

Janeiro e Fevereiro de 1982

VOL. XXIX

N.º 161

Viçosa — Minas Gerais

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

OFERTA DE CITROS NO ESTADO DE SÃO PAULO^{1/}

Yoshio Namekata^{2/}

Alexandre Aad Neto^{3/}

José Geraldo Fernandes de Araújo^{3/}

Heleno Nascimento dos Santos^{3/}

Alberto Martins Rezende^{3/}

1. INTRODUÇÃO

A citricultura brasileira vem registrando contínuos aumentos nas últimas duas décadas (1950/70), tanto no que diz respeito à área e produção, como no que diz respeito ao rendimento médio (2). Em mercado de preços livres, o desenvolvimento verificado, sem contar com o apoio governamental coordenado e planejado, exceto em pesquisas biológicas, significa fato auspicioso.

A citricultura paulista, seriamente castigada pelo surto de «tristeza» durante mais de 20 anos, recuperou o nível desejado de produção após 1958, com o uso de novos porta-enxertos resistentes à doença. Mais recentemente, a propagação dos clones nucleares veio melhorar ainda mais a sanidade dos pomares comerciais.

Observou-se maior desenvolvimento da citricultura com o crescimento acentuado da industrialização da fruta, cujo início, em 1963, deve-se à queda da produção norte-americana, em consequência da geada, que, em 1962, ocasionou a morte de 16 milhões de plantas na Flórida (1). Instalaram-se, então, diversas firmas em

^{1/} Parte da tese apresentada, pelo primeiro autor, à Universidade Federal de Viçosa, como uma das exigências para obtenção do grau de «Magister Scientiae» em Economia Rural.

Recebido para publicação em 30-08-1979.

^{2/} Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura de São Paulo. Caixa Postal 8114, 01000, São Paulo.

^{3/} Departamento de Economia Rural da U.F.V. 36570 Viçosa, MG.

São Paulo, visando à obtenção de suco concentrado e derivados, para suprir o «deficit» norte-americano de exportação. O crescimento das exportações avolumou-se vertiginosamente, colocando os citros e seus derivados entre os principais itens da pauta de exportações de manufaturados brasileiros.

No estágio em que se encontra a citricultura, um modelo de oferta adequado seria valioso instrumento para a tomada de decisões políticas, como controle de preços de insumos e produtos, incentivos para novos plantios e orientação dos gastos oficiais em pesquisas dirigidas. A avaliação dos fatores que influem na oferta de citros, a curto e a longo prazo, permitiria previsões futuras, orientando as decisões de novos plantios ou reposições de pomares decrépitos.

Apesar da importância da citricultura no Estado de São Paulo, poucos estudos foram realizados para estimar a estrutura de oferta de citros, de maneira que há muito ainda por ser pesquisado nesse setor, notadamente os fatores determinantes da decisão dos citricultores de ampliar a área plantada e o rendimento cultural. Conhecendo as elasticidades de oferta do produto, podem-se delinear e avaliar melhor as políticas de incentivos para desenvolvimento ordenado do setor.

Pode-se dizer que um modelo adequado é um instrumento valioso para a tomada de decisões políticas de estímulo e desestímulo à produção e aos agricultores, na decisão de novos plantios, diante das perspectivas futuras de lucros.

O objetivo geral deste trabalho é descrever as relações históricas de oferta de citros no Estado de São Paulo, dando ênfase aos principais fatores que a determinam.

Especificamente, pretende-se: a) determinar as variáveis que influenciam a área colhida e estimar relações de resposta à área; b) identificar as variáveis que influenciam o rendimento da cultura e estimar as relações de resposta ao rendimento; c) estimar elasticidade-preço de oferta de citros, a curto e a longo prazo.

2. METODOLOGIA

As informações básicas para estimar as relações de oferta de citros foram obtidas em publicações do Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura de São Paulo (4, 5).

Os dados de precipitação pluviométrica e temperaturas médias mensais do município de Limeira foram obtidos do Instituto Agrônomo de Campinas. Utilizaram-se dados do município de Limeira, por ser esta a maior região produtora de citros do Estado de São Paulo (1).

Os dados de área de produção, preços do produto, preços dos produtos alternativos e preços de fertilizantes referem-se ao Estado todo e foram coletados pelos agrônomos das Casas de Agricultores.

Para o deflacionamento de preços, utilizou-se o índice 2 da Fundação Getúlio Vargas, por representar a evolução dos preços em termos agregativos.

