

# ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE TOMATE NO ESTADO DE SÃO PAULO<sup>1</sup>

Mario Antonio Margarido<sup>2</sup>  
Heitor T. Kato<sup>3</sup>  
Lídia Hathue Ueno<sup>4</sup>

## RESUMO

Este trabalho analisa a relação entre os preços de tomate no atacado e no varejo, no Estado de São Paulo, para o período de maio de 1970 a dezembro de 1992. Para atingir tal objetivo, utilizou-se o método de função de transferência desenvolvido por BOX & JENKINS. Os resultados obtidos indicam que a transmissão de preço é parcialmente instantânea, com o restante da informação sendo transmitida no mês subsequente.

**Palavras-chave:** função de transferência, margem de comercialização, tomate, transmissão de preços, análise de intervenção.

## ANALYSIS OF PRICE TRANSMISSION IN THE TOMATO MARKET IN THE STATE OF SAO PAULO

### SUMMARY

This article analyses the relation between wholesale and retail tomato prices in the state of Sao Paulo in the period between May 1970 and December 1992. The transfer function method developed by BOX & JENKINS was utilized. The results show that the price transmission is partially instantaneous, being the rest of information transmitted a month later.

**key-words:** transfer function, trading margin, tomato, price transmission, intervention analysis.

## 1 - INTRODUÇÃO

O mercado agrícola, contrariamente ao que ocorre no mercado de bens industriais, caracteriza-se por apresentar não somente elevado grau de instabilidade, como também grande amplitude de variação dos preços de seus produtos. Segundo BARROS & MARTINES FILHO (1987), a contínua variação no nível de preços dos produtos agrícolas é função direta da incidência de choques sobre esse mercado. Enquanto, no mercado de bens industriais, os choques ocorrem principalmente em razão de problemas relacionados com o lado da demanda, no caso dos produtos agrícolas, esses choques assumem um caráter bem mais complexo, podendo afetar os preços tanto pelo lado da oferta, através da manifestação de variações de efeitos climáticos, como geada e excesso de chuvas, ou através do aparecimento de doenças e

ataques de pragas, etc., quanto pelo lado da demanda, via modificações nos instrumentos de política econômica, os quais são capazes de alterar níveis de renda, hábitos de consumo, etc. Especificamente no caso do Brasil, deve-se realçar que a implementação de diversos pacotes econômicos de cunho heterodoxo, a partir de 1986, causaram fortes impactos sobre a economia, gerando distorções nos preços relativos de diversos mercados.

Dado que a economia brasileira experimentou profundas transformações na sua estrutura de produção e comercialização, especialmente de produtos agrícolas a partir da década de 60, aliado ao fato do acirramento do processo inflacionário nos anos recentes, deve-se destacar que trabalhos que aprimoram o conhecimento relativo à evolução de preços nos diversos segmentos de comercialização assumem grande relevância, principalmente no caso de produ-

tos oléricolas, os quais exercem expressiva participação no custo de alimentação do trabalhador, consequentemente sobre os próprios índices de inflação.

Quanto à amplitude de variação de preços no mercado de tomate, estudo desenvolvido por UENO & TSUNECHIRO (1989) mostrou que o tomate apresentou maior amplitude de variação dos preços de atacado em relação aos do varejo nos períodos 1971-76 e 1977-82, como foi observado também por PEROSA (1985) no período 1970-84 e FIALLOS (1981) no período 1971-78. Para o período 1983-87, UENO & TSUNECHIRO (1989), concluíram, porém, que os preços no atacado oscilaram menos que no varejo, cujos coeficientes de amplitudes foram de 38,1 e 56,8 respectivamente, quando nos períodos anteriores esses coeficientes médios foram 43,4 e 29,0.

Com relação à sazonalidade dos preços do tomate tanto em nível de atacado como de varejo, foi constatado por UENO & OKAWA (1992) que, no período 1986-91, os padrões sazonais de preços nesses dois mercados apresentaram comportamentos semelhantes, com pequena diferença nos coeficientes de amplitude (atacado 75,4 e varejo 77,0), ou seja, a intensidade de variação de preços em nível de varejo não foi menor. Ainda de acordo com esses autores, os padrões de sazonalidade mostraram que preços mais elevados ocorreram em abril e maio e os menores de outubro a janeiro, enquanto, no período 1970-84, conforme foi analisado por PEROSA (1985), foram observados dois períodos distintos de entressafra, em abril e em setembro, quando os preços foram mais altos. Para essa mudança no comportamento da oferta do produto, UENO & OKAWA (1992) concluíram que no primeiro semestre, devido às mudanças de regiões produtoras, das Divisões Regionais Agrícolas (DIRAs) de Sorocaba e Registro em término de safra e DIRA de Campinas em início, período em que ocorre redução na oferta, houve maior ocorrência de preços altos, acentuadamente em abril e maio; e no segundo semestre, em razão da concorrência com o tomate rasteiro, os preços mantiveram-se baixos, não se observando escassez de tomate envarado, detectado por PEROSA (1985).

De acordo com BARROS (1989), "diversas pesquisas foram realizadas com a finalidade de entender

o processo de transmissão de preços entre os níveis de produtor, atacado e varejo, tendo-se como base o abastecimento da cidade de São Paulo. Buscava-se fundamentalmente apresentar evidências acerca de que nível de mercado tende a liderar os demais durante o processo de ajustamento de preços. Além disso, importa saber se, uma vez iniciada, uma variação de preços tende a ser atenuada ou exacerbada durante sua propagação aos demais níveis de mercado".

Ainda de acordo com BARROS (1989), o atacado, ou seja, a Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) no caso do Estado de São Paulo, é o principal foco de origem de oscilações de preços de vários produtos agrícolas, tais como: banana, batata, cebola e tomate<sup>5</sup>.

Através da utilização do método de regressão de mínimos quadrados, BARROS & FIALLOS (1982) estudaram demanda, margem de comercialização e elasticidade de transmissão de preços de tomate no Estado de São Paulo e concluíram que o varejista funciona como um amortecedor de variação dos preços ao consumidor, visto que, em média, o aumento de 10,0% no preço do atacado ocasiona uma diminuição de cerca de 5,0% na margem absoluta do varejista. Isso indica que os aumentos de preço no atacado são parcialmente absorvidos pelo varejista ou que as reduções de preço do atacado são parcialmente transmitidas ao consumidor. Também, concluíram que um evento, ao elevar a disponibilidade do tomate em 10,0%, provoca redução de 10,62% no preço do atacado, face à flexibilidade da demanda no atacado ter sido estimada em 1,062. A elasticidade de transmissão de preços de 0,5 indicou que, para o aumento de 10,0% na quantidade negociada, o preço ao consumidor reduzirá 5,0% aproximadamente, e os 5,0% restantes serão absorvidos pela margem do varejista.

Normalmente, o varejista mantém o nível do preço, apresentando pequenas oscilações de preços durante o ano, isto é, não há transmissão proporcional das variações de preços do atacado para o varejo (BARROS, 1989).

## 2 - OBJETIVOS

A hipótese central a ser testada é verificar

como o preço praticado no atacado influencia o preço do tomate de mesa no varejo. Além disso, procurar-se-á quantificar essa relação através do cálculo de sua elasticidade de transmissão de preços<sup>6</sup>.

Também, pretende-se analisar se houve modificações no comportamento dos preços e da própria estrutura do mercado de tomate, tanto no atacado quanto no varejo, posteriormente a 1985, período em que se intensificou a entrada do tomate rasteiro no mercado. Para isso, foram considerados dois períodos de análise. O primeiro abrange o intervalo de maio de 1970 a abril de 1985 (180 observações), enquanto o segundo período tem início em maio de 1985 e vai até dezembro de 1992 (92 observações).

Essa hipótese de mudança nos parâmetros das variáveis do primeiro período para o segundo baseia-se na observação quanto à maior participação de tomate rasteiro no Entrepósito Terminal de São Paulo (ETSP) da CEAGESP, no segundo semestre do ano, o que pode ter contribuído para alterar o padrão estacional de preços. Dessa forma, analogamente à divisão temporal deste trabalho, pretende-se analisar e quantificar possíveis alterações no padrão de transmissão de preços do tomate no atacado para os preços praticados no varejo. Esse fato fica melhor caracterizado pela visualização dos gráficos com as duas variáveis juntas (Figuras 1, 2, 3, 4, 5 e 6)<sup>7</sup>.

### 3 - MATERIAL E MÉTODO

Neste estudo, utilizou-se séries temporais relativas ao preço do tomate no atacado e no varejo. A metodologia empregada consistiu em modelos ARIMA e de função de transferência, conforme foi desenvolvido por BOX & JENKINS (1976).

#### 3.1 - Material

A fim de se analisar a relação entre preços de atacado e varejo do tomate de mesa no Estado de São Paulo, foram utilizadas basicamente duas séries de preços com dados mensais: preço nominal do tomate no atacado e preço nominal do tomate no varejo. Os preços

do atacado foram obtidos junto à CEAGESP. Para os preços do tomate de mesa no varejo na cidade de São Paulo, usou-se informações levantadas pelo IEA.

O período abrangido pelo estudo é de maio de 1970 a dezembro de 1992.

Foi necessário colocar ambas as séries numa única unidade monetária, pois, até fevereiro de 1986, os dados encontravam-se em cruzeiro, passando a cruzado a partir de março de 1986 até dezembro de 1988 e a cruzado novo a partir de então. Sendo assim, optou-se por deixar os dados das duas séries em valores anteriores a março de 1986, os dados em cruzado foram multiplicados por mil, enquanto os valores em cruzado novo foram multiplicados por um milhão.

Visando captar os possíveis efeitos provocados por eventos exógenos sobre os preços de tomate tanto em nível de atacado quanto de varejo, foram introduzidas variáveis binárias do tipo *dummy*. As *dummies* assumem valor igual a um no instante da ocorrência do evento e valor zero fora da ocorrência do evento.

O programa estatístico utilizado neste trabalho foi o *Statistical Analysis Software - SAS (Release 6.03 - SAS INSTITUTE, 1988)*.

#### 3.2 - Método

A metodologia de análise empregada será a do tratamento das variáveis através do método BOX & JENKINS (1976) para séries temporais.

##### 3.2.1 - Função de transferência

A idéia central da técnica BOX & JENKINS (1976) é a de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, por suas realizações anteriores e por seus erros passados.

Primeiramente, a série original é tratada para se tornar estacionária, pois é condição necessária para garantir a invertibilidade, ou seja, para que os valores projetados possam ser transformados em sua base original.

