

## **Análise da transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo**

*Analysis of the transmission of international orange juice prices to prices at the level of orange producer in the State of São Paulo*

MARIO ANTONIO MARGARIDO\*

---

RESUMO: Neste estudo, a elasticidade de transmissão de preços entre as indústrias de suco de laranja concentrado congelado (SLCC) e o preço recebido pelos produtores de laranja no Estado de São Paulo, Brasil, foi analisada para o período de julho de 1980 a junho de 1992. A principal hipótese é que a elasticidade era menor que uma antes de 1986/1987 e igual a uma a partir dessa safra, devido ao uso de Contratos de Participação entre as indústrias e os agricultores. De acordo com esses contratos, o preço pago pelas indústrias brasileiras de SLCC ao produtor de laranja deve levar em consideração as variações internacionais de preço do suco de laranja. Essa hipótese foi estudada usando a média móvel integrada autoregressiva (ARIMA) e modelos de função de transferência.

PALAVRAS-CHAVE: Preços relativos; economia agrícola; contratos.

ABSTRACT: In this study the price transmission elasticity between the frozen concentrated orange juice (FCOJ) industries and the price received by the orange farmers in the State of São Paulo, Brazil, was analyzed for the period July 1980 to June 1992. The main hypothesis is that the elasticity was less than one before 1986/1987, and equal to one from that crop on, due to the use of Participation Contracts between the industries and the farmers. According to these Contracts, the price paid by the Brazilian FCOJ industries to the orange farmer is expected to take into account the international orange juice price variations. That hypothesis was studied using autoregressive integrated moving average (ARIMA) and transfer function models.

KEYWORDS: Relative prices; agricultural economics; contracts.

JEL Classification: Q13; Q17.

---

---

\* Economista, MS, pesquisador científico do Instituto de Economia Agrícola – IEA, São Paulo/SP, Brasil.  
E-mail: margaridoma@gmail.com.

## 1. INTRODUÇÃO

No decorrer da década de 70, os Estados Unidos permaneceram como país líder na produção de laranja, sendo seguidos de perto pelo Brasil. Contudo, ao final dos anos 80 e início dos anos 90 essa situação inverteu-se. Levantamentos realizados pela Citrus Fruit (1992) revelam que em 1990/1991 a produção mundial de laranja *in natura* chegou a 46,9 milhões de toneladas. Somente o Brasil produziu 11,9 milhões de toneladas de fruta nesse mesmo ano, ou seja, cerca de 25,5% da produção total de laranja. Os Estados Unidos vieram logo a seguir, com 6,8 milhões de toneladas, o que representa participação de 14,6% nesse segmento do mercado de cítricos.<sup>1</sup> Portanto, a soma da produção de laranja desses dois países atingiu aproximadamente 40,0% da produção mundial.

No caso do Brasil, a produção de laranja está concentrada no Estado de São Paulo, o qual, de acordo com Moretti *et al.*, (1987), participa com 80,0% da produção nacional.<sup>2</sup> O parque industrial citrícola paulista também é geograficamente concentrado, sendo que a maioria das instalações industriais está situada próxima às fontes produtoras de matérias-primas. Portanto, dado que a fruta representa o principal componente da planilha de custo de produção das indústrias, estas procuram reduzir o custo do transporte da fruta, estabelecendo como principal estratégia mercadológica instalar-se o mais próximo possível das áreas produtoras de laranja.<sup>3</sup>

Segundo Sued (1990), a relação entre produtores de laranja e a indústria processadora de suco “sempre foi conflituosa e difícil, obrigando muitas vezes à intervenção do governo através da Cacex (Carteira do Comércio Exterior do Banco do Brasil S/A) para solucionar a problemática negociação da compra da matéria-prima pela indústria. Esse tipo de relação se apresenta através do caráter oligopsônico da indústria nacional, já que somente as duas maiores empresas adquirem em torno de 60% de toda a laranja destinada ao processamento, constituindo assim uma constante ameaça de depressão para os preços pagos aos produtores”.

O ambiente das negociações sobre o preço da laranja entre produtores e indústria é amplamente favorável a esta última, devido às próprias características do mercado citrícola, tais como: (i) tênue intervenção por parte do governo em com-

---

<sup>1</sup> As “frutas cítricas são geralmente classificadas em três categorias: no primeiro grupo estão as laranjas, tangerinas e mandarinas; no segundo os limões e limas; e, finalmente, no terceiro grupo enquadra-se o grapefruit ou pomelo. O primeiro grupo é o principal, o qual representa aproximadamente 80% da produção total de frutas cítricas” (Moretti et al., 1984).

<sup>2</sup> Quase toda a produção paulista de laranja está localizada somente em três Divisões Regionais Agrícolas (DIRAs): Ribeirão Preto, Campinas e São José do Rio Preto.

<sup>3</sup> Segundo Maia (1992), a indústria processadora de laranja no Estado de São Paulo possui uma estrutura de mercado típica de oligopólio competitivo, isto é, existe pequeno número de empresas que dominam o mercado. Esse fato condiciona não somente o elevado grau de concentração da capacidade instalada de produção, como também conduz a grande interdependência entre as empresas do setor, as quais produzem um produto homogêneo. Consequentemente, as barreiras à entrada de novos concorrentes nesse mercado ocorrem principalmente em função da existência de economias de escala.

paração com outros produtos, pois nesse caso a laranja não pertence ao grupo de produtos agrícolas que estão sujeitos à política de preços mínimos; (ii) o preço da laranja representa algo em torno de 50,0% do custo de produção do suco de laranja concentrado; e (iii) a elevada concentração industrial do setor. Historicamente, o papel desempenhado pela Cacex no que tange às negociações entre produtores e a indústria da laranja evoluiu de forma significativa.<sup>4</sup> No início, a Cacex operava apenas como órgão burocrático na emissão de guias de exportação. No segundo momento, a Cacex tomou-se fórum de debates entre os dois segmentos, ou seja, passou a arbitrar as negociações relativas ao preço da laranja. Para se chegar ao preço interno único para a caixa de laranja, os parâmetros utilizados são a cotação do suco de laranja concentrado congelado na Bolsa de Nova York, mais a estimativa do volume da safra.

A partir do ano agrícola 1987/1988, o sistema para a fixação do preço da laranja entre os produtores e a indústria foi radicalmente modificado. A Cacex deixou de intermediar os acordos entre as duas partes envolvidas, sendo que a partir de então as negociações ocorrem em nível de associações, tanto de produtores quanto de indústrias. O maior equilíbrio de forças entre os dois polos opostos fica evidente em razão de os produtores, através de suas associações, terem imposto junto às indústrias o chamado “Contrato de Participação”. Nas palavras de Sued (1990), esta “nova forma prevê o atrelamento dos preços internos pagos pela laranja às cotações internacionais do suco na Bolsa de Nova York por um período de doze meses. O que ocorre é a participação dos produtores rurais nos possíveis lucros ou prejuízos advindos da comercialização no mercado externo. Esses contratos são extremamente vantajosos para os produtores no ano de alta nos preços internacionais (como nos anos recentes) e perigosos em anos de queda dos preços. Isso se justifica pelo fato de que, no início da safra, os industriais acertam um preço com os produtores rurais pela caixa de laranja e fazem o pagamento desse valor parceladamente. No final da safra, baseado na cotação média do suco na Bolsa de Nova York durante todo o ano-safra (julho a junho), calcula-se o valor da caixa. Caso esse preço supere o que já foi pago aos agricultores, o produtor receberá a diferença. Note-se que pode ocorrer o oposto, isto é, os agricultores terem saldo negativo com a indústria, o que poderá ser pago com dinheiro ou em laranja da safra seguinte”.

Finalmente, é preciso deixar claro que a adoção dos “Contratos de Participação” entre produtores e a indústria da laranja proporciona vantagem aos dois lados em questão. Conforme sublinhado por Maia (1992), a adoção dessa modalidade

---

<sup>4</sup> A interferência do Estado no setor citrícola restringe-se basicamente à arrecadação de impostos tais como o Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS), Imposto sobre Produtos Industrializados (IP!) e imposto de exportação, além da fixação do preço mínimo de exportação do suco de laranja. A fixação do patamar do preço mínimo de exportação leva em consideração a cotação do suco no mercado internacional. O objetivo central do governo ao determinar esse preço consiste em evitar o subfaturamento das exportações.

de contrato permite ao produtor de laranja maior acesso às condições prevalecentes no mercado internacional, pois o produtor a partir de agora passa a ter pleno conhecimento dos custos até o destino do produto final. Outra vantagem para os produtores reside no fato de eles poderem ampliar a sua participação na margem de lucro, que no caso anterior poderia ser apropriada por algum intermediário. Pelo lado da indústria, a principal vantagem apontada por Maia (1992) na utilização dos Contratos de Participação está na redução de seu respectivo custo financeiro, uma vez que a indústria pode se utilizar de menor capital de giro no momento de aquisição da laranja na época da colheita.

“Em resumo, o Contrato de Participação que veio substituir a antiga sistemática do preço fixo da caixa de laranja tem como procedimento repassar aos produtores parte das variações dos preços internacionais do suco durante o período estabelecido. Os benefícios diretos das oscilações do suco no mercado internacional nem sempre eram transferidos na mesma intensidade aos preços pagos pelo fruto no campo” (Maia, 1992).

Enquanto na maioria dos países produtores de laranja o grosso de sua produção é comercializado sob a forma de fruta in natura, no Brasil e nos Estados Unidos isso não acontece. Dados da Citrus Fruit (1992) indicam que nesses dois países a relação fruta processada/fruta fresca é bastante elevada, ou seja, a maior parte da produção de laranja destina-se ao processamento industrial para a obtenção de suco de laranja. Em 1990/1991, essa relação chegou a 89,1% para os Estados Unidos e 70,7% para o Brasil. Portanto, de um total em nível mundial de 17,7 milhões de toneladas de laranja utilizadas para processamento, nesse mesmo período cerca de 82,0% corresponderam ao processamento efetuado pelas indústrias citrícolas americana e brasileira.

Estados Unidos e Brasil dominam o mercado mundial de suco de laranja concentrado. Números elaborados pela Citrus Fruit (1992) mostram que a liderança pertence aos Estados Unidos. Em 1990/1991, esse país produziu 859 mil toneladas de suco de laranja concentrado, enquanto o Brasil nesse mesmo ano produziu 855 mil toneladas. Entretanto, não se pode ignorar que as estatísticas relativas aos Estados Unidos levam em consideração não somente a quantidade de suco produzido pela transformação da própria laranja produzida nos Estados Unidos, como também o suco produzido a partir da importação de suco concentrado de outros países, o qual é reprocessado para que possa ser exportado futuramente. Do que foi exposto anteriormente, fica claro que o Brasil detém a liderança na exportação de suco concentrado de laranja. Como foi apontado por Moretti et al. (1984), ao “contrário do que ocorre nos Estados Unidos, onde o grande cliente é o mercado doméstico, a indústria extratora de sucos cítricos instalada no Brasil encontrou no mercado externo a grande alavanca propulsora de sua expansão”. De acordo com a Citrus Fruit (1992), as exportações mundiais de suco de laranja concentrado (já descontado o que é reprocessado e exportado pelos países não-produtores como Bélgica, Luxemburgo, Dinamarca, França, Alemanha, Irlanda, Holanda e Reino Unido), somaram 1.329,0 mil toneladas em 1990, enquanto que isoladamente as exportações brasileiras de suco de laranja concentrado para esse mesmo período

atingiram 954,9 mil toneladas, ou seja, a participação do Brasil nas exportações mundiais chegou a 71,8%.

Dados da Citrus Fruit (1992) revelam que as importações em nível mundial de suco de laranja concentrado congelado saltaram de 694,3 mil toneladas em média no período 1979/1981, para 1.439,7 mil toneladas em 1990, isto é, houve um avanço de 107,4% no intervalo de aproximadamente dez anos. Entretanto, torna-se necessário destacar que o mercado para esse produto se caracteriza por apresentar elevado grau de concentração, uma vez que do total de importações de 1990, cerca de 1.262,9 mil toneladas (87,7%) destinaram-se aos mercados dos Estados Unidos e União Europeia (UE), sendo que o primeiro respondeu por 18,9% das importações mundiais de suco de laranja concentrado e a UE por 68,7%. No mesmo período, os principais países da UE importadores de suco de laranja concentrado, com suas respectivas participações em ordem decrescente foram: Holanda (17,5%), Alemanha (16,8%), Reino Unido (11,1%) e França (11,0%).<sup>5</sup>

## 2. OBJETIVOS

Este trabalho pretende atingir os seguintes objetivos: (i) verificar se variações no preço internacional do suco de laranja concentrado são transmitidas aos preços recebidos pelos produtores de fruta no Estado de São Paulo; (ii) medir o grau de impacto causado por variações no preço internacional de suco de laranja concentrado sobre os preços em nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo, ou seja, quantificar essa relação entre preços, através do cálculo da elasticidade de transmissão de preços.<sup>6</sup>

Dado que o setor citrícola brasileiro passou por importantes transformações no decorrer da segunda metade da década de 80, com destaque para a adoção dos chamados “Contratos de Participação”, envolvendo produtores de laranja e indústria processadora de suco de laranja concentrado congelado a partir do ano-safra 1986/ 1987, a hipótese central do presente trabalho reside em verificar como esses contratos influenciaram a elasticidade de transmissão de preços entre indústria e produtor. Em outras palavras, espera-se que a elasticidade de transmissão de preços no período anterior à implantação desses contratos apresente um caráter inelástico, ou seja, que variações nos preços do suco de laranja no exterior não sejam integralmente repassados aos produtores de fruta, enquanto que posteriormente à adoção desses contratos, a expectativa é de que a elasticidade de transmissão de preços se

---

<sup>5</sup> Deve-se enfatizar, também, que o consumo do suco de laranja concentrado é função direta de variáveis como o nível de renda da população de cada país e também dos hábitos de consumo, pois todos os principais países demandantes localizam-se no hemisfério ocidental, com elevado nível de renda per capita.

<sup>6</sup> De acordo com Barros & Burnquist (1987), “a elasticidade de transmissão de preços refere-se à variação relativa no preço a um nível de mercado em relação à variação relativa no preço a outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial num deles”.

aproxime de uma situação com elasticidade unitária, isto é, em que variações no preço do suco de laranja no mercado internacional sejam completamente incorporadas aos preços recebidos pelos produtores de laranja.

Modelos de função de transferência do tipo proposto por Box & Jenkins (1976) foram utilizados para obter as relações entre as séries, bem como sua estrutura de defasagem. Os cálculos foram realizados com o SAS (*Statistical Analysis Software*), conforme descrito em SAS Institute (1988). As elasticidades foram calculadas tendo como base o trabalho de Oliveira & Pino (1985).

### 3. MATERIAL E MÉTODO

#### 3.1 Material

A fim de se analisar a relação existente entre preços externos e internos, foram utilizadas basicamente três séries temporais com dados mensais.

Para os preços em nível interno, utilizaram-se os Preços Médios Mensais Recebidos pelos Fruticultores para laranja de mesa no Estado de São Paulo. Essa série de preços foi levantada pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) até abril de 1990. A partir daí, o IEA substituiu o levantamento do preço da laranja de mesa e passou a publicar somente os Preços Recebidos pelos Produtores de laranja para indústria. Os dados relativos aos Preços Médios Recebidos pelos Fruticultores de laranja (mesa/indústria) no Estado de São Paulo, para o período de março de 1973 a dezembro de 1988, foram coletados em Santiago (1990), enquanto o restante da série, até dezembro de 1992, foi obtido da revista *Informações Econômicas*.

A segunda série consistiu na média mensal da taxa de câmbio<sup>7</sup> para a venda de dólares, a qual foi retirada da revista *Suma Econômica*.

Outra série utilizada neste trabalho refere-se à cotação do suco de laranja concentrado congelado na Bolsa de Nova York. Essa série foi obtida junto à Associação Brasileira das Indústrias de Sucos Cítricos (Abrassucos) e à Associação dos Citricultores do Estado de São Paulo (Aciesp), iniciando-se em julho de 1980 e terminando em dezembro de 1992.

Dadas as próprias características do mercado mundial de suco de laranja concentrado, variáveis binárias (dummy) também foram levadas em conta neste trabalho. Esse procedimento tem como objetivo central verificar como a ocorrência de

---

<sup>7</sup> A justificativa para utilização da média mensal da taxa de câmbio para venda de dólares deve-se ao fato de que, ao transacionar o suco de laranja concentrado no mercado internacional, o exportador recebe em dólares, os quais, ao serem internalizados, são convertidos em moeda nacional. Normalmente, esses dólares recebidos pelos exportadores são vendidos no mercado de câmbio comercial. Entretanto, naqueles casos em que há subfaturamento das exportações, o exportador negocia esses dólares no mercado paralelo. Maiores detalhes sobre aspectos ligados aos diversos mercados de câmbio no Brasil, bem como sobre seu funcionamento através da rede de vasos comunicantes que interligam o fluxo de moedas estrangeiras nesses mercados, podem ser obtidos em Freitas Filho et al., (1993).

geadas na Flórida se reflete sobre o nível de preços do suco de laranja concentrado vigente no mercado internacional. No trabalho desenvolvido por Pino, César & Amaro (1992), no qual se estimaram modelos ARIMA para previsão da produção de laranja na Flórida, o instrumental de análise de intervenção foi utilizado para captar os efeitos provocados pelas geadas.<sup>8</sup> Sendo assim, pretende-se neste trabalho efetuar análise de intervenção levando em consideração somente aquelas geadas consideradas de intensidade forte a partir da década de 80, ou seja, 25 e 26/12/83 e 24 e 25/12/89. Portanto, as dummies terão valor igual a 1 no mês da ocorrência da respectiva geada e valor zero nos demais meses.

### **Padronização dos dados**

Foi necessário colocar a série de dados relativa ao Preço Médio Recebido pelos Produtores de Laranja do Estado de São Paulo numa única unidade, pois até fevereiro de 1986 os dados encontravam-se em cruzeiros, passando a cruzados a partir de 1986 até dezembro de 1988 e a cruzados novos a partir de então. Por isso, a fim de deixar os dados da série em valores de cruzeiros anteriores a março de 1986, os dados em cruzados foram multiplicados por mil, enquanto os valores em cruzados novos foram multiplicados por um milhão.

Outra transformação necessária foi a passagem dos valores da série original que se encontravam em Cr\$/caixa de 40,8 kg para Cr\$/kg.

A série relativa à cotação do suco de laranja concentrado congelado na Bolsa de Nova York também necessitou ser reformulada. Originalmente, essa série encontrava-se na forma de milhares de dólares por tonelada. Objetivando harmonizar essa série em relação às demais, ela foi inicialmente transformada em US\$/kg. O segundo passo consistiu na sua multiplicação pela taxa de câmbio da média mensal de venda para se obter o valor da cotação em Cr\$/kg.

## **3.2 Metodologia**

### **Função de transferência**

Segundo Vandaele (1983), a fim de se compreender o que é o modelo de função de transferência, é necessário recorrer à literatura econométrica que trata de modelos com defasagens distribuídas. O modelo de defasagens distribuídas geralmente é representado pelo nível da variável dependente  $Y_t$ , como sendo função direta de valores passados da variável independente  $x_t$ . Em outras palavras, o conceito de função de transferência implica que variações nas variáveis independentes são transmitidas para a variável dependente.

Analisando-se mais detalhadamente, o modelo de função de transferência envolve duas séries temporais, uma de entrada e outra de saída. A série de saída  $Y_t$  é

---

<sup>8</sup> Para tal tarefa, esses autores recorreram ao trabalho de Martsolf (1990), o qual não somente localizou as datas de ocorrência de geadas na Flórida, bem como sua respectiva intensidade e a safra afetada para o período de 1957 a 1990.

o resultado da passagem da série de entrada  $X_t$  por um filtro linear  $v(B)$ . Esquemáticamente, tem-se:



Isso quer dizer que a série de saída  $Y_t$  pode ser representada como uma soma ponderada das observações passadas da série de entrada  $X_t$ :

$$Y_t = v_0 X_t + v_1 X_{t-1} + v_2 X_{t-2} + \dots \quad (1)$$

Uma maneira resumida de escrever a série de entrada  $X_t$  é:

$$Y_t = v(B) X_t \quad (2)$$

em que o termo  $v(B)$  representa a função de transferência do filtro, ou seja,

$v(B) = v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \dots$ , em que os pesos  $v_0, v_1, v_2, \dots$  são chamados de função resposta de impulso e  $B$  é o operador de atraso tal que:

$$B X_t = X_{t-1} \quad (3)$$

o que implica:

$$B^k X_t = X_{t-k} \quad (4)$$

De acordo com Helmer & Johanson (1977), para se “encontrar o melhor modelo de  $v(B)$ , a técnica de função de transferência utiliza o fato de que qualquer distúrbio na defasagem polinomial pode ser aproximado como uma relação de dois polinômios de pequena ordem”. Portanto, a forma geral da função de transferência também pode ser expressa da seguinte maneira:

$$v(B) = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} \quad (5)$$

em que  $\omega(B)$  é um operador polinomial de ordem  $s$ , e  $\delta(B)$  é um operador polinomial de ordem  $r$ .

Para que o filtro linear seja estável é necessário que  $v(B)$  convirja para  $|B| \leq 1$ . Isso quer dizer que mudanças finitas na série de entrada levam a mudanças finitas na série de saída.

Segundo Pino (1980), às vezes “o efeito de uma mudança na série de entrada não se manifesta imediatamente sobre a série de saída, mas após  $b$  instantes de tempo”:

$$Y_t = v(B) X_{t-b} \quad (6)$$

O modelo pode conter, também, um processo estocástico (ou ruído)  $e_t$ , com média zero e  $E(e_t^2) = \sigma^2$ , contando também com uma estrutura de covariância fixa, isto é,  $Cov(X_t, e_t) = 0$ , sendo que os resíduos não podem ser serialmente correlacionados e, além disso, são independentes em relação a  $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$ . Em outras palavras, a variável exógena  $X_t$  e a variável estocástica  $e_t$ , são independentes, isto é, o passado de  $X_t$  tem influência sobre o futuro de  $e_t$ , sendo que não pode ocorrer o contrário, ou seja, *feedback* de  $Y_t$  para  $X_t$ .<sup>9</sup>

Portanto, o modelo assume o seguinte aspecto:

$$Y_t = v(B) X_{t-b} + e_t \quad (7)$$

ou

$$Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + e_t \quad (8)$$

O termo de erro (ou ruído)  $e_t$ , “não é, em geral, ruído branco, mas pode por sua vez ser representado por um modelo ARIMA” (Pino, 1980). Portanto, pode-se supor que  $e_t$  seja estatisticamente independente da variável de entrada  $X_t$ . Mais especificamente tem-se:

$$\nabla^d e_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (9)$$

Multiplicando ambos os lados da equação (9) por  $\phi(B)$  tem-se o modelo de ruído auto-regressivo integrado de médias móveis (ARIMA):

$$\phi(B) \nabla^d e_t = \theta(B) a_t \quad (10)$$

em que:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p \quad (11)$$

é o operador auto-regressivo de ordem  $p$ , e

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q \quad (12)$$

<sup>9</sup> Os problemas provocados bem como as implicações associadas ao surgimento de *feedback*, no sentido de que  $Y_t$  influencia também  $X_t$ , envolvem o conceito de exogeneidade e de cointegração, os quais se encontram fora do escopo deste trabalho. Maiores detalhes sobre esse tema podem ser obtidos em Mills (1990) e em Tiao & Box (1981).

é o operador de médias móveis de ordem  $q$ , e  $V''$  é o operador de diferença<sup>10</sup> tal que:

$$\nabla X_t = X_t - X_{t-1} \quad (13)$$

O expoente  $d$  em (10) representa a ordem da diferença. A utilidade da aplicação dos operadores de diferença reside no fato de que eles são capazes de deixar as séries estacionárias, o que significa que esses operadores não somente estabilizam a variância, como também removem a tendência que está por trás das séries originais, tomando-as estáveis.

Portanto, retomando à expressão (9), tem-se que o operador de diferença ( $\Delta^d$ ) permite obter estacionariedade na série  $e_t$ , sendo  $a_t$  um processo de ruído branco. Outros pressupostos do modelo são que o polinômio  $\phi(B)$  em (10) e (11) satisfaça as condições de estacionariedade e que o polinômio  $\theta(B)$  em (10) e (12) seja inversível, isto é, que todas as raízes desses polinômios caiam fora do círculo unitário.<sup>11</sup>

Naqueles casos em que o termo de erro necessite ser diferenciado a fim de se obter a estacionariedade do processo, necessariamente esse mesmo procedimento terá de ser aplicado sobre as variáveis dependentes e independentes, pois, caso contrário, o relacionamento não-estacionário entre  $Y_t$  e  $X_t$  poderá ser contaminado por um processo de ruído não-estacionário.<sup>12</sup> Sendo assim, tem-se a seguinte expressão:

$$\nabla^d Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} \nabla^d X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (14)$$

Reescrevendo-se o modelo de função de transferência, obtém-se:

$$y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} x_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (15)$$

em que:

$$y_t = \nabla^d Y_t \quad (16)$$

e

$$x_t = \nabla^d X_t \quad (17)$$

<sup>10</sup> “Se nenhuma diferença é efetuada ( $d=0$ ), os modelos são normalmente denominados de modelos ARIMA ( $p,q$ )” (SAS Institute, 1988).

<sup>11</sup> As completas demonstrações relativas às condições de hipóteses sobre estacionariedade e de inversibilidade para modelos ARIMA podem ser obtidas em Box e Jenkins (1976), Vandaele (1983), Morettin & Toloi (1987) e Mills (1990).

<sup>12</sup> A demonstração desse fato encontra-se de forma detalhada em Mills (1990).

sendo que o grau de diferenciação consecutiva da variável dependente  $Y_t$  é representado por  $d'$ , enquanto o grau de diferenciação da variável independente  $X_t$  é  $d$ .<sup>13</sup>

Caso o modelo de função de transferência necessite de um termo constante  $\theta_0$ , ele será escrito da seguinte forma:

$$y_t = \theta_0 + \frac{\omega(B)}{\delta(B)} x_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (18)$$

O modelo de função de transferência pode ser estendido de maneira a incluir não somente uma, mas diversas variáveis independentes. Logo, a sua forma mais geral é a seguinte:

$$y_t = \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} x_{t-b_i} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (19)$$

sendo que  $m$  representa o número de variáveis de entrada que o modelo possui.

Identificar uma função de transferência significa basicamente encontrar a estrutura dinâmica de  $Y$  (variável dependente) em relação a  $X$  (variável independente), através da defasagem máxima entre elas, além do valor de  $b$  em (15), o qual é denominado atraso, ou seja,  $b$  representa o impacto inicial da série de entrada  $X$  sobre a série de saída  $Y$  (primeira defasagem significativa de  $X$  em relação a  $Y$ ), e de  $s$ , que é o número de defasagens significativas, excluindo  $b$ . Logo,  $s$  indica o número de impactos que são importantes, mas que são posteriores a  $b$ .

Portanto, conforme assinalado por Freitas Filho *et al.*, (1993), o modelo de função de transferência “é, na verdade, um modelo de regressão, onde o termo erro é representado por um modelo ARIMA, sendo que  $\theta(B)$  representa os termos de médias móveis e  $\phi(B)$  os termos auto-regressivos. Enquanto  $\delta(B)$  é a ‘memória’, ou seja, é o fator de ajustamento de longo prazo, e  $\omega(B)$  representa os impactos de curto prazo”.

Efetuada a identificação do modelo de função de transferência, ou seja, obtidos os valores de  $b$ ,  $s$ ,  $p$  e  $q$ , o próximo passo é a estimação dos valores dos parâmetros e suas respectivas estatísticas associadas. Após a fase de estimação é necessário avaliar o modelo, a fim de verificar se ele precisa ou não ser reformulado. Somente a partir da correção dos três estágios citados acima toma-se possível usar um modelo de função de transferência para fazer previsões.

Basicamente, dois são os métodos que envolvem a utilização de modelos ARIMA.

O método desenvolvido por Box & Jenkins (1976) implica que a partir da construção de filtros para cada série de dados com a utilização de modelos univariados ARIMA procura-se tirar de cada série o que ela consegue explicar por si mesma. O que resta é ruído branco (*white noise*), e pode, então, ser explicado pela

<sup>13</sup> Deve-se observar que  $d'$  e  $d$  não são necessariamente iguais.

outra série. Nesse caso, a filtragem ou pré-branqueamento (*prewhitening*) da variável de saída é feita utilizando-se o mesmo filtro da variável de entrada.

Outro instrumental disponível, relativo a séries de tempo, refere-se ao método desenvolvido por Haugh & Box (1977). Através desse método é possível identificar o grau de relacionamento entre duas séries  $X$  e  $Y$ , através da caracterização individual de cada modelo univariado e, também, relacionando os resíduos de cada série conjuntamente. O primeiro estágio consiste em identificar, para cada série, seu respectivo modelo ARIMA. A seguir, os resíduos para cada série,  $u_x$  e  $u_y$ , são ajustados através da correlação cruzada de ambas. Tendo como base a função de correlação cruzada (CCF) é possível identificar a relação existente entre os resíduos de  $X$  sobre  $Y$ . De acordo com Haugh & Box (1977), o próximo passo reside na combinação dos modelos univariados, tanto para  $X$  quanto para  $Y$ , com o modelo identificado anteriormente, através da conexão de  $u_x$  e  $u_y$ . Um modelo de defasagens distribuídas relacionando  $X$  e  $Y$  pode então ser identificado. Após a identificação do modelo, sua estimação pode então ser feita normalmente pelo método de Box & Jenkins (1976).

Portanto, a vantagem proporcionada pela utilização do método elaborado por Haugh & Box (1977) está exatamente em permitir mostrar a relação de causalidade existente entre a variável dependente  $Y$  e a variável independente  $X$ . “Isso quer dizer que é possível explicar a relação entre as duas variáveis não somente pelo próprio passado da primeira, mas também via limpeza dos seus resíduos, ou seja, relacionando a parte não explicada da variável dependente (resíduos) com a variável independente” (Freitas Filho *et al.*, 1993).<sup>14</sup>

### **Análise de intervenção**

As séries de tempo, em particular as que dizem respeito a variáveis econômicas, são frequentemente afetadas não somente por alterações no direcionamento dos instrumentos de política econômica, mas também por eventos considerados exógenos, como por exemplo, abruptas variações climáticas. Sendo assim, esses eventos não podem ser desconsiderados, sob risco de se obterem modelos estruturais inadequados, com a conseqüente perda de seu poder de previsão. “Eventos desse tipo, cujo *timing* é conhecido, têm sido denominados intervenções por Box & Tiao (1975), e podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada determinísticas (*ou dummy*)” (Mills, 1990). Contudo, nem sempre o exato momento de intervenções exógenas pode ser determinado, o que acarreta

---

<sup>14</sup> Conforme enfatizado por Mills (1990), o método de Haugh & Box (1977) é especialmente indicado àqueles casos em que a hipótese de não-existência de feedback é desrespeitada; caso não haja feedback entre a variável dependente e a independente, esse autor aconselha que se utilize a metodologia de Box & Jenkins (1976), a qual, segundo ele, é menos complexa quando da sua aplicação em relação ao método de Haugh & Box (1977). Uma aplicação empírica do método de Haugh & Box (1977) é apresentada em Freitas Filho *et al.* (1993), na construção de uma função de transferência, para verificar como variações no mercado de câmbio de dólar turismo influenciam as cotações do dólar no mercado paralelo.

efeitos indesejáveis sobre o modelo, através da ampliação da sua variância. Isso ocorre com a inclusão de observações discrepantes (*outliers*) no interior da série.

Existem várias maneiras pelas quais intervenções podem influenciar séries de tempo, podendo ocorrer desde mudança de nível (abrupta ou suave) até mudanças na tendência.

Basicamente, duas são as estruturas no caso de análise de intervenção: *pulse*, representada por  $P_t^T$ , e *step*, representada por  $S_t^T$ .<sup>15</sup> A primeira corresponde à “clássica” *dummy*, ou seja, essa variável assume valor 1 no tempo de ocorrência do evento e zero fora do tempo de ocorrência do evento, enquanto que a segunda possui valor igual a zero antes do evento e 1 após a sua ocorrência.<sup>16</sup>

Quanto às formas de impacto, existem quatro categorias gerais<sup>17</sup>: (i) o início é abrupto e o efeito de duração da intervenção é permanente; (ii) o início é gradual e o efeito de duração da intervenção é permanente; (iii) o início é abrupto e o efeito de duração da intervenção é temporário; e (iv) o início é gradual e o efeito de duração da intervenção é temporário.

A combinação dos modelos de intervenção com o modelo de função de transferência pode ser representada como:

$$Y_t = \psi(B) I_t^T + \frac{\omega(B)}{\delta(B) (1 - B)^d} x_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B) (1 - B)^d} a_t \quad (20)$$

sendo que:

$$x_t = (1 - B)^d X_t \quad (21)$$

O tipo de modelo de intervenção adotado é determinado por  $\psi(B)I_t^T$ .

Até agora, na construção dos modelos de análise de intervenção supôs-se que o momento exato para a aplicação da intervenção fosse conhecido. Entretanto, existem situações nas quais o exato momento da intervenção não é conhecido *a priori*. Nesses casos, esses eventos exógenos desconhecidos provocam o surgimento de observações aberrantes, também denominadas *outliers*. Basicamente, o principal efeito provocado pelo surgimento de *outliers* reside no fato de que a identificação do modelo fica prejudicada, pois os *outliers* podem “mascarar” sua

<sup>15</sup> Com relação à notação utilizada, é necessário esclarecer que  $t$  representa o tempo, enquanto  $T$  corresponde ao momento de introdução da *dummy* na série.

<sup>16</sup> Entretanto, Mills (1990) cita uma terceira estrutura de intervenção, denominada *extended pulse*, e representada por  $N_t(T_1, T_2)$ , sendo que nesse tipo de intervenção a variável assume valor 1 no período compreendido no intervalo  $T_1 \leq t \leq T_2$  e zero no restante da série. De acordo com esse autor, esse tipo de intervenção é de particular interesse quando se trabalha com séries de variáveis econômicas, pois ela permite modelar séries em que determinada política econômica foi implementada somente no decorrer de certo período de tempo, sendo abandonada posteriormente.

<sup>17</sup> Uma explicação detalhada sobre as categorias de impacto de intervenção pode ser encontrada nos trabalhos de Pino (1980), Vandaele (1983) & Mills (1990).

verdadeira identificação. Seguindo o caminho contrário, um modelo que não seja bem especificado pode conduzir ao aparecimento de *outliers*.

Quando da presença de *outliers* nas observações, o seu tratamento consiste em primeiro lugar em definir qual a sua categoria e, posteriormente, aplicar a análise de intervenção.<sup>18</sup>

De forma resumida, a estratégia utilizada para se praticar a análise de intervenção em modelos de função, de transferência consiste em, inicialmente, identificar e estimar o modelo de função de transferência. A seguir, é necessário analisar a série dos resíduos através de sua identificação e estimação. Posteriormente, incorporam-se os *outliers* ao modelo de função de transferência, ou seja, reestrutura-se o modelo e, finalmente, volta-se a examinar os resíduos para verificar se estão limpos (no sentido de não estarem correlacionados entre si).

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A fim de testar as hipóteses descritas anteriormente, utilizaram-se dois modelos, contendo diferentes divisões temporais com duas variáveis distintas. Os dois modelos tiveram como variável exógena a Cotação do Suco de Laranja Concentrado Congelado na Bolsa de Nova York (COT), e como variável endógena o Preço Médio Recebido pelo Produtor de Laranja (PRO). O Modelo 1 abrange o período de julho de 1980 até junho de 1986, isto é, cobre o período anterior à adoção dos contratos, e contém 72 observações. O Modelo 2 inicia-se em julho de 1986 e estende-se até junho de 1992, ou seja, envolve o período com contrato e também possui 72 observações.

Os critérios utilizados para a seleção de cada um dos modelos levaram em consideração a significância dos parâmetros, o valor do teste *t* ao nível de 5% e a ausência de correlação nos resíduos na função de autocorrelação (ACF) e na função de autocorrelação parcial (PACF).

A análise gráfica para as variáveis Preço Médio Recebido pelo Produtor de Laranja (PRO) e Cotação do Suco de Laranja na Bolsa de Nova York (COT) revelou que ambas apresentavam tendência “explosiva”, exigindo, dessa maneira, a transformação dessas séries, LPRO e LCOT, para a forma logarítmica. Ainda assim, permaneceu alguma tendência, a qual foi removida através da aplicação da primeira diferença (LPRO1 e LCOT1) dos logaritmos para as duas séries. Tendo sido eliminada a tendência, ou seja, somente com as duas séries já estacionárias, foi possível fazer a identificação de cada uma das variáveis através da visualização de seus correlogramas<sup>19</sup>, para que, posteriormente, seus respectivos modelos ARIMA pudessem ser estruturados.

---

<sup>18</sup> Maiores detalhes envolvendo as principais características, bem como os efeitos proporcionados pelas diversas categorias de *outliers*, podem ser encontrados em Mills (1990).

<sup>19</sup> A função de autocorrelação (ACF) indica o processo, enquanto a função de autocorrelação parcial

## 4.1 Modelo 1 – julho de 1980 a junho de 1986

### Modelos univariados

O modelo ARIMA para a variável LPRO assumiu um formato extremamente simples, sendo composto de uma constante ( $\theta_0$ ), uma diferença e uma variável de intervenção referente à geada de dezembro de 1983 (Tabela 1), ou seja:

$$(1 - B) LPRO_t = \theta_0 + a_t + \omega_0 INTD83_{t-1} \quad (22)$$

Tabela 1: Estimativas dos Parâmetros dos Modelos Univariados e do Modelo de Função de Transferência de Curto Prazo, Preço Médio Recebido pelo Produtor de Laranja (LPRO) e Cotação do Suco de Laranja Concentrado Congelado (LCOT), julho de 1980 a junho de 1986.

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa'?	Teste t(bl)
ARIMA(0,1,0)	LPRO	$\theta_0$	0,07814 (0,01819)	4,30
	INTD83 <sub>t-1</sub>	$\omega_0$	0,49131 (0,15218)	3,23
ARIMA (1, 1,0)	LCOT	$\theta_0$	0,08054 (0,01162)	6,93
		$\phi_1$	0,27420 (0, 11696)	2,34
Função de transferência	LCO <sub>t-1</sub>	$\omega_{10}$	0,68682 (0, 17009)	4,04
	INTD83 <sub>t-1</sub>	$\omega_{20}$	0,49570 (0,15463)	3,21

(<sup>a</sup>) Erro-padrão da estimativa entre parênteses.

(<sup>b</sup>) Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA), Associação Brasileira da Indústria de Sucos Cítricos (Abrassucos) e Associação dos Citricultores do Estado de São Paulo (Aciesp).

O modelo ARIMA para a variável LCOT, entretanto, possui um parâmetro autoregressivo de ordem 1, uma constante ( $\theta_0$ ) e uma diferença de ordem 1 (Tabela 1):

$$(1 - \phi_1 B) (1 - B) LCOT_t = \theta_0 + a_t \quad (23)$$

### Função de transferência

A análise das correlações cruzadas registra que o principal impacto acontece em  $b=1$ , isto é, existe defasagem de um mês entre variações da variável LCOT e seu impacto sobre LPRO.

A função de transferência para esse período em questão é composta somente do impacto de curto prazo ( $\omega_0$ ), além de uma variável de intervenção (INTD83), a qual

---

(PACF) mostra a ordem desse processo no caso de modelos autoregressivos. No caso de modelos de médias móveis, tem-se o inverso.

espelha o efeito da geada ocorrida em dezembro de 1983 sobre as plantações de laranja na Flórida (Tabela 1), ou seja:

$$(1 - B) LPRO_t = \omega_{10}(1 - B) LCOT_{t-1} + a_t + \omega_{20} INTD83_{t-1} \quad (24)$$

Como pode ser visualizado na Tabela 1, o impacto de curto prazo ( $\omega_{10}$ ) da função de transferência revela que apenas 68,68%<sup>20</sup> da variação da variável de entrada (LCOT) é repassada à variável LPRO; além disso, esse repasse não é imediato, pois ele ocorre com defasagem de um mês. Sendo assim, pode-se afirmar que variações na cotação do suco de laranja na Bolsa de Nova York são transmitidas apenas parcialmente ao preço recebido pelo produtor de laranja, pois somente 68,68% dessa variação é transferida para este último. Outro aspecto importante reside no fato de que, além de essa transmissão de preço não ser total, o produtor somente a recebe um mês após a variação ter acontecido na Bolsa de Nova York. Diante desse quadro, fica claro que nesse período, que abrange a não-celebração dos Contratos de Participação entre indústria e produtores, estes últimos se encontravam numa posição desvantajosa em relação à indústria, uma vez que possíveis ganhos advindos de choques externos não eram completamente auferidos pelos produtores.

## 4.2 Modelo 2 – julho de 1986 a junho de 1992

### Modelos univariados

Para a variável LPRO, o modelo ARIMA que melhor se ajustou foi um com parâmetro autoregressivo de ordem 1, uma constante ( $\theta_0$ ) e uma diferença, além da introdução de uma variável de intervenção (INTD89) em dezembro de 1989, que reflete o efeito provocado sobre os preços da laranja pela intensa geada ocorrida nesse período na Flórida (Tabela 2), isto é:

$$(1 - \phi_1 B) (1 - B) LPRO_t = \theta_0 + a_t = \omega_0 INTD89_{t-1} \quad (25)$$

O modelo ARIMA para a variável LCOT é semelhante ao da variável LPRO, pois possui um termo autoregressivo de ordem 1, além de ser acompanhado de uma constante ( $\theta_0$ ), uma diferença e uma variável *dummy* em dezembro de 1989 (Tabela 2), ou seja:

$$(1 - \phi_1 B) (1 - B) LCOT_t = \theta_0 + a_t + \omega_0 INTD89_{t-1} \quad (26)$$

### Função de transferência

Inicialmente, procurou-se identificar se havia correlações cruzadas significativas entre as variáveis LPRO e LCOT, a fim de verificar a possível existência de al-

<sup>20</sup> Nesse ponto toma-se necessário relembrar que as duas variáveis utilizadas neste trabalho estão na forma logarítmica. Isso significa que o valor do coeficiente da variável de entrada fornece diretamente a sua própria elasticidade.

guma influência da variável de entrada (LCOT) sobre a variável de saída (LPRO), com alguma possível defasagem entre as variáveis filtradas.

Tabela 2: Estimativas dos Parâmetros dos Modelos Univariados e do Modelo de Função de Transferência de Curto Prazo, Preço Médio Recebido pelo Produtor de Laranja (LPRO) e Cotação do Suco de Laranja Concentrado Congelado (LCQT), julho de 1986 a junho de 1992.

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa <sup>(a)</sup>	Teste t <sup>(b)</sup>
ARIMA (1, 1,0)	LPRO	$\theta_0$	0,15751 (0,04063)	3,88
		$\phi_1$	0,28351 (0,11744)	2,41
	INTD89,..	$\omega_0$	0,73859 (0,23975)	3,08
ARIMA (1, 1,0)	LCOT	$\theta_0$	0,15912 (0,03080)	5,17
		$\phi_1$	0,65919 (0,09206)	7,16
	INTD891_1	$\omega_0$	0,28318 (0,07744)	3,66
Função de transferência	LCOT	$\omega_0$	1,00960 (0,07778)	12,98
	Ruído	$\theta_2$	0,24980 (0,11751)	2,13
		$\theta_6$	0,23752 (0,11905)	2,00

(a) Erro-padrão da estimativa entre parênteses.

(b) Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA), Associação Brasileira da Indústria de Sucos Cítricos (Abrassucos) e Associação dos Citricultores do Estado de São Paulo (Aciesp).

A análise das correlações cruzadas evidenciou que havia influência da variável LCOT sobre LPRO no instante  $t = 0$ , isto é, sem defasagem ( $b = 0$ ).

A seguir, foi estimado o modelo de função de transferência, que é composto de um termo de curto prazo ( $w_0$ ) e inclui um modelo de ruído contendo dois parâmetros de médias móveis de ordens 2 e 6 (Tabela 2), ou seja:

$$(1 - B) LPRO_t = \omega_0 (1 - B) LCOT_t + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_6 B^6) a_t \quad (27)$$

A partir da análise do parâmetro de curto prazo ( $w_0 = 1,00960$ ) no modelo 2, percebe-se que variações nas informações relativas à variável de entrada (LCOT) são repassadas plenamente para a variável de saída (LPRO). Outro ponto a ser destacado reside no fato de que essa transferência de LCOT para LPRO é imediata, ou seja, não ocorre defasagem temporal entre as duas variáveis.

Portanto, a partir desses resultados conclui-se que a relação entre indústria de suco de laranja e produtores de fruta sofreu importantes transformações, pois a

introdução dos Contratos de Participação entre os dois segmentos, a partir de junho de 1986, possibilitou maiores ganhos aos produtores em decorrência de variações no mercado internacional do suco de laranja concentrado congelado, sendo que no período anterior à implementação desses contratos isso não ocorria.

No modelo 1, que abrange o período anterior à utilização dos contratos, predominava uma situação inelástica, pois somente 68,68% das variações do preço do suco de laranja no mercado internacional eram repassadas ao produtor de laranja, com defasagem de um mês. Já no modelo 2 (período com contratos), configurou-se uma situação de elasticidade unitária, uma vez que 100,00% da variação do preço do suco de laranja é transmitida ao produtor da fruta. Outro fator a ser destacado é que o parâmetro de curto prazo  $m_0$  reflete o fato de que, no período analisado pelo modelo 2, a defasagem de um mês deixa de existir, ou seja, variações no preço internacional do suco de laranja são transferidas imediatamente ao produtor de laranja no Estado de São Paulo.

## 5. CONCLUSÃO

A concentração geográfica da produção parece ter fortalecido o nível organizacional dos produtores de laranja no Estado de São Paulo. Isso fica mais evidente a partir do momento em que, além de fomentarem o desenvolvimento do setor, as associações de produtores proporcionaram maior poder de barganha ao segmento diante das indústrias processadoras de suco, no que se refere às negociações para determinação do preço da laranja.

Quanto à questão relativa à definição do preço da laranja, sobressai a existência de dois períodos bem definidos. O primeiro corresponde ao período que antecede o ano-safra de 1986/1987, o qual é caracterizado pelo fato de que as indústrias pagavam ao produtor um preço fixo pela fruta no início da colheita. No segundo período, entretanto, ou seja, a partir do ano-safra de 1986/1987, o procedimento para se determinar o preço da laranja foi totalmente alterado com a introdução dos chamados “Contratos de Participação”, celebrados entre produtores e indústria. A principal vantagem oferecida por esses contratos para os produtores consiste no fato de que os preços da laranja não são mais fixos; em outras palavras, os contratos proporcionaram aos produtores maiores vantagens, pois variações no preço do suco de laranja no mercado internacional passaram a ser repassadas aos produtores de laranja.

O modelo 1 configurou uma situação inelástica, pois entre 1980 e 1986 (período sem contrato) o valor do parâmetro de curto prazo foi igual a 0,68682, implicando que apenas 68,68% das variações do preço do suco de laranja no mercado internacional são transmitidas ao nível de produtor, com defasagem de um mês. Situação bem diferente apresentou o modelo 2 (com contrato), com os dados a partir de 1986, pois o parâmetro de curto prazo (“omega”) da função de transferência assumiu valor igual a 1,00960, configurando uma situação de elasticidade unitária “perfeita”, ou seja, 100,0% das variações nas informações da variável

exógena são transmitidas à variável endógena. Nesse caso, variações no preço internacional do suco de laranja são repassadas integral e instantaneamente ao preço recebido pelo produtor, ou seja, sem defasagem temporal.

Os resultados descritos anteriormente corroboram a hipótese contida neste estudo, de que no período anterior à adoção dos “Contratos de Participação”, celebrados entre a indústria processadora de suco de laranja e produtores, a elasticidade de transmissão de preços era menor que a unidade e que posteriormente ela passou a ser igual à unidade. Isso implica que a adoção desses contratos nas relações entre esses dois segmentos foi extremamente benéfica aos produtores, que passaram a auferir ganhos adicionais advindos de variações nos preços de suco de laranja no mercado internacional, fato este que anteriormente não ocorria.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARROS, G.A.S.C. & BURNQUIST, H. L. (1987). “Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo”. In ENCONTRO LATINO-AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7, São Paulo. Anais São Paulo, s. ed., pp.175-90.
- BOX, G.E.P. & JENKINS, G. M. (1976) Time series analysis: forecasting and control. San Francisco, Holden-Day.
- BOX, G.E.P. & TIAO, G. C. (1975) “Intervention analysis with application to economic and environmental problems”. Journal of the American Statistical Association. Washington, 70(349): 70-9, March.
- CITRUS FRUIT: fresh and processed, annual statistics (1992). Roma, FAO.
- FREITAS FILHO, F. et al., (1993) “Aspectos operacionais do mercado cambial brasileiro”. Agricultura em São Paulo. São Paulo, 40(2): 67-93.
- HAUGH, L. D. & BOX, G.E.P. (1977) “Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series”. Journal of the American Statistical. Washington, 72(357): 121-30, March.
- HELMER, R. M. & JOHANSON, J. K. (1977) “An exposition of Box-Jenkins transfer function analysis with an application to the advertising-sales relationship”. Journal of Marketing Research, 24:227-39.
- IEA-Informações Econômicas. São Paulo; fev. 1989/jan. 1993.
- MAIA, M. L. (1992) “Citricultura paulista: evolução, estrutura e acordos de preços. Piracicaba, USP/ESALQ, 185 p. Dissertação de Mestrado.
- MARTSOLF, J. D. (1990) “Severity of the 1989 freeze relative to 1983, 1962 freezes”. Citrus & Vegetable Magazine. Flórida, 53(12): 64-9, August.
- MILLS, T. C. (1990) Time series techniques for economists. Nova York, Cambridge University.
- MORETTI, V. A., et al., (1987) “A agroindústria citrícola e sua posição no mercado internacional”. Boletim ITAL. Campinas, 21(d): 437-67, out./dez.
- MORETTI, V. A. Vasco A., et al., (1987) “Demanda de exportação do suco de laranja concentrado congelado do Brasil para países não-produtores. Revista de Economia Rural. Brasília, 4(25): 403-18, out./dez.
- MORETTIN, P. A. & TOLOI, C. M. de C. (1987) Previsão de séries temporais. São Paulo, Atual.
- OLIVEIRA, A. X. & PINO, F. A. (1985) “Elasticidade em modelos de séries temporais”. In Encontro Brasileiro de Econometria, Vitória, ES, 1985. Anais Rio de Janeiro, Sociedade Brasileira de Econometria.
- PINO, F. A. (1980) “Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola”. São Paulo, USP/IME. Dissertação de Mestrado.

- PINO, F. A.; CEZAR, S.A.G., & AMARO, A. A. (1992) "Modelagem e previsão da produção de laranja na Flórida". *Agricultura em São Paulo*. São Paulo, 39(1): 83-95, março.
- SANTIAGO, M.M.D., coord. (1990) *Estatísticas de preços agrícolas no Estado de São Paulo*. São Paulo, IEA, vol. 1.
- SAS INSTITUTE. (1988). *SAS/ETS User's Guide*. Cary, NC, SAS Institute.
- SUED, R. (1990) "Desenvolvimento da agroindústria da laranja no Brasil, o impacto das geadas na Flórida e da política econômica governamental". Rio de Janeiro, FGV. Tese de Doutorado.
- TIAO, G. C. & BOX, G. E.P. (1981) "Modeling multiple time series with application". *Journal of the American Statistical Association*. Washington, 76(376): 802-16, December.
- VANDAELE, W. (1983) *Applied Time Series and Box-Jenkins Models*. Nova York, Academic Press.