2.1. Modelo Conceptual

Sabe-se que há relação direta entre a variação no preço e a quantidade ofertada de certo produto. Isso equivale a dizer que os produtores tendem ampliar a capacidade produtora, ofertando maiores quantidades de um bem a preços mais altos que a preços menores, desde que os demais fatores se mantenham constantes. As mudanças na quantidade oferecida de um produto são determinadas pelas variações nos preços e levam a deslocamentos ao longo da mesma curva de oferta.

Podem ocorrer mudanças na própria oferta do produto, deslocando a curva para a direita ou para a esquerda, conforme os efeitos dos fatores sejam positivos

ou negativos, respectivamente. Dentre os deslocadores de oferta agrícola, citam-se os preços de insumos, os preços de produtos relacionados, os níveis de tecnologia empregada e as variações climáticas e institucionais.

A sensibilidade da oferta às mudanças nos preços de diferentes bens e sua variação podem ser medidas pelo coeficiente de elasticidade-preço da oferta, que se refere à mudança relativa na quantidade oferecida de um produto, em consequência da variação relativa no seu preço.

Por outro lado, a elasticidade cruzada da oferta mede a relação entre a mudança percentual na quantidade ofertada de um bem e a variação percentual no preço de um bem relacionado.

Considerando os sinais de elasticidade cruzada, os bens são classificados em competitivos, quando o sinal é negativo, e complementares, quando é positivo. Um bem é competitivo quando a variação em seu preço acarreta uma variação, em sentido contrário, na quantidade oferecida de outro bem. É complementar quando o preço de um deles e a quantidade oferecida do outro variam no mesmo sentido. Em valores absolutos, quanto maior for o coeficiente de elasticidade cruzada da oferta, maior será a relação entre a oferta dos dois bens.

2.2. Ofertas Agrícolas

As estimativas de funções de oferta de determinado produto agrícola podem ser obtidas de uma função de produção individual ou de uma amostra de produtores. A função de produção individual pode fornecer boa estimativa de oferta, porém limita-se apenas a uma propriedade e aos produtores em situações idênticas. O modelo de oferta proveniente de produtores deve apresentar custos marginais homogêneos. Para a obtenção de boas estimativas de oferta com o uso de tais modelos, são necessários levantamentos adequados da propriedade ou uma amostragem representativa da população. O uso de tais modelos limita-se à propriedade em questão ou à área restrita da amostragem.

Os modelos de oferta, em termos agregados, podem ser estimados a partir de uma série temporal de produção e de preços recebidos pelos produtores. A oferta de determinado produto pode ser estimada com base no preço do próprio produto, obtendo-se a elasticidade-preço de oferta agregada.

A relação funcional para a oferta de um produto pode ser expressa da seguinte forma:

$$Q = f(p_1, p_2, p_3, \dots, p_n)$$

sendo Q a quantidade ofertada do produto; f a relação funcional; p_1 o preço do produto e p_2, p_3, \dots, p_n os preços de produtos alternativos e de fatores de produção.

É objetivo deste trabalho estudar, mediante o Modelo de Retardamentos Distribuídos, com variável «dummy», a oferta agregada de citros para o Estado de São Paulo, utilizando série temporal. Essas variáveis podem ser acrescentadas às equações de regressão, quando os dados originais forem susceptíveis de divisão em classes ou grupos mutuamente exclusivos e o efeito da diferença nas classes mudar o nível do intercepto da equação.

O uso da variável «dummy» proporciona medida de mudança na oferta em dois ou mais períodos predeterminados pelo pesquisador.

2.3. Modelo Estatístico

Em razão de sua natureza perene, a planta cítrica apresenta um período em que impõe o retardamento da resposta de produção, além do retardamento de ordem econômica, tecnológica e institucional. A cultura requer uma série de investimentos, cujos efeitos aparecem em períodos posteriores, sendo difícil a realocação dos recursos a curto prazo, para que se obtenha resposta imediata às mudanças nos preços relativos.

O modelo utilizado para estimar relações de resposta de área e rendimento baseia-se no Modelo de Retardamentos Distribuídos, utilizando variáveis «dummies», pressupondo que os efeitos dos estímulos de preços não se façam sentir no mesmo período. Pressupõe-se também que os produtores visam a maximizar os lucros, em condições idênticas, nos mercados de fatores e de produtos.

Utiliza-se, ainda, a estatística «F», de Snedecor, para testar a hipótese de que as variáveis independentes sejam relevantes para explicar variações na área colhida e no rendimento.