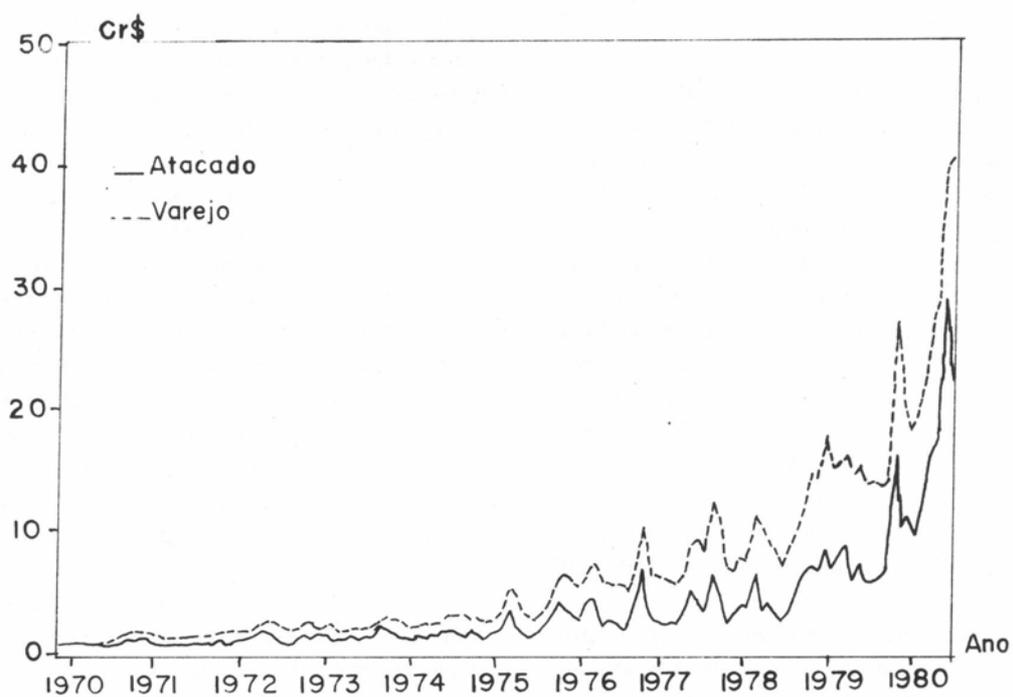


FIGURA 1 - Preços Nominais de Tomate no Atacado, CEAGESP, e no Varejo, Cidade de São Paulo, Maio de 1970 a Dezembro de 1980.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

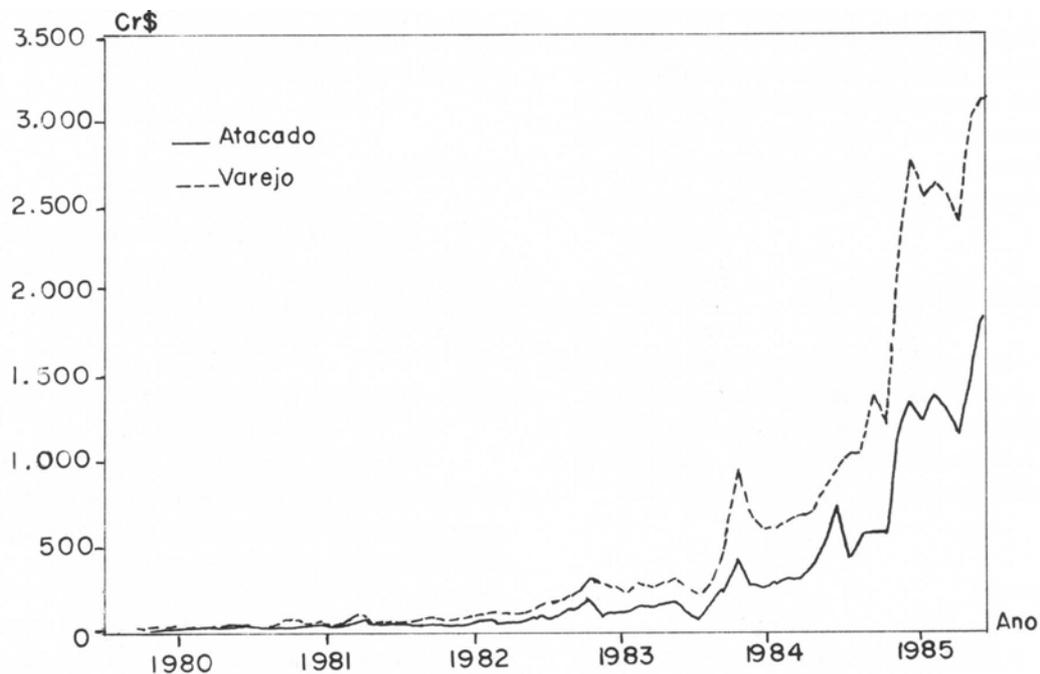


FIGURA 2 - Preços Nominais de Tomate no Atacado, CEAGESP, e no Varejo, Cidade de São Paulo, Janeiro de 1980 a Dezembro de 1985.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

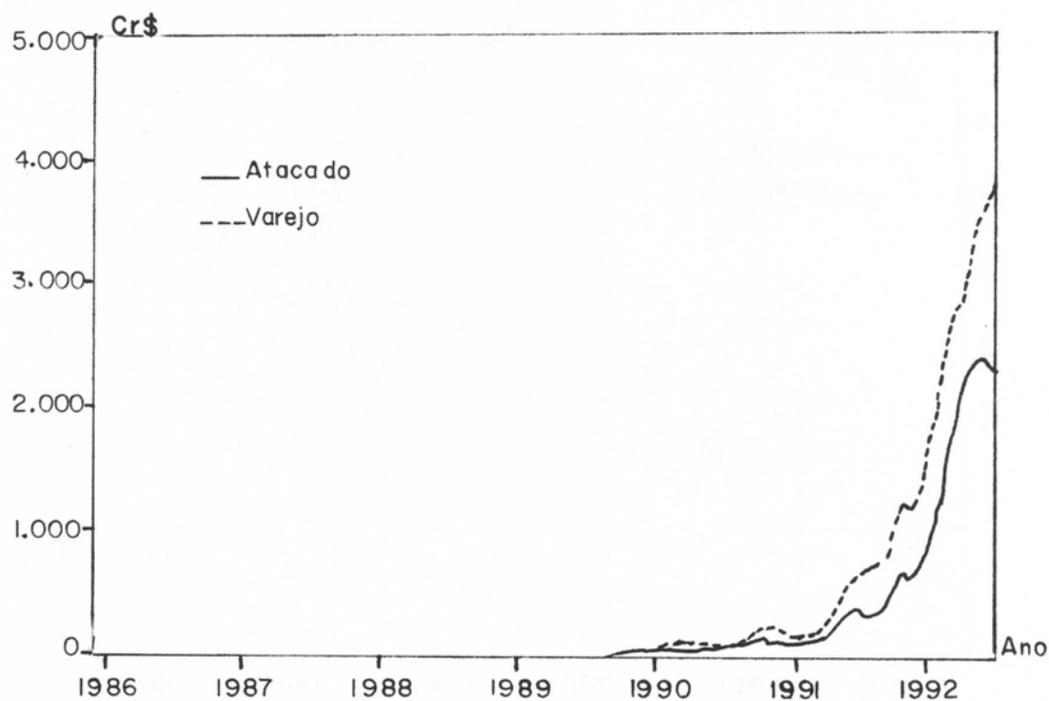


FIGURA 3 - Preços Nominais de Tomate no Atacado, CEAGESP, e no Varejo, Cidade de São Paulo, Janeiro de 1986 a Dezembro de 1992.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

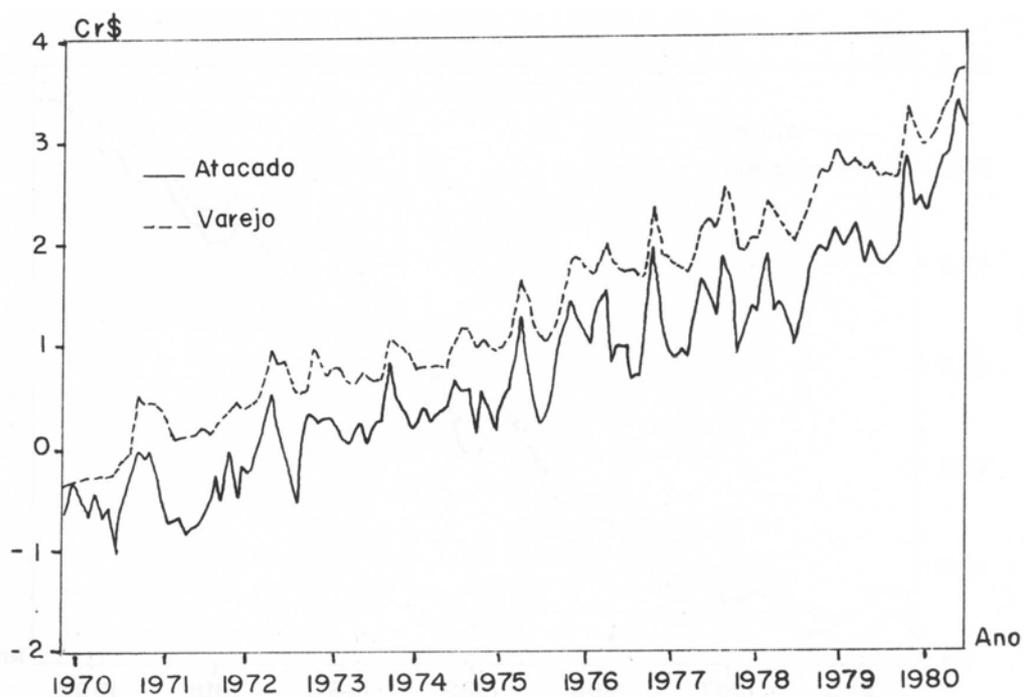


FIGURA 4 - Logaritmo dos Preços Nominais de Tomate no Atacado, CEAGESP, e no Varejo, Cidade de São Paulo, Maio de 1970 a Dezembro de 1980.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

