MODELAGEM E PREVISÃO DA PRODUÇÃO DE LARANJA NA FLÓRIDA[1]

[1] Trabalho referente ao projeto SIPTC 16/01/91. Recebido em 14/01/92. Liberado para publicação em 04/06/92.

Francisco Alberto Pino[2]
Sergio Augusto Galvão Cezar[3]
Antonio Ambrosio Amaro[2]

RESUMO

Estimaram-se modelos ARIMA para previsão da produção de laranja na Flórida. A análise de intervenção foi utilizada para levar em conta o efeito de geadas. Apresentam-se e discutem-se previsões para 1992/93 e 1993/94.

Palavras-chave: citros; geada; modelo ARIMA; análise de intervenção; enfoque de Box-Jenkins; análise de séries temporais.

MODELING AND FORECASTING OF FLORIDA ORANGE PRODUCTION

SUMMARY

Forecasting ARIMA models were estimated for Florida orange production. Intervention analysis has been used to include the frost effects. Forecasts for 1992/93 and 1993/94 are presented and discussed.

Key words: citrus; frost; ARIMA model; intervention analysis; Box-Jenkins approach; time series analysis.

1 - INTRODUÇÃO

Se a indústria citrícola da Flórida já foi descrita como uma das mais bem sucedidas do mundo, certamente o mesmo pode ser dito da indústria citrícola paulista em relação ao Brasil. São Paulo e Flórida produzem a maior parte da laranja destinada à indústria de sucos concentrados, competindo entre si pelos mercados americano e europeu (STEIGELMANN, 1982; WARD, 1984). Na disputa pelo mercado o Brasil utilizou-se no período 1969-84 de subsídios à exportação, através de incentivos fiscais, enquanto os Estados Unidos adotaram um complexo sistema de preço duplo.

A partir do final da década de 70 o Brasil aumentou muito sua produção, o que pode ter levado à redução nos preços (STEIGELMANN, 1982). Alguns alertavam, então, para a possibilidade de a oferta crescer mais do que a demanda, levando à redução excessiva de preços (WEISENBORN; McPHERSON; POLOPOLUS, 1970). Entretanto, a sucessão de geadas na Flórida nos anos 70 e 80 pode ter contribuído para amenizar essa diminuição nos preços (HARDY, 1990). Para os anos 90 alguns esperam que tal aumento na produção, com consequente redução de preços, venha a ocorrer, embora outros acreditem num aumento da demanda pela abertura de novos mercados (HARDY, 1990). O plantio vem aumentando tanto em São Paulo quanto na Flórida. No primeiro, o plantio vem avançando em direção às regiões de Sorocaba e São José do Rio Preto. No segundo, o plantio vem avançando para o sul, para regiões menos afetadas por geadas, além de a produtividade estar aumentando por meio de avanços tecnológicos.

Diante desse quadro, torna-se vital para a citricultura de ambos os países obter informações antecipadas sobre as safras de ambos os estados para que se tomem as decisões acertadas e a tempo. Na batalha das informações, a previsão de uma safra na

84

Flórida de 165 milhões de caixas de laranja para o ano agrícola 1990/91, divulgada em 11/10/90 pelo USDA

[2]Engenheiro Agrônomo, Dr., Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA).
[3]Engenheiro Agrônomo, MS, Pesquisador Científico do IEA.

(BEHR; FAIRCHILD; BROWN, 1990; HARDY, 1990), causou espanto por representar uma espetacular recuperação da forte geada ocorrida em dezembro de 1989 (posteriormente esse valor foi reduzido para 151,5 milhões de caixas). Os preços caíram, mostrando como a informação incorporou-se como importante elemento do mercado. Tornou-se evidente que o Brasil necessita também de previsões independentes das anunciadas pelos órgãos oficiais americanos. Como está descartada a hipótese de se fazerem levantamentos independentes, mesmo por satélite (ao menos, por enquanto), resta a utilização das estatísticas americanas para construir modelos estatísticos de previsão e a realização de estudos econométricos.

O objetivo deste trabalho é exatamente construir modelos de previsão para a produção de laranja na Flórida.

2 - MATERIAL E MÉTODO

2.1 - Dados

Consideraram-se os dados de produção de laranjas na Flórida, no período 1909/10 a 1988/89 (FLORIDA DEPARTMENT OF AGRICULTURE AND CONSUMEER SERVICES, 1989), bem como a ocorrência de geadas (Figura 1). Geadas fortes ocorreram no final do século passado, em 1894-95 e em 1899, mas, a produção era, então, muito pequena para seu efeito se fazer sentir na economia. Entretanto, as geadas nas últimas décadas tiveram efeito mensurável sobre a produção e o mercado (MARTSOLF, 1990), devendo ser consideradas no modelo (Tabela 1), principalmente as mais severas, que foram as de 1962, 1982, 1983 e 1989. Para estudar a qualidade das previsões foram acrescentadas as produções de 1989/90 , 1990/91 e 1991/92.

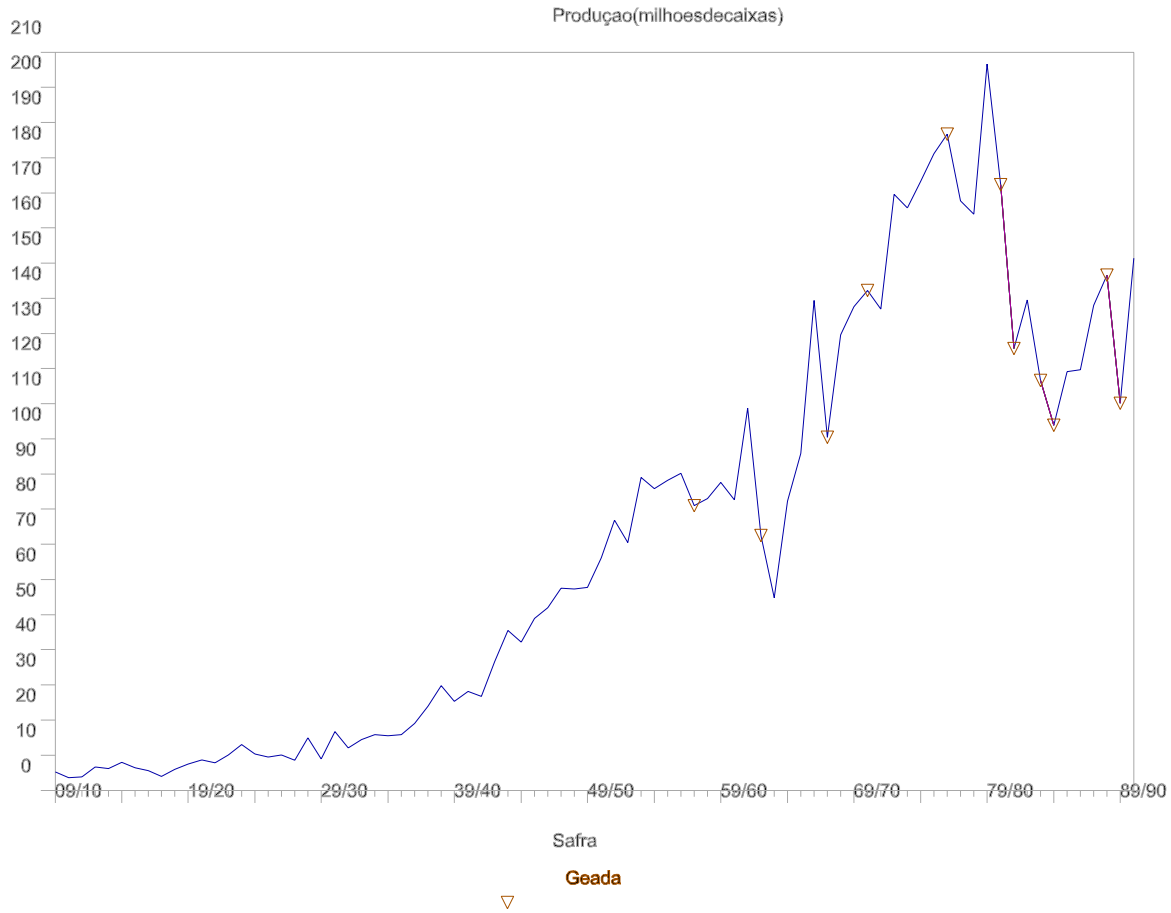

FIGURA 1 - Produção de Laranja na Flórida e Ocorrência de Geadas, 1909/10 a 1989/90.

TABELA 1 - Geadas que Afetaram a Produção de Laranjas na Flórida, 1957 a 1990

Data	Safra afetada	Intensidade
1957	1957/58	fraca
12 e 13/12/1962	1962/63	forte
1967	1967/68	fraca
11/11/1970	1970/71	fraca
20/01/1971	1970/71	fraca
15/01/1977	1976/77	fraca
01/1981	1980/81	fraca
01/1982	1981/82	forte
25 e 26/12/1983	1983/84	forte
21 e 22/01/1985	1984/85	fraca
24/02/1989	1988/89	fraca
24 e 25/12/89	1989/90	forte

Fonte: MARTSOLF (1990).

2.2 - Hipóteses

As hipóteses de trabalho são construídas como segue. A produção de laranja no ano *t* é dada por

$$Y_t = \sum_{i=0}^{k} \rho_{ti} A_{t,t-i} \qquad (2.1)$$

para algum valor de *k*, e onde $A_{t,t-i}$ 2 é o número de árvores plantadas no ano *t-i* e ainda existentes no ano *t*, enquanto que ρ_{ti} 3 é a produtividade (isto é, a produção por árvore) no ano *t* das árvores plantadas no ano *t-i*, isto é, com *i* anos de plantio.

A produção de laranja na Flórida não tem oscilado ao redor de um nível médio constante, mas, tem aumentado ao longo do tempo (Figura 1), de onde se espera que a série seja não estacionária. Por isso, ao invés do nível de produção Y_t 4, considere-se a variação da produção dada por

$$W_t = Y_t - Y_{t-1} = \sum_{i=0}^{k} \rho_{ti} A_{t,t-i} - \sum_{j=0}^{k} \rho_{t-1,j} A_{t-1,t-1-j} \quad (2.$$

Isso é equivalente a modelar uma tendência linear fazendo a regressão de Y_t 6 contra *t*.

Como

$$A_{t,t-i} = A_{t-1,t-i} - \Delta A_{t,t-i}, \qquad (2.3)$$

onde $\Delta A_{t,t-i}$ 8 representa as árvores plantadas no ano *t-i* e que pararam de produzir a partir do ano *t*. Usando (2.3) recursivamente, obtém-se

$$A_{t,t-i} = A_{t-i,t-i} - \sum_{m=0}^{i-1} \Delta A_{t-m,t-i} \qquad (2.4)$$

De (2.2) e (2.4) obtém-se

$$W_t = \sum_{i=0}^{k} \rho_{ti} A_{t-i,t-i} - \sum_{j=0}^{k} \rho_{t-1,j} A_{t-1-j,t-1-j} - \\ - \sum_{i=0}^{k} \sum_{m=0}^{i-1} \rho_{ti} \Delta A_{t-m,t-i} + \sum_{j=0}^{k} \sum_{m=0}^{j-1} \rho_{t-1,j} \Delta A_{t-1-m,t-j} \quad (2$$

Como a laranja começa a produzir no terceiro ano após o plantio, tem-se

$$\rho_{si} = 0, \text{ para } (s = t, t-1, \ldots) \text{ e } (i = 0,1,2) \quad (2.6)$$

e, portanto,

$$W_t = \sum_{i=3}^{k} \rho_{ti} A_{t-i,t-i} - \sum_{j=3}^{k} \rho_{t-1,j} A_{t-1-j,t-1-j} + C_t \quad (2.7)$$

onde

$$C_t = \sum_{j=0}^{k} \sum_{m=0}^{j-1} \rho_{t-1,j} \Delta A_{t-1-m,t-j} - \sum_{i=0}^{k} \sum_{m=0}^{i-1} \rho_{ti} \Delta A_{t-m,t-i}$$

é o termo que representa as árvores que pararam de produzir por qualquer motivo.

A decisão dos produtores sobre novos plantios é fortemente influenciada pelas suas expectativas sobre preços. A hipótese de ajustamento parcial formulada por Nerlove (NERLOVE, 1958; TOYAMA & PESCARIN, 1970; BARROS, 1987) utiliza como aproximação para o preço esperado, uma combinação linear de preços passados, com pesos decrescentes à medida que se afasta do ano em questão. OLIVEIRA & PINO (1985) mostram como essa hipótese pode ser escrita em termos de um modelo de função de transferência do tipo

$$A_{t-i,t-i} = v^{*}(B) P_{t-i} + \psi^{**}(B) b_t^{**} \quad (2.8)$$

onde P_{t-i} 15 representa o preço no ano *t-i*, $v^{*}(B)$ 16 é a respectiva função de transferência e $\psi^{**}(B) b_t^{**}$ 17 é o modelo do ruído (BOX & JENKINS, 1976).

Alternativamente, sob certas condições pode-se escrever:

$$A_{t-i,t-i} = v(B) Y_{t-i} + \psi^{*}(B) b_t^{*} \quad (2.9)$$

considerando-se o preço como função da produção. Isso é verdadeiro no curto prazo, onde não são admitidos deslocamentos da função de demanda, ou, ainda, sob condições menos restritivas, onde os deslocamentos da função de demanda sejam acompanhados por deslocamentos equivalentes da função de oferta, o que parece mais razoável. A validade desta última condição não será testada diretamente no modelo, deixando-se para testar conjuntamente a decisão sobre plantio como dependente do preço esperado e este da produção.

Então, (2.7) pode ser escrita

$$W_t = \sum_{i=3}^{k} \rho_{ti} v(B) Y_{t-i} - \sum_{j=3}^{k} \rho_{t-1,j} v(B) Y_{t-1-j} + \psi$$

$$= \sum_{i=3}^{k} \left(\rho_{ti} - \rho_{t-1,i}\right) v(B) W_{t-i} + \psi(B) b_t + C \quad (2.10)$$

A produtividade no ano *t* das árvores plantadas no ano *t-i* é dada por

$$\rho_{ti} = \rho_i + \Delta \rho_{ti} \quad (2.11)$$

onde ρ_i 21 é a produtividade potencial na idade *i* e $\Delta \rho_{ti}$ 22 é a variação ao redor dela devida a variáveis agronômicas como condições climáticas, ocorrência de pragas e doenças, tratos culturais, etc. Então, de (2.10) e (2.11), tem-se

$$W_t = \sum_{i=3}^{k} \left(\rho_i - \rho_{i-1}\right) v(B) W_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=3}^{k} \left(\Delta \rho_{ti} - \Delta \rho_{t-1,i}\right) v(B) W_{t-i} + \theta(B) a_t \quad (2.12)$$

$$= \sum_{i=3}^{k} \phi_i W_{t-i} + D_t + \theta(B) a_t$$

Essa equação apresenta a decomposição da variação da produção em três componentes:

a) o primeiro termo do lado direito da igualdade é o componente auto-regressivo;
b) o segundo termo representa a variação de produtividade devida a condições climáticas, ocorrência de pragas e doenças, tratos culturais, etc., que, no presente trabalho resume-se à ocorrência de geadas;
c) o terceiro termo é o componente de médias móveis, que engloba todas as variáveis não especificadas no modelo, inclusive as árvores que pararam de produzir.

Em resumo, as hipóteses nulas a serem testadas são as seguintes:

a) a série de produção de laranja na Flórida é estacionária;
b) o modelo não contém termos auto-regressivos a partir da defasagem 3, decrescendo à medida que dela se afasta;
c) a ocorrência de geadas não tem efeito negativo sobre a produção.

2.3 - Modelos

A análise de regressão tem sido utilizada em estudos econométricos sobre demanda de suco concentrado e de outros produtos citrícolas (WARD, 1984; STEIGELMANN, 1982; WEISENBORN, McPHERSON; POLOPOLUS, 1970) e para medir o impacto do crescimento da produção brasileira sobre os preços na Flórida (STEIGELMANN, 1982). BEHR & BROWN (1990) apresentaram previsões e tendências para a produção de laranjas e *temples* na Flórida na década de 90, baseadas em dados obtidos por levantamento.

Por ser cultura perene, o número de plantas por faixa etária (entre as quais haja diferença de produtividade) e a composição varietal determinam em grande parte a produção. PINO & AMARO (1986) sugeriram o balanço anual do número de plantas que mudam de faixa etária, restando modelar o número de plantas que pararam de produzir ou foram arrancadas e os novos plantios (sendo estes fortemente influenciados pelo mercado). Entretanto, o uso exclusivo do número de plantas na previsão da produção tem se mostrado falho, como na previsão de 1990 do USDA e no trabalho de BEHR & BROWN (1990) já referidos, o que significa que outros fatores importantes devem estar em jogo. É provável que o principal deles, no caso da Flórida, nos anos 70 e 80, tenha sido a ocorrência de geadas. Assim, a principal hipótese deste trabalho é que as variações na produção de laranja na Flórida podem, no período considerado, ser modeladas levando-se em conta a ocorrência e a intensidade de geadas. O número de plantas está implicitamente considerado na produção que seria obtida se não ocorresse geada, como se pode verificar em (2.12).

Neste trabalho utilizaram-se modelos de séries temporais (SAS Institute, 1988) para ajustar a produção. Inicialmente ajustou-se um modelo univariado auto-regressivo integrado de médias móveis (ARIMA), do tipo

$$\phi(B)(1-B)^d z_t = \qquad (2.13)$$

onde $\{z_t, t = 1,\ldots,n\}$ 25 é a série temporal de produção; $\{a_t, t = 1,\ldots,n\}$ 26 é a série de ruído branco;

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \ldots - \phi_p B^p$$

é um operador auto-regressivo de ordem p 28;

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \ldots - \theta_q B^q$$

é um operador de médias móveis de ordem q 30; e B 31 é o operador de atraso tal que $B z_t = z_{t-1}$ 32 (BOX & JENKINS, 1976).

O efeito de geadas pode ser analisado por modelos de intervenção (PINO & MORETTIN, 1981; BOX & TIAO, 1965), que consistem em ajustar modelos de função de transferência a variáveis binárias representando a ocorrência $(X_t = 1)$ 33 ou a não ocorrência $(X_t = 0)$ 34 de geada:

$$z_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} x_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t, \qquad (2.14)$$

onde $\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \ldots - \omega_s B^s$ 36 e $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \ldots - \delta_r B^r$ 37 são operadores da função de transferência, e b 38 significa defasagem inicial.

Esse enfoque já havia sido sugerido por PINO & AMARO (1986) para modelar a citricultura paulista. Para decidir entre diversos modelos alternativos utilizaram-se os seguintes critérios: a) significância dos parâmetros ao nível de 5% ; b) baixa correlação entre as estimativas dos parâmetros; c) baixa autocorrelação nos resíduos; e d) critério da informação de Akaike (AIC) e critério bayesiano de Schwartz (SBC), conforme descrito em SAS Institute (1988).

2.4 - Variáveis

A seguinte notação foi utilizada para as variáveis:

Y : produção de laranja (mil caixas)
G57: geada de 1957
G62: geada de 1962
G67: geada de 1967
G70: geadas de 1970 e 1971
G77: geada de 1977
G81: geada de 1981
G82: geada de 1982
G83: geada de 1983
G85: geada de 1985
G88: geada de fevereiro de 1989
G89: geada de dezembro de 1989
OG : ocorrência de geada (igual a um nos anos em que ocorreu geada, zero nos demais)
GS : geadas fortes (igual a um para as geadas de 1962, 1982 e 1983)

GW : geadas fracas (igual a um para as geadas de 1957, 1967, 1970, 1977, 1981, 1985 e fevereiro de 1989)

GF : geadas fortes (igual a um para as geadas de 1962, 1982, 1983 e dezembro de 1989).

A variável OG resume todas as geadas, medindo seu efeito médio. As variáveis GS e GW resumem as geadas em dois grupos. Testaram-se os seguintes modelos de função de transferência:

$$Y = f(G57, G62, G67, G70, G77, G81, G82, G83, \quad (2.15)$$

$$Y = f(G62, G82, G83) \quad (2.16)$$

$$Y = f(OG) \quad (2.17)$$

$$Y = f(GS, GW) \quad (2.18)$$

Espera-se que, em cada série de entrada, apenas o parâmetro ω_0 43 da equação (2.14) seja significativo, com sinal negativo.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Como esperado, a série de produção mostrou-se não estacionária, necessitando de uma diferença de ordem um em todos os modelos.

3.1 - Modelos Univariados

Obtiveram-se dois modelos univariados equivalentes, um integrado de médias móveis,

$$(1-B)Y_t = (1-0{,}26411B)(1-0{,}49123\,B^{12})a_t \quad (3.$$

e um ARIMA,

$$(1+0{,}52417\,B^{12})(1-B)Y_t = (1-0{,}26467B)a_t \quad (3$$

ambos sem autocorrelação significativa nos resíduos e cujas estatísticas encontram-se na tabela 2. A presença do termo (1-B) em (3.1) e (3.2) indica que a hipótese de que a série seja estacionária deve ser rejeitada.

3.2 - Modelos de Intervenção

Obtiveram-se quatro modelos de intervenção, um com todas as geadas,

$$\begin{aligned}(1-B)Y_t = {} & -24063{,}1G_{57_t} - 60249{,}7G_{62_t} - 2115 \\ & - 17963{,}9G_{70_t} - 21818{,}8G_{77_t} - 31276{,}4G \\ & - 41055{,}5G_{82_t} - 49671{,}0G_{83_t} + 28395{,}4G \\ & + (1+0{,}30024B - 0{,}62696\,B^4 + 0{,}46951\,B^{1.} \\ & (1+0{,}51667\,B^3)\,a_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

um com as três geadas mais fortes,

$$\begin{aligned}(1-B)Y_t = {} & -49404{,}9G_{62_t} - 54269{,}5G_{82_t} \\ & - 32227{,}5G_{83_t} + (1+0{,}38203B \\ & - 0{,}23312\,B^3 - 0{,}41167\,B^4)^{-1} \\ & (1+0{,}42102\,B^{12})\,a_t \end{aligned} \quad (3.4$$

um com o efeito médio de todas as geadas,

$$\begin{aligned}(1-B)Y_t = {} & -33447{,}4\,OG_t + (1-0{,}22631\,B^3 - 0{,}53 \\ & (1-0{,}30362B)a_t \end{aligned} \quad (3.5)$$

e um com o efeito médio resumido em dois grupos de geadas,

$$\begin{aligned}(1-B)Y_t = {} & -48998{,}2\,GS_t - 19899{,}6\,GW_t \\ & + (1-0{,}27710\,B^3 - 0{,}59495\,B^4)^{-1} \\ & (1-0{,}44621B)a_t, \end{aligned} \quad (3.6$$

cujas estatísticas encontram-se na tabela 3.

Embora os parâmetros sejam significativos, o modelo (3.3) não se presta para fazer previsões por conter autocorrelações altas nos resíduos em algumas defasagens, bem como correlações altas entre algumas das estimativas (entre G67 e G70, entre G81 e G83, entre G81 e G82 e entre G77 e G81). O grande

TABELA 2 - Produção de Laranja na Flórida, 1909/10 a 1988/89, Modelos Univariados, Estatísticas

Modelo	Parâmetro	Estimativa	Teste t	AIC[1]	SBC[2]
(3.1)	θ_1 50	0,26411	2,36	1729,7	1734,4
	Θ_{12} 51	0,49123	3,50		
(3.2)	Φ_{12} 52	-0,52417	3,65	1729,5	1734,3
	θ_1 53	0,26467	2,36		

[1]Critério da informação de Akaike.
[2]Critério bayesiano de Schwartz.

Fonte: Dados da Pesquisa.

número de geadas consecutivas no período faz com que seja difícil separar os efeitos de cada uma delas, o que levou a testar os modelos simplificados (3.4), (3.5) e (3.6). Mesmo assim, o modelo (3.3) serve para comparar as geadas entre si. Pelo valor das estimativas dos parâmetros em (3.3) percebe-se que as três de efeitos mais fortes foram as de 1962, 1983 e 1982, enquanto as mais fracas foram as de 1970/71, 1967 e 1977, o que está de acordo com a avaliação subjetiva da intensidade das geadas apresentada na Tabela 1.

Quanto à presença de autocorrelação nos resíduos, o modelo (3.4) mostrou-se o melhor de todos, seguido de perto pelo modelo (3.5) e de longe pelo modelo (3.6). Quanto à existência de correlação entre as estimativas, o modelo (3.5) foi melhor que o (3.6), e este melhor que o (3.4). Como se vê, nenhum dos modelos ajustados mostrou-se melhor que os outros sob todos os critérios, mas, todos eles podem ser úteis para previsão por mostrarem aspectos diferentes da mesma questão. Por razões teóricas, os modelos que incluem geadas devem ser preferidos aos modelos univariados, pois considera-se que os primeiros estejam mais bem especificados que os últimos, o que nos leva aos modelos (3.4) a (3.7). Da mesma forma todos esses modelos apresentam termos auto-regressivos nas defasagens 3 e 4 , o que está de acordo com o modelo conceitual adotado no qual essas defasagens têm origem no tempo necessário para que a árvore venha a ter produção regular.

O fato comum de todos os modelos apresentarem algum termo na defasagem 1 sugere que o resultado econômico de uma safra possa influenciar a produção da safra seguinte, possivelmente através de variações nos tratos culturais. Essa observação deve conduzir a uma revisão do modelo conceitual, reconhecendo que a produtividade depende também do ocorrido na safra imediatamente anterior.

As geadas apresentaram o sinal previsto, exceto G88 que foi muito fraca. Outra constatação é que as geadas do final de dezembro têm sido as de efeitos mais devastadores.

3.3 - Previsões

As previsões feitas com base em dados até 1988/89 para os três anos seguintes mostravam previsões entre 148 e 160 milhões de caixas, caso não houvesse geada em 1989/90 (Tabela 4). Como ocorreu uma geada forte em dezembro de 1989 (das mais severas do século, embora pouco mais que a de 1962, segundo MARTSOLF, 1990), foi possível reavaliar as previsões iniciais antes mesmo que essa nova geada tivesse sido modelada (Tabela 5).

Para os modelos (3.4) e (3.6) incluiu-se a geada de 1989 com parâmetro fixado igual ao das geadas fortes do modelo (3.6), isto é, $\omega_0 = -48998,2$ 54. No modelo (3.5) ela foi incluída

TABELA 3 - Produção de Laranja na Flórida, 1909/10 a 1988/89, Modelos de Intervenção, Estatísticas

Modelo	Parâmetro	Estimativa	Teste t	AIC[1]	SBC[2]
(3.3)	ω_0 (G 57) 55	-24063,1	4,69	1669,1	1699,9
	ω_0 (G 62) 56	-60249,7	11,40		
	ω_0 (G 67) 57	-21153,7	3,21		
	ω_0 (G 70) 58	-17963,9	2,61		
	ω_0 (G 77) 59	-21818,8	3,07		
	ω_0 (G 81) 60	-31276,4	3,46		
	ω_0 (G 82) 61	-41055,5	5,87		
	ω_0 (G 83) 62	-49671,0	6,67		
	ω_0 (G 88) 63	28395,4	3,01		
	ϕ_1 64	-0,30024	3,34		
	ϕ_4 65	0,62696	6,73		
	ϕ_{12} 66	-0,46951	6,02		
	θ_3 67	-0,51667	4,39		
(3.4)	ω_0 (G 62) 68	-49404,9	6,03	1691,8	1708,4
	ω_0 (G 82) 69	-54269,5	6,05		
	ω_0 (G 83) 70	-32227,5	3,60		
	ϕ_1 71	-0,38203	3,59		
	ϕ_3 72	0,23312	2,02		
	ϕ_4 73	0,41167	3,67		
	Φ_{12} 74	-0,42102	3,05		
(3.5)	ω_0 (OG) 75	-33447,4	8,80	1702,1	1711,6

	ϕ_3 76	0,22631	2,17		
	ϕ_4 77	0,53991	5,17		
	θ_1 78	0,30362	2,58		
(3.6)	ω_0 (GS) 79	-48998,2	12,06	1679,6	1691,4
	ω_0 (GW) 80	-19899,6	4,80		
	ϕ_3 81	0,27710	2,93		
	ϕ_4 82	0,59495	6,39		
	θ_1 83	0,44621	3,94		

[1]Critério da informação de Akaike.

[2]Critério bayseiano de Schwartz.

Fonte: Dados da Pesquisa.

TABELA 4 - Produção de Laranja na Flórida, Previsões para 1989/90 a 1991/92, dada a Produção até 1988/89

(mil caixas)

Modelo	1989/90	1990/91	1991/92
(3.1)	149.483	143.895	135.134
(3.2)	155.497	160.215	140.559
(3.4)	160.433	169.898	163.922
(3.5)	147.877	153.626	174.361
(3.6)	148.530	154.558	174.003
Observado	110.200	151.500	136.000

Fonte: Dados da Pesquisa.

TABELA 5 - Produção de Laranja na Flórida, Previsões para 1989/90, dado que Ocorreu Geada Forte em 1989 (mil caixas)

Modelo	1989/90
(3.4)	112.039
(3.5)	114.562
(3.6)	128.685
Observado	110.200

Fonte: Dados da Pesquisa.

automaticamente com o parâmetro fixado do próprio modelo, isto é, $\omega_0 = -33447,4$ 84. As novas previsões variaram entre 112 e 128 milhões de caixas, enquanto a realmente observada posteriormente foi de 110,2 milhões de caixas, tendo a previsão do modelo (3.4) se aproximado bastante. Ao se arbitrar um valor para uma nova geada deve-se procurar nos modelos já ajustados a situação passada que mais se aproxima da nova situação.

Após a geada de dezembro de 1989, que afetou severamente a safra de 1989/90, houve uma recuperação espetacular no ano seguinte, em parte devida aos novos plantios que vêm sendo realizados mais ao sul da região tradicionalmente produtora (HARDY, 1990). Assim, é esperado que, ao se incluir a baixa produção de 1989/90, os modelos (3.1) a (3.6) apresentem previsões subestimadas para o ano seguinte (Tabela 6), enquanto que as previsões obtidas pelos mesmos modelos sem incluir tal produção nem tal geada devem se aproximar mais da realidade (Tabela 4). De fato, neste caso as previsões variavam de 143 a 169 milhões de caixas, enquanto a produção observada acabou sendo de 151,5 milhões

TABELA 6 - Produção de Laranja na Flórida, Previsões para 1990/91 e 1991/92, dada a Produção até 1989/90

(mil caixas)

Modelo	1990/91	1991/92
(3.1)	113.725	104.035
(3.2)	125.917	105.533
(3.4)	138.343	124.735
(3.5)	127.228	147.851
(3.6)	133.221	152.604

Observado	151.500	136.000

Fonte: Dados da Pesquisa.

de caixas, tendo a previsão do modelo (3.5), feita com dois anos de antecedência, se aproximado bastante da realidade.

Os modelos (3.1) a (3.6) foram reestimados incluindo-se as produções de 1989/90 e 1990/91 e a geada de dezembro de 1989, para, então, se obterem novas previsões para 1991/92 (Tabela 7). Além disso o modelo (3.4) foi alterado para incluir a geada de dezembro de 1989:

$$(1-B)Y_t = -49343{,}5G_{62_t} - 55537{,}5G_{82_t} - 30873{,}6G_{83_t} - 40762{,}3G_{89_t} + (1+0{,}41492B - 0{,}28669B^3 - 0{,}41375B^4)^{-1} (3$$

$$(1+0{,}46446B^{12})^{-1} a_t$$

sem autocorrelações nos resíduos e com todos os parâmetros significativos (Tabela 8). Este modelo mostra o efeito da geada de dezembro de 1989 como inferior aos efeitos das geadas de 1982 e de 1962 (ao contrário do sugerido por MARTSOLF, 1990), e superior ao da geada de 1983.

Para 1991/92 , novamente o modelo (3.4) e sua variante, o modelo (3.7), mostraram-se superiores aos demais, prevendo 135 e 132 milhões de caixas, respectivamente, contra uma produção observada de 136 milhões de caixas (Tabela 7), bem inferior às 174 milhões de caixas previstas por BEHR & BROWN (1990).

Para a safra 1992/93, o valor mais razoável,

TABELA 7 - Produção de Laranja na Flórida, Previsões para 1991/92 a 1993/94, dada a Produção até 1990/91

(mil caixas)

Modelo[1]	1991/92	1992/93	1993/94
(3.1)	131.802	143.865	164.921
(3.2)	125.993	144.804	169.409
(3.4)	134.764	143.013	139.437
(3.5)	162.781	184.185	194.453
(3.6)	156.828	176.310	195.240
(3.7)	131.626	154.990	161.304

[1]Modelos reestimados.
Fonte: Dados da Pesquisa.

TABELA 8 - Produção de Laranja na Flórida, 1909/10 a 1990/91, Modelo de Intervenção (3.7), Estatísticas

Parâmetro	Estimativas	Teste t	AIC[1]	SBC[2]
ω_0 (G 62) 86	-49343,5	5,97	1743,3	1762,5
ω_0 (G 82) 87	-55537,5	6,06		
ω_0 (G 83) 88	-30873,6	3,38		
ω_0 (G 89) 89	-40762,3	3,87		
ϕ_1 90	-0,41492	3,77		
ϕ_3 91	0,28669	2,42		
ϕ_4 92	0,41375	3,53		
Φ_{12} 93	-0,46446	3,28		

[1]Critério da informação de Akaike.
[2]Critério bayesiano de Schwartz.

Fonte: Dados da Pesquisa.

na ausência de fatos novos, parece ser o do modelo (3.7), que prevê uma produção de 155 milhões de caixas (Tabela 7 e Figura 2)

4 - CONCLUSÕES

Vários modelos de previsão puderam ser ajustados: alguns são melhores quando ocorre geada, outros quando não ocorre. Os modelos obtidos po-dem ser considerados preliminares, já que novos modelos podem ser testados. Espera-se , por exemplo, que a inclusão do número de árvores plantadas em cada ano possa melhorar sensivelmente as previsões, principal-mente a tendência de subestimação das safras normais apresentada por alguns modelos. Por sua vez, a variável preço pode ser incluída para modelar o número de árvores plantadas.

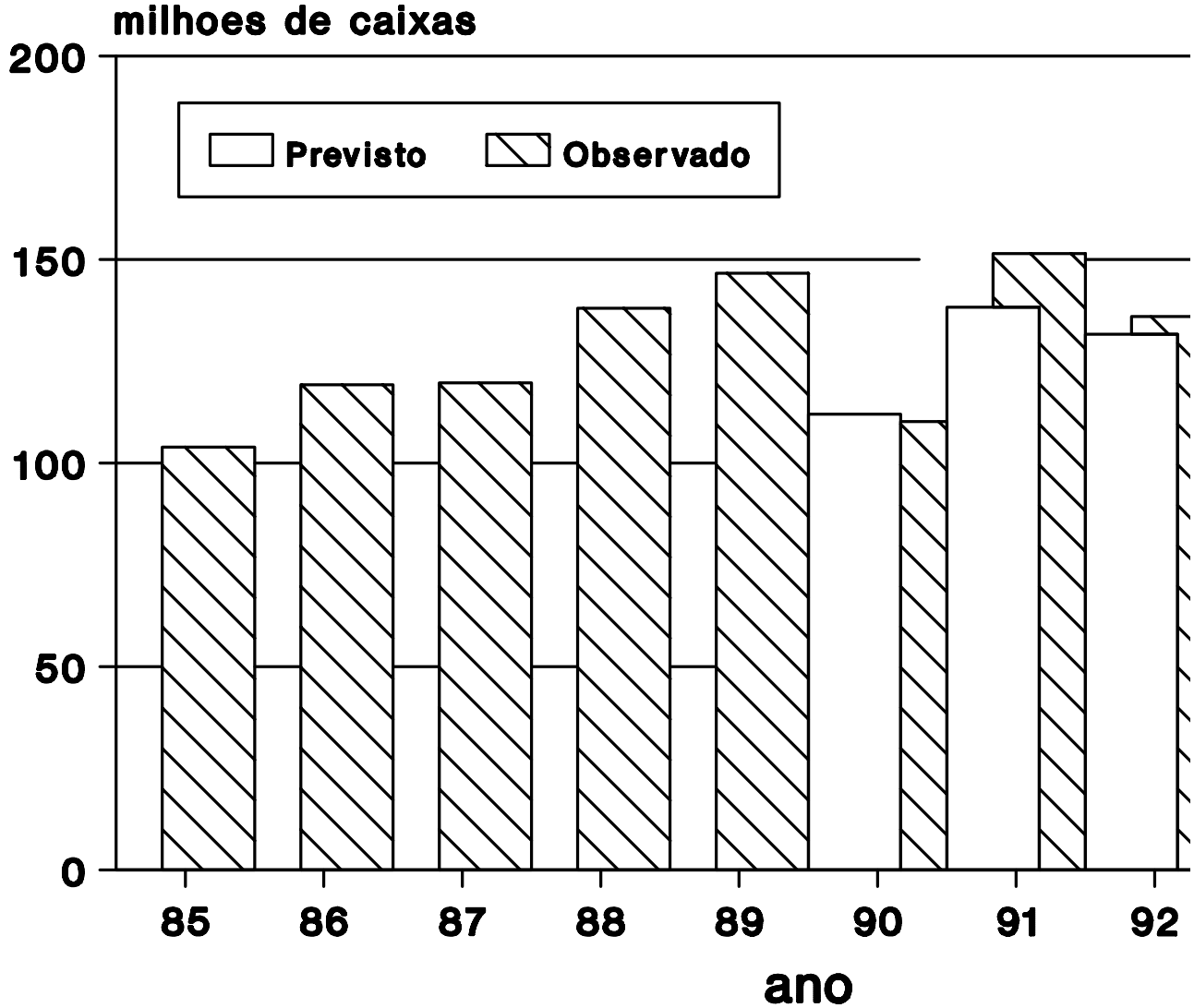

FIGURA 2 - Produção de Laranja na Flórida, Valores Observados (1984/85 a 1991/92) e previstos (1989/90 a 1993/94). Modelos (3.4) e (3.7)

LITERATURA CITADA

BARROS, Geraldo S.C. *Economia da comercialização agrícola*. Piracicaba, SP, Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz, 1987. 306p.

BEHR, R.M. & BROWN, M.G. *Florida citrus production trends*: 1991/92 through 2000/01. Gainnesville, Universit of Florida, Institute of Food and Agricultural Sciences, 1990. 30p. CRI, 90-1).

BEHR,R.; FAIRCHILD,G.; BROWN,M. 1990-91 orange outlook. *The Citrus Industry*. Flórida, *71*(12):64-6, Dec. 1990.

BOX, George E.P. & JENKINS, Gwilym M. *Time series analysis*: forecasting and control. San Francisco, Holden-day, 1976. 375p.

_____ . & TIAO, George C. A change in level of a monstationary time series. *Biometrica*, *52*(1/2):181-192, 1965.

FLÓRIDA Department of Agriculture and Consumer Services. *Florida agricultural statistics*: citrus summary 1988-89, 1989-89. Gainesville, 1989.

HARDY, Nancy G. Gunter and Mackown key speakers at Sun Bank Citrus Forum. *The Citrus Industry*, Flórida, *71*(12):26-9, Dec. 1990.

MARTSOLF, J.D. Severity of the 1989 freeze relative to 1983, 1962 freezes. *Citrus & Vegetable Magazine*, Flórida, *53*(12):64-9, Aug. 1990.

NERLOVE, Marc. *Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities*. Washington, USDA Agricultural Marketing Service, 1958. (Agriculture Handbook, 141).

OLIVEIRA, Arício X. & PINO, Francisco A. Elasticidade em modelos de séries temporais. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 7, Vitória, ES, 1985. *Anais* ... Rio de Janeiro, Sociedade Brasileira de Econometria, 1985.

PINO, Francisco A. & AMARO, Antonio A. Previsão de safras de citros: algumas possibilidades no Estado de São Paulo. *Laranja*, Cordeirópolis, *7*(2):403-422, 1986.

_____ . & MORETTIN, Pedro A. *Intervention analysis applied to Brazilian coffee and milk time series*. São Paulo, USP/IME, 1981. (Relatório Técnico, 5).

SAS INTITUTE. *SAS/ETS user's guide*. Cary, NC, 1988.

STEIGELMANN,W.R. *The demand for frozen concentrated orange juice at the processor level*. s.L.p., s. ed., 1982. 28p. (Agricultural Economics, 631).

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

WARD,R.W. European demand for frozen concentrated orange juice. *Eur. Review of Agricultural Economics*, *4*(4):375-94, 1977.

WIESENBORN,D.E.; McPHERSON,W.W.; POLOPOLUS, Leo. *Demand for Florida orange products in foodstore, institutional and export market channels*. Gainesville, University of Florida, Institute of food and Agricultural Sciences, 1970. 36p. (Bulletin, 737).