Os testes «d», de Durbin-Watson, e «h», de Durbin, são usados para indicar a existência ou não de correlação serial nos resíduos. Por ser modelo com variáveis independentes, com retardamentos distribuídos, parece ser mais adequado o uso do teste «h», de Durbin, cujo valor é dado pela relação

$$h = \left(1 - \frac{d'}{2}\right) \sqrt{\frac{n}{1 - n \hat{V}(\hat{b})}}$$

na qual d' é a estatística de Durbin-Watson, n é o número de observações e $\hat{V}(\hat{b})$ é a variável do coeficiente de regressão parcial da variável dependente retardada.

Utiliza-se também o coeficiente de Theil-Nagar, para reforçar a análise da correlação serial nos resíduos:

$$T^2 = \frac{n^2(2-d') - 2k^2 - 2}{2n^2 - 2k - 1}$$

sendo n o número de observações; d' a estatística de Durbin-Watson e k o número de parâmetros da equação. O coeficiente T^2 apresenta valores entre zero e um: valores próximos de zero indicam baixa correlação serial nos resíduos e valores próximos de um sugerem alta correlação serial.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Uma análise dos resultados obtidos para a estimativa de oferta de citros no Estado de São Paulo é apresentada a seguir. O estudo baseou-se na pressuposição de que a produção não se ajustasse, de maneira imediata, aos estímulos de preços relativos, por causa de certa rigidez, a curto prazo, na mobilidade dos recursos.

Dispondo de informações, introduziram-se variáveis «dummies» no Modelo de Retardamentos Distribuídos, procurando captar possíveis mudanças no intercepto e na inclinação dada pelo coeficiente de regressão parcial da variável preço do produto, retardado de três anos (PC_{t-3}).

O seccionamento da série temporal de dados em períodos predeterminados, pela técnica de uso de variáveis «dummies», foi decorrente da pressuposição de

que o uso de diferentes amostras de determinada série pudesse gerar diferentes coeficientes de elasticidade-preço de oferta, em razão da influência de alguns fatores da curva de oferta no tempo. Esses fatores podem ser tecnológicos, como o uso de cultivares mais produtivos, obtidos por melhoramento genético, ou o uso mais adequado de fertilizantes e defensivos ou institucionais, como mudanças na política tributária e incentivos à abertura de novos mercados.

A citricultura paulista recuperou o nível desejado de produção por volta de 1958 (3), após longo período de carência do produto no mercado, provocado pela morte de plantas, causada pela doença denominada «tristeza» dos citros; o período posterior a 1963 marca a fase de industrialização para exportação de sucos. Dispondo de tais informações, seccionou-se a série temporal de dados em períodos distintos: de 1951 a 1958, fase de recuperação dos pomares, seriamente castigados pela «tristeza» dos citros; de 1959 a 1964, período de relativa desaceleração nos plantios de novos pomares; de 1965 a 1967, nova fase de expansão dos pomares, em vista da consolidação do parque industrial para extração de sucos cítricos.

A equação A₁, do Quadro 1, a que melhor se ajustou, foi selecionada pelas razões que se seguem: o coeficiente de determinação múltipla ajustado foi da ordem de 0,99. O teste t, de Student, indicou significância a, pelo menos, 1% de probabilidade para os coeficientes de regressão parcial das variáveis indicadoras de área retardada (A_{t-3}); preço de fertilizante, retardado (PF_{t-3}); variáveis «dummies» para intercepto (D₁), com valor um de 1951 a 1958 e zero de 1959 a 1975; «dummy» para intercepto (D₃), com valor um de 1969 a 1975 e zero de 1951 a 1969 e «dummy» para preço de citros, de 1951 a 1958 (D₁ PC_{t-3}). O coeficiente da variável indicadora de preço de citros (PC_{t-3}) foi significativo a 10% de probabilidade. Os testes T², de Theil-Nagar, e h, de Durbin, indicaram ausência de correlação serial nos resíduos.

Os coeficientes de regressão parcial das variáveis independentes foram de 0,70 para a área retardada (A_{t-3}), de 0,16 para o preço retardado de citros (PC_{t-3}) e de -0,42 para o preço retardado de fertilizante (PF_{t-3}), respectivamente.

O coeficiente da variável «dummy» para a mudança de intercepto, com valor um de 1951 a 1958 e valor zero nos demais anos, foi negativo (-0,05), sugerindo menor intercepto para o período. Esse intercepto está associado ao coeficiente (0,48) da variável «dummy» para o preço. Esses resultados indicam que, de 1951 a 1958, a resposta de área de citros à variação no preço do produto foi relativamente maior que no período de 1959 a 1975.