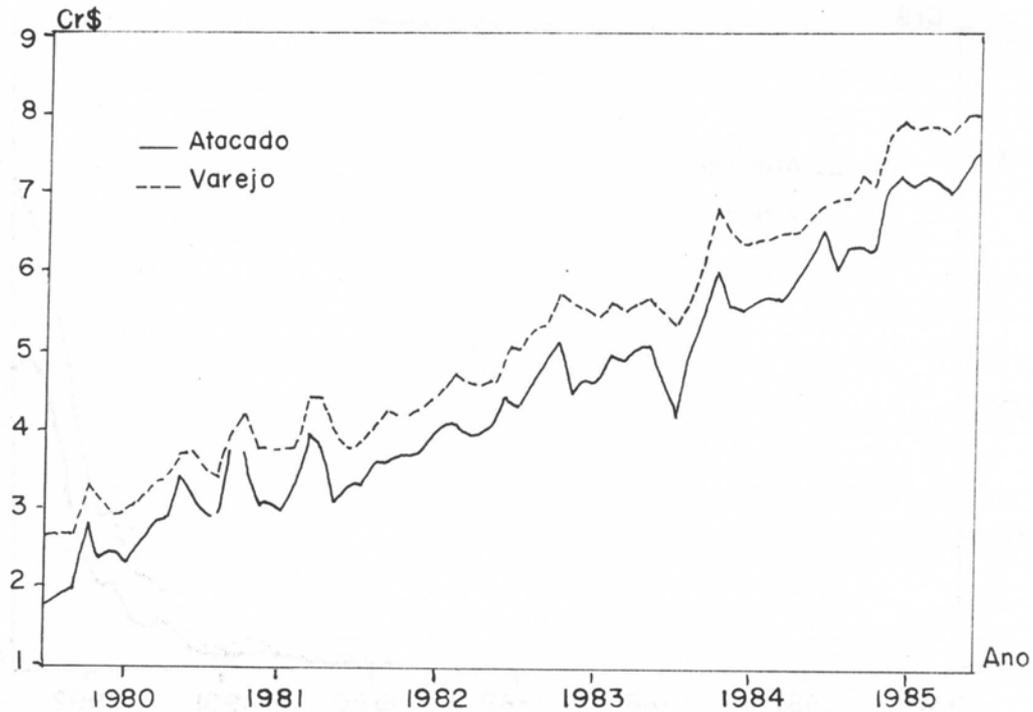


FIGURA 5 - Logaritmo dos Preços Nominais de Tomate no Atacado, CEAGESP, e no Varejo, Cidade de São Paulo, Janeiro de 1980 a Dezembro de 1985.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

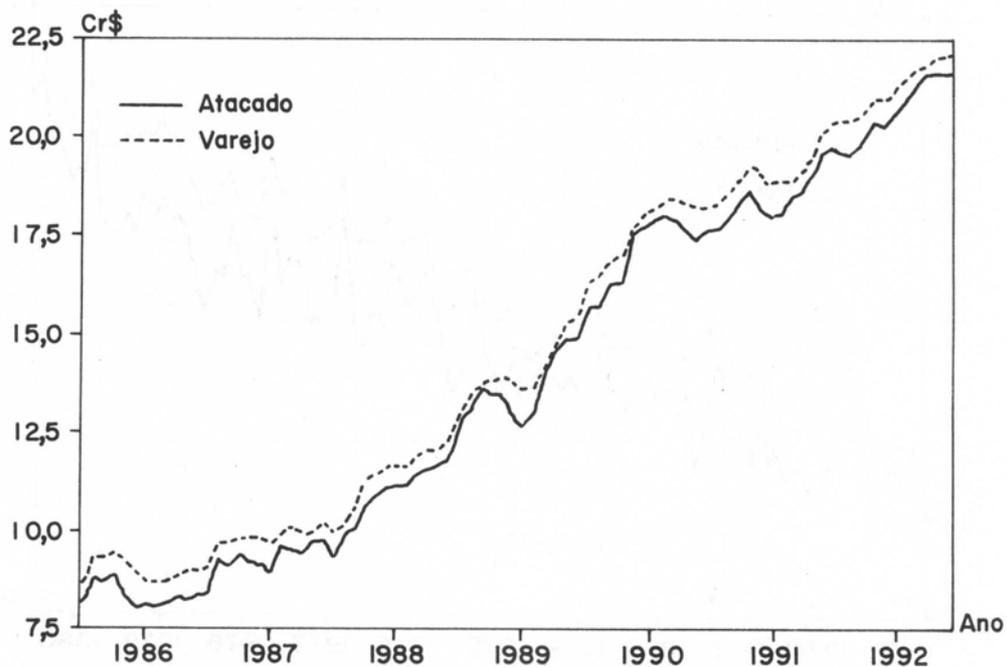


FIGURA 6 - Logaritmo dos Preços Nominais de Tomate no Atacado, CEAGESP, e no Varejo, Cidade de São Paulo, Janeiro de 1986 a Dezembro de 1992.

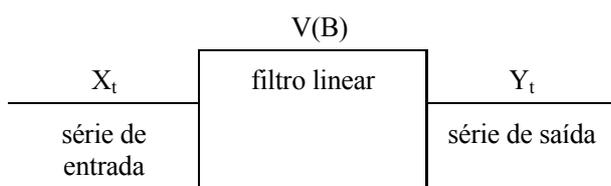
Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

Em seguida, passa-se à fase de identificação do processo gerador da série temporal. Em função das suas autocorrelações regular e parcial, procura-se identificar se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis e de qual (quais) ordem (ordens).

Após construir o(s) filtro(s) e submeter a série a esse(s) filtro(s), analisa-se os resíduos para a verificação da efetividade da filtragem. A hipótese subjacente é de que a filtragem efetiva resultará em um resíduo *white noise*, ou seja, aleatório com distribuição normal.

Este estudo será iniciado pela análise univariada das variáveis acima delineadas. Segundo VANDAELE (1983), a fim de se compreender o que seja o modelo de função de transferência, é necessário que se recorra à literatura econométrica que trata sobre modelos com defasagens distribuídas. O modelo de defasagens distribuídas geralmente é representado pelo nível da variável dependente  $Y_t$  como sendo função direta do número 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.

O modelo de função de transferência simplificado envolve duas séries temporais, uma de entrada e outra de saída. A série de saída ( $Y_t$ ) é o resultado da passagem da série de entrada ( $X_t$ ) através de 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 ( $X_t$ ):

$$Y_t = V_0 X_t + V_1 X_{t-1} + V_2 X_{t-2} + \dots$$

Uma maneira resumida para escrever a série de entrada é:

$$Y_t = V(B)X_t$$

onde o termo  $V(B)$  representa a função de transferência do filtro, ou seja,  $V(B) = V_0 + V_1 B + V_2 B^2 + \dots$ , onde os pesos  $V_0, V_1, V_2, \dots$  são chamados de função resposta de impulso.

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:

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

onde  $\omega(B)$  é um operador polinomial de ordem  $s$ -ésima e  $\delta(B)$  é um operador polinomial de ordem  $r$ -ésima.

Para que o filtro linear seja estável, é necessário que  $V(B)$  convirja para  $|B| < 1$ . 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:

$$Y_t = V(B)X_{t-b}$$

O modelo pode contar ainda com ruído independente de  $X_t$ :

$$Y_t = V(B)X_{t-b} + n_t$$

Esse ruído não é, em geral, ruído branco, mas, pode, por sua vez, ser representado por um modelo ARIMA". A suposição crucial feita no modelo de função de transferência é a de que  $X_t$  e  $n_t$  são independentes de maneira que  $X_t$ 's passados influenciem futuros  $Y_t$ 's, mas não vice-versa, ou seja, sem *feedback*<sup>8</sup>. Portanto, o modelo de função de transferência completo assume a seguinte forma:

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

ou resumidamente, tem-se:

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

onde identificar uma função de transferência significa analisar a estrutura dinâmica que envolve o relacionamento entre duas variáveis temporais, isto é, encontrar  $r$ , que é o fator de "arrasto" da influência de X sobre Y, a partir de  $b$  (defasagem máxima de Y em relação a X);  $b$  é denominado *delay*, ou seja, impacto inicial da série de entrada de X em Y, ou ainda primeiro *lag* significativo de X em relação a Y;  $s$  é a quantidade de *lags* significativos, exclusive o  $b$  (número de impactos que são importantes, mas posteriores a  $b$ ).

Sendo assim, o modelo de função de transferência é, na verdade, um modelo de regressão, onde o termo erro está representado por um modelo ARIMA,  $\theta(B)$  representa os termos de média móvel 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. O processo de construção de uma função de transferência poderia ser definido, então, como uma operação em três passos: identificação, estimação e verificação.

Dois são os métodos disponíveis que permitem a identificação da estrutura de influência entre as variáveis quando se trabalha com modelos ARIMA e modelos de função de transferência. O primeiro deles é o método elaborado por BOX & JENKINS (1976), o qual privilegia o filtro da série de entrada no modelo. Filtra-se ambas as séries utilizando o modelo ARIMA da série de entrada, ou seja, neste caso, o filtro (usado no pré-branqueamento) da variável de saída é o mesmo filtro da variável de entrada.

O segundo, que foi utilizado neste artigo, consiste no método preconizado por HAUGH & BOX (1977). Tendo como ponto de partida os modelos

ARIMA construídos anteriormente e com a hipótese de que existe causalidade entre a série de entrada (preços do tomate no atacado) sobre a série de saída (preços do tomate no varejo), esse método considera que a variável de saída é explicada tanto pelo seu próprio comportamento passado, como pelo comportamento passado da variável de entrada. Filtrando-se cada variável pelo seu próprio filtro, elimina-se a influência dos eventos passados da própria variável, isto é, privilegia-se a informação que não foi explicada somente pelo passado de cada variável. Portanto, essa metodologia reside basicamente em utilizar o resíduo "limpo" da série de saída em relação ao seu próprio passado e relacionar com o resíduo "limpo" (também em relação ao seu próprio passado) da série de entrada.

### 3.2.2 - Análise de intervenção

Geralmente, séries de tempo e mais particularmente séries temporais relativas a variáveis econômicas podem ser afetadas por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas, redirecionamento de instrumentos de política econômica, etc. Em razão da existência desses eventos exógenos, os mesmos não podem ser desconsiderados quando se estuda a relação estrutural entre as variáveis, pois corre-se o risco de se estimar modelos viesados e, conseqüentemente, reduzir o poder de previsão dos mesmos.

