deste último modelo (U=0,92) foi sensivelmente maior que o original, indicando que o mesmo leva a estimativas de área total piores, optou-se por apresentar, na tabela 1, somente os resultados da equação ajustada inicialmente.

<sup>13</sup>Como os modelos de todos os produtos foram ajustados com os dados sem transformações, as elasticidades foram calculadas nos pontos médios.

<sup>14</sup>A estimação por CORC foi efetuada porque a equação ajustada inicialmente por MQO apresentou valor de DW=1,11, na região inconclusiva do teste.

<sup>15</sup>Como o valor de DW ficou na região inconclusiva, foi efetuada a reestimação por CORC. Como o termo auto-regressivo não era significativo e os demais coeficientes praticamente não se alteraram, optou-se por manter a equação original.

<sup>16</sup>No caso da cana-de-açúcar, para a maior parte da série analisada, o preço era exógeno, fixado pelo governo com grande antecedência, permitindo o planejamento das cotas pelas usinas. Não houve, portanto, necessidade de considerar preços e quantidades como conjuntamente determinados, o que obrigaria o uso de equações simultâneas.

<sup>17</sup>Quando a tendência representativa do PROÁLCOOL foi introduzida no modelo, os coeficientes dessa variável e da variável pesquisa não foram significativos, provavelmente devido à elevada correlação entre ambos (0,89); isso deve estar associado ao grande aumento do número de artigos científicos publicados após a implantação do PROÁLCOOL.

<sup>18</sup>Ao efetuar-se a reestimação do modelo pelo método CORC, não houve mudanças significativas, optando-se por discutir o ajuste original.

<sup>19</sup>Além dessa acumulação, os intervalos do vigésimo quinto ao quinto e do trigésimo ao décimo anos anteriores à colheita tiveram sinais consistentes e coeficientes significativos a 5%.

<sup>20</sup>Como exemplo da rapidez de disseminação de inovações nessa cultura, tem-se a variedade NA56-79, que dez anos após ser introduzida já abrangia 43,75% da área plantada com cana-de-açúcar no Estado de São Paulo (PELIN, 1985).

<sup>21</sup>O Plano de Erradicação de Café foi criado ao final de 1961 e visava desestimular a produção devido à queda nas exportações e aos elevados estoques, via erradicações pagas. Cerca de 300 milhões de pés de café foram erradicados, no Estado de São Paulo, durante sua vigência (DIAS, 1970 e MATSUNAGA, 1981).

- <sup>22</sup>Esse plano, que englobava vários programas, tinha como objetivo estruturar a cafeicultura dentro de um sistema moderno de produção, através de crédito rural orientado, exigindo que os produtores seguissem várias normas técnicas, como espaçamentos predeterminados (segundo as variedades), número de plantas por cova, análises de solos, níveis de adubação e controle de pragas e doenças. Em São Paulo foi financiado o plantio de, aproximadamente, 394 milhões de covas, o que representava cerca de 45% da população cafeeira paulista (FONSECA & MATSUNAGA, 1981).
- <sup>23</sup>Essa elasticidade não é apresentada no trabalho de ARAK (1968), tendo sido tirada de Askari & Cummings (1976), citados por SCHUH & BRANDÃO (1990).
- <sup>24</sup>Na equação original, ajustada por MQO, o valor da estatística DW=0,55 indicou a existência de autocorrelação de primeira ordem.
- <sup>25</sup>Na estimação por MQO, o valor de DW foi 0,82, também indicando problemas de autocorrelação de primeira ordem.
- <sup>26</sup>Representada pelo número de artigos científicos publicados, referentes ao Estado de São Paulo e à tecnologia agrícola da cultura, em seis períodos distintos de defasagem e de acumulação, conforme descrito na cultura anterior. A melhor representação dessa variável foi conseguida com acumulação do trigésimo quinto ao décimo anos anteriores à colheita. A defasagem inicial maior que a da cultura anterior era esperada, já que o café inicia a produção aos três anos; a maior duração dos efeitos das pesquisas é também consistente, devido ao maior ciclo de vida do café.
- <sup>27</sup>Outros modelos semelhantes ao citado foram testados, diferindo apenas na defasagem e acumulação da variável pesquisa. Como os resultados foram próximos, a escolha baseada no U de Theil recaiu na especificação artigos publicados entre o trigésimo quinto e o décimo anos anteriores à colheita.
- <sup>28</sup>Em 1962 foi iniciada a construção de uma pequena indústria em Bebedouro. Uma moderna fábrica foi construída em Araraquara em 1963, processando mais de um milhão de caixas já na primeira safra, que foram totalmente exportadas; até 1974, mais dez indústrias foram instaladas (NORONHA; GASQUES; AMARO, 1978). Em 1987/88, a produção paulista de laranja foi mais de nove vezes superior a do ano agrícola 1962/63, segundo dados do IEA.
- <sup>29</sup>Na reestimação por variável instrumental, foi utilizado o número total de pés como instrumento para o número de pés novos (coeficiente de correlação igual a 0,73). Talvez devido a esse instrumento pouco adequado, o valor de U obtido para esse modelo (U=0,75) foi bem maior que o do modelo anterior, motivo pelo qual não foi considerado.
- <sup>30</sup>Tentou-se reestimar essa equação utilizando o número total de pés como instrumento para os pés em produção (coeficiente de correlação igual a 0,99); entretanto, o coeficiente dos preços recebidos no ano anterior continuou não significativo, e optou-se por apresentar na tabela 5 apenas o ajuste original por MQO.
- <sup>31</sup>Essa foi a única equação deste estudo, em que foi necessário utilizar a restrição da influência do preço recebido no ano em curso igual a zero, para que os resultados fossem consistentes.
- <sup>32</sup>Apesar do valor de DW encontrar-se na região inconclusiva, na reestimação do modelo pelo método CORC o termo auto-regressivo não foi significativo e os demais resultados não foram significativamente diferentes, sendo desconsiderados.
- <sup>33</sup>Devido ao valor de DW inconclusivo, efetuou-se reestimação pelo procedimento CORC; como o termo auto-regressivo não apresentou significância, esta especificação foi abandonada.
- <sup>34</sup>Na equação com tendência geral e tendência representativa da instalação da indústria de sucos no Estado, nenhum dos dois coeficientes foi significativo; quando inseridos alternadamente no modelo, ambos apareceram com significância estatística. A escolha do modelo apresentado deu-se com base no menor valor do coeficiente de desigualdade de Theil.

## LITERATURA CITADA

- ARAK, M. The price responsiveness of São Paulo coffee growers. **Food Research Institute Studies in Agricultural Economics, Trade and Development** 8(3):211-223, 1968.
- BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. **Avaliação do programa de agroindústria e do PROÁLCOOL**. Fortaleza, BNB, 1985. 235p.
- BETANCOURT, Roger & KELEJIAN, Harry. Lagged endogenous variables and the Cochrane-Orcutt procedure. **Econometrica**, Chicago, 49(4): 1073-1078, Jul. 1981.
- BRANDT, Sérgio A. Estimativas de oferta de produtos agrícolas no Estado de São Paulo. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMISTAS RURAIS, 4, São Paulo, 25-30 jan. 1965. **Anais...** São Paulo, SOBER, 1966. p.323-348.
- CAMARGO, M. B. P. et alii. Relações entre a precipitação pluviométrica e a produtividade do cafeeiro. **Ecossistemas**, Pinhal, 9(1):165-171, 1984.
- CAMARGO FILHO, Waldemar P. coord. **Estatísticas de produção agrícola no Estado de São Paulo**. São Paulo, IEA, 1990.
- CHEN, Dean; COURTNEY, Richard; SCHMITZ, Andrew. A polynomial lag formulation of milk production response. **American Journal of Agricultural Economics**, Florida, 54(1):77-83, Fev. 1972.
- COCHRANE, D. & ORCUTT, G. H. Application of least squares regression to relationships containing auto-correlated error terms. In: GILES, D. E. A. & KING, M. L. ed. **Specification analysis in the linear model**. London, Routledge & Kegan Paul, 1987. p.307-334.
- DIAS, Rubens A. Necessidade de reformulação da política brasileira de café. **Agricultura em São Paulo**, SP, 17 (11/12):29-48, nov./dez. 1970.
- DURBIN, J. Testing for serial correlation least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. **Econometrica**, Connecticut, 38(3): 410-421, May 1970.
- FONSECA, Maria Aparecida S. & MATSUNAGA, Minoru. **Programa de assistência creditícia à cafeicultura em São Paulo**. São Paulo, IEA, 1981. 88p. (Relatório de Pesquisa, 02/81)
- GONÇALVES, José S. coord. **Anuário de informações estatísticas da agricultura**. São Paulo, IEA, 1990. 111p.
- INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Variações climáticas e flutuações da oferta agrícola no Centro-Sul do Brasil**. Brasília, IPEA/IPLAN, 1972. 419p. (Estudos de Planejamento, 1).
- JUDGE, Georg G. et alii. **Introduction to the theory and practice of econometrics**. New York, John Wiley & Sons, 1988. 1024p.
- LADEIRA, Heloisa H. **Avaliação econométrica da oferta de café em Minas Gerais**. Viçosa, UFV, 1974. Dissertação de Mestrado.
- LEVANTAMENTO SISTEMÁTICO DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA, RJ, p.1-90, nov. 1988.
- MATSUNAGA, Minoru. **Alternativa tecnológica na cultura do café**. São Paulo, FEA/USP, 1981. 160p. Dissertação de Mestrado.
- NAMEKATA, Yoshio. **Modelos alternativos de oferta: o caso do citros no Estado de São Paulo**. Viçosa, UFV, 1977. Dissertação de Mestrado.
- NERLOVE, Marc. **The dynamics of supply: estimation of farmers' response to price**. Baltimore, Johns Hopkins, 1958. 268p.
- NERLOVE, Marc. The dynamics of supply: retrospect and prospect. **American Journal of Agricultural Economics**, Flórida, 61(5):874-888, Dec. 1979.
- NORONHA, José F.; GASQUES, José

G.;AMARO, Antonio A. Análise econométrica da oferta e demanda de laranja no Estado de São Paulo. **Revista de Economia Rural**, Brasília, 16(2):80-96, abr./jun. 1978.

OMETTO, José C. **Uma equação para a estimati va de evapotranspiração potencial e suas aplicações no cálculo das necessidades hídricas e do rendimento agro-industrial da cana-de-açúcar na Região de Piracicaba, S.P.** Piracicaba, ESALQ/USP, 1974. Tese-Livre-Docência

PASTORE, Afonso C. **A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil.** São Paulo, APEC, 1973. 170p.

PELIN, E. R. **Avaliação econômica do álcool hidratado carburante no curto e médio prazo.** São Paulo, IPE/USP, 1985. 280p.

**PREÇOS médios de arrendamento, vendas de terras, salários, serviços.** Rio de Janeiro, FGV, 1966-90a.

**PREÇOS pagos pelos agricultores.** Rio de Janeiro, FGV, 1966-90b.

PROGNÓSTICO AGRÍCOLA, 88/89. São Paulo, IEA, 1988.

RIBEIRO, A.B. **Estimativas de relações estruturais da oferta de cana-de-açúcar no Estado de Minas Gerais 1947/70.** Viçosa, UFV, 1974. Dissertação de Mestrado.

SANTIAGO, Maura M. D. et alii. **Estatísticas de preços agrícolas no Estado de São Paulo.** São Paulo, IEA, 1990. 485p.

SANTOS, M.J.Z. Análise econométrica da produção canavieira paulista. **Revista de Geografia**, 8(15/16):75-104, 1983.

\_\_\_\_\_. Oscilações climáticas e produção canavieira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 3., Campos, 1983. **Anais...** Campos, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1984. p.139-162.

SAYLOR, Ralph G. A resposta da área de café em

*Agricultura em São Paulo*, SP, 41(2):103-125, 1994.

São Paulo às variações do preço. **Agricultura em São Paulo**, SP, 20(1/2):43-60, jan./fev. 1973.

SCHUH, Georg E. & BRANDÃO, Antonio S. P. The theory, empirical evidence, and debates on agricultural development issues in Latin America: a selective survey. In: MARTIN, L. E. ed. **A survey of agricultural economics literature: agriculture in economic development.** Minneapolis, University of Minnesota, 1990. v.4.

SILVA, Gabriel L. S. P. **Pesquisa, tecnologia e rendimento dos principais produtos da agricultura paulista.** São Paulo, IEA, 1986. 79p.

\_\_\_\_\_.; FONSECA, Maria Aparecida S.; MARTIN, Nelson B. **Pesquisa e produção agrícola no Brasil.** São Paulo, IEA, 1979. 77p.

\_\_\_\_\_.; VICENTE, José R.; CASER, Denise V. Mudança tecnológica e produtividade do milho e da soja no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, RJ, 47(2):281-303, abr./jun., 1993.

\_\_\_\_\_.; \_\_\_\_\_.; \_\_\_\_\_. **Variações do tempo e produtividade agrícola: um subsídio à previsão de safras no Estado de São Paulo.** Campinas, Fundação Cargill, 1986. 148p.

THEIL, Henri. **Applied economic forecasting**

Amsterdam, North-Holland, 1966. 474p.

THOMAZIELLO, Roberto A. et alii. **A cultura do café no Estado de São Paulo**. Campinas, CATI, 1983. 20p.

THORNTWAITE, C. W. & MATHER, J. R. **The water balance**. Centerton, Laboratory of Climatology, 1955. 104p.

TOSELO, Rino N. & ARRUDA, H. V. Correlação entre estimativas oficiais de produção de café e precipitação pluviométrica no Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, **21**(Part.1): 4-49-465, 1962.

TOYAMA, Nelson K. & PESCARIN, Rosa M. C. Projeções da oferta agrícola do Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, SP, **17**(9/10):1-97, 1970.

TUBELIS, Antonio. Previsão de colheita de citros em função das chuvas. **Laranja**, Cordeirópolis, **7**(2):453-462, 1986.

\_\_\_\_\_ & SALIBE, A. A. Estimativa de safra de laranja "Hamlin" em cinco porta-enxertos. \_\_\_\_\_, Cordeirópolis, **10**(2):531-544, 1989.

VANDAELE, Walter. **Applied time series and Box-Jenkins models**. Orlando, Academic Press, 1983. 417p.

WADSTED, Otto G. O clima e a economia: análise de algumas culturas no Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, RJ, **37**(2):-225-244, abr./jun. 1983.