A equação de resposta de área A₁, do Quadro 1, apresenta a seguinte fórmula geral:

$$\begin{aligned} \log A_t = & 1,16 + 0,70 \log A_{t-3} + 0,16 \log PC_{t-3} - \\ & - 0,42 \log PF_{t-3} - 1,05 D_1 + 0,17 D_3 + \\ & + 0,48 D_1 \log PC_{t-3} \end{aligned}$$

na qual o logaritmo da variável dependente área (A_t) é uma função dos logaritmos das seguintes variáveis explicativas: área, retardada de três anos (log A_{t-3}); preço de citros, com retardamento de três anos (log PC_{t-3}); preço de fertilizante, com retardamento de três anos (log PF_{t-3}); variável «dummy», igual a um de 1951 a 1958 e a zero nos demais anos (D₁); variável «dummy», igual a um de 1969 a 1975 e a zero nos demais anos (D₃); e «dummy» para preço de citros no período de 1948 a 1955, refletido na área plantada de 1951 a 1958 (D₁ log PC_{t-3}).

O teste t, de Student, para os coeficientes das variáveis «dummies» indicadoras de mudanças no intercepto e na inclinação, para a equação selecionada de resposta de área A₁, do Quadro 1, é apresentado a seguir. A estatística t, de Student, da ordem de 5,09, indica que a mudança no intercepto entre os períodos 1951/58 e

QUADRO 1 - Equações de área de citros colhida, ajustadas às variações em preço de fertilizante e área, retardado de três anos, com variáveis "dummies", Estado de São Paulo, 1948/75

Equa- ções	Cons- tante	Variáveis Explicativas (a)					Variáveis "dummies"					Elasticidade				R ²	d'	T ²	h	
		A _{t-3}	PC _{t-3}	PF _{t-3}	T	51/58	65/75	69/75	Intercepto	51/58	65/75	69/75	E _{pc}	E _{pc}	E _{pl}					E _{pl}
		Intercepto																		
A ₁	1.1633	0.7061***	0.1607***	-0.4251***	-1.0505***	-	0.1797***	0.4804***	-	-	-	0.64	0.16	1.58	0.22	0.9535	2.002	0.076	-0.005	
		(0.0469)	(0.0783)	(0.0795)	(0.3032)		(0.0993)	(0.1430)				(51/58)	(59/75)	(51/58)	(59/75)				ACS	
A ₂	1.2399	0.6611***	1.1105***	-0.5687***	-1.3170***	-	1.2617***	0.5078***	-	-0.5223*	-	0.70	0.11	2.08	0.32	0.9934	2.095	0.054	-0.248	
		(0.0562)	(0.0860)	(0.0887)	(0.3456)		(0.7284)	(0.1645)		(0.3850)	(51/58)	(59/75)	(51/58)	(59/75)					ACS	
A ₃	1.8035	0.3048**	0.2020*	-0.6394**	0.0333**	-	0.0333	-	-	-	-	0.2020	-	0.2905	-	0.9895	1.612	0.252	1.211	
		(1.1211)	(0.0779)	(0.0934)	(0.0056)		(0.0420)												ACS	
A ₄	2.0080	0.2588**	0.0947	-0.5944***	0.0340**	-	-0.6844**	0.3113*	-	-	-	0.40	0.09	0.96	0.12	0.9904	1.523	0.318	1.477	
		(0.1185)	(0.0948)	(0.0926)	(0.0053)		(0.3583)	(0.1702)				(51/58)	(59/75)	(51/58)	(59/75)				ACS	
A ₅	1.3743	0.3039***	0.1875**	-0.4369***	0.0415***	-	-0.0986*	-	-	-	-	0.1873	-	0.2690	-	0.9908	1.723	0.196	0.776	
		(0.0914)	(0.0711)	(0.1444)	(0.0073)		(0.0537)	-	-	-	-								ACS	
A ₆	0.8868	0.3717***	0.3192***	-0.3635	0.0394***	-	0.7044**	-	-	-0.4203***	-	0.32	-0.10	0.50	-0.16	0.9933	2.185	0.016	0.508	
		(0.0815)	(0.0758)	(0.1259)	(0.0062)		(0.2800)		(0.1446)		(51/64)	(65/75)	(51/64)	(65/75)					ACS	

(a) Variáveis independentes: A_{t-3} é a área, retardada de três anos; PC_{t-3} é o preço de fertilizantes, no ano T-3; PF_{t-3} é o preço de fertilizantes, no ano T-3; T é a tendência linear e as variáveis "dummies" separadas em períodos. E_{pc} e E_{pl} são as elasticidades preço a curto e a longo prazo. R² é o coeficiente de determinação ajustado, d' é a estatística de Durbin-Watson, T² é a estatística de Theil-Nagar e h é a estatística de Durbin, a 95% de probabilidade.