"Eventos desse tipo, cujo *timing* é conhecido, tem sido denominado intervenções, por BOX & TIAO (1975), e eles podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada determinísticas (ou *dummy*)" (MILLS, 1990). Entretanto, nem sempre o exato momento da ocorrência de fatores exógenos pode ser estabelecido *a priori*. Esse fato tem como resultado modelos estruturais "desbalanceados", pois esses eventos podem amplificar as respectivas variâncias desses modelos. A denominação que se dá ao surgimento de observações discrepantes no interior de séries temporais é *outliers*. Entre os vários efeitos provocados por *outliers* sobre séries temporais, destaca-se a mudança no seu nível, a qual pode ser abrupta ou suave, e até mesmo alterações na trajetória de sua tendência.

Quando se fala em análise de intervenção,

duas são as suas estruturas básicas, quais sejam: *Pulse* ( $P_t^T$ ) e *Step* ( $S_t^T$ )<sup>9</sup>. A intervenção do tipo *Pulse* corresponde a uma variável *dummy*, a qual assume valor 1 no momento da ocorrência do evento e 0 fora desse momento, ou seja:  $I_t = P_t^T$ , onde  $P_t^T = 1$ , para  $t=T$  e  $P_t^T = 0$ , para  $t \neq T$ . Enquanto a variável de intervenção do tipo *Step* possui valor igual a 0 antes da ocorrência do evento, posteriormente a ele tem valor igual a 1. A sua representação matemática fica assim caracterizada:  $I_t = S_t^T$ , onde  $S_t^T = 0$ , para  $t < T$  e  $S_t^T = 1$ , para  $t \geq T$ .

O procedimento para combinar análise de intervenção com modelo de função de transferência segue o seguinte roteiro: inicialmente, deve-se identificar e estimar o modelo de função de transferência; a seguir, torna-se necessário analisar a série dos resíduos, ou seja, deve-se proceder a sua identificação e posterior estimação e, somente depois disso, incorporar a intervenção ao modelo de função de transferência.

#### 4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

A seguir são apresentados os resultados dos modelos ARIMA e de função de transferência para os seus respectivos períodos de análise.

##### 4.1 - Modelo 1 - Maio de 1970 a Dezembro de 1992

Inicialmente, foi feita a análise gráfica para ambas variáveis, isto é, o Preço Nominal de Tomate no Atacado (PNAT) (CEAGESP) e o Preço Nominal de Tomate no Varejo da cidade de São Paulo (PNVAR). Esses apresentaram tendência explosiva, o que exigiu a transformação das duas séries para a forma logarítmica (LPNAT e LPNVAR) (Figuras 7 e 8). Feito isso, ainda permaneceu alguma tendência, sendo necessária uma primeira diferença dos logaritmos para eliminá-la (LPNAT (1) e LPNVAR (1)) (Figuras 9 e 10). Somente com a série já estacionária é que foi possível fazer a identificação para cada uma das variáveis, para que posteriormente, através da visualização de seus correlogramas, pudessem ser construídos os respectivos mode-

los ARIMA.

##### 4.1.1 - Modelos univariados

Para a variável LPNAT, o modelo ARIMA, que melhor se ajustou, foi um auto-regressivo de ordem 8 e média móvel de ordem 3 com uma diferença, centrada (Tabela 1), ou seja:

$$(1 - \phi_7 B^7 - \phi_8 B^8)(1 - B)LPNAT = (1 - \theta_3 B^3) a_t$$

O modelo ARIMA mais adequado para a variável LPNVAR foi a média móvel de ordem 1 com uma diferença (Tabela 1), ou seja:

$$(1 - B)LPNVAR = (1 - \theta_1 B^1) a_t$$

Para a série de preço de tomate no atacado, os parâmetros auto-regressivos indicam que ela é influenciada por ocorrências dela mesma com defasagens de sete a oito meses. A existência de duas regiões produtoras dominantes no Estado de São Paulo, mas com períodos de produção diferentes, e que colocam a produção no mercado em períodos na maior parte não coincidentes, parecem influenciar essas defasagens (por volta de 17,36% e 14,62% da formação do seu preço, respectivamente), em outras palavras, cerca de 17,36% do preço de sete meses atrás são transmitidos para o preço atual, e de oito meses atrás apenas 14,62%. O parâmetro de média móvel de ordem 3 provavelmente reflete o ciclo produtivo da cultura do tomate, que corresponde a três meses.

O preço do tomate no varejo adequou-se ao modelo de médias móveis de ordem 1 com uma diferença, centrada. Esse fato indica uma rápida adaptação do preço no varejo às mudanças nas condições de mercado. Entretanto, deve-se ressaltar que esse parâmetro de médias móveis participa, na formação do preço do tomate no varejo, com somente 17,0% do ajuste total de erros da taxa de crescimento dessa variável, em relação ao mês anterior.

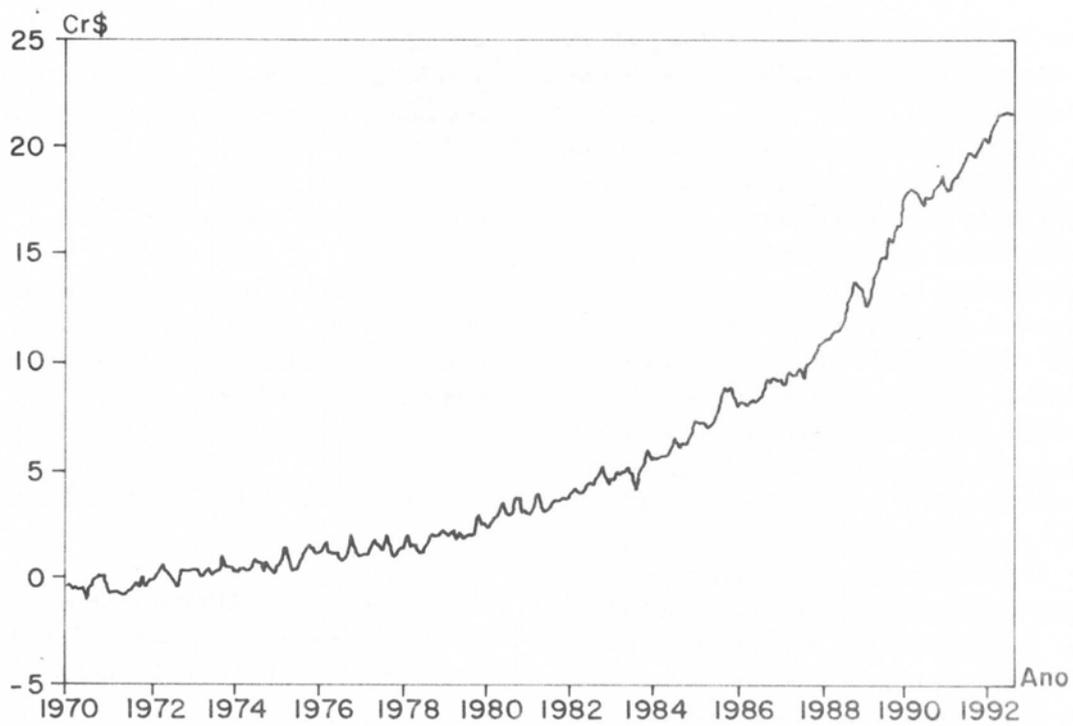


FIGURA 7 - Logaritmo dos Preços Nominais de Tomate no Atacado, CEAGESP, Maio de 1970 a Dezembro de 1992.  
Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

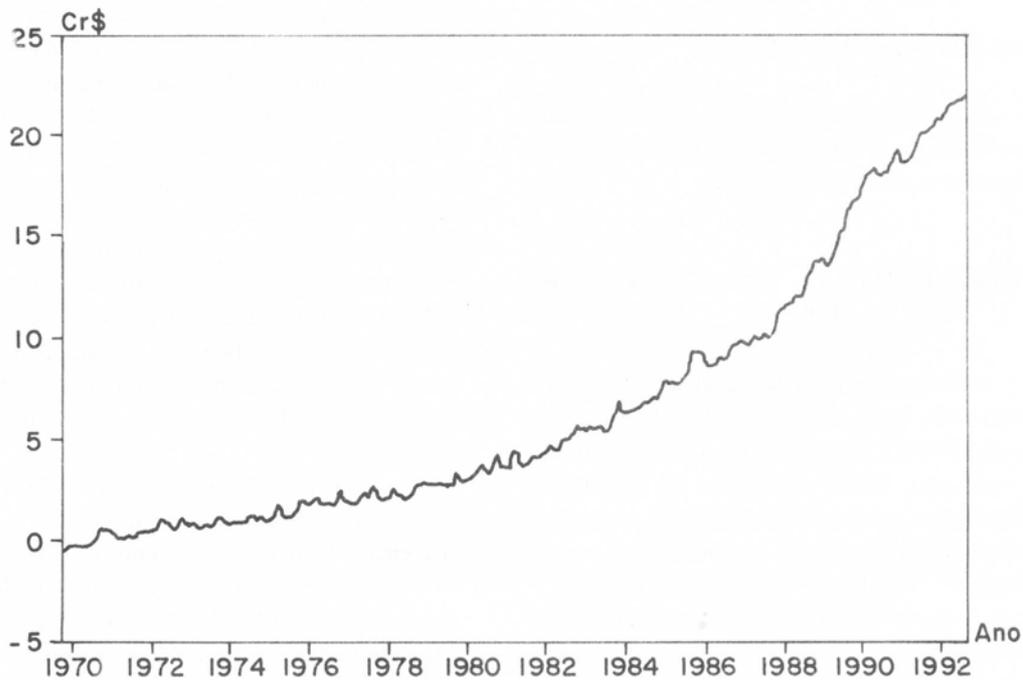


FIGURA 8 - Logaritmo dos Preços Nominais de Tomate no Varejo, Cidade de São Paulo, Maio de 1970 a Dezembro de 1992.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

