

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE MESTRADO EM ECONOMIA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO: TEORIA ECONÔMICA**

WALDEMIRO ALCÂNTARA DA SILVA NETO

**COMERCIALIZAÇÃO DO TOMATE DE MESA NO ESTADO DE SÃO
PAULO: ANÁLISE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS**

**MARINGÁ
2007**

Waldemiro Alcântara da Silva Neto
Economista

**Comercialização do tomate de mesa no estado de São Paulo: análise de
transmissão de preços**

Orientador:
Prof. Dr. José Luiz Parré

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em
Economia, da Universidade Estadual de Maringá, como parte
dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.
Área de Concentração: Teoria Econômica

**MARINGÁ
2007**

Dedicatória

Á minha noiva Denise.

Agradecimentos

Agradeço a Deus em primeiro lugar, pelas bênçãos, saúde e condições de me dedicar à conquista deste título. Também aos meus pais Cida e Toninho por mais uma vez, assim como na graduação, se privarem de um conforto maior a fim de me ajudar, incondicionalmente, durante todo o tempo de estudo no mestrado. Esta conquista também é deles.

Em especial à Denise, pela compreensão, paciência e incentivo durante todo tempo em que estive em Maringá me dedicando exclusivamente à conclusão dos créditos.

Não poderia deixar de agradecer aos meus grandes amigos do mestrado: Josué, Maria, Gilberto, Alyson e Cíntia, pelos decisivos momentos de luta em conjunto, apoio incondicional, cumplicidade e respeito uns pelos outros.

Ao professor Parré, meu orientador, pela ajuda no caminho a ser trilhado, paciência e principalmente à experiência acadêmica e conhecimento que me permitiu ter tranquilidade durante todo o tempo de estudo da dissertação.

SUMÁRIO

RESUMO.....	VIII
ABSTRACT	IX
LISTA DE FIGURAS	X
LISTA DE GRÁFICOS.....	XI
LISTA DE TABELAS	XII
INTRODUÇÃO	13
1 ASPECTOS GERAIS DO MERCADO DE TOMATE NO ESTADO DE SÃO PAULO	16
2 REFERENCIAIS METODOLÓGICOS E MODELOS ECONÔMICOS	23
2.1 Material e métodos.....	23
2.2 Assimetria na transmissão de preços.....	24
2.3 Modelo proposto.....	29
2.4 Margem de comercialização.....	33
2.4.1 Cálculo das margens.....	34
2.5 Variações sazonais e preços.....	35
2.5.1 Variação estacional e índice estacional	36
2.6 Modelo econométrico	38
2.6.1 Causalidade na transmissão de preços.....	38
2.6.2 Causalidade na economia: o teste de Granger	39
2.6.3 Teste de raiz unitária	41
2.6.4 Auto regressão vetorial.....	43
2.6.5 Processo VAR	43
3 RESULTADOS EMPÍRICOS	47
3.1 Sazonalidade e margem de comercialização	47

3.2 Transmissão de preços	55
3.3 Assimetria na transmissão de preços (ATP)	59
4 CONSIDERAÇÕES FINAIS	67
REFERÊNCIAS.....	70

RESUMO

Comercialização do tomate de mesa no estado de São Paulo: análise de transmissão de preços

O objetivo central deste trabalho foi o estudo da cadeia de comercialização do tomate de mesa *in natura* no estado de São Paulo. Estudar o comportamento das margens de comercialização dos agentes envolvidos, medir e verificar as implicações da sazonalidade nos preços do produtor, atacadista e varejista. Verificar como se dá a transmissão de preços entre estes agentes e se é assimétrica ou não. O período compreendido foi de janeiro de 1995 à março de 2006. Têm-se como hipóteses: produtor é o mais afetado pela sazonalidade e riscos pertinentes à agricultura, possui menor poder de negociação e por isso menor rendimento e a transmissão de preços entre os agentes é assimétrica. Primeiramente, verificou-se o comportamento da série de preços e a margem de comercialização no período, posteriormente aspecto da sazonalidade nos três níveis de preços foi medido e analisado. Através de testes econométricos e aplicação do modelo VAR, foi verificado aspectos da transmissão de preços e identificado forte evidência de assimetria. O modelo utilizado para a Assimetria na Transmissão de Preços foi o aplicado por Griffith e Piggott (1994), com adaptações as peculiaridades do produto estudado neste trabalho. Como resultados principais: o varejista é o agente com maior poder de negociação, o produtor é o mais afetado pela sazonalidade e possui melhores rendimentos e o modelo de transmissão de preços é assimétrico.

Palavras-chave: Assimetria na Transmissão de Preços, Modelo VAR, cadeia de comercialização do tomate de mesa.

ABSTRACT

Marketing of tomato of table in the state of São Paulo: analysis of prices transmission

The central objective of this work was the study of the chain of marketing of tomato of table in nature in the state of São Paulo. To study the behavior of the margins of marketing of the involved agents, to measure and to verify the implications of the seasonality in the prices of the producer, wholesaler and retailer. To verify as if gives the transmission of prices among these agents and if it is asymmetric or not. The understood period was of January of 1995 to the March of 2006. They are had as hypotheses: producer is affected by the seasonality and pertinent risks to agriculture has minor to be able of negotiation and therefore lesser income and the transmission of prices among the agents is asymmetric. First, the behavior of the series of prices was verified and the edge of marketing in the period, later aspect of the seasonality in the three levels of prices was measured and analyzed. Through econometrical tests and application of model VAR, it was verified aspects of the transmission of prices and identified strong evidence of asymmetry. The model used for the Asymmetry in the Transmission of Prices was the applied one for Griffith and Piggott (1994), with adaptations the peculiarities of the product studied in this work. As main results: the retailer is the agent with greater to be able of negotiation, the producer is affected by the seasonality and has better incomes and the model of transmission of prices is asymmetric.

Word-key: Asymmetry in the Transmission of Prices, Model VAR, chain of marketing of the tomato of table.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços	26
Figura 2 – Velocidade da Assimetria na Transmissão de Preços	26
Figura 3 – Magnitude e Velocidade da Assimetria na Transmissão de Preços.....	26

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico1: Principais produtores de tomate de mesa no Estado de São Paulo em milhões de pés no ano de 2006.	17
Gráfico 2: Outras regiões produtoras de tomate de mesa no Brasil em milhões de pés no ano de 2006.....	19
Gráfico 3: Comparativo entre o Estado de São Paulo e outras regiões produtoras de tomate no Brasil no ano de 2006 em milhões de pés.....	19
Gráfico 4- Evolução dos Preços Reais do Produtor, Atacado e Varejo do Tomate de Mesa no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 à março de 2006.....	48
Gráfico 5- Margem Relativa de Comercialização do Atacado, Varejo e Total do Tomate de Mesa no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 à março de 2006	48
Gráfico 6- Parcela do Produtor e Margem de Comercialização do Tomate de Mesa no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 à março de 2006.....	50
Gráfico 7- Média das Margens Percentuais do Tomate de Mesa no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 à março de 2006	51
Gráfico 8: Índice Estacional dos preços em nível de produtor do tomate de mesa no estado de São Paulo de janeiro de 1995 à março de 2006.....	52
Gráfico 9 - Índice Estacional dos preços em nível de atacado do tomate de mesa no estado de São Paulo de janeiro de 1995 à março de 2006.....	53
Gráfico 10: Índice Estacional dos preços em nível de varejo do tomate de mesa no estado de São Paulo de janeiro de 1995 à março de 2006.....	54
Gráfico 11: Comparação entre os índices estacionais (IE) do produtor, atacado e varejo do tomate de mesa no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 à março de 2006	54
Gráfico 12: Acumulado dos aumentos e reduções nos preços do produtor e atacado do tomate de mesa.....	61

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Panorama geral da produtividade e preço do Tomate entre 1994 e 2005	21
Tabela 2: Exemplo do cálculo dos aumentos e quedas dos preços do produtor	30
Tabela 3: Resultados dos testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e Phillips-Perron, para as variáveis do modelo, janeiro de 1995 à março de 2006	55
Tabela 4: Resultados do teste de Akaike (AIC) para o número de defasagens	56
Tabela 5: Resultados dos testes de Causalidade de Granger	56
Tabela 6: Comportamento dos preços do produtor sob variações das demais variáveis no Modelo VAR	58
Tabela 7: Comportamento dos preços do atacado sob variações das demais variáveis no Modelo VAR	58
Tabela 8: Comportamento dos preços do varejo sob variações das demais variáveis no Modelo VAR	59
Tabela 9: Resultados dos testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e Phillips-Perron, para as variáveis do modelo de assimetria na transmissão de preços, janeiro de 1995 à março de 2006.....	60
Tabela 10: Resultados dos testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e Phillips-Perron, para as variáveis do modelo de assimetria na transmissão de preços após efetuada a primeira diferença, janeiro de 1995 à março de 2006.....	62
Tabela 11: Resultados do teste de Akaike (AIC) para o número de defasagens no modelo de assimetria na transmissão de preços	62
Tabela 12: Resultados do teste de Causalidade de Granger para o modelo de Assimetria na Transmissão de Preços	63
Tabela 13: Comportamento dos preços do atacado sob variações dos preços do produtor no Modelo VAR para assimetria na transmissão de preços.....	64
Tabela 14: Comportamento dos preços do varejo sob variações dos preços do produtor e atacado no Modelo VAR para assimetria na transmissão de preços.....	64
Tabela 15: Teste t para o modelo de ATP.....	65

INTRODUÇÃO

Neste estudo, analisou-se alguns aspectos da cadeia de comercialização do tomate de mesa *in natura* no Estado de São Paulo, no período compreendido entre janeiro de 1995 a março de 2006. São Paulo é o maior Estado produtor, além de também caracterizar-se como maior mercado consumidor.