(b) As variáveis são expressas nas formas logarítmicas, exceto a tendência, que é expressa em termos lineares. Os números entre parênteses são os respectivos desvios-padrão e os anos de cada período. Níveis de significância de t: *** (1%), ** (5%) e * (10%).

(c) As variáveis "dummies" foram utilizadas como se segue: D₁, de 1951 a 1958 igual a um e a zero nos demais anos; D₂, de 1965 a 1975 igual a um e a zero nos demais anos, e D₃, de 1969 a 1975 igual a um e a zero nos demais anos. As variáveis "dummies" para inclinação, nos períodos de 1951 a 58 e de 1965 a 75, referem-se ao preço de citros e, de 1965 a 75, ao preço de fertilizante.

(d) Ausência de correlação serial nos resíduos (ACS), a 95% de probabilidade.

1959/68 foi significativa a, pelo menos, 0,1% de probabilidade. Para os períodos 1959/1969 e 1969/75, o valor da estatística t, de Student, da ordem de 4,23, foi significativa a 0,1% de probabilidade. Para confirmar tais diferenças, o teste t, para os períodos 1951/58 e 1969/75, da ordem de 4,34, também foi significativa a 0,1% de probabilidade.

A estatística t, de Student, para mudança na inclinação dada pelo coeficiente da variável preço retardado de citros (PC_{t-3}), foi de cerca de 2,72, para os períodos 1948/55 e 1956/72, sendo significativa ao nível de, pelo menos, 5% de probabilidade, resultando nas seguintes equações:

a) Para o período de 1951 a 1958, em que $D_1 = 1$ e $D_3 = 0$, com mudanças no intercepto e na inclinação, tem-se

$$\log A_t = 0,11 + 0,70 \log A_{t-3} + 0,64 \log PC_{t-3} - 0,42 \log PF_{t-3}$$

b) Para o período de 1959 a 1968, em que $D_1 = D_3 = 0$, tem-se

$$\log A_t = 1,16 + 0,70 \log A_{t-3} + 0,16 \log PC_{t-3} - 0,42 \log PF_{t-3}$$

c) Para o período de 1969 a 1975, em que $D_1 = 0$ e $D_3 = 1$, quando apenas o intercepto foi mudado, tem-se:

$$\log A_t 1,34 = 0,70 \log A_{t-3} + 0,16 \log PC_{t-3} - 0,42 \log PF_{t-3}$$

Pode-se verificar que os valores do intercepto, nos três períodos considerados, foram de 0,11 de 1951 a 1958, de 1,16 de 1959 a 1968 e de 1,34 de 1969 a 1975, respectivamente. Verificou-se também que o coeficiente da variável indicadora do preço de citros (PC_{t-3}), significativa para o período de 1951 a 1958, resultou em elasticidade-preço de oferta de 0,64 para esse período e de 0,16 para o período de 1959 a 1975.

A equação alternativa (A_2) de estimativa de área, apresentada no Quadro 1, mostra a introdução de variável «dummy» para preço de fertilizantes, que evoluiu favoravelmente à agricultura no período de 1966 a 1972. O coeficiente dessa variável «dummy» mostrou-se significativa, pela estatística t, de Student, ao nível de, pelo menos, 10% de probabilidade.

As variáveis «dummies» para resposta de rendimento às variáveis explicativas encontram-se no Quadro 2.

A equação explicativa de rendimento, R_1 (Quadro 2), apresentou coeficiente de determinação múltipla ajustado da ordem de 0,81. O coeficiente de regressão parcial da variável explicativa de preço de citros, retardado de três anos (PC_{t-3}), de 0,12, com sinal positivo, apresentou nível de significância, pela estatística t, de Student, de, pelo menos, 5% de probabilidade. O coeficiente da variável indicadora de precipitação pluviométrica (CH_{t-3}) foi da ordem de 0,01, com sinal positivo e nível de significância de, pelo menos, 5% de probabilidade. O coeficiente de regressão parcial da variável explicativa de preço de fertilizante, retardado de três anos (PF_{t-3}), em torno de 0,47, com sinal negativo, foi significativa a, pelo menos, 1% de probabilidade. Todos os coeficientes apresentaram sinais coerentes no modelo nerloviano, sem as variáveis «dummies».

O valor da variável «dummy», igual a um no período de 1965 a 1975 e a zero nos demais anos, está associado ao período em que se verificou expansão da citri-

QUADRO 2 - Equações de rendimento de citros, ajustadas às variações em preço de citros, preço de fertilizantes, precipitação pluviométrica e área, retardadas de três anos, com variáveis "dummies". Estado de São Paulo, 1948/75

Equação	Termo Constante	Variáveis Explicativas (a)				Variáveis "dummies" (c)		Elasticidade-Preço	R ²	d' (d)	T ²
		A _{t-3}	PC _{t-3}	PF _{t-3}	CH _{t-3}	51/58	Intercepto 65/75				
R ₁ (b)	1,1528		0,1217** (0,0567)	-0,4755*** (0,0814)	0,0129*** (0,0058)	-	0,1843*** (0,0212)	0,12	0,8118	2,098 ACS	0,007
R ₂	1,2756	0,0375 (0,0394)	0,1325*** (0,0586)	-0,3835*** (0,1265)	0,0114* (0,0060)	-	0,1533*** (0,0389)	0,13	0,8109	2,041 ACS	0,056
R ₃	1,1473	0,0567 (0,0407)	0,1335 (0,0625)	-0,3101** (0,1286)	-	-	0,1495*** (0,04115)	0,13	0,7846	1,660 INC	0,199
R ₄	0,3741	0,1299*** (0,0302)	0,1718** (0,0674)	- (0,1286)	-	-	0,0680** (0,0268)	0,17	0,7327	1,851 ACS	0,114
R ₅	0,1030	0,0719 (0,0455)	0,2481*** (0,0847)	0,1311 (0,1017)	-	-0,0737* (0,0412)	-	0,24	0,6639	1,545 INC	0,253

(a) As variáveis independentes são: A_{t-3} é a área, retardada de três anos; PC_{t-3} é o preço de citros, no ano t-3; PF_{t-3} é o preço de fertilizantes, no ano t-3; CH_{t-3} é a chuva, no ano t-3, elasticidade-preço; R² é o coeficiente de determinação ajustado; d' é a estatística de Durbin-Watson; T² é a estatística de Theil-Nagar.

(b) Todas as variáveis estão expressas em termos logarítmicos. Níveis de significância de t: *** (1%), ** (5%) e * (10%).

(c) As variáveis "dummies" foram utilizadas do seguinte modo: D₁, de 1951 a 1958 igual a um e a zero nos demais anos; D₂, de 1965 a 1975 igual a um e a zero nos demais anos, e D₃, de 1969 a 1975 igual a um e a zero nos demais anos.

(d) Correlação serial nos resíduos (CS) inconclusiva (INC) e ausência de correlação serial nos resíduos (ACS).

cultura, graças ao advento da industrialização e à relativa estabilidade dos preços. A variável «dummy», igual a um no período de 1969 a 1975 e a zero nos demais anos, está associada ao período em que realmente se verificaram reduções nos preços de fertilizantes.

A variável «dummy», igual a um no período de 1965 a 1975 e a zero nos demais anos (B₂), com coeficiente de regressão parcial de 0,18, pelo teste t, de Student, foi significativa ao nível de, pelo menos, 1% de probabilidade. Outra variável «dummy», igual a um no período de 1969 a 1975 e a zero nos demais anos (D₃), com coeficiente de regressão parcial de - 0,13, pelo teste t, indicou nível de significância de, pelo menos, 1% de probabilidade.

O efeito da variável «dummy» no período de 1969 a 1975 foi mais fácil de avaliar, pois o coeficiente da variável preço de fertilizante apresentou alto nível de significância, em termos de estatística t, e o sinal negativo esperado.

O coeficiente de regressão parcial para a «dummy» indicadora de mudança no intercepto, entre os períodos 1951/64 e 1965/75, apresentou estatística t da ordem de 2,37, sendo significativa ao nível de 5% de probabilidade.

Para os períodos 1965/75 e 1969/75, a estatística t, de Student, foi da ordem de 20,52, sendo o coeficiente significativo ao nível de, pelo menos, 1% de probabilidade, sugerindo, portanto, nova mudança no intercepto.

A fórmula geral da equação R₁, do Quadro 2, é a seguinte:

$$\log R_t = 1,15 + 0,12 \log PC_{t-3} - 0,47 \log PF_{t-3} + \\ + 0,01 \log CH_{t-3} + 0,18 D_2 - 0,13 D_3$$

em que D₂ é a variável «dummy», igual a um em 1965/75 e a zero nos demais anos, e D₃ é outra variável «dummy», igual a um em 1969/75 e a zero nos demais anos.

Dessa equação geral obtêm-se as seguintes equações para os três períodos:

a) Para o período de 1951 a 1964, em que D₂ = D₃ = 0, tem-se

$$\log R_t = 1,15 + 0,12 \log PC_{t-3} - 0,47 \log PF_{t-3} + \\ + 0,01 \log CH_{t-3}$$

b) Para o período de 1965 a 1968, em que D₂ = D₃ = 0, tem-se

$$\log R_t = 1,71 + 0,12 \log PC_{t-3} - 0,47 \log PF_{t-3} + \\ + 0,01 \log CH_{t-3}$$

c) Para o período de 1969 a 1975, em que D₂ = D₃ = 1, tem-se

$$\log R_t = 1,57 + 0,12 \log PC_{t-3} - 0,47 \log PF_{t-3} + \\ + 0,01 \log CH_{t-3}$$

A equação de estimativa de área A₁, do Quadro 3, forneceu coeficiente de elasticidade-preço de oferta coerente com a teoria de TWEETEN e QUANCE (6). Quando os preços tendem a cair, em relação ao ano anterior, a elasticidade é menor (0,21) que quando crescem (0,33), não só a curto mas também a longo prazo.

A equação de estimativa de área A₂, obtida pelo método desenvolvido por TWEETEN e QUANCE (6), não acusou diferença significativa entre os coeficientes de regressão parcial das variáveis preços crescentes e preços decrescentes. Da mesma maneira, os efeitos de multicolinearidade fizeram com que os coeficientes

QUADRO 3 - Equações de área de citros colhida ajustadas às variações em preços de citros, preço de fertilizante e tendência, usando a técnica de funções irreversíveis, desenvolvida por TWEETEN-QUANCE E WOLFFRAN, São Paulo, 1948/75

Equações	Termo	Variáveis Explicativas (a)										d' (c)	T ²	h		
	Constante	A _{t-3}	PF _{t-3}	T	WPD	WPC	TQPD	TQPC	E _{p,c} ^D	E _{p,c} ^C	E _{p,l} ^D				E _{p,l} ^C	R ²
A ₁ ^(b)	1,7974	0,4427***	-0,6523***	0,0249***	-0,2172	-0,3361**	-	-	0,21	0,33	0,38	0,60	0,9900	1,79	0,159	ACS
		(0,1023)	(0,0981)	(0,0056)	(0,1847)	(0,1346)										
A ₂	1,8445	0,4172***	-0,6808***	0,0268***	-	-	0,1314	0,1361 *	0,13	0,13	0,23	0,24	0,9885	1,73	0,190	0,02
		(0,0928)	(0,1066)	(0,0052)			(0,0930)	(0,0886)								ACS
A ₃	0,6083	0,6130***	-0,6350***	-	0,0877	0,5576***	-	-	0,08	0,55	0,14	0,90	0,9807	0,90	0,590	3,64
		(0,1320)	(0,1364)		(0,2395)	(0,1740)										CS
A ₄	1,5692	0,9058 ***	-0,7426***	-	-	-	0,0885	0,1078	0,08	0,10	0,94	1,14	0,9741	0,95	0,566	2,65
		(0,0348)	(0,1589)				(0,1393)	(0,1326)								CS
A ₅	1,2712	-	-0,6362***	0,0340 **	0,2424	0,4005**	-	-	0,24	0,40	-	-	0,9811	1,30	0,389	-
			(0,1347)	(0,0071)	(0,2074)	(0,1837)							INC			
A ₆	2,2813	-	-0,6646***	0,0513***	-	-	0,1414	0,1318	0,14	0,13	-	-	0,9757	1,18	0,447	-
			(0,1548)	(0,0019)			(0,1354)	(0,1287)					INC			INC

(a) Variáveis independentes: A_{t-3} é a área em hectares, retardada de três anos (t-3); PF_{t-3} é o índice de preço de fertilizante, no ano t-3; t é a tendência, em anos; WPD é a variável preço, na porção decrescente sugerida por WOLFFRAN; WPC é o preço WOLFFRAN, na porção crescente; TQPC é a variável preço na porção decrescente sugerida por TWEETEN-QUANCE; TQPD é a variável preço crescente, de TWEETEN-QUANCE; $E_{p,c}^D$ e $E_{p,l}^D$ são as elasticidades-preço decrescentes, a curto e a longo prazo; $E_{p,c}^C$ e $E_{p,l}^C$ são as elasticidades-preço crescentes; R^2 é o coeficiente de determinação ajustado; d^* é a estatística de Durbin-Watson; T^2 é a elasticidade de Theil-Nagar e h é a estatística de Durbin-Watson, a 95% de probabilidade.

(b) As variáveis são expressas nas formas logarítmicas, exceto a tendência, que é expressa em termos lineares. Os números entre parênteses são os respectivos desvios-padrão dos coeficientes. Níveis de significância de t: *** (1%), ** (5%) e * (10%).

(c) Correlação serial nos resíduos (CS) inconclusiva (INC) e ausência de correlação serial (ACS).

não fossem significantes, resultando em modelo pouco eficiente para explicar variações em área colhida de citros.

Diante dos problemas apresentados, as equações dos modelos reversíveis devem ser tratadas com restrições na análise de elasticidades.

4. RESUMO

Visa este estudo analisar as variáveis que influenciam a área colhida e o rendimento cultural de citros no Estado de São Paulo. Especificamente, procurou-se obter as elasticidades-preço da oferta de citros, a curto e a longo prazo, utilizando o Modelo de Retardamento Distribuído, com variável «dummy» para as variáveis dependentes área e rendimento. A utilização de variáveis «dummies» permite detectar mudanças na função de oferta, além de melhorar a especificação do modelo.

As informações básicas para estimar as relações históricas de oferta de citros no período de 1948 a 1975 foram obtidas de dados secundários, originários do Instituto de Economia Agrícola do Estado de São Paulo.

A utilização de variáveis «dummies» no Modelo de Retardamentos Distribuídos permite a divisão de uma série temporal de dados em subperíodos, para a avaliação de mudanças sistemáticas na oferta. Para o período 1951 a 1958, quando o preço do produto alcançou níveis relativamente altos, a resposta de preço de frutas cítricas às variações na área mostrou maior sensibilidade dos produtores dependentes de mercado de frutas frescas. Para o período de 1959 a 1975, a menor elasticidade-preço de oferta sugere maior confiança dos produtores, pois, mesmo a preços decrescentes, verificou-se crescimento contínuo da área plantada.

5. SUMMARY

The present study analyzed areas planted and profit levels of citrus in the State of São Paulo. Specifically of interest were the price elasticities of citrus supply in the short and long terms. A delayed distribution model was used with the dependent variables, areas and profit levels, examined as dummy variables in order to detect changes in the supply functions as well as to improve the specifics of the model.

The basic information used to estimate the historic relations of citrus supply from 1948 to 1975 was obtained from secondary data collected by the *Instituto de Economia Agrícola* (Agricultural Economics Institute) of the State of São Paulo.

The use of dummy variables in this type of model permitted division of the time-series data into sub-periods for evaluation of systemic changes in supply. During the period from 1951 to 1958, when citrus prices were relatively high, response in terms of area planted indicated the most price sensibility on the part of producers dependent on the fresh fruit market.

From 1959 to 1975 the lower price elasticity of supply suggests higher levels of confidence among producers. Even at decreasing price levels a continual increase in the area planted was observed.

6. LITERATURA CITADA

1. AMARO, A.A. *Evolução da economia citrícola paulista*. São Paulo, I.E.A., 1970. 21 p.
2. AMARO, A.A. Laranja: mudanças tecnológicas recentes. *Conjuntura Econômica*. 28(7):156-158, 1971.

3. SALIBE, A.A. *Curso de especialização em citricultura*. Recife, SUDENE/UFRPE, 1974. 190 p.
4. SENDIN, P.V. Elaboração de um índice de salários rurais para o Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, 19(2):67-70, 1972.
5. São Paulo. Secretaria de Agricultura. Instituto de Economia Agrícola. *Desenvolvimento da agricultura em São Paulo*. São Paulo, 1973. 316 p.
6. TWEETEN, L.G. & QUANCE, L.C. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches. *Am. Jour. Ag. Econ.*, 51(2):342-352, 1969.