APLICAÇÃO DA METODOLOGIA BOX-JENKINS NA ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE TOMATE NO ESTADO DE SÃO PAULO

Mario Antonio Margarido
Heitor T. Kato
Lídia Hathue Ueno (*)

Resumo

Este trabalho procurou analisar 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 usando o método desenvolvido por Box e Jenkins de função de transferência. Os resultados obtidos indicam que a transmissão de preço é parcialmente instantânea, com o restante da informação sendo transmitida no mês subseqüente.

Palavras-chave

função de transferência, margem de comercialização, tomate, transmissão de preços

Abstract

This article analyses the relation between wholesale and retail tomato prices in the State of São Paulo in the period between may 1970 and december 1992 using the transfer function method developed by Box e Jenkins. The results shows that the price transmission is partialy instantaneous, with the rest of information being transmited a month after.

Key words

transfer function, trading margin, tomato, price transmission

Os autores são, respectivamente, Economista, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola; Administrador, MS, Bolsista do CNPq; Economista, MS, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

(*) Os autores agradecem à Secretária do BANESER, lotada no Centro de Insumos e Máquinas Agrícolas (CIMA) do Instituto de Economia Agrícola (IEA), Roseli Aparecida Lopes pela digitação de uma versão preliminar do texto e tabelas.

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 e 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 acontecem 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, por meio da manifestação de variações de efeitos climáticos tais como geadas, excesso de chuva, e também pelo aparecimento de doenças, ataques de pragas etc., como, 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.

Sendo assim, 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 visem aprimorar o conhecimento relativo à evolução de preços nos diversos segmentos de comercialização assumem grande relevância, principalmente no caso de produtos olerícolas, os quais exercem expressiva participação no custo de alimentação do trabalhador e, conseqüentemente, sobre os próprios índices de inflação.

Paralelamente, procurou-se, no presente artigo, explorar ao máximo as amplas possibilidades técnicas oferecidas pela metodologia desenvolvida por Box e Jenkins (1976) para o estudo de séries de tempo. A principal vantagem oferecida pelo método Box-Jenkins reside no fato de que o mesmo foi concebido especialmente para se trabalhar com séries temporais, as quais costumam apresentar elevada autocorrelação nos resíduos. Portanto, o que nas outras metodologias mais tradicionais (como, por exemplo, no modelo de regressão) são problemas, no método Box-Jenkins acaba sendo uma

vantagem, pois o padrão das autocorrelações regular e parcial permite analisar o comportamento intrínseco da variável em estudo, gerando, assim, um nível a mais de explicação sobre a própria variável: os modelos univariados. Desta forma, a partir da análise dos modelos univariados pode-se obter uma explicação para o comportamento da série. Em outras palavras, a decomposição da série de tempo, mediante filtros lineares denominados filtros de integração, auto-regressivo e de médias móveis possibilita que se obtenha o processo gerador da série, ou seja, a passagem da série por esses filtros é capaz de extrair os diversos componentes que a compõe, tornando-a completamente aleatória (*white noise*). Portanto, por meio da utilização desses filtros é possível isolar da série os elementos que a explicam por si própria, sendo o restante ruído branco, podendo, então, ser explicado por outra série.

Apesar do modelo de função de transferência funcionar de modo análogo ao modelo de regressão, deve-se realçar que o primeiro apresenta considerável vantagem em relação ao segundo método, permitindo analisar, de forma mais refinada, o padrão de influência de uma série sobre a outra, uma vez que é capaz de delinear, de forma mais apurada, a duração da influência da(s) variável(is) de entrada(s) sobre a variável de saída. A principal crítica em relação ao modelo de regressão diz respeito ao fato de que essa metodologia não tem instrumentos de qualidade para pesquisar estruturas dinâmicas. Entre as dificuldades enfrentadas quando se trabalha com modelo de regressão destacam-se as relativas à estrutura de erros, isto é, detectada a presença de autocorrelação nos resíduos o seu tratamento básico reside na inclusão de alguma variável que teoricamente seja importante para a explicação do modelo, mas que por algum motivo foi omitida. O modelo de função de transferência, por sua vez, possibilita a modelagem da estrutura de resíduo, a qual é composta por termos auto-regressivos e/ou médias móveis. Outro problema ao se utilizar o modelo de regressão consiste no fato de que se trabalha com séries não estacionárias. De acordo com Margarido (1994), "*é preciso enfatizar que, apesar dos modelos de regressão múltipla não necessitarem apresentar estacionariedade, eles podem conter correlações espúrias entre aquelas variáveis que contenham tendência, o que leva ao fato de se ter que eliminar tais variáveis do modelo em questão.*"

1. Aspectos Gerais do Mercado de Tomate no Estado de São Paulo

O mercado de tomate já foi alvo de muitos estudos, que procuraram analisar diversos aspectos do comportamento do mercado para este produto, em São Paulo. Estes estudos forneceram as bases para o desenvolvimento do presente trabalho.

Quanto à amplitude de variação de preços no mercado de tomate, estudo desenvolvido por Ueno e 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, constatação esta também observada por Perosa (1985) no período 1970-84 e por Fiallos (1981) no período 1971-78. Porém, para o período 1983-87, Ueno e Tsunechiro (1989) concluíram 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 no varejo foi constatado por Ueno e 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 que no período 1970-84, conforme analisado por Perosa (1985), foram observados dois períodos distintos de entressafra, em abril e em setembro, quando os preços foram mais altos. Para esta mudança no comportamento da oferta do produto, Ueno e 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; 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 segundo Barros (1989), o atacado, ou seja, a Companhia de Entrepostos 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.(1)

Mediante a utilização do método de regressão de mínimos quadrados, Barros e Fiallos (1982) estudaram a 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. Isto 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. Os autores também concluíram que quando um evento eleva a disponibilidade do tomate em 10,0%, este provoca redução de 10,62% no preço do atacado em virtude da 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 são 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).

---

(1) É necessário frisar que não será utilizada nesse 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.

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 por meio do cálculo de sua elasticidade de transmissão de preços.(2)

Objetiva-se também explorar as possibilidades da metodologia Box-Jenkins para a análise de séries temporais, com ênfase nas informações que a análise univariada das séries pode proporcionar para a sua interpretação.

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 que 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 da existência de maior participação de tomate rasteiro no Entreposto Atacadista de São Paulo (ETSP) da CEAGESP, no segundo semestre do ano, o que pode ter contribuído para alterar o padrão estacional de preços. Desta forma, analogamente à divisão temporal desse trabalho, pretende-se analisar e quantificar possíveis alterações no padrão de transmissão de preços do tomate no atacado para os preços praticados no varejo.

3. Material e Método

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

(2) Segundo BARROS e 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.*"

preço nominal do tomate no varejo. Os preços do atacado foram obtidos junto à Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP). Para os preços do tomate de mesa no varejo na Cidade de São Paulo usou-se informações levantadas pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA).

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 nesse trabalho foi o *Statistical Analysis Software-SAS (Release 6.03 Edition 1988).*

3.2. Método

3.2.1. Função de Transferência

A metodologia de análise empregada será a do tratamento das variáveis mediante o método Box e Jenkins (1976) para séries temporais.

A idéia central da técnica Box-Jenkins é a de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, por suas realizações anteriores e pelos próprios erros passados.

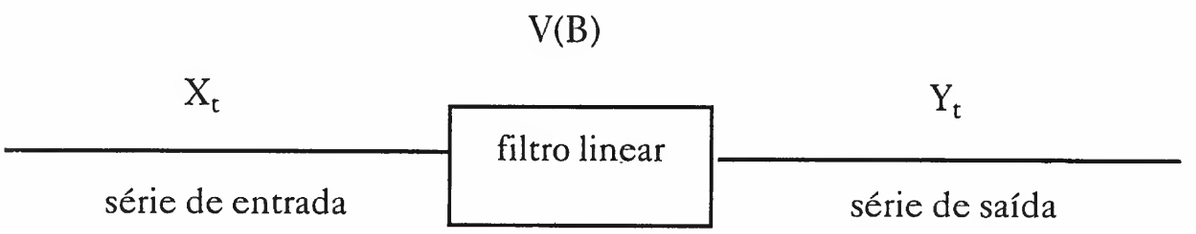
A série original é tratada primeiro para se tornar estacionária, pois é condição necessária para garantir a inversibilidade, ou seja, para que os valores projetados possam ser transformados em sua base original.

Passa-se, após, 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 (ou quais) ordem(ns).

Após construir o(s) filtro(s) e submeter a série a este filtro analisam-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 dos modelos com defasagens distribuídas. O modelo de defasagens distribuídas é geralmente 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) por meio de um filtro linear (V(B)). Esquematicamente, tem-se:



Isto 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):

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

Uma maneira resumida para escrever a série de entrada seria:

$$Y_t = V(B) X_t$$

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

De acordo com Helmer e 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:

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

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

Para que o filtro linear seja estável é necessário que V(B) convirja para $|B \leq 1$. Isto 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's passados influenciem futuros Y's, mas não vice-versa (ou seja, sem *feed-back*).[3] Portanto, o modelo de função de transferência completo assume a seguinte forma:

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

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 seria o fator de "arrasto" da influência de X sobre Y, a

(3) Maiores detalhes sobre esse tema podem ser encontrados em MILLS (1990).

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 à Y); s é a quantidade de *lags* significativos, exclusive o b (número de impactos que são importantes, mas posteriores à b).

Portanto, conforme Freitas Filho *et alii* (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* θ *(B) representa os termos de média móveis e* Φ *(B) os termos auto-regressivos. Enquanto que (B) é a "memória", ou seja, é o fator de ajustamento de longo prazo e* ω *(B) representa os impactos de curto prazo.*" O processo de construção de uma função de transferência poderia ser definida 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 e Jenkins (1976), o qual privilegia o filtro da série de entrada no modelo. Filtram-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, o qual foi utilizado nesse artigo, consiste no método preconizado por Haugh e Box (1977). Tendo como ponto de partida os ARIMAS construídos anteriormente e com a hipótese de que existe causalidade entre a série 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 também 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, ou seja, 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 enviesados 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*. Este 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 destacam-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).(4) 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 que a variável de intervenção do tipo *Step* possui valor igual a 0 antes da ocorrência do evento e 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

(4) 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.

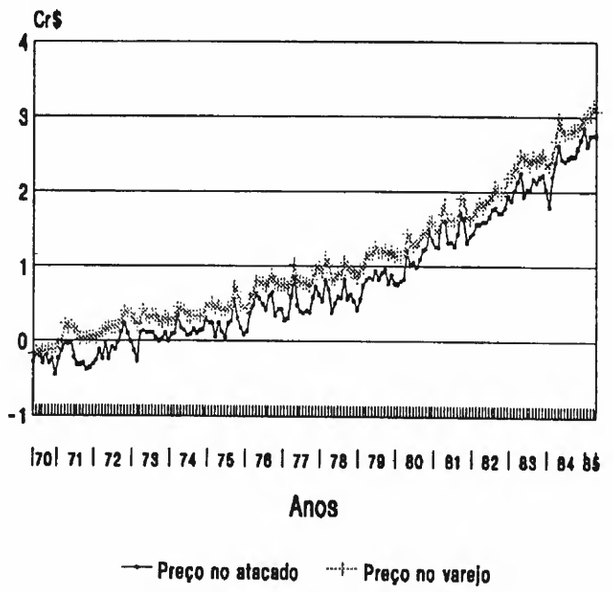
identificação e posterior estimação e somente depois disso incorporar a intervenção ao modelo de função de transferência.

4. Análise dos Resultados

Inicialmente, foi feita a análise gráfica para ambas variáveis, ou seja, o Preço Nominal de Tomate no Atacado (CEAGESP)(PNAT) e preço Nominal no Varejo da Cidade de São Paulo (PNVAR). Estes apresentaram tendência "explosiva", o que exigiu a transformação das duas séries para a forma logarítmica (LPNAT e LPNVAR). Feito isso, ainda permaneceu alguma tendência, sendo necessária uma primeira diferença dos logaritmos para eliminá-la (LPNAT(1) e LPNVAR(1)). Somente com a série estacionária é que foi possível fazer a sua respectiva identificação, para que, posteriormente, por meio da visualização de seus correlogramas, pudesse ser construído o modelo ARIMA para cada uma delas.

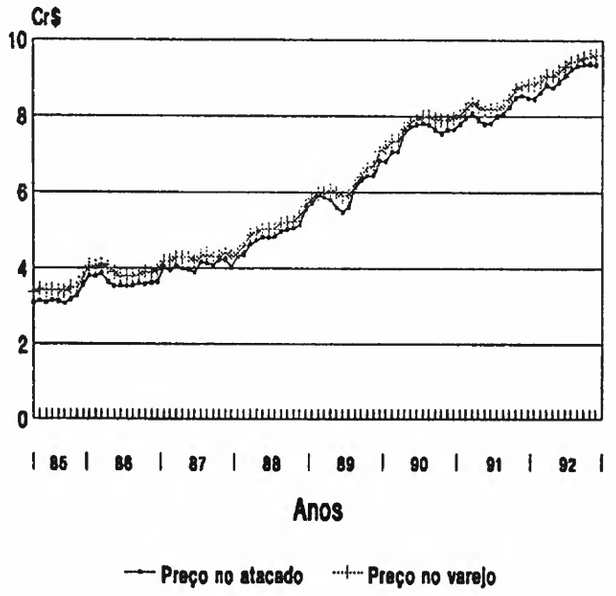
A fim de mostrar a aderência entre os preços do atacado e varejo optou-se por fazer o gráfico conjunto com as duas variáveis no formato logarítmico para cada um dos períodos analisados nesse estudo, ou seja, de 05/1970 a 04/1985 (Figura 1) e de 05/1985 até 12/1992 (Figura 2).

FIGURA 1
LOGARITMO DOS PREÇOS NOMINAIS DO TOMATE NO ATACADO E VAREJO - MAIO/70-ABR./85



Fonte: Dados da pesquisa

FIGURA 2
LOGARITMO DOS PREÇOS NOMINAIS DO TOMATE NO ATACADO E NO VAREJO
MAIO/85-DEZ/92



Fonte: Dados da Pesquisa.

4.1. Modelo 1 - Maio/1970 a Abril/1985

4.1.1. Modelos Univariados

O modelo ARIMA que melhor se ajustou à variável LPNAT foi o modelo auto-regressivo de ordem 7 com uma diferença, centrada e médias móveis de ordem 3 (Tabela 1). O parâmetro auto-regressivo sugere a influência do período de colheita das safras mais importantes nesse período no Estado de São Paulo. Os parâmetros de médias móveis indicam influência do período do ciclo de produção até a sua chegada ao mercado. Colocado de outra forma, esse modelo univariado pode ser escrito como:

$$(1 - \Phi_7 B^7)(1 - B)\,LPNAT = (1 - \theta_1 B^1 - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3)\, a_t$$

TABELA 1
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)	ϕ_7	0,19899 (0,07751)(1)	2,57(2)
		θ_1	0,31706 (0,07411)(1)	4,28(2)
		θ_2	0,21277 (0,07648)(1)	2,78(2)
		θ_3	0,20563 (0,20563)(1)	2,74(2)
Preço no Varejo	(0,1,3)	θ_2	0,31992 (0,07124)(1)	4,49(2)
		θ_3	0,17658 (0,07129)(1)	2,48(2)

Notas: (1) Erro padrão da estimativa.
(2) Significativo ao nível de 5%.
Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Já para a variável LPNVAR, o modelo ARIMA para o período em questão foi de médias móveis de ordem 3 com uma diferença e centrada (Tabela 1). Desta forma, esta variável parece refletir apenas o ciclo de produção do tomate. Em outras palavras, o modelo univariado para o preço do tomate no varejo assume o seguinte formato:

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

4.1.2. Função de Transferência - Maio de 1970 a Abril de 1985

O primeiro passo na função de transferência foi identificar se haveria correlações cruzadas significativas entre um certo número de defasagens entre as variáveis filtradas. Para tal, foi utilizada a metodologia de Haugh e

Box (1977), que consiste em se proceder a uma análise de correlações cruzadas de séries filtradas por seu próprio filtro.

Partindo-se da análise das correlações cruzadas, verificou-se que os períodos de influência de variações de preços no atacado se refletem no mês 0, sendo no mês 1 as variações de preços em nível de varejo. As primeiras estimações mostraram algumas anomalias nos resultados, que poderiam ser ocasionadas pela existência de possíveis *outliers* (que levariam a modelos incorretos). Para solucionar este problema, adicionou-se uma variável de intervenção (do tipo *dummy*) para a data de maio de 1984 (Intervenção 1 - excesso de chuva). A função de transferência assumiu o seguinte aspecto:

$$(1 - B)\,LPNVAR = \frac{(\omega_0)}{(1 - \delta_1 B)}(1 - B)\,LPNAT + (\omega_0)(1 - B)\ INT1 + (1 - \theta_1 B)\,a_t$$

O parâmetro ω_0 nesta segunda função de transferência alcançou o valor de 0,51516 (Tabela 2). Este resultado mostra que variações de preço em nível de atacado são transmitidas instantaneamente (isto é, b = 0) e parcialmente para os preços no varejo, pois somente 51,52% da variação de preço é transferida do atacado para o varejo no curto prazo, acentuando, dessa forma, seu caráter inelástico.(5) A transferência de informação a longo prazo(6) nessa função de transferência alcançou 84,6% (Tabela 2). Portanto, pode-se concluir que a transmissão de preços entre o atacado e varejo, tanto a curto quanto a longo prazo é inelástica no caso do modelo 1. 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.

(5) É necessário relembrar o fato de que as variáveis envolvidas nesse trabalho estão na forma logarítmica. Em outras palavras, isto significa que os valores dos coeficientes da variável de entrada fornece a sua própria elasticidade. Por outro lado, a diferença do logaritmo pode ser interpretada como taxa de crescimento. Maiores detalhes a esse respeito podem ser encontrados em MILLS (1990).

(6) Para o cálculo de ajuste de longo prazo entre as variáveis independentes e dependente, utiliza-se a seguinte relação: $\omega_0/1-\delta$. Maiores detalhes, bem como a demonstração relativa a esse fato, podem ser encontrados no trabalho de OLIVEIRA & PINO (1985).

TABELA 2
ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS MODELOS DE FUNÇÃO DE TRANSFERÊNCIA
MERCADO DE TOMATE, ESTADO DE SAO PAULO, MAIO DE 1970 A ABRIL DE 1985

Série de Entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste t
Preço no Atacado		ω_0	0,51516	23,50(2)
			(0,02192)(1)	
			0,399109	11,83(2)
			(0,03306)(1)	
Intervenção 1	05/1984	ω_0	0,35655	3,94(2)
			(0,09056)(1)	
Ruído		θ_1	0,56278	8,91(2)
			(0,06315)(1)	

Notas: (1) Estimativa do erro padrão.
(2) Significativo ao nível de 5%.
Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) e Instituto de Economia Agrícola (IEA).

4.2. Modelo 2 Maio de 1985 a Dezembro de 1992

4.2.1. Modelos Univariados

Os modelos univariados que melhor se adaptaram às séries neste 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 e centrada (Tabela 3). Para a variável LPNVAR o melhor modelo foi o de médias móveis de ordem 1 e 5, com uma diferença e centrada (Tabela 3).

TABELA 3
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)	θ_5	0,30948 (0,10214)(1)	3,03(2)
Preço no Varejo	(0,1,5)	θ_1	-0,21504 (0,10367)(1)	-2,07(2)
		θ_5	0,23284 (0,10340)(1)	2,25(2)

Notas: (1) Erro padrão da estimativa.
(2) Significativo ao nível de 5%.

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

Em termos algébricos, os modelos univariados para este segundo período assumiram a seguinte forma:

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

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

O que se destaca neste segundo período é a alteração dos parâmetros da variável LPNAT. Provavelmente, isto reflete a modificação ocorrida nos padrões de sazonalidade da oferta de tomate comercializado no Entreposto Terminal de São Paulo 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 colocado por Ueno e Okawa (1992). Por outro lado, a variável LPNVAR apresentou um aumento da influência das condições do mercado (passando de médias móveis de ordem 2 e 3, no primeiro período, para média móvel de ordem 1), captando as variações do mercado com mais rapidez.

4.2.2. Função de Transferência Maio de 1985 a Dezembro de 1992

Fazendo-se uma comparação com a função de transferência do primeiro período, percebe-se que houve uma alteração no padrão de transferência de informação entre as variáveis LPNAT e LPNVAR: enquanto neste primeiro período havia uma transferência de 84,6% de informação a longo prazo, neste segundo período esta proporção passou para 93,1% (Tabela 4). Colocado de outra forma, esse resultado mostra que apesar do modelo 2 ser menos inelástico que o modelo 1, ainda assim persiste a relação de inelasticidade entre os preços no atacado e varejo, pois variações de preços em nível de atacado, no modelo 1, são repassadas em apenas 84,6% aos preços praticados no varejo no longo prazo, enquanto que no modelo 2 essa transmissão de preços foi de 93,1%.

TABELA 4
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		ω_0	0,58556 (0,02911)(1)	20,12(2)
		δ	0,37070 (0,03804)(1)	9,75(2)
Intervenção 1	04/1988	ω_0	0,16305 (0,06321)(1)	2,58(2)
Intervenção 2	01/1990	ω_0	0,36100 (0,09359)(1)	3,86(2)
		δ	0,775624 (0,19384)(1)	4,00(2)
Ruído		θ_2	0,46632 (0,10196)(1)	4,57(2)

Notas: (1) Erro padrão da estimativa.
(2) Significativo ao nível de 5%.

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

Em termos de curto prazo, também houve redução da inelasticidade envolvendo os preços de tomate no atacado e no varejo. Enquanto o parâmetro de curto prazo (ω_0) assumiu valor igual a 0,51516 no modelo 1 (Tabela 2), para o modelo 2 o impacto de curto prazo foi igual a 0,58556 (Tabela 4). Logo, pode-se inferir que variações nos preços do tomate em nível de atacado no curto prazo são repassados parcialmente e imediatamente aos preços do mercado varejista, sendo que no modelo 1 essa transmissão de preços foi de 51,52% e no modelo 2 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 de curto quanto de longo prazo para a transmissão de preços entre esses dois níveis de mercado, percebe-se que na comparação do modelo 1 com o modelo 2 houve redução da absorção pelo varejista em função de variações de preços no atacado, ou seja, o varejista passou a transferir uma porcentagem maior das variações de preço no atacado para o consumidor final.

Por outro lado, o fator de médias móveis para a função de transferência neste segundo período passou a incorporar informações mais distantes no tempo (de ordem 1 para ordem 2). Isto 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:

$$(1 - B)\,LPNVAR = \frac{(\omega_0)}{(1 - \delta_1 B)}(1 - B)\,LPNAT + (\omega_0)(1 - B)\,INT1 +$$

$$+ \frac{(\omega_0)}{(1 - \delta_1 B)}(1 - B)INT2 + (1 - \theta_2 B^2)$$

Estas 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 neste 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. Neste ambiente de incertezas, os

agentes econômicos procuram mecanismos no sentido de defender seus respectivos níveis de renda e ficam mais atentos às variações de preços.

As duas variáveis *dummies* que procuraram captar os efeitos proporcionados por fatores de ordem climática (Intervenção 1 e Intervenção 2) se mostraram 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 esse acréscimo de preço no varejo da ordem de 16,30% (Tabela 4). No caso da variável de Intervenção 2, 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 no curto prazo em cerca de 36,10% (Tabela 4).

Conclusões

A aplicação da metodologia Box-Jenkins se mostrou bastante útil por permitir identificar padrões de comportamento dos preços, que refletem

tanto as condições técnicas de produção como a influência de mudanças na estrutura de produção e nas condições da economia, refletidos nos modelos escolhidos. Além disto, permitiu uma maior confiança na análise dos modelos, visto não sofrer problemas relacionados à natureza temporal das séries. Assim, verifica-se um grande potencial de aplicação desta técnica para a análise de situações dinâmicas.

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

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-abril de 1985) o preço no atacado representava 84,6% (ajustamento no longo prazo) na formação do preço do varejo e no segundo período (maio de 1985-dezembro de 1992) passou para 93,1%. Ressalte-se, porém, que já 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 na oferta do produto em nível do atacado. No primeiro período os parâmetros dos modelos univariados mostraram uma adesão a períodos relacionados a ciclos da produção e colheita do tomate (produção = 3 meses, colheita = 7 a 9 meses). Já no segundo período os parâmetros univariados, para ambas as variáveis, mostraram um parâmetro de ordem 5 (5 meses), difícil de entender à primeira vista, pois não corresponde, diretamente, a nenhum período econômico.

Os padrões de sazonalidade de preços do tomate de mesa, tanto de atacado como de varejo, determinados antes de 1986, indicam dois períodos distintos de entressafras em abril e em setembro, o que não se observa mais em períodos mais recentes (1986-91). Em razão da entrada do tomate rasteiro no mercado atacadista de São Paulo, no segundo semestre, não se observa mais escassez do produto, principalmente em outubro, mantendo-se os preços em níveis mais baixos. Desta forma, nota-se uma conformação diferente

no padrão estacional da oferta do produto na CEAGESP detectada por Ueno e Okawa, 1992).

Agrupando-se 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 para a manutenção dos preços mais baixos no segundo semestre (Anexo 2). Este comportamento, todavia, não se verifica quando se analisam as procedências de tomate de variedade rasteira em 1980, porquanto a sua maior participação no mercado ocorria apenas em abril e setembro/outubro (Anexo 1).

O número de meses (dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril) em que há predominância da oferta da região B sobre a de A é de cinco. E o número de meses em que a região A (junho, julho, agosto, setembro e outubro) e de tomate rasteiro (novembro, dezembro, janeiro, fevereiro e março) permanecem em "entressafra" também é de cinco meses. Desta forma, o período de cinco meses é marcante ao longo do ciclo de oferta do tomate no CEAGESP, fato este que pode ser sugerido 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.

Referências Bibliográficas

BARROS, Geraldo S. A. Formação de preços agrícolas e reflexos sobre o abastecimento. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 27, n. 1, p.1-4, jan./mar. 1989.

_____ & BURNQUIST, H. 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.

BARROS, Geraldo S. A. & 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, v. 20, n. 2, p. 227-236, abr./jun. 1982.

BARROS, Geraldo S. A. & 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.

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

_____ & TIAO, G. C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 70, n. 349, p. 70-79, 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).

FREITAS FILHO, Floriano *et alii.* Aspectos operacionais do mercado cambial brasileiro. *Agricultura em São Paulo*, SP, v. 40, n. 2, p. 67-93, 1993.

HAUGH, Larry D. & BOX, G. E. P. Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. *Journal of the American Statistical Association*, v. 72, p. 121-130, march. 1977.

HELMER, Richard M. & JOHANSON, Johny K. An exposition of box Jenkins transfer function analysis with an aplication to the advertising - sales relationship. *Journal of Marketing Research*, v. 24, p. 227-239, may. 1977.

INFORMAÇÕES ECONÔMICAS. São Paulo: IEA, jun. 1970 - jan. 1993.

MARGARIDO, Mario A. *Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo.* São Paulo: FGV/EAESP, 1994. (Dissertação de Mestrado).

MILLS, Terence C. *Time series techniques for economists.* New York: Cambridge University Press, 1990.

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. (Dissertação de Mestrado).

PINO, Francisco A. *Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola.* São Paulo: Instituto de Matemática e Estatística/USP, 1980. (Dissertação de Mestrado).

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

SIMS, C. Money, income and causality. *American Economic Review*, v. 62, n. 4, p. 540-552, 1972.

UENO, Lídia Hathue. Tomate. *Prognóstico Agrícola*, SP v. 1, n. 1, p. 5.74-5.76, 1988.

_____. & TSUNECHIRO, Alfredo. Flutuações sazonais de preço, quantidade e *markup* de produtos olerícolas em São Paulo, 1971-87 *Agricultura em São Paulo*, SP, v. 36, n. 1, p. 73-98, 1989.

UENO, Lídia Hathue. Tomate. *Informações Econômicas*. SP, v. 20, n. 02, p. 19-22, fev. 1990.

_____. & OKAWA, Hiroshige. Custo de produção e preços no mercado de tomate de mesa, 1986-91. *Agricultura em São Paulo*, SP, v. 39, n. 1, p. 179-193, 1992.

VANDAELE, Walter. *Applied time series and box Jenkins models*. New York: Academic Press. 1983.

ANEXOS:

ANEXO 1
PARTICIPAÇÃO PORCENTUAL DAS PRINCIPAIS REGIÕES FORNECEDORAS DE TOMATE COMERCIALIZADO NA CEAGESP, 1980
(em %)

Microrregião e Estado	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.
Paranapiacaba	59,8	50,9	32,1	18,1	5,2	0,7
Apiaí	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
Tomate Envarado - Região A	**89,8**	**93,4**	**89,9**	**44,6**	**8,9**	0,8
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
Jundiaí	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
Espiríto Santo	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
Tomate Envarado - Região B	6,8	3,8	6,5	**41,1**	**83,7**	**93,5**
Alta Noroeste de Penapólis	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
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Total em Cxk	1.221.724	1.108.509	1.256.938	775.389	1.026.479	926.496

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

(continua)

(continuação)

ANEXO 1
PARTICIPAÇÃO PORCENTUAL DAS PRINCIPAIS REGIÕES FORNECEDORAS DE TOMATE COMERCIALIZADO NA CEAGESP, 1980
(em %)

Microrregião e Estado	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov	Dez.
Paranapiacaba	0,2	0,0	0,1	0,5	2,0	36,7
Apiaí	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
Tomate Envarado - Região A	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
Tomate Envarado - Região B	94,4	94,6	86,4	87,2	81,2	35,7
Alta Noroeste de Penapólis	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 Cxk	1.205.980	1.037.528	1.021.171	1.205.373	687.062	705.001

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

ANEXO 2
PARTICIPAÇÃO MÉDIA PORCENTUAL DAS PRINCIPAIS REGIÕES FORNECEDORAS DE TOMATE COMERCIALIZADO NA CEAGESP, 1986-91
(em %)

Microrregião e Estado	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.
Paranapiacaba	53,0	42,6	34,0	24,2	9,1	2,4
Apiaí	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
Tomate Envarado - Região A	**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
Espiríto Santo	0,0	0,0	0,0	0,2	0,1	0,3
Tomate Envarado - Região B	9,5	2,8	4,4	**27,2**	**60,4**	**76,2**
Alta Noroeste de Penapólis	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 Cxk	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).

(continua)

(continuação)

ANEXO 2
PARTICIPAÇÃO MÉDIA PORCENTUAL DAS PRINCIPAIS REGIÕES FORNECEDORAS DE TOMATE COMERCIALIZADO NA CEAGESP, 1986-91
(em %)

Microrregião e Estado	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
Paranapiacaba	1,1	1,0	0,8	0,8	2,7	25,8
Apiaí	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
Tomate Envarado - Região A	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
Jundiaí	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
Espírito Santo	0,3	1,8	1,9	0,9	0,4	0,0
Tomate Envarado - Região B	**78,4**	**76,4**	**77,4**	**83,1**	**77,1**	**39,1**
Alta Noroeste de Penapólis	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 Cxk	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).

(Recebido em maio de 1994. Aceito para publicação em janeiro de 1995).