Uma relevante peculiaridade do tomate de mesa é sua elevada característica de perecibilidade, e isto traz importantes conseqüências a sua comercialização. Como via de regra, deve ser colhido, imediatamente transportado até os grandes centros distribuidores e classificadores como a CEAGESP (Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo) ou o CEASA (Centrais de Abastecimento) e estar disponível para o consumidor final. Além do mais, não é possível a formação de estoques por nenhum dos agentes da cadeia para aguardar uma alavancagem nos preços devido á uma tentativa de redução da oferta.

Esta especificidade gerou a motivação para um levantamento das principais características da cadeia de comercialização do tomate de mesa no Estado de São Paulo¹. Deve-se destacar a estacionariedade da produção e os impactos da sazonalidade, característica comum à grande parte dos produtos agropecuários. Sendo assim, o objetivo inicial foi verificar o comportamento dos preços e das margens de comercialização entre os três agentes desta cadeia: produtor, atacadista e varejista, como se dá sua transmissão, qual destes agentes detém maior poder de determinação nas variações de preços sobre os demais e se esta transmissão de preços é assimétrica ou não. Ou seja, acerca da assimetria, verificar se os preços

¹ O Brasil é o oitavo maior produtor de tomate de mesa segundo dados da FAO (1998).

dos agentes respondem em igual magnitude e/ou velocidade as alterações nos preços dos demais agentes da cadeia.

Analisou-se a assimetria na transmissão de preços entre os agentes da cadeia, sazonalidade, margem de comercialização e a transmissão de preços entre o produtor², atacado e varejo do tomate de mesa no Estado de São Paulo.

Para se alcançar os objetivos propostos, é de suma importância a justificativa do tema escolhido. O tomate é um produto agrícola amplamente consumido no Brasil e seu estudo ainda não é tão explorado como as *commodities*. Considerando a pulverização na produção, baixo poder de barganha dos produtores e a necessidade de comercializar rapidamente o produto, um estudo sobre como se dá esta transmissão de preços entre os agentes e qual o seu impacto no consumidor final, é de grande relevância.

A hipótese central é a de que a transmissão entre os preços entre os agentes é assimétrica, ou seja, são diferentes os impactos entre os agentes dos aumentos e das reduções dos preços, sendo que os indícios são de que há certa rigidez nas reduções. Por exemplo, as reduções nos preços dos produtores, em geral não são totalmente repassadas aos consumidores, além de levarem um tempo maior para chegar ao agente final, situação um pouco diferente ao dos aumentos nos preços, que são quase totalmente repassados e mais rapidamente.

Dentre as demais hipóteses está a de que o produtor é o agente da cadeia que possui os menores rendimentos, têm o menor poder de negociação, detém os maiores riscos, tem a margem prejudicada, é o que mais sofre com os efeitos sazonais, além de sofrer com a crescente influência exercida pelas grandes redes varejistas sobre a comercialização de produtos agropecuários. O produtor é o agente

² No caso do produtor, a literatura não trata de margem e sim de parcela do produtor.

que está mais distante do consumidor final, estando diretamente suscetível aos riscos da lavoura e provavelmente o que possui menor rendimento. Outra hipótese é a de que o varejista, por sua vez, possui maior rendimento e poder na negociação na cadeia do tomate de mesa, principalmente devido à maior proximidade com o consumidor final.

O capítulo 1 apresenta um panorama do mercado do tomate de mesa no Estado de São Paulo e um comparativo com outras regiões brasileiras deste produto. Aspectos do produto e perdas devido às falhas nas embalagens também serão discutidos. O capítulo 2 trata os aspectos metodológicos e o referencial teórico dos modelos econômicos. É evidenciado o modelo de Assimetria na Transmissão de Preços, aplicado em outro mercado, seus principais resultados alcançados e o modelo proposto para o objeto de estudo neste trabalho. No capítulo 3 têm-se os resultados dos modelos testados, assim como serão discutidos os impactos da sazonalidade, a margem e comercialização, a transmissão de preços e por fim, o modelo de assimetria na transmissão de preços. Após a discussão destes resultados e suas implicações, as considerações finais e o referencial bibliográfico utilizado também são apresentados.

1 ASPECTOS GERAIS DO MERCADO DE TOMATE NO ESTADO DE SÃO PAULO

O tomate é uma das hortaliças de maior importância econômica no mundo, segundo dados da FAO (1998) e o Brasil é o oitavo produtor mundial, conforme descrito por Sissi e Jorge (2002).

O Estado de São Paulo é o maior produtor de tomate de mesa no Brasil e representa, segundo Castro e Cortez (2001), 23% de todo o volume comercializado na CEAGESP. A colheita do ano de 2006 foi de 57,6 milhões de pés no Estado, com destaque para o município de Itapeva com 32 milhões, caracterizando-se como a principal produtora do estado e do país. O município de Mogi-Guaçu também aparece com grande representatividade, ao colher 10,8 milhões de pés, seguido pelos de Araguari e Sumaré, com 8,5 e 6,3 milhões de pés respectivamente. O Quadro 1 traz alguns dados sobre a produção do tomate no estado.

Quadro 1- Informações sobre a produção de tomate no Estado de São Paulo, 2006.

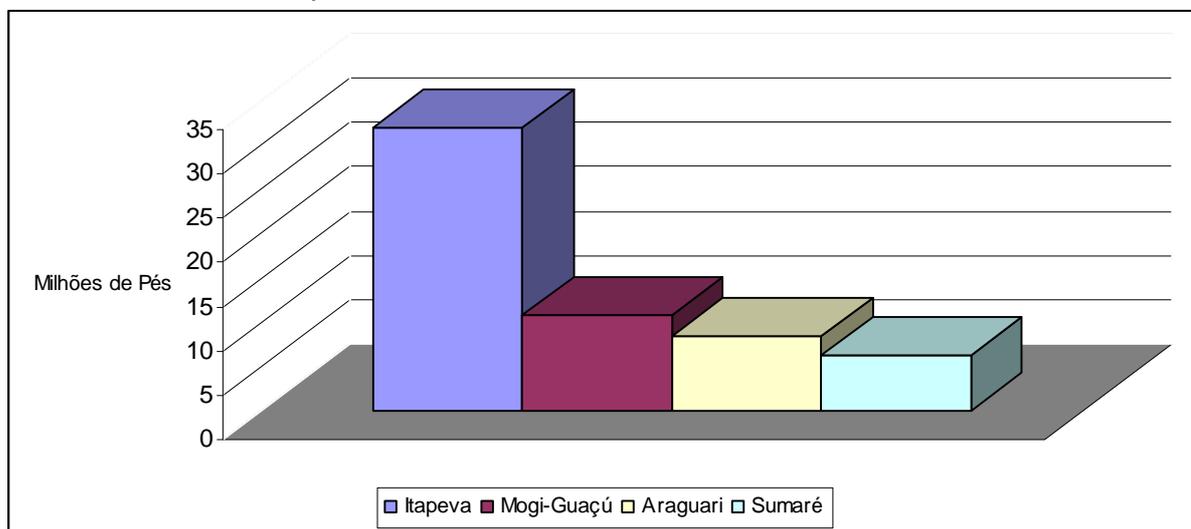
Quantidade Produzida	749.750 ton
Valor da Produção	R\$330.540 milhões
Área Plantada	11.430 hectares
Área Colhida	11.430 hectares
Rendimento Médio	65.594 Kg/hec

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Além de ser o maior produtor desta leguminosa no Brasil, São Paulo caracteriza-se também como maior centro consumidor. Sua população em 2006, segundo dados do IBGE, foi de 40,44 milhões de habitantes ou aproximadamente 22% do total brasileiro. O Gráfico 1, traz um panorama das principais regiões

produtoras de tomate de mesa do Estado de São Paulo, com dados para o ano de 2006.

Gráfico 1 - Principais municípios produtores de tomate de mesa do Estado de São Paulo em milhões de pés no ano de 2006.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Hortifruti Brasil (2006, p. 13 e 14).

Grandes transformações ocorreram na tomaticultura brasileira após a década de 90, segundo descrição da revista especializada Hortifruti Brasil (2006): novas variedades foram introduzidas, surgimento de novas tecnologias de produção e uma característica diferente no perfil do produtor. Com o aumento da utilização de híbridos do grupo salada, a produtividade nacional deu salto de cerca de 28% entre 1994 e 2005.

Um aspecto importante e descrito por Pahor e Silva (2001), é que a CEAGESP após 1997, deixou de ser o grande articulador, formador de preços e classificador do tomate de mesa no Brasil. Fato inevitável considerando o crescimento dos CEASA em todo o país e como importante forma para a redução de custos, tendo em vista a maior possibilidade de alcançar o consumidor mais rapidamente devido a maior proximidade com estes. Isso gerou um grande problema no que tange a assimetria de informações, pois desde então, existe uma grande dificuldade na classificação do produto, principalmente quanto à qualidade e preços.

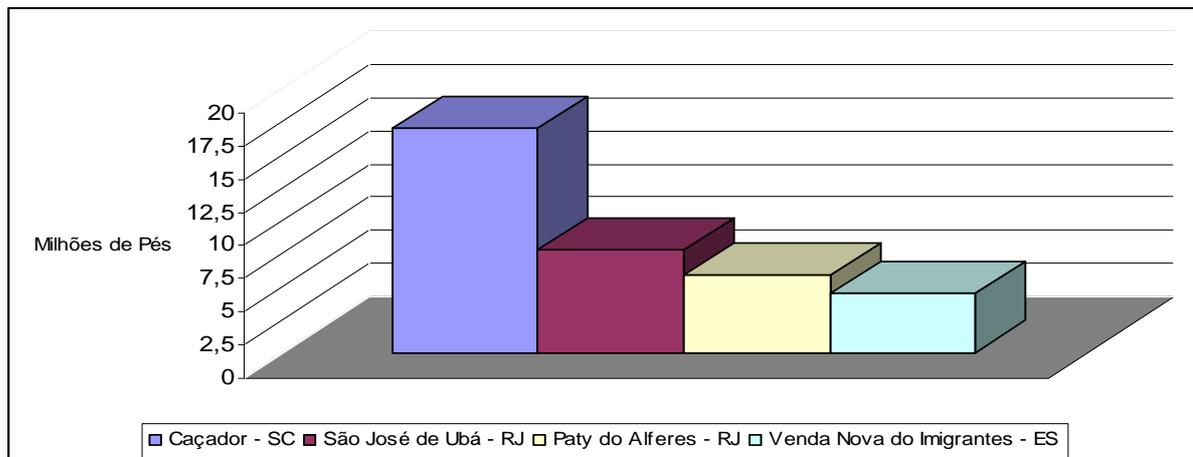
Segundo a Hortifruti Brasil (2006), a comercialização do tomate passou por profundas transformações neste período, com a redução das perdas na pós-colheita e reorganização da estrutura de comercialização, passando alguns produtores a classificar os produtos, a assumirem papel de corretores e até mesmo atacadistas. Quanto à classificação, antes era restrito às centrais de abastecimento, mas hoje já há máquinas de alta tecnologia, adquiridas por alguns produtores, que beneficiam o produto e assim conseguem automatizar o processo e de certa forma agregar valor ao seu produto.

Mesmo diante desta nova conjuntura na classificação e comercialização do tomate de mesa, a CEAGESP, segundo Andreuccetti *et. all* (2005), representa o mais importante e significativo mercado atacadista de frutas e hortaliças na América Latina, sendo que no ano de 2000, o volume comercializado por dia chegou a 11 mil toneladas.

Compartilha da mesma análise a Hortifruti Brasil (2006) e Luengo *et. all* (2001) *apud* Andreuccetti *et. all* (2005), onde para estes, é crescente a participação dos supermercados como fornecedores de frutas e hortaliças, sendo que já existem redes com contato direto com os produtores, restringindo a participação dos atacadistas na cadeia de comercialização do tomate de mesa em São Paulo.

Também merece destaque como grandes produtores brasileiros do tomate de mesa os estados de Santa Catarina e Rio de Janeiro, com cerca de 37 milhões de pés. O Gráfico 2, mostra um panorama destas outras importantes regiões produtoras de tomate, com destaque para a região do município de Caçador em Santa Catarina, com aproximadamente 17 milhões de pés.

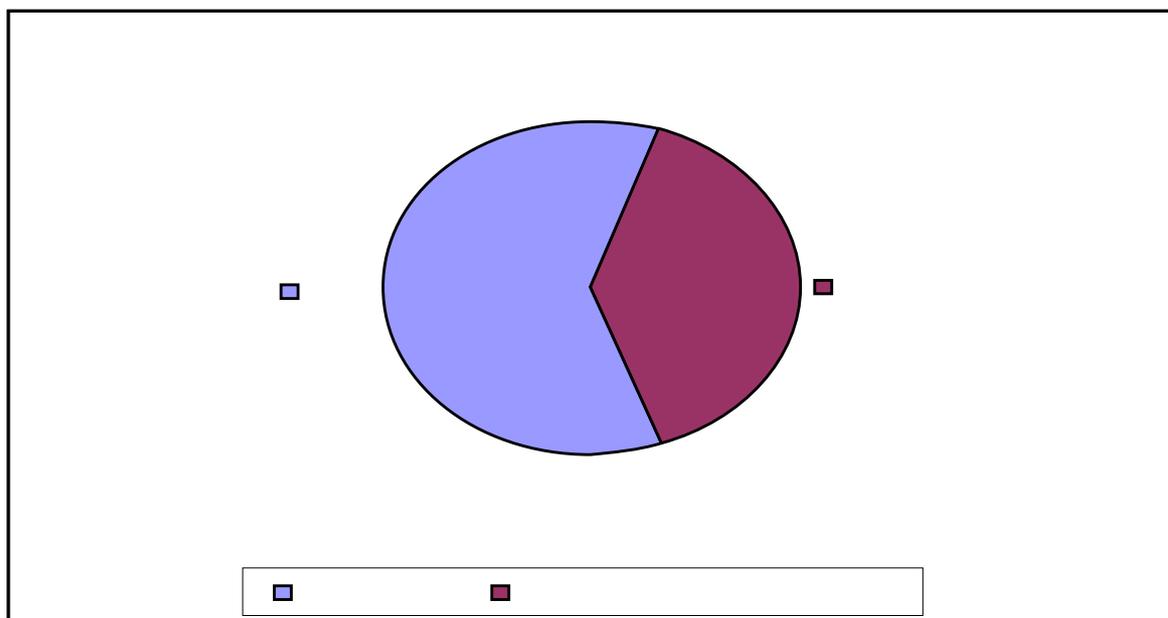
Gráfico 2 - Demais municípios produtores de tomate de mesa no Brasil em milhões de pés no ano de 2006.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Hortifruti Brasil, (2006, p. 13 e 14).

Ao fazer uma comparação entre São Paulo e as demais regiões produtoras, este estado apresenta grande representatividade. Numa junção entre os gráficos 1 e 2, é fácil visualizar esta imensa participação no total de pés, gráfico 3. São Paulo representa 57,6% do total produzido no país.

Gráfico 3 - Comparativo entre o Estado de São Paulo e outras regiões produtoras de tomate no Brasil, no ano de 2006 em milhões de pés, citadas na pesquisa.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Hortifruti Brasil, 06/2006, pg 13 e 14.

Não coincidentemente, grandes transformações ocorreram após a abertura comercial no início dos anos 90 com o Governo Collor, especialmente nos hábitos alimentares dos consumidores. Dentre estes fatores, a Hortifruti Brasil (2006), destaca o acesso a uma grande diversidade de alimentos, a consolidação das grandes redes varejistas e novos hábitos dos consumidores, onde agora há a necessidade de praticidade na hora de preparar e consumir o alimento devido à sua nova rotina de trabalho, especialmente nos grandes centros, é a onda do *fast food*.

Diante da estabilidade econômica e da descoberta dos consumidores de seu poder de barganha, segundo Vilela e Macedo (2000) *apud* Sissi e Jorge (2002), houve forte inversão de poder na cadeia de comercialização favorável ao consumidor. Segundo estes autores, o consumidor passou a exercer papel ativo neste processo, pois é ele que realmente detém o poder, sinalizando os caminhos a serem percorridos pelos agentes da cadeia e indicando claramente suas preferências e gostos.

Com o mercado cada vez mais competitivo e o consumidor cada vez mais exigente, parte dos atacadistas da CEAGESP, cerca de 37,5% dos comerciantes se comprometem a entregar o produto em embalagens conforme a exigência do comprador. Por exemplo, os feirantes preferem caixas de papelão, enquanto os supermercados optam pelas plásticas, de acordo com Andreuccetti *et. all* (2005). Além disso, como forma de uma prestação de serviços mais competitiva e atraente, são oferecidos o transporte e os carregadores como forma de garantir o comprador ou tentar elevar o grau de fidelidade, isto tudo sem aumento de preços.

Outra importante característica dos atacadistas do CEAGESP, relatado por Andreuccetti *et. all* (2005) é o alto índice de inadimplência e a compra do tomate, por parte destes atacadistas na forma de consignação, representando 22,7%.

No entanto, houve uma inversão do panorama descrito acima, quando se trata do valor bruto da produção do tomate de mesa. No período de 1994 a 2005, o mesmo reduziu-se em 22% em média, e o valor da produção caiu 16%. Fatores que levaram a este retrocesso: aumento da oferta por meio da maior produtividade, redução nas perdas envolvidas na comercialização de 40% para 20% e estagnação do consumo do tomate fresco (Hortifruti, 2006). A Tabela 1 mostra um panorama geral do comportamento anual dos preços recebidos pelos produtores, total cultivado, produtividade e valor da produção para o Estado de São Paulo entre os anos de 1994 e 2005.

Tabela 1- Panorama geral da produtividade e preço do tomate entre 1994 e 2005, no Estado de São Paulo

Ano	Área Total Cultivada (ha)	Total Produzido (milhões de t)	Produtividade de Média (t/ha)	Preço Recebido pelo Produtor (R\$/Kg)	Valor de Produção (milhões de R\$)	Valor da Produção por ha (R\$)
1994	40.573,00	1,80	44,36	1,18	2,12	52.394,45
1995	39.650,00	1,62	40,91	1,09	1,76	44.551,50
1996	41.250,00	1,70	41,21	0,88	1,49	36.225,45
1997	38.985,00	1,71	44,07	0,75	1,29	33.095,24
1998	40.030,00	1,80	45,12	0,93	1,67	41.732,45
1999	42.600,00	2,00	47,09	0,78	1,57	36.869,85
2000	37.000,00	1,80	48,35	0,79	1,40	38.054,30
2001	37.672,00	1,80	47,85	0,70	1,26	33.544,71
2002	38.000,00	1,80	47,45	0,72	1,29	34.209,55
2003	35.700,00	2,18	60,96	0,84	1,83	51.264,32
2004	36.000,00	1,94	53,89	0,97	1,88	52.380,00
2005	34.250,00	1,94	56,65	0,92	1,78	52.117,66
Variação (2005/1994)	-16%	8%	28%	-22%	-16%	-1%

Fonte: Hortifruti Brasil (2006, p. 7)

Sobre a Tabela 1, no que tange ao total cultivado, a variação foi de -16% entre 1994 e 2005, igual ao ocorrido com o valor da produção no mesmo período. A produtividade média deu um salto de 28%, já os preços recebidos pelos produtores,

experimentaram queda de 22%. Logo, foi o aumento da produtividade que segurou a renda do produtor.

Na última década, o sistema de comercialização do tomate sofreu fortes alterações. Esta cadeia deixou de ser caracterizada pela marcante presença de muitos intermediários, o que encarecia o produto e distanciava ainda mais os produtores dos grandes atacadistas. Uma pesquisa realizada pela Hortifruti Brasil mostra que 87% das compras do tomate passaram a serem feitas diretamente pelos atacadistas com os produtores. “A menor participação dos intermediários se deve à redução das margens de comercialização e à profissionalização dos produtores após a estabilização econômica do país a partir de 1994”.(Hortifruti Brasil, 2006, p. 10)

Ainda sobre a pesquisa citada acima, em busca de uma maior rentabilidade, produtores com grande escala e que já possuem estrutura de classificação, estão “pulando” os atacadistas e negociando diretamente com as redes varejistas, representando na região de Mogi-Guaçu cerca de 10% dos produtores. Esta integração entre varejo e produtor gerou pontos positivos, dentre eles a exigência da utilização de caixas plásticas para transporte, que causam bem menos perda que as caixas “K”³, que permitem a proliferação de pragas e estragam mais rápido o fruto. As caixas “K”, nas Centrais de Abastecimento, ainda hoje representam cerca de 70% do total comercializado. (Hortifruti Brasil, 2006, p. 10)

³ Inicialmente projetadas para conter latas de querosene, é amplamente utilizada no transporte de produtos hortifrutícolas. Dentre os vários inconvenientes destacam-se: baixa qualidade da madeira provoca constantes colapsos da embalagem, causando sérias perdas no produto, são pesadas e de superfícies ásperas dificultando o manuseio e provocando injúrias no fruto. (CASTRO e CORTEZ, 2001, pg 26)

2 REFERENCIAIS METODOLÓGICOS E MODELOS ECONÔMICOS

2.1 Material e Métodos

Quanto ao método, inicialmente inflacionou-se as séries com o Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI), controlado pela Fundação Getúlio Vargas. Ou seja, adotou-se como base março de 2006 e atualizou-se todos os dados para esta data. O software econométrico utilizado para testar o modelo foi o Statistics/Data Analyses 9.0 (STATA). A literatura econométrica e seus respectivos testes serão descritos a partir da seção 2.6.

As nomenclaturas das variáveis utilizadas nos modelos de transmissão de preços e de assimetria na transmissão de preços e descritas nas tabelas ao longo do texto, estão relacionadas abaixo:

- PP_t , preços reais recebidos pelo produtor, no tempo t ;
- PA_t , preços reais recebidos pelo atacadista, no tempo t ;
- PV_t , preços reais recebidos pelo varejista, no tempo t ;
- PPA_{t-i} , é o acumulado dos aumentos no preço do produtor, utilizado apenas no modelo de Assimetria na Transmissão de Preços (ATP);
- PPQ_{t-j} , é o acumulado das quedas no preço do produtor, utilizado apenas no modelo de ATP;
- PAA_{t-i} , é o acumulado dos aumentos dos preços do atacado, utilizado apenas no modelo de ATP;
- PAQ_{t-j} , é o acumulado das quedas nos preços do atacado, utilizado apenas no modelo de ATP;

ε_t , é o resíduo.

As séries de preços utilizadas foram coletadas de fontes oficiais, sendo os preços do atacadista fornecidos CEAGESP e os do produtor e varejista fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA). O período compreendido no estudo vai de janeiro de 1995 a março de 2006.

2.2 Assimetria na Transmissão de Preços

A Assimetria na Transmissão de Preços (ATP) é um processo onde os preços dos agentes econômicos reagem de diferentes maneiras, magnitudes e/ou velocidades entre as etapas na cadeia a um dado aumento ou diminuição nos preços. Muitos autores, dentre eles Peltzman (2000), descrevem certa rigidez na redução dos preços, ou seja, no caso da agricultura, quando os preços dos produtores caem, o mesmo não necessariamente ocorre na mesma proporção e/ou velocidade no atacado ou no varejo, caracterizando assim ATP. Von Craumon-Taubatel (1998) *apud* Digal e Alamadi-Esfahani (2002), relatam que o modelo de ATP é estruturado na noção de que os aumentos nos preços são mais rapidamente e completamente passados aos consumidores do que as reduções. Griffith e Piggott (1994) acreditam que há uma suspeita de que os varejistas e atacadistas têm certa inclinação a repassar os aumentos nos preços em detrimento às reduções e ainda que esta habilidade no repasse dependa da estrutura de competitividade do mercado. Em mercados mais organizados ou de estruturas mais consolidadas, tendem a ter maiores rendimentos, maior poder de negociação sobre os demais agentes da cadeia que utilizam contratos, assim conseguem manter os preços e seus rendimentos mais elevados e menos suscetíveis à sazonalidade.

Parrot *et. all* (2001), chama a atenção para a distinção clara na teoria da ATP em duas correntes distintas de pesquisa: modelos de cunho estritamente teórico e os baseados em resultados empíricos. No Brasil, existem em número muito reduzido, estudos sobre a Assimetria na Transmissão de Preços. Há alguns estudos teóricos, mas pouco aplicado aos produtos e com uso de modelos consolidados na literatura.

De acordo com Meyer e v. Cramon-Taubadel (2004), a ATP implica em diferente distribuição de bem-estar, fato este que não ocorreria sob condições de Simetria na Transmissão de Preços (STP). Isto porque segundo estes autores, o bem-estar está diretamente associado às variações nos preços. Por exemplo, em mercados monopolizados onde o preço praticado está acima do ponto onde cruzam as curvas de custo marginal e receita marginal, a teoria microeconômica preconiza que é evidente a redução nos ganhos dos consumidores, sua maximização de renda é menor que sob condições de concorrência perfeita.

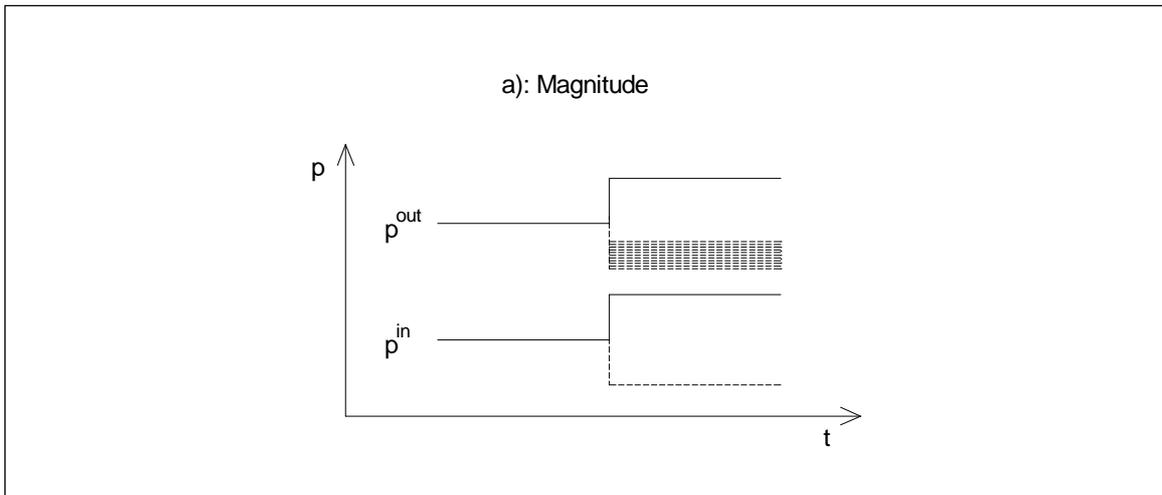
No caso da comercialização do tomate de mesa, a produção está pulverizada em pequenos produtores e, segundo Sesso Filho (2003), é crescente no Brasil o poder das redes varejistas. Sendo assim, o produtor fica condicionado a vender seu produto para poucos e fortes compradores, além da participação dos atacadistas nesta comercialização.

Ainda segundo Meyer e v. Cramon-Taubadel (2004), a ATP pode ser classificada em três critérios, a seguir:

1. Magnitude ou velocidade da ATP;
2. Classificação da ATP como positiva ou negativa; e
3. ATP vertical ou espacial.

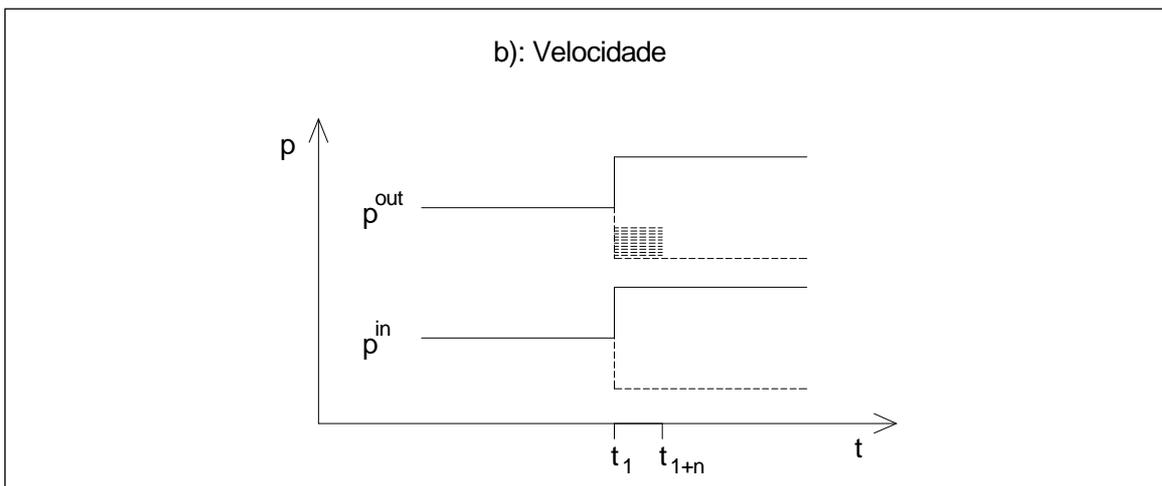
As três figuras que seguem, ilustram diferentes características da ATP:

Figura 1 - Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços.



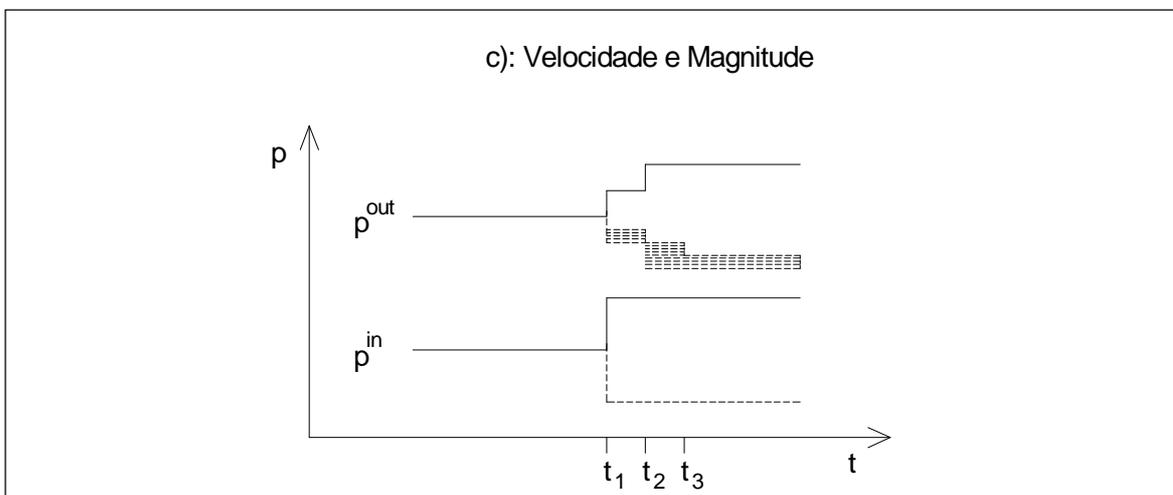
Fonte: Adaptado de Meyer e v. Cramon-Taubadel (2004, p.584)

Figura 2 - Velocidade da Assimetria na Transmissão de Preços.



Fonte: Adaptado de Meyer e v. Cramon-Taubadel (2004, p.584)

Figura 3 - Velocidade e Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços.



Fonte: Adaptado de Meyer e v. Cramon-Taubadel (2004, p.584)

As duas primeiras figuras representam respectivamente, magnitude e velocidade na ATP. Na primeira, a redução do preço de “saída” (*out*) é menor que no preço de “entrada” (*in*), ou seja, ao se tomar o preço do produtor como o de “entrada”, uma redução neste nível não foi acompanhada pelo preço de “saída”; ou no varejo na mesma proporção, demonstrada pela parte rachurada na figura, caracterizando ATP positiva. Na segunda figura, faz-se ilustração quanto à velocidade, onde se segue o mesmo raciocínio da anterior, contudo o ajustamento nos preços se dará mais tarde no nível superior da cadeia (no caso varejo), caracterizando ATP positiva por um período de tempo qualquer, onde os preços serão ajustados totalmente no tempo t_{1+n} ; também demonstrado na figura pela parte rachurada. Já a terceira e última figura, junta as duas características anteriores em uma: magnitude e velocidade. Neste caso, o repasse nos preços não é igual em sua totalidade e nem é ajustado no mesmo tempo, caracterizando ATP.

Um fator importante no que se refere à magnitude é justamente o poder de mercado exercido pelas grandes empresas, em condições de monopólio ou oligopólio. Neste caso, a ATP extrapola a transmissão de preços e recai em outro aspecto fundamental: a perda de bem-estar econômico. Os consumidores não participam dos possíveis ganhos financeiros com a redução nos preços ocasionados, por exemplo. No pico da colheita, onde a maior oferta do produto tende a reduzir os preços. Em muitos casos pode haver redução, mas não na mesma proporção da verificada para os produtores, ocasionando ATP.

Alguns artigos tratam da ATP em mercados concentrados como o de combustíveis e o bancário. Para Borenstein *et al.* (1997) *apud* Meyer e v. Cramon-Taubadel (2004), a existência de conluio, formação de cartel e

informações imperfeitas entre os agentes, levam a uma ATP positiva. Por exemplo, quando os preços do petróleo se elevam, imediatamente sobem os preços da gasolina, óleo diesel e outros derivados. Radchenko (2005), afirma que no caso dos preços da gasolina, o ajustamento se dá mais rápido nos aumentos das cotações do barril do petróleo que nas quedas. No entanto, o inverso não ocorre na mesma magnitude nem velocidade. Ainda assim, o tratamento do poder de mercado como causa de ATP positiva é de difícil mensuração, segundo Peltzman (2000), pelas especificidades de cada mercado em diferentes lugares. Ainda sobre a questão do poder de mercado e coordenação nos mercados de combustíveis, Radchenko (2005, p.713), assume: "...that an increase in oil price volatility increases uncertainty and impedes the coordination among retailers and raises the likelihood of coordination failure."

Outra causa da ATP estudada é o ajustamento dos custos ou também chamados de Custos de *Menu*. Ward (1982) *apud* Meyer e v. Cramon-Taubadel (2004, p.589), "...suggest that retailers of perishable products might hesitate to raise prices for fear of reduced sales leading spoilage." Ou seja, para Ward, em mercados que comercializam produtos perecíveis, o temor da perda do produto pode levar a ATP negativa. Ainda segundo Miller e Hayenga (2001), a constante alteração dos preços leva ao custo adicional de se adotar novas estratégias comerciais, especialmente caso se tenha a expectativa de ser transitório o movimento nos preços (ciclo). Miller e Havenga (2001) destacam um ponto chave: a ATP não ocorrerá em pequenos ciclos de preços, apenas nos altos.

Os argumentos acima tratam da ATP vertical, mas alguns autores como Bailey e Brorsen (1989), Goodwin e Piggott (2001) e Meyer e v. Cramon-Taubadel (2004), também fazem referência à Assimetria Espacial na Transmissão de

Preços. Sua ocorrência se dá quando os preços de um mesmo nível da cadeia, por exemplo, no atacado, são diferentes em lugares distintos, ou seja, pode ocorrer quando os ajustamentos dos custos incluem as despesas com transporte de diferentes regiões⁴ ou ainda quando existe algum tipo de concentração de mercado em dada região.

No caso do Brasil, a produção do tomate de mesa se concentra no Estado de São Paulo, logo é perfeitamente possível admitir a Assimetria Espacial na Transmissão de Preços, dado o país de dimensões continentais como o Brasil. Onde o transporte deste produto para regiões mais distantes eleva demasiadamente os preços e muitas vezes não é possível devido à perecibilidade do tomate e rápida perda de suas características essenciais. Azzam (1999) faz referência de como se origina a assimetria espacial em meio a um comportamento dos agentes de otimização. Afirma ainda que a assimetria é gerada e mantida devido às estratégias dos varejistas em atender os consumidores em vários pontos do mercado. Na hora de decidir o que e quanto pagar, os consumidores levam em conta o custo de oportunidade de ir a um lugar mais longe ou comprar perto de casa a um preço às vezes mais alto.

Há ainda alguns referenciais acerca da ATP de curto e longo prazo. Trata da diferença entre os efeitos das variações nos preços entre curto e longo prazo.

A diferenciação entre a ATP de curto e longo prazo:

“Short-run asymmetry occurs when the immediate effect of a variation in the farm price is not the same when farm price is increasing as when it is decreasing; in the long run, the effects can be the same. Long-run asymmetry occurs when an increase in the price not fully transmitted to the retail price after a complete adjustment period. In the short run, the impacts could be similar”. ROMAIN *e.t all.* (2002, p. 301).

⁴ Caso que no Brasil se agrava por vários motivos, dentre eles: a) grande extensão territorial, país com dimensões continentais; b) transporte baseado no modal rodoviário; c) condições das rodovias, muitas vezes precárias, elevando o chamado “Custo Brasil”.

2.3 Modelo Proposto

O modelo proposto para evidenciar e mensurar a Assimetria na Transmissão de Preços no mercado do tomate de mesa no Estado de São Paulo é adaptado de Griffith e Piggott (1994). Estes autores desenvolveram o modelo para avaliar a ATP no mercado australiano de carne bovina, suína e de carneiro. Segundo eles “...there is the issue of whether the dependent and independent variables should be transformed in some way to more accurately measure the differential impacts of rising and falling price phases”. (Griffith e Piggott, 1994, p.310).

A tabela 2 mostra um exemplo descrito por Griffith e Piggott (1994), do cálculo inicial para a preparação dos dados a fim de iniciar os testes do modelo de assimetria na transmissão de preços. Vale ressaltar que diferentemente da tabela, o modelo será ampliado para os três níveis da cadeia de comercialização do tomate: produtor, atacado e varejo. Nesta tabela, está apenas o exemplo para os preços do produtor, que deverá ser expandido aos demais agentes da cadeia.

Tabela 2 - Exemplo do cálculo dos aumentos e quedas dos preços do produtor.

Mês	Preço Produtor (PP)	Aumento no Preço (PP')	Queda no Preço (PP'')	Acumulado dos Aumentos (PPA)	Acumulado das Quedas (PPQ)
1971- 1	69,60	-	-	-	-
2	67,50	0,00	-2,10	0,00	-2,1
3	68,70	1,20	0,00	1,20	-2,1
4	68,70	0,00	0,00	1,20	-2,1
5	66,60	0,00	-2,10	1,20	-4,2
6	70,00	3,40	0,00	4,60	-4,2
7	71,90	1,90	0,00	6,50	-4,2
8	73,80	1,90	0,00	8,40	-4,2
9	76,30	2,50	0,00	10,90	-4,2
10	76,80	0,50	0,00	11,40	-4,2
11	70,80	0,00	-6,00	11,40	-10,2
12	70,80	0,00	0,00	11,40	-10,2
1972- 1	66,40	0,00	-4,40	11,40	-14,6
2	65,20	0,00	-1,20	11,40	-15,8
3	62,00	0,00	-3,20	11,40	-19,0

Fonte: Adaptado de Griffith e Piggott (1994 pg 310).

A primeira coluna descreve o período em meses, a segunda coluna é composta pelos preços do produtor. A terceira foi montada com base na segunda e traz apenas as variações nos preços do produtor quanto ao aumento, ou seja, no período 1 o preço é 69,60 e no segundo é de 67,50. Sendo assim, não houve aumento no preço e por isto o valor é zero. Apenas na terceira linha que se reflete aumento nos preços, que passou de 67,50 para 68,70. Na quarta coluna está inserido o mesmo sistema com a diferença de tratar da redução nos preços e não o aumento. As duas últimas colunas são as que serão utilizadas no modelo de assimetria na transmissão de preços. Mostram o acumulado dos aumentos e das reduções nos preços e será o impacto destas variações que serão medidas nos preços do agente subsequente na cadeia.

Griffith e Piggott (1994), aplicaram o modelo para três produtos e em três níveis: produtor, atacado e varejo. Por se tratar de três produtos diferentes, fez-se necessário a utilização da quantidade comercializada de cada um dos produtos.

$$PR_t = a + bT_t + \sum_i c_i \cdot PFR_{t-i} + \sum_j d_j \cdot PFF_{t-j} + eC_t + fQ_t + E_t^5$$

No modelo aplicado por Griffith e Piggott (1994), para cada tipo de carne: bovina, suína e caprina, PFR e PFF são as variáveis construídas para denotar os aumentos e as reduções nos preços, no caso do produtor, como o exemplo da tabela 2. A produção de cada tipo de carne é denotada por Q, os custos de produção C, T é a tendência, os coeficientes a serem estimados são os de a,...,f e o erro E . É importante ressaltar que a equação acima foi utilizada para verificar a ATP para os preços do varejo, foi expandida e aplicada também para o varejo e produtor, além de para cada um dos produtos.

Os resultados alcançados na aplicação do modelo no mercado australiano por Griffith e Piggott (1994) foram satisfatórios. A hipótese nula de ausência de assimetria foi rejeitada para o mercado de carne suína entre o produtor e o varejo e entre atacado e varejo. Também foi rejeitada para o mercado da carne de cordeiro entre produtor e atacado.

A aceitação da hipótese nula se deu para a carne bovina e suína na transmissão de preços entre o produtor e o atacadista e também foi aceita para o mercado da carne de cordeiro na transmissão entre os preços do campo e varejo. As demais variáveis não se mostraram estatisticamente significantes. Sendo assim, estes autores testaram e aceitaram a presença de ATP no mercado australiano conforme descrito acima.

⁵ Equação extraída do modelo de Griffith e Piggott (1994), apenas para descrever o modelo aplicado por estes autores, diferente do que será aplicado neste estudo.

Para este estudo, o modelo não será exatamente igual ao de Griffith e Piggott (1994), pois trata-se de apenas um produto. Será adaptado e as variáveis quantidade e custos de produção não serão utilizados, justamente por ser apenas um produto e não fazer sentido sua aplicação. As equações elaboradas para o modelo de assimetria na transmissão de preços do tomate de mesa, com base no tratamento dos dados, para os três agentes da cadeia, estão descritas a seguir:

$$PA_t = a + \sum_i b_i.PPA_{t-i} + \sum_j c_j.PPQ_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$PV_t = a + \sum_i b_i.PPA_{t-i} + \sum_j c_j.PPQ_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$PV_t = a + \sum_i b_i.PAA_{t-i} + \sum_j c_j.PAQ_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

a até c, são os coeficientes a serem estimados.

Para Griffith e Piggott (1994), a assimetria na transmissão de preços deve ser medida em um único sentido: do produtor para os demais agentes, no sentido do campo para o varejo. Sendo assim, a equação (1) reflete os impactos das variações nos preços dos produtores no atacado. Irá mensurar como os preços do atacado se comportam quando os preços do produtor se elevam ou se reduzem. Se estes impactos não forem semelhantes, estará caracterizado a ATP do produtor para o atacado.

A equação (2), obedecendo a direção proposta, reflete os impactos nos preços do varejo, quando os preços do produtor se alteram, sejam na queda ou no aumento. Caso estas variações sejam diferentes, também estará caracterizada a ATP, no entanto, caso a ATP esteja presente na transmissão do produtor para o atacado, medido pela equação (1), esta estará embutida nesta análise, pois se está analisando a transmissão de preços entre o produtor e varejo.

A última equação, a de número 3, mede os impactos ou como se comportam os preços do varejo quando os do atacado variam, sejam positiva ou negativamente. Caso estas variações sejam diferentes, a ATP está presente e poderá ser negativa ou positiva.

A hipótese nula (H_0), é que $\sum_i b_i = \sum_j c_j$, ou seja, os impactos dos aumentos e reduções nos preços são iguais a zero (ausência de ATP). Por sua vez, a hipótese alternativa (H_1), é que H_0 seja falso. Isto é, os impactos dos aumentos e reduções nos preços sejam diferentes de zero (presença de ATP).

O teste utilizado para a hipótese de ATP por Griffith e Piggott (1994), foi o teste t entre as variáveis que medem os impactos da ATP:

$$t = \frac{(\sum_i b_i - \sum_j c_j)}{\sqrt{[VAR(\sum_i b_i - \sum_j c_j)]}}$$

Este teste deve ser aplicado em todas as equações do modelo de ATP para identificar a presença ou não da ATP.

2.4 Margem de Comercialização

Entre os diferentes agentes de uma cadeia de um produto agrícola qualquer, incorre-se uma série de despesas para que o mesmo seja colocado no mercado a fim de satisfazer as necessidades dos clientes.

Parré (1995) retrata que o cálculo da margem se dá pela diferença entre o preço que um dado conjunto de intermediários vende uma unidade de produto e o pagamento que se faz pela quantidade equivalente que precisa comprar para vender esta unidade. Devido à possibilidade da incorrência em perdas por amassamento, podridão ou processamento, esta quantidade vendida pode ser menor que a comprada.

A margem pode ser apresentada de diferentes maneiras, envolvendo todos ou alguns dos segmentos do mercado:

“As margens de comercialização podem ser absolutas ou relativas (totais ou específicas para cada nível de mercado). Essas margens podem ser alteradas em função de fatores ligados à oferta e demanda pelos serviços de comercialização adicionados à matéria-prima”. (Parré, 1995, p. 25)

2.4.1 Cálculo das Margens

A metodologia de cálculo das margens será a mesma apresentada por Parré (1995), e seguindo as seguintes expressões:

$$MT = PV - PP$$

$$MT' = (PV - PP)/PV$$

$$MA = PA - PP$$

$$MA' = (PA - PP)/PA$$

$$MV = PV - PA$$

$$MV' = (PV - PA)/PV$$

$$MT'' = \left(\frac{PV - PP}{PV} \right) * 100 \quad MA'' = \left(\frac{PA - PP}{PA} \right) * 100 \quad MV'' = \left(\frac{PV - PA}{PV} \right) * 100$$

MT = Margem absoluta total de comercialização, que é a diferença entre os preços pagos pelos consumidores e os valores recebidos pelos produtores pela quantidade equivalente no campo.

MA = Margem absoluta do atacado.

MV = Margem absoluta do varejista.

MT' = Margem total relativa, expressa como proporção do preço no varejo.

MA' = Margem relativa do atacado.

MV' = Margem relativa do varejo.

MT'' = Margem percentual total de comercialização.

MA'' = Margem percentual do atacado.

MV'' = Margem percentual do varejo.

PV = Preço real ao nível do varejo.

PP = Preço real ao nível do produtor.

PA = Preço real ao nível do atacado.

A grande vantagem da utilização do cálculo da margem, segundo Marques e Aguiar (1993), está na possibilidade de acompanhar a evolução da mesma e o desempenho dos mercados.

2.5 Variações Sazonais e Preços

A grande maioria dos produtos agrícolas está sujeita às variações nos preços associadas às estações do ano, ou seja, sofrem o efeito da sazonalidade. Algumas externalidades afetam direta e indiretamente a sazonalidade, tais como: fatores climáticos e questões de entressafra, que não permitem o bom “comportamento” dos preços pelo lado da oferta. Já a demanda também apresenta características sazonais, como por exemplo, o consumo de peixes na semana santa ou peru no Natal.

“Ao se calcular as variações nos preços assim como a sua tendência deve-se retirar a sazonalidade por meio de técnicas matemáticas, é possível isolar estas variações estacionais e calcular os índices sazonais utilizando-se dados mensais para o período disponível”. (HOFFMANN *apud* MARQUES e AGUIAR, 1993, p. 73)

2.5.1 Variação estacional e índice estacional

Dado as variações na produção e nos preços agrícolas já mencionados, o conhecimento da variação estacional é de suma importância tanto para os produtores e comerciantes, quanto para os varejistas, consumidores e o governo.

Para Marques e Aguiar (1993), a melhor época do ano para se adquirir o produto, organizar os estoques a fim de amenizar o impacto das elevações nos preços na época de queda na oferta, formulação de políticas de renda mínima, aquisição de crédito bancário entre outros, são algumas das decisões que poderiam

ser diretamente afetadas com o conhecimento da variação estacional de um certo produto agrícola de interesse.

De acordo com Hoffmann (1988), se as únicas variações que uma série temporal de um certo produto apresenta, forem flutuações periódicas, elas serão eliminadas ao se calcular a média móvel. Esta deve conter número de termos igual ao termo que corresponde a um período de flutuação da série ou a um múltiplo desse número de termos.

Se v_t apresenta apenas flutuações periódicas e se cada período inclui exatamente θ termos da série, têm-se:

$$v_t = v_{t+\theta} = v_{t+2\theta} = \dots = v_{t+m\theta} \quad (4)$$

onde m é um número inteiro qualquer.

Um valor da média aritmética móvel (MAM) é dado por:

$$MAM = \frac{1}{\theta} (v_t + v_{t+1} + \dots + v_{t+\theta-1}) \quad (5)$$

Sendo assim, um valor subsequente da média móvel (MM) é dado por:

$$MM = \frac{1}{\theta} (v_{t+1} + \dots + v_{t+\theta-1} + v_{t+\theta}) \quad (6)$$

é igual ao valor precedente.

Neste estudo será utilizado a Média Geométrica Móvel Centralizada de 12 termos (meses), definida na expressão (7):

$$G_t = \sqrt[12]{P_{t-6}^{0,5} P_{t-5} \dots P_t \dots P_{t+5} P_{t+6}^{0,5}} \quad (7)$$

Após o cálculo da equação 7:

$$100D_t = 100 \frac{P_t}{G_t} \quad (8)$$

De acordo com a equação 8, os preços reais são divididos pelas respectivas médias geométricas móveis centralizadas e se este valor do quociente for multiplicado por 100, chega-se ao índice estacional. No entanto segundo Hoffmann (1998), é necessário aplicar uma correção nesta média, que é dada por:

$$C = \left(\prod_{j=1}^{12} MAM \right)^{\frac{1}{12}} \quad (9)$$

Obtendo-se por sua vez:

$$\hat{\varepsilon} = \frac{MAM}{C} \quad (10)$$

A dispersão do d_{ij} relativa a um mês, pode ser medida por meio da estimativa do desvio-padrão, onde d_{ij} são as diferenças entre os preços e as respectivas médias móveis centralizadas. A dispersão é dada por:

$$s_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} (d_{ij} - d_j)^2} \quad (11)$$

se $7 \leq j \leq 12$, e por:

$$s_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (d_{ij} - d_j)^2} \quad (12)$$

se $1 \leq j \leq 6$.

Por definição, o índice de irregularidade (S_j) é:

$$S_j = \exp\{s_j\} \quad (13)$$

Como $D_{ij} = \exp\{d_{ij}\}$, segundo Golynski (2005), o valor de S_j é uma medida de dispersão dos D_{ij} relativa ao j -ésimo mês. Desta forma, para cada mês, obtém-se um intervalo de dispersão dos índices estacionais, nos quais os limites superior e inferior resultam da multiplicação e divisão do índice sazonal pelo índice de irregularidade, respectivamente.

2.6 Modelo Econométrico

2.6.1 Causalidade na Transmissão de Preços

A análise da Transmissão de Preços permite avaliar como se comportam e como são repassados os preços nos diferentes níveis da cadeia de comercialização, que é composta pelo produtor, atacado e varejo. O produtor é responsável pelo plantio do produto e após a colheita repassa este aos atacadistas. Segundo Lourenzani e Silva (2004), os atacadistas são os agentes intermediários no processo de distribuição. Possui eficiência ao desempenhar as funções de venda, promoção, armazenagem, transporte e transmissão de informação. Os varejistas são representados principalmente pelas grandes redes de supermercados, supermercados de médio e pequeno porte, varejões, sacolões e feiras livres.

Desta forma, para uma análise mais substancial, é necessário conhecer a origem e o sentido dessas variações nos preços, ou seja, determinar a causalidade entre os agentes da cadeia de comercialização.

Um dos primeiros a tratar do teste de causalidade foi Granger em 1969, testando desta forma qual o sentido de causalidade entre as variáveis econômicas. Segundo Aguiar e Barros (1991), o resultado do teste de causalidade é interpretado economicamente como significando que se X causa Y, então as variações em X tendem a causar alterações em Y, uma vez que a primeira é importante para prever a última.

2.6.2 Causalidade na economia: o teste de Granger

Como já explicitado, é necessário identificar o sentido na causalidade dos preços. É possível afirmar que os preços no nível de produtor causam os no atacado

e, por sua vez, este último causa os preços no varejo, ou não é bem este o sentido de causalidade? “Estatisticamente, o objetivo é detectar a direção de causalidade (relação causa-efeito).” (GUJARATI, 2000, p. 283)

O Teste de Causalidade de Granger supõe que as informações relevantes para previsão das variáveis, que se queira verificar o sentido de causalidade, estejam contidas nos dados de séries temporais.

$$P_{p_t} = \sum_{i=1}^n \alpha_i P_{at_{t-i}} + \sum_{j=1}^n \beta_j P_{p_{t-j}} + e_{1t} \quad (14)$$

$$P_{at_t} = \sum_{i=1}^m \lambda_i P_{at_{t-i}} + \sum_{j=1}^m \delta_j P_{p_{t-j}} + e_{2t} \quad (15)$$

P_p = preço recebido pelo produtor

P_{at} = preço recebido pelo atacado

em que e_{1t} e e_{2t} não são correlacionados.

Com as equações estimadas, o sentido da causalidade é verificado, mediante o teste F, que apresenta as seguintes hipóteses:

a) $H_0: \beta_j = 0$, com $j = 1, \dots, n$ (equação 14)

$H_1: \beta_j \neq 0$, com $j = 1, \dots, n$

b) $H_0: \delta_j = 0$, com $j = 1, \dots, m$ (equação 15)

$H_1: \delta_j \neq 0$, com $j = 1, \dots, m$

A estatística F consiste na aplicação da seguinte fórmula:

$$F = \frac{(SQRr - SQRu) / m}{SQRu / n - k} \quad (16)$$

em que:

- SQR_r é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão com restrição, isto é, incluindo apenas a variável presente e as variáveis passadas;
- SQR_u é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão sem restrição;
- m é o número de termos defasados da variável preço
- k são os parâmetros estimados na regressão irrestrita
- n é o número total de observações.

Na equação (14), os preços recebidos pelos produtores atuais se relacionam com os preços do atacado e pelos preços defasados do produtor. Na equação (15), o comportamento é similar, mas agora para o atacado. Os diferentes sentidos de causalidade são explicados a seguir:

- 1 *Causalidade Unidirecional* de P_{at} para P_p é verificada se os coeficientes estimados sobre os preços do atacado defasados na equação (14), forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum \alpha_i \neq 0$) e o conjunto dos coeficientes estimados sobre a variável preços do produtor defasados em (15), não forem estatisticamente diferentes de zero $\sum \delta_j \neq 0$
- 2 Inversamente, *Causalidade Unidirecional* de P_p para P_{at} existirá se o conjunto de coeficientes defasados de P_{at} na equação (14) não forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum \alpha_i = 0$) e os coeficientes em conjunto de P_p defasados em (15) forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum \delta_j \neq 0$).
- 3 Realimentação, *Causalidade Bilateral* ocorre se os conjuntos dos coeficientes de ambas as variáveis forem estatisticamente e significativamente diferentes de zero em ambas as equações.

- 4 Independência, quando o conjunto dos coeficientes de ambas as regressões não são estatisticamente significativos.

2.6.3 Teste de Raiz Unitária

O teste de raiz unitária é usado para detectar a estacionariedade de uma série temporal. Deve ser efetuado antes de aplicar o modelo VAR (Vetor Auto Regressivo), e sob a condição de a série mostrar-se estacionária, caso contrário deve-se efetivar a primeira diferença e se necessário quantas forem precisas. O meio mais fácil e popular de apresentar o teste é:

$$Y_t = (Y_{t-1} + \varepsilon_t)\rho \quad (17)$$

Em que ε_t é o termo de erro estocástico e que obedeçam as hipóteses clássicas de média zero, variância constante e não autocorrelacionado, conhecido como **termo ruído branco**.

O termo Y_{t-1} na equação 17, é uma regressão de primeira ordem AR(1). É uma regressão de Y no instante t sobre seu instante $(t-1)$. O problema de raiz unitária ocorrerá se ρ for igual a 1. Dessa forma de (17) tem-se:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

No caso de $\rho = 1$, segundo GUJARATI (2000, P.724), existe uma raiz unitária e a equação se designa por passeio aleatório com deslocação. Trata-se de um exemplo de série temporal não-estacionária.

De forma alternativa, a equação 18 pode ser descrita da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (19)$$

Em que $\delta = \rho - 1$ e Δ é o operador de primeira diferença. Considerando as equações 18 e 19, são iguais, caso $\delta = 0$ têm-se $\Delta Y_t = \mu_t$.

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = \varepsilon_t \quad (20)$$

De acordo com GUJARATI (2000), ao trabalhar com a hipótese nula de $\delta = 0$ têm-se uma série temporal estacionária, pois por hipótese μ_t é puramente aleatório.

Para se testar a raiz unitária sob a hipótese nula de $\rho = 1$, usa-se o teste de Dickey-Fuller (DF). Ao rejeitar tal hipótese (a série temporal é estacionária), pode-se usar o teste t de Student tradicional.

Trata-se de um teste relativamente simples, onde após estimada a regressão dada na equação 19, dividi-se o coeficiente ρ estimado por seu erro-padrão e consulta-se a tabela respectiva.

”Se o valor absoluto calculado da estatística τ DF (isto é $|\tau|$) excede os valores críticos absolutos τ de DF ou Mackinnon-DF, então não rejeitamos a hipótese de que a dada série temporal seja estacionária. Se por outro lado, ele for menor que o valor crítico, a série temporal é não estacionária.” (GUJARATI, 2000, p. 725).

Caso o termo μ_t for autocorrelacionado, o deve-se aplicar o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF) ao modelo que segue:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde:

$$\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$$

$$\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3}), etc$$

2.6.4 Auto Regressão Vetorial

Nos modelos de equações simultâneas, a priori é necessário identificar quais variáveis são endógenas e quais são exógenas no conjunto de equações do sistema. Decisão esta muitas vezes subjetiva, que sofre algumas críticas.

“De acordo com Sims, se há uma verdadeira simultaneidade entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas em pé de igualdade; não deve haver qualquer distinção, a priori, entre as variáveis endógenas e exógenas. É com este espírito que Sims desenvolveu o modelo VAR.” (JOHNSTON e DINARDO, 2001, p. 316).

Algumas virtudes desse modelo são discutidas por Johnston e DiNardo (2001). A primeira é tratar-se de um modelo simples. A segunda, sua estimativa pode ser feita por Mínimos Quadrados Ordinários e aplicado separadamente em cada equação e a terceira, as previsões obtidas pelo VAR são, em muitos casos, melhores que o das equações simultâneas.

2.6.5 Processo VAR

Dado um processo do tipo AR(p):

$$y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Onde p é o número de defasagens. Considerando um vetor coluna com k variáveis diferentes, modelá-lo em termos de seu próprio valor passado, o resultado é uma auto-regressão vetorial ou VAR.

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad \text{para todo } t$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = \begin{cases} \Omega & \text{..}s = t \\ 0 & \text{..}s \neq t \end{cases} \quad (23)$$

No caso simples do modelo VAR, $k=2$ e $\rho =1$:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = m + Ay_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Também pode ser reescrito como:

$$y_{1t} = m_1 + \alpha_{11}y_{1,t-1} + \alpha_{12}y_{2,t-2} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = m_2 + \alpha_{21}y_{1,t-1} + \alpha_{22}y_{2,t-2} + \varepsilon_{2t}$$

Segundo Johnston e DiNardo (2001), a equação (24) demonstra que no modelo VAR, cada variável pode ser expressa em termos de uma combinação linear de seus valores e de todas as outras variáveis defasadas.

Sejam os *valores próprios* e os *vetores próprios* de uma matriz A, como segue dados por:

$$\Lambda_t = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 \\ 0 & \lambda_2 \end{bmatrix}$$

Desde que os *valores próprios* sejam distintos, os *vetores próprios* são linearmente independentes e C é uma matriz regular:

$$C^{-1}AC = \Lambda \quad \text{e} \quad A = C\Lambda C^{-1} \quad (25)$$

$$z_t = C^{-1}y_t \quad \text{ou} \quad y_t = Cz_t \quad (26)$$

Ao se multiplicar a esquerda da equação (26) por C^{-1} , gera:

$$z_t = m^* + \Lambda z_{t-1} + n_t \quad (27)$$

onde:

$$m^* = C^{-1}m$$

$$\eta_1 = C^{-1}\varepsilon \quad , \text{é ruído branco;}$$

$$z_{1t} = m_1^* + \lambda_1 z_{1,t-1} + \eta_{1t}$$

$$z_{2t} = m_2^* + \lambda_{21} z_{2,t-1} + \eta_{21t}$$

onde se: $|\lambda| < 1$, z , é estacionária;

$|\lambda| = 1$, z , é passeio aleatório;

$|\lambda| > 1$, z , é explosiva.

Johnson e DiNardo (2001,) tratam de três casos em especial No Caso 1, se houver raiz estacionária, faz sentido investigar o equilíbrio estático, que consiste em igualar o vetor perturbação da equação (22) a zero. Têm-se então:

$$(I - A)\bar{y} = m \quad \text{ou} \quad \Pi\bar{y} = m \quad (28)$$

Onde a matriz $\Pi = I - A$.

Se a matriz Π for regular, \bar{y} tem uma única solução não nula, logo:

- Os valores próprios de μ e Π são complementares dos valores próprios λ de A, isto é, $\mu_i = 1 - \lambda_i$;
- Os vetores próprios de Π são obviamente os mesmos de A.

No Caso 2, considerando a possibilidade de $\lambda_1 = 1$ e $|\lambda_2| < 1$, não faz mais sentido investigar o equilíbrio estático e sim se existe uma relação cointegrante entre y_{1t} e y_{2t} :

$$z_{2t} = c^{(2)}y_t \quad (29)$$

Onde $c^{(2)}$ é a última linha da matriz C^{-1} em 26.

Sendo assim, z_2 é combinação linear de variáveis I(1) e também, ela mesma, uma variável I(0), onde o vetor cointegrante anula I(1) em y :

$$y_t = \begin{bmatrix} \cdot \\ \cdot \\ c_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} z_{1t} + \begin{bmatrix} \cdot \\ \cdot \\ c_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} z_{2t}$$

A relação cointegrante definida em (28) será:

$$\Delta y_t = m - \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

por fim, combinando as equações (22) e (24) por meio de manipulações algébricas:

$$\begin{aligned} \Delta y_{1t} &= m_1 - c_{12}(1 - \lambda_2)z_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta y_{2t} &= m_2 - c_{22}(1 - \lambda_2)z_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (31)$$

No terceiro e último caso, admite-se $\lambda_1 = \lambda_2 = 1$. Diferentemente dos dois casos anteriores, não há uma matriz regular C que diagonalize A . Só é possível encontrar uma matriz P :

$$P^{-1}AP = J \quad \text{e} \quad A = PJP^{-1} \quad (32)$$

$$J = \begin{bmatrix} \lambda & 1 \\ 1 & \lambda \end{bmatrix} \quad (33)^6$$

$$z_t = P^{-1}y_t \quad y_t = Pz_t \quad (34)$$

Substituindo y_t em (24):

$$z_t = Jz_{t-1} + m^* + \eta_t \quad (35)$$

Com $m^* = P^{-1}m$ e $\eta_t = P^{-1}\varepsilon_t$.

⁶ Matriz Jordan para um valor próprio λ com grau de multiplicidade 2.

$$\begin{aligned}z_{1t} &= \lambda z_{1,t-1} + z_{2,t-1} + m^*_1 + \eta_{1t} \\z_{2t} &= \lambda z_{2,t-1} + m^*_2 + \eta_{2t}\end{aligned}\tag{36}$$

Uma das grandes vantagens de se usar o VAR é a possibilidade de previsões. Outro aspecto é como as variáveis respondem a um impulso ou choque, no entanto não será abordado neste estudo.

3 RESULTADOS EMPÍRICOS E DISCUSSÕES

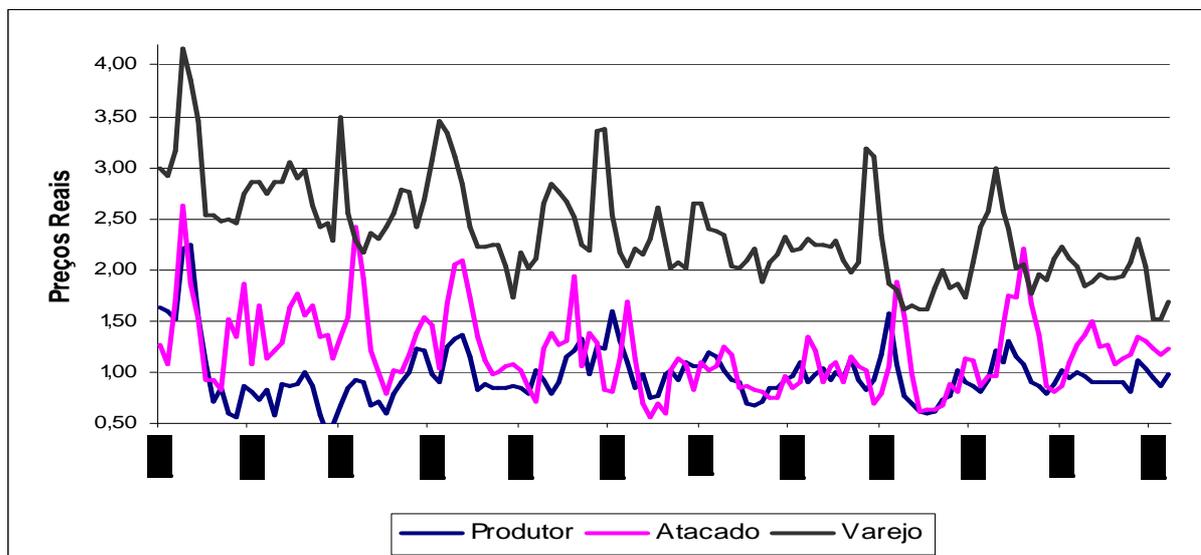
Os resultados foram divididos em três etapas:

1. Sazonalidade e Margem de Comercialização;
2. Transmissão de Preços; e
3. Assimetria na Transmissão de Preços.

3.1 Sazonalidade e Margem de Comercialização

Primeiramente, no Gráfico 4, é mostrada a evolução dos preços reais observada entre os três agentes da cadeia do tomate. É possível verificar certa harmonia entre eles: obedecendo a lógica de mercado em que o preço do produtor é o mais abaixo do gráfico, seguido pelo atacado e varejo. O fato de maior importância é o de que principalmente após janeiro de 2003, o preço do varejo parece se mover um pouco antes que os demais. Inicialmente, isto está de acordo com a terceira hipótese do estudo, a de que as redes varejistas/supermercadistas estão exercendo um poder cada vez maior sobre a comercialização, fato já descrito por Sesso Filho (2003). Principalmente impondo contratos de compra e fornecimento do produto pelos demais agentes da cadeia e também ao negociar a compra do produto diretamente com os produtores.