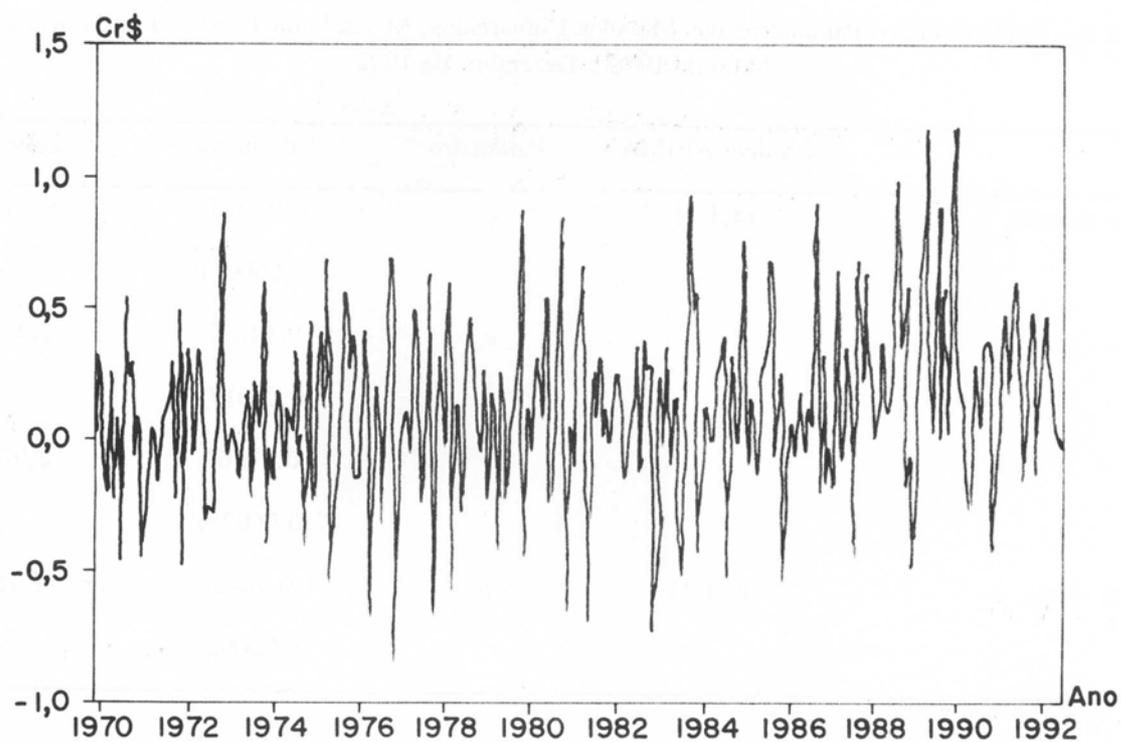


FIGURA 9 - Logaritmo com uma Diferença dos Preços Nominais de Tomate no Atacado, CEAGESP, Maio de 1970 a Dezembro de 1992.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

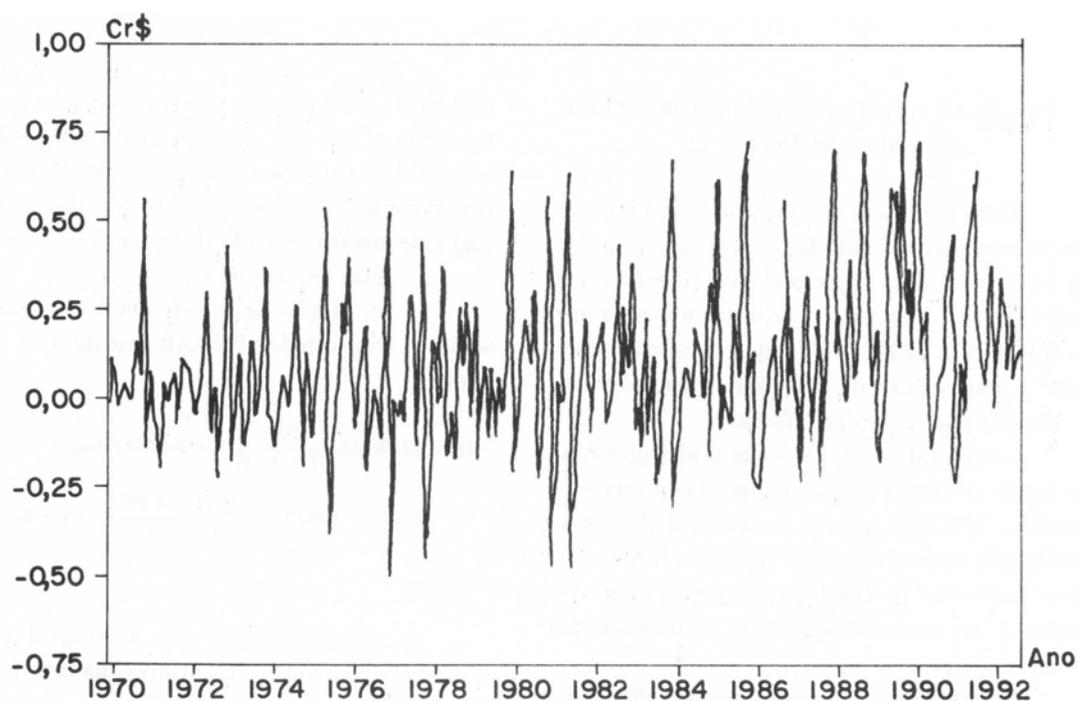


FIGURA 10 - Logaritmo com uma Diferença dos Preços Nominais de Tomate no Varejo, Cidade de São Paulo, Maio de 1970 a Dezembro de 1992.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

TABELA 1 - Estimativas dos Parâmetros dos Modelos Univariados, Mercado de Tomate, Estado de São Paulo, Maio de 1970 a Dezembro de 1992

Série	Modelo ARIMA	Parâmetro	Estimativa	Teste t
Preço no atacado	(8,1,3)	$\phi_7$	0,17361 (0,06000) <sup>1</sup>	2,89 <sup>2</sup>
		$\phi_8$	0,14622 (0,06017) <sup>1</sup>	2,43 <sup>2</sup>
		$\theta_3$	0,17569 (0,06025) <sup>1</sup>	2,92 <sup>2</sup>
Preço no varejo	(0,1,1)	$\theta_1$	-0,16659 (0,06002) <sup>1</sup>	-2,78 <sup>2</sup>

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) e do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

#### 4.1.2 - Função de transferência - maio de 1970 a dezembro de 1992

O primeiro passo na função de transferência foi identificar se haveria correlações cruzadas significativas entre um certo número de defasagens e as variáveis filtradas. Para tal, foi utilizada a metodologia de HAUGH & BOX (1977), que consiste em se proceder a uma análise de correlações cruzadas de séries filtradas por seu próprio filtro.

A análise das correlações cruzadas mostrou evidências de que havia alguma influência da variável de entrada (PNAT) sobre a variável de saída (PNVAR), nos instantes  $t=0$  e  $t=1$ . Dessa forma, foi testado o parâmetro  $b=0$  e também a adequação do parâmetro  $\delta$  ao modelo (indicando velocidade de ajuste em longo prazo).

As primeiras estimações mostraram algumas anomalias nos resultados que poderiam ser ocasionadas pela existência de possíveis *outliers* (que levariam a modelos incorretos). Para solucionar esse problema, adicionou-se variáveis de intervenção do

tipo *dummy* para as datas de maio de 1984 (Intervenção 1 - excesso de chuvas), de abril de 1988 (Intervenção 2 - excesso de chuvas e altas temperaturas) e de janeiro de 1990 (Intervenção 3 - excesso de chuvas e altas temperaturas).

A função de transferência definida para a variável em estudo PNVAR assumiu a seguinte forma:

$$(1-B)LPNVAR = \frac{(\omega_0)}{(1-\delta_1 B)}(1-B)LPNAT + (\omega_0)(1-B) \{ 1 + (\omega_0)(1-B) \} 2 + \frac{(\omega_0)(1-B) \} 3}{(1-\delta_1 B)} + (1-\theta_1 B)a_t$$

Pôde ser visto que a variável preço no atacado é bastante significativa na explicação da variável preço no varejo. Em longo prazo, verificou-se que ela transmite 88,2% da informação à variável dependente<sup>10</sup>. Isso quer dizer que a relação entre os preços em nível de atacado e de varejo em longo prazo assume um caráter inelástico<sup>11</sup>, pois variações de preço no atacado não são integralmente repassadas ao preço

do varejo, já que somente 88,2% dessa variação é transmitida do atacado para o varejo.

Em curto prazo, a inelasticidade entre esses dois mercados é mais acentuada, uma vez que apenas 54,7% das variações de informação, no caso de preço do atacado, são transferidos para o preço em nível de varejo. Esse resultado mostra que parte desse acréscimo de preço no atacado é absorvida pelo varejista, não sendo repassada ao consumidor final. Outro aspecto, a ser ressaltado, reside no fato de que essa transmissão de preço de um mercado para o outro ocorre dentro do mesmo mês ( $b=0$ ), ou seja, não existe defasagem temporal para a transmissão de informações entre esses dois mercados (Tabela 2).

Especificamente, no caso das variáveis de intervenção introduzidas com a finalidade de captar os efeitos provocados por eventos de caráter exógenos (Intervenção 1, Intervenção 2 e Intervenção 3) sobre os preços do tomate em nível de atacado e de varejo, verificou-se que fatores climáticos, no caso excesso de chuvas para a primeira e a segunda intervenção foram responsáveis pelo acréscimo de 31,61% e 28,89% respectivamente no preço de tomate no varejo em curto prazo. Quanto à terceira intervenção, seu reflexo sobre os preços de tomate praticados no varejo foi muito mais intenso, não se esgotando unicamente em curto prazo, o que levou à necessidade da inclusão de um parâmetro de longo prazo ( $\delta$ ). A sua velocidade de ajuste em longo prazo totalizou 97,69%, ou seja, a influência de fatores climáticos (excesso de chuvas) acarretaram acréscimo de 97,69% no preço do tomate no varejo em longo prazo, configurando, dessa forma, uma situação de elasticidade quase unitária (Tabela 2).

A informação restante é representada no modelo de ruído através de um termo de médias móveis de ordem 1, o qual incorpora ajuste de erros da taxa de crescimento do mês anterior (Tabela 2).

#### 4.2 - Modelo 2 - Maio de 1970 a Abril de 1985

O período analisado no caso do modelo 2 inicia-se em maio de 1970 e estende-se até abril de 1985.

#### 4.2.1 - Modelos univariados

O modelo ARIMA que melhor ajustou-se à variável LPNAT foi o modelo auto-regressivo de ordem 7 com uma diferença, centrada e médias móveis de ordem 3 (Tabela 3). O parâmetro auto-regressivo sugere a influência do período de colheita das safras mais importantes nesse período, no Estado de São Paulo. Já os parâmetros de médias móveis indicam influência do período do ciclo de produção até a sua chegada ao mercado, podendo o modelo ser escrito como:

$$(1 - \phi_7 B^7)(1 - B) LPNAT = (1 - \theta_1 B^1 - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3) a_t$$

Já para a variável LPNVAR, o modelo ARIMA para o período em questão foi de médias móveis de ordem 3 com uma diferença, centrada (Tabela 3). Assim, essa variável parece refletir apenas o ciclo de produção do tomate, assumindo o seguinte formato:

$$(1 - B) LPNVAR = (1 - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3) a_t$$

#### 4.2.2 - Função de transferência - maio de 1970 a abril de 1985

Partindo-se da análise das correlações cruzadas, verificou-se que os períodos de influência de variações de preços no atacado refletem-se nos meses 0 e 1 nas variações de preços em nível de varejo. É o mesmo padrão verificado na função de transferência que engloba o período total (maio de 1970 a dezembro de 1992). A função de transferência relativa ao período maio de 1970 a abril de 1985 assumiu o seguinte aspecto:

$$(1 - B) LPNVAR = \frac{(\omega_0)}{(1 - \delta_1 B)} (1 - B) LPNAT + (\omega_0)(1 - B) [1 + (1 - \theta_1 B) a_t$$

Entretanto, o parâmetro  $\omega_0$  nessa segunda função de transferência alcançou o valor de 0,51516,

TABELA 2 - Estimativas dos Parâmetros dos Modelos de Função de Transferência, Mercado de Tomate, Estado de São Paulo, Maio de 1970 a Dezembro de 1992

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste t
Preço no atacado		$\omega_0$	0,54697 (0,01675) <sup>1</sup>	32,65 <sup>2</sup>
		$\delta$	0,37972 (0,02312) <sup>1</sup>	16,42 <sup>2</sup>
Intervenção 1	05/1984	$\omega_0$	0,31613 (0,08879) <sup>1</sup>	3,56 <sup>2</sup>
Intervenção 2	04/1988	$\omega_0$	0,28892 (0,08802) <sup>1</sup>	3,28 <sup>2</sup>
Intervenção 3	01/1990	$\omega_0$	0,37025 (0,09363) <sup>1</sup>	3,95 <sup>2</sup>
		$\delta$	0,99621 (0,03016) <sup>1</sup>	33,03 <sup>2</sup>
Ruído		$\theta_1$	0,46963 (0,05477) <sup>1</sup>	8,57 <sup>2</sup>

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) e do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

TABELA 3 - Estimativas dos Parâmetros dos Modelos Univariados, Mercado de Tomate, Estado de São Paulo, Maio de 1970 a Abril de 1985

Série	Modelo ARIMA	Parâmetro	Estimativa	Teste t
Preço no atacado	(7,1,3)	$\phi_7$	0,19899 (0,07751) <sup>1</sup>	2,57 <sup>2</sup>
		$\theta_1$	0,31706 (0,07411) <sup>1</sup>	4,28 <sup>2</sup>
		$\theta_2$	0,21277 (0,07648) <sup>1</sup>	2,78 <sup>2</sup>
		$\theta_3$	0,20563 (0,20563) <sup>1</sup>	2,74 <sup>2</sup>
Preço no varejo	(0,1,3)	$\theta_2$	0,31992 (0,07124) <sup>1</sup>	4,49 <sup>2</sup>
		$\theta_3$	0,17658 (0,07129) <sup>1</sup>	2,48 <sup>2</sup>

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) e do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

enquanto na função de transferência total foi de 0,54697 (Tabelas 4 e 2). Isso indica que o padrão de transferência de informação entre os preços, no primeiro período, é um pouco menor que o verificado no período total. Esse resultado mostra que variações de preço em nível de atacado são transmitidas instantaneamente ( $b=0$ ) e parcialmente para os preços no varejo, pois somente 51,52% da variação de preço são transferidos do atacado para o varejo em curto prazo, acentuando, dessa forma, seu caráter um pouco mais inelástico em comparação ao modelo 1. A transferência de informação em longo prazo na segunda função de transferência alcançou 84,6% contra 88,2% verificados na função de transferência do período total (Tabela 4). Portanto, pode-se concluir que a transmissão de preços entre atacado e varejo, tanto em curto quanto em longo prazo, é um pouco mais inelástica no caso do modelo 2. Outro aspecto importante é que, a partir desses resultados, pode-se inferir que o varejista absorve parte dos acréscimos de preços ocorridos no atacado, ou seja, o varejista não repassa integralmente ao consumidor os aumentos de preços ocorridos no atacado.

### 4.3 - Modelo 3 - Maio de 1985 a Dezembro de 1992

O período abrangido pelo modelo 3 começa a partir de maio de 1985 e termina em dezembro de 1992.

#### 4.3.1 - Modelos univariados

Os modelos univariados, que melhor adaptaram-se às séries nesse segundo período, mostraram uma característica em comum: a emergência do fator de médias móveis de ordem 5. O melhor modelo encontrado para a variável LPNAT foi o de média móvel de ordem 5, com uma diferença, centrada (Tabela 5). Para a variável LPNVAR, o melhor modelo foi o de médias móveis de ordens 1 e 5, com uma diferença, centrada (Tabela 5).

Os modelos univariados para esse segundo período assumiram a seguinte forma:

$$(1 - B) LPNAT = (1 - \theta_5 B^5) a_t$$

e

$$(1 - B) LPNVAR = (1 - \theta_1 B - \theta_5 B^5) a_t$$

O que se destaca nesse segundo período é a alteração dos parâmetros da variável LPNAT. Provavelmente, isso reflete a modificação ocorrida nos padrões de sazonalidade da oferta de tomate comercializado no ETSP da CEAGESP, pois parte da produção de tomate rasteiro destinada à indústria foi desviada para o mercado atacadista, em função dos maiores preços alcançados nesse segmento. Além de aumentar o volume comercializado no atacado e dado que o tomate rasteiro é de qualidade inferior, esses dois fatores contribuíram para pressionar o preço para baixo, modificando a conformação da sazonalidade, conforme foi colocado por UENO & OKAWA (1992). Por outro lado, a variável LPNVAR apresentou um aumento da influência das condições do mercado (passando de médias móveis de ordens 2 e 3, no primeiro período, para média móvel de ordem 1), captando as variações do mercado com mais rapidez.

#### 4.3.2 - Função de transferência - maio de 1985 a dezembro de 1992

Ao se comparar a função de transferência do terceiro período com o primeiro, percebe-se que houve uma alteração no padrão de transferência de informação entre as variáveis LPNAT e LPNVAR: enquanto nesse primeiro período havia uma transferência de 84,6% de informação em longo prazo, neste segundo período, essa proporção passou para 93,1% (Tabela 6). Esse resultado mostra que, apesar do modelo 3 ser menos inelástico que o modelo 2, ainda assim, persiste a relação de inelasticidade entre os preços no atacado e no varejo, pois variações de preços em nível de atacado no modelo 2 são repassadas em apenas 84,6% aos preços praticados no varejo em longo prazo, enquanto, no modelo 3, essa transmissão de preços foi de 93,1%.

Em termos de curto prazo, também houve redução da inelasticidade envolvendo os preços de

TABELA 4 - Estimativas dos Parâmetros dos Modelos de Função de Transferência, Mercado de Tomate, Estado de São Paulo, Maio de 1970 a Abril de 1985

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste t
Preço no atacado		$\omega_0$	0,51516 (0,02192) <sup>1</sup>	23,50 <sup>2</sup>
		$\delta$	0,39109 (0,03306) <sup>1</sup>	11,83 <sup>2</sup>
Intervenção 1	05/1984	$\omega_0$	0,35655 (0,09056) <sup>1</sup>	3,94 <sup>2</sup>
Ruído		$\theta_1$	0,56278 (0,06315) <sup>1</sup>	8,91 <sup>2</sup>

<sup>1</sup>Estimativa do erro padrão.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) e do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

TABELA 5 - Estimativas dos Parâmetros dos Modelos Univariados, Mercado de Tomate, Estado de São Paulo, Maio de 1985 a Dezembro de 1992

Série	Modelo ARIMA	Parâmetro	Estimativa	Teste t
Preço no atacado	(0,1,5)	$\theta_5$	0,30948 (0,10214) <sup>1</sup>	3,03 <sup>2</sup>
Preço no varejo	(0,1,5)	$\theta_1$	-0,21504 (0,10367) <sup>1</sup>	-2,07 <sup>2</sup>
		$\theta_5$	0,23284 (0,10340) <sup>1</sup>	2,25 <sup>2</sup>

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) e do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

TABELA 6 - Estimativas dos Parâmetros dos Modelos de Função de Transferência, Mercado de Tomate, Estado de São Paulo, Maio de 1985 a Dezembro de 1992

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste t
Preço no atacado		$\omega_0$	0,58556 (0,02911) <sup>1</sup>	20,12 <sup>2</sup>
		$\delta$	0,37070 (0,03804) <sup>1</sup>	9,75 <sup>2</sup>
Intervenção 2	04/1988	$\omega_0$	0,16305 (0,06321) <sup>1</sup>	2,58 <sup>2</sup>
Intervenção 3	01/1990	$\omega_0$	0,36100 (0,09359) <sup>1</sup>	3,86 <sup>2</sup>
		$\delta$	0,775624 (0,19384) <sup>1</sup>	4,00 <sup>2</sup>
Ruído		$\theta_2$	0,46632 (0,10196) <sup>1</sup>	4,57 <sup>2</sup>

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) e do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

tomate no atacado e no varejo. Enquanto o parâmetro de curto prazo ( $\omega_0$ ) assumiu valor igual a 0,51516 no modelo 2 (Tabela 4), para o modelo 3, o impacto de curto prazo foi igual a 0,58556 (Tabela 6). Logo, pode-se inferir que variações nos preços do tomate em nível de atacado em curto prazo são repassadas parcialmente e imediatamente aos preços do mercado varejista, sendo que, no modelo 2, essa transmissão de preços foi de 51,52% e, no modelo 3, esse valor subiu para 58,56%. Um ponto que merece destaque refere-se ao fato de que esses resultados mostram que, apesar de existir inelasticidade tanto em curto quanto em longo prazo para a transmissão de preços entre esses dois níveis de mercado, houve redução da absorção pelo varejista em função de variações de preços no atacado, na comparação do modelo 2 com o 3, ou seja, o varejista passou a transferir uma percentagem maior

das variações de preço no atacado para o consumidor final.

Por outro lado, o fator de médias móveis para a função de transferência nesse segundo período passou a incorporar informações mais distantes no tempo (de ordem 1 para ordem 2). Isso pode representar que a variável LPNVAR começou a ser mais influenciada pela variável LPNAT e menos pelo fator erro dela mesma.

O modelo para a função de transferência ficou assim definido:

$$(1-B)LPNVAR = \frac{(\omega_0)}{(1-\delta_1 B)}(1-B)LPNAT + (\omega_0)(1-B)\left[1 + \frac{(\omega_0)}{(1-\delta_1 B)}(1-B)\right]2 + (1-\theta_2 B^2)$$

Essas modificações indicam que a transferência de informações entre os dois níveis de mercado tornou-se mais intensa para o período em questão. É preciso lembrar que foi nesse período que ocorreram as mais altas taxas de inflação aliadas à implementação de uma série de pacotes econômicos de caráter heterodoxo, os quais transformaram a estrutura dos preços relativos vigente até então nos diversos mercados. Nesse ambiente de incertezas, os agentes econômicos procuram mecanismos no sentido de defender seus respectivos níveis de renda e ficaram mais atentos às variações de preços.

As duas variáveis *dummies* que procuraram captar os efeitos proporcionados por fatores de ordem climática (Intervenção 2 e Intervenção 3) mostraram-se estatisticamente significativas. Especificamente no caso da primeira variável de intervenção, é necessário destacar que fatores meteorológicos foram os principais responsáveis pela redução da oferta com a conseqüente elevação dos preços do tomate no mercado. Segundo UENO (1988), "Na segunda quinzena de abril, houve início de colheita na DIRA de Campinas (Elias Fausto, Indaiatuba, Sumaré, Monte-Mor, Itu, Salto, Capivari e Botucatu, cujas culturas foram instaladas no período de dezembro a julho) e do sul do Estado de Minas Gerais. Desde esse mês vem ocorrendo pequeno volume de entrada no Entreposto Terminal de São Paulo (ETSP), devido às compras diretamente efetuadas nas regiões produtoras pelos Estados do Norte, Nordeste e Sul. Em janeiro e fevereiro do corrente ano, a estiagem nos Estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina não permitiu que houvesse plantio suficiente para atender ao consumo regional nesta safra. Nos Estados do Nordeste, principalmente no Estado de Pernambuco, devido ao excesso de chuvas e mudança de cultivar de tomate, os tomaticultores sofreram grandes prejuízos". Quantitativamente, em termos de curto prazo, esses fatos provavelmente contribuíram para o acréscimo de preço no varejo da ordem de 16,30% (Tabela 6).

No caso da variável de intervenção 3, também houve interferência de efeitos climáticos. Conforme UENO (1990), "a rápida maturação dos frutos, que tem se verificado desde a última semana de dezembro de 1989, e o ataque de doenças (requeima e

cancro bacteriano), causados por excesso de chuvas e altas temperaturas, poderão prejudicar a produção e antecipar o término dessa colheita". Esse conjunto de fatores pode explicar a diminuição da colheita e a conseqüente elevação de preço captada pelo modelo para janeiro de 1990, o que colaborou no sentido de reforçar a elevação dos preços do tomate no varejo em curto prazo em cerca de 36,10% (Tabela 6).

## 5 - CONCLUSÕES

Verificou-se que o preço de tomate em nível de atacado influencia decisivamente na formação do seu preço no mercado varejista. Isso, em parte, é devido ao fato de os preços coletados em nível de varejo corresponderem aos de feiras, supermercados e quitandas, que se abastecem principalmente na CEAGESP, onde ocorre a formação de preços de produtos olerícolas em nível de atacado no Estado de São Paulo.

Ao se analisar o período total em questão (maio de 1970 a dezembro de 1992), verificou-se que a transmissão de informação dos preços do atacado para o varejo corresponde a cerca de 54,7% em curto prazo (no mesmo mês) e cerca de 88,2% da informação em longo prazo. Dessa forma, aproximadamente 12% da formação do preço do varejo eram devido a outros fatores ou fontes de informação. Entretanto, o espaço de tempo analisado (maio de 1970 a dezembro de 1992) abrange dois períodos bem diferenciados quanto ao funcionamento do mercado.

A análise em duas fases revelou um aprofundamento da importância do preço no atacado para a formação do preço no varejo no segundo período. No primeiro período (maio de 1970 a abril de 1985), o preço no atacado representava 84,6% (ajustamento em longo prazo) na formação do preço do varejo e, no segundo período (maio de 1985 a dezembro de 1992), passou para 93,1%. Ressalta-se, porém, que, no primeiro período, a influência do preço no atacado sobre o preço no varejo era bastante alta.

Um fato que se destaca é a evidência de que houve alteração na sazonalidade da oferta do produto em nível de atacado. No primeiro período, os parâmetros de médias móveis dos modelos univariados mostraram uma adesão a períodos relacionados a ciclos

da produção e colheita do tomate (produção = três meses, colheita = sete a nove meses). Já no segundo período, os parâmetros univariados para ambas as variáveis mostraram um parâmetro de médias móveis de ordem 5 (cinco meses), difícil de se entender à primeira vista, pois não corresponde a nenhum período econômico diretamente.

Os padrões de sazonalidade de preços de tomate de mesa, tanto de atacado como de varejo, determinados antes de 1986, indicam dois períodos distintos de entressafas em abril e em setembro, o que não se observa mais nos períodos mais recentes (1986-91). Em razão da entrada de tomate rasteiro no mercado atacadista de São Paulo, no segundo semestre, não se observou mais a escassez do produto, principalmente em outubro, mantendo-se os preços em níveis mais baixos. Dessa forma, nota-se uma conformação diferente no padrão estacional da oferta do produto na CEAGESP, detectada por UENO & OKAWA, 1992.

Ao se agrupar as procedências do produto comercializado no mercado atacadista de São Paulo, por microrregiões, verifica-se duas principais regiões produtoras de tomate de variedade envarada, com a oferta da região B concentrada de abril a dezembro e

a da região A, de novembro a maio (Anexos 1 e 2).

Já o tomate de variedade rasteira tem sua oferta concentrada entre abril e setembro, o que tem contribuído na manutenção de preços mais baixos no segundo semestre (Anexo 2). Esse comportamento, todavia, não foi verificado quando se analisou as procedências do tomate de variedade rasteira em 1980, a sua maior participação no mercado ocorria apenas em abril, setembro e outubro (Anexo 1).

O período (dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril) em que a oferta da região B predomina a da região A é de cinco meses. E o período em que a região A (junho, julho, agosto, setembro e outubro) e a de tomate rasteiro (novembro, dezembro, janeiro, fevereiro e março) permanecem em "entressafra" também é de cinco meses. Dessa forma, o período de cinco meses é marcante ao longo do ciclo de oferta do tomate na CEAGESP, sugerindo esse fato como explicação para os parâmetros dos modelos univariados no período mais recente.

Uma afirmação mais positiva dependeria de uma análise mais aprofundada, levando-se em conta os preços recebidos pelo produtor e a influência dos preços praticados pela indústria processadora de tomate.

## NOTAS

<sup>1</sup>Trabalho referente ao projeto SPTC 16-007/94. Os autores agradecem à Secretária Roseli Aparecida Lopes a digitação de uma versão preliminar do texto e das tabelas. Recebido em 29/03/94. Liberado para publicação em 14/06/94.

<sup>2</sup>Economista, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

<sup>3</sup>Administrador, MS, Bolsista do CNPq.

<sup>4</sup>Economista, MS, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

<sup>5</sup>É necessário frisar que não será utilizada neste artigo a variável preço médio recebido pelo produtor de tomate no Estado de São Paulo. A principal justificativa para se proceder dessa forma consiste no fato de que BARROS & MARTINES FILHO (1987) realizaram estudo sobre a transmissão de preços agrícolas entre os três níveis de mercado (produtor, atacado e varejo) utilizando o método de causalidade de SIMS (1972) e concluíram que o sentido de causalidade de transmissão de preços no mercado de tomate assume caráter unidirecional do atacado para o produtor.

<sup>6</sup>Segundo 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".

<sup>7</sup>A fim de facilitar essa constatação graficamente, optou-se em dividir as séries em três partes, abrangendo os períodos de maio de 1970 a dezembro de 1980, janeiro de 1980 a dezembro de 1985 e janeiro de 1986 a dezembro de 1992.

<sup>8</sup>Maiores detalhes sobre esse tema podem ser encontrados em MILLS (1990).

<sup>9</sup>Quanto à notação utilizada, deve ficar claro ao leitor que *t* representa o tempo, e *T* reflete o exato momento de introdução da *dummy* na série de tempo.

<sup>10</sup>Para o cálculo de ajuste em longo prazo entre as variáveis independentes e dependentes, utiliza-se a seguinte relação:

$$\frac{\omega_0}{(1 - \delta)}$$

Maiores detalhes e demonstração relativa a esse fato podem ser encontrados no trabalho desenvolvido por OLIVEIRA & PINO (1985).

<sup>11</sup>É necessário relembrar o fato de que as variáveis envolvidas neste trabalho estão na forma logarítmica. Em outras palavras, isso significa que os valores dos coeficientes da variável de entrada fornecem diretamente a sua própria elasticidade. Por outro lado, a diferença do logaritmo pode ser interpretada como taxa de crescimento. A esse respeito, o leitor encontrará maiores informações em MILLS (1990).

### LITERATURA CITADA

- BARROS, Geraldo S. A. C. Formação de preços agrícolas e reflexos sobre o abastecimento. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, **27**(1):1-4, jan./mar. 1989.
- \_\_\_\_\_. & BURNQUIST, Heloísa L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: ENCONTRO LATINO-AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7, São Paulo, 1987. **Anais...** São Paulo, s.ed., 1987. p. 175-190.
- \_\_\_\_\_. & FIALLOS, Laura E. W. Demanda, margens de comercialização e elasticidade de transmissão de preços de tomate no Estado de São Paulo. **Revista de Economia Rural**, Brasília, **20**(2):227-236, abr./jun. 1982.
- \_\_\_\_\_. & MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15, Salvador, 1987. **Anais...** Salvador, ANPEC, 1987.
- BOLETIM MENSAL. São Paulo, CEAGESP, 1970-1992.
- BOY, George E. P. & JENKINS, Gwilym M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco, Holden-day, 1976. 375p.
- BOY, George E. P. & TIAO, G. Wilyn C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, **70** (349): 70-9, Mar. 1975.
- FIALLOS, Laura E. W. **Análise da demanda e preço de tomate no Estado de São Paulo**. Piracicaba, USP-ESALQ, 1981. Dissertação de Mestrado.
- HAUGH, Larry D. & BOY, George E. P. Identification of dynamic regression (Distributed Lag) models connecting two time series. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, **72**(357):121-130, Mar. 1977.
- HELMER, Richard M. & JOHANSON, Johny K. An exposition of Box-Jenkins transfer function analysis with an application to the advertising - sales relationship. **Journal of Marketing Research**, **24**:227-239, May 1977.
- INFORMAÇÕES ECONÔMICAS. São Paulo, IEA, jun. 1970 - jan. 1993.

- MILLS, Terence C. **Time series techniques for economists**. New York, Cambridge University, 1990. 377p.
- 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.
- PEROSA, Matheus Y. **O tomate no Estado de São Paulo**: produção, comercialização e preços. São Paulo, FGV, 1985. 174p. Dissertação de Mestrado.
- PINO, Francisco A. **Análise de intervenção em séries temporais**: aplicações em economia agrícola. São Paulo, USP/IME, 1980. 253p. Dissertação de Mestrado.
- SAS INSTITUTE. **SAS/ETS user's guide**. Cary, NC, SAS Institute, 1988. 559p.
- SIMS, Christopher A. Money, income and causality. **American Economic Review**, Wisconsin, **62**(4):540-552. Sep. 1972.
- UENO, Lídia H. Tomate. **Informações Econômicas**, SP, **20**(02):19-22, fev. 1990.
- \_\_\_\_\_. Tomate. **Prognóstico Agrícola**, SP, **1**(1):5.74-5.76, 1988.
- UENO, Lídia H. & OKAWA, Hiroshige. Custo de produção e preços no mercado de tomate de mesa, 1986-91. **Agricultura em São Paulo**, SP, **39**(1):179-193, 1992.
- \_\_\_\_\_. & TSUNECHIRO, Alfredo. Flutuações sazonais de preço, quantidade e markup de produtos olerícolas em São Paulo, 1971-87. **Agricultura em São Paulo**, SP, **36**(1):73-98, 1989.
- VANDAELE, Walter. **Applied time series and Box-Jenkins models**. New York. Academic Press. 1983. 417p.

**ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE TOMATE NO ESTADO  
DE SÃO PAULO**

**Anexo 1**

TABELA A.1.1 - Participação Percentual das Principais Microrregiões e Estados Fornecedores de Tomate  
Comercializado na CEAGESP, 1980

(continua)

Microrregião e Estado	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.
Paranapiacaba	59,8	50,9	32,1	18,1	5,2	0,7
Apiáí	15,1	31,8	42,3	14,6	0,3	0,0
Campos de Itapetininga	14,7	6,1	6,2	8,4	2,7	0,1
Santa Catarina	0,2	4,6	9,3	3,5	0,7	0,0
<b>Região "A" - tomate envarado</b>	<b>89,8</b>	<b>93,4</b>	<b>89,9</b>	<b>44,6</b>	<b>8,9</b>	<b>0,8</b>
Campinas	1,9	0,4	2,8	26,3	55,1	63,5
Depressão periférica setentrional	0,5	0,1	0,1	0,8	2,9	6,1
Sorocaba	3,0	1,7	1,9	5,4	10,8	9,7
Jundiáí	0,4	0,2	0,0	1,3	4,4	4,3
Açucareira de Piracicaba	0,3	0,0	1,3	6,6	7,1	5,2
Tatuí	0,4	0,1	0,0	0,4	1,2	1,8
Minas Gerais	0,3	1,3	0,4	0,2	2,3	2,5
Rio de Janeiro	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4
Espírito Santo	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
<b>Região "B" - tomate envarado</b>	<b>6,8</b>	<b>3,8</b>	<b>6,5</b>	<b>41,1</b>	<b>83,7</b>	<b>93,5</b>
Alta Noroeste de Penápolis	0,0	0,0	0,0	0,3	0,6	0,7
Nova Alta Paulista	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7
Serra de Jaboticabal	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,5
Serra de Botucatu	0,2	0,3	1,5	9,4	3,3	1,0
Tomate rasteiro	0,2	0,3	1,5	9,8	3,9	2,8
Outras microrregiões Outros estados e transferência	3,2	2,5	2,1	4,5	3,5	2,9
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
<b>Total em caixa k</b>	<b>1.221.724</b>	<b>1.108.509</b>	<b>1.256.938</b>	<b>775.389</b>	<b>1.026.479</b>	<b>926.496</b>

Fonte: Dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP).

TABELA A.1.1 - Participação Percentual das Principais Microrregiões e Estados Fornecedores de Tomate Comercializado na CEAGESP, 1980

(conclusão)

Microrregião e Estado	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
Paranapiacaba	0,2	0,0	0,1	0,5	2,0	36,7
Apiáí	0,0	0,0	0,4	0,0	0,0	0,6
Campos de Itapetininga	0,0	0,0	0,0	0,5	8,3	17,1
Santa Catarina	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Região "A" - tomate envarado	0,2	0,0	0,5	1,0	10,3	54,4
Campinas	55,8	41,6	34,0	33,4	26,5	7,5
Depressão periférica setentrional	14,9	23,6	30,8	28,8	19,5	2,4
Sorocaba	8,3	9,2	7,2	6,5	12,5	10,7
Jundiaí	3,9	6,3	5,9	5,2	5,2	6,2
Açucareira de Piracicaba	5,3	5,2	0,0	3,0	4,6	2,1
Tatuí	2,3	1,5	0,8	2,5	4,4	3,8
Minas Gerais	3,8	7,1	7,5	7,8	6,8	1,7
Rio de Janeiro	0,1	0,1	0,0	0,0	0,7	0,1
Espírito Santo	0,0	0,0	0,2	0,0	1,0	1,2
Região "B" - tomate envarado	94,4	94,6	86,4	87,2	81,2	35,7
Alta Noroeste de Penápolis	1,0	2,3	6,5	5,6	0,0	0,0
Nova Alta Paulista	0,4	0,2	0,3	0,0	0,0	0,0
Serra de Jaboticabal	0,2	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0
Serra de Botucatu	0,1	0,0	0,0	0,4	1,7	1,1
Tomate rasteiro	1,7	2,5	6,9	6,0	1,7	1,1
Outras microrregiões						
Outros estados e transferência	3,7	2,9	6,1	5,8	6,8	8,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Total em caixa k	1.205.980	1.037.528	1.021.171	1.205.373	687.062	705.001

Fonte: Dados básicos da Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP).

TABELA A.2.1 - Participação Percentual Média das Principais Microrregiões e Estados Fornecedores de Tomate Comercializado na CEAGESP, 1986-91

(continua)

Microrregião e Estado	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.
Paranapiacaba	53,0	42,6	34,0	24,2	9,1	2,4
Apiá	20,9	35,2	41,3	19,4	2,4	0,3
Campos de Itapetininga	9,5	5,5	7,4	9,9	5,9	2,3
Santa Catarina	1,1	9,2	8,0	2,3	0,2	0,0
Região "A" - tomate envarado	84,5	92,5	90,7	55,8	17,6	5,0
Campinas	1,6	0,5	0,9	12,0	33,2	41,3
Depressão periférica setentrional	0,2	0,2	0,3	1,2	4,4	6,1
Sorocaba	1,8	0,7	0,9	2,2	7,4	10,0
Jundiaí	2,0	1,0	0,7	1,1	2,9	5,9
Açucareira de Piracicaba	0,2	0,1	0,2	2,0	4,2	4,5
Tatuí	0,3	0,1	0,3	0,8	1,1	1,6
Minas Gerais	3,3	0,2	1,1	7,2	6,9	6,0
Rio de Janeiro	0,1	0,0	0,0	0,5	0,2	0,5
Espirito Santo	0,0	0,0	0,0	0,2	0,1	0,3
Região "B" - tomate envarado	9,5	2,8	4,4	27,2	60,4	76,2
Alta Noroeste de Penápolis	0,0	0,0	0,1	0,7	2,1	3,8
Nova Alta Paulista	0,0	0,0	0,1	1,0	3,0	3,1
Serra de Jaboticabal	0,0	0,0	0,2	0,8	1,6	2,0
Serra de Botucatu	0,2	0,0	0,5	4,2	4,0	1,2
Tomate rasteiro	0,2	0,0	0,9	6,7	10,7	10,1
Outras microrregiões Outros estados e transferência	5,8	4,7	4,0	10,3	11,3	8,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Total em caixa k	964.898	872.672	996.338	887.498	969.001	961.355

Fonte: Dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP).

TABELA A.2.1 - Participação Percentual Média das Principais Microrregiões e Estados Fornecedores de Tomate Comercializado na CEAGESP, 1986-91

(conclusão)						
Microrregião e Estado	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
Paranapiacaba	1,1	1,0	0,8	0,8	2,7	25,8
Apiáí	0,1	0,3	0,4	1,6	5,3	3,7
Campos de Itapetininga	0,8	0,2	0,1	0,2	4,9	19,8
Santa Catarina	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Região "A" - tomate envarado	2,0	1,5	1,3	2,6	12,9	49,3
Campinas	42,1	31,2	23,0	30,4	33,3	11,0
Depressão periférica setentrional	9,8	16,4	26,1	28,1	14,2	2,3
Sorocaba	9,7	7,9	4,5	4,9	7,6	7,2
Jundiáí	5,9	5,5	5,0	5,3	8,2	8,2
Açucareira de Piracicaba	3,8	2,4	1,6	2,4	2,5	1,3
Tatuí	1,2	0,7	0,4	1,4	2,8	3,1
Minas Gerais	4,6	8,4	10,1	7,4	6,5	5,2
Rio de Janeiro	1,0	2,1	4,8	2,3	1,6	0,8
Espirito Santo	0,3	1,8	1,9	0,9	0,4	0,0
Região "B" - tomate envarado	78,4	76,4	77,4	83,1	77,1	39,1
Alta Noroeste de Penápolis	5,3	6,1	4,9	1,9	0,5	0,3
Nova Alta Paulista	2,3	1,8	2,6	1,9	1,4	0,1
Serra de Jaboticabal	2,0	2,1	1,5	0,5	0,3	0,2
Serra de Botucatu	0,5	0,2	0,1	0,3	0,6	1,6
Tomate rasteiro	10,1	10,2	9,1	4,6	2,8	2,2
Outras microrregiões Outros estados e transferência	9,5	11,9	12,2	9,7	7,2	9,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Total em caixa k	982.980	951.119	965.461	1.039.955	891.464	826.816

Fonte: Dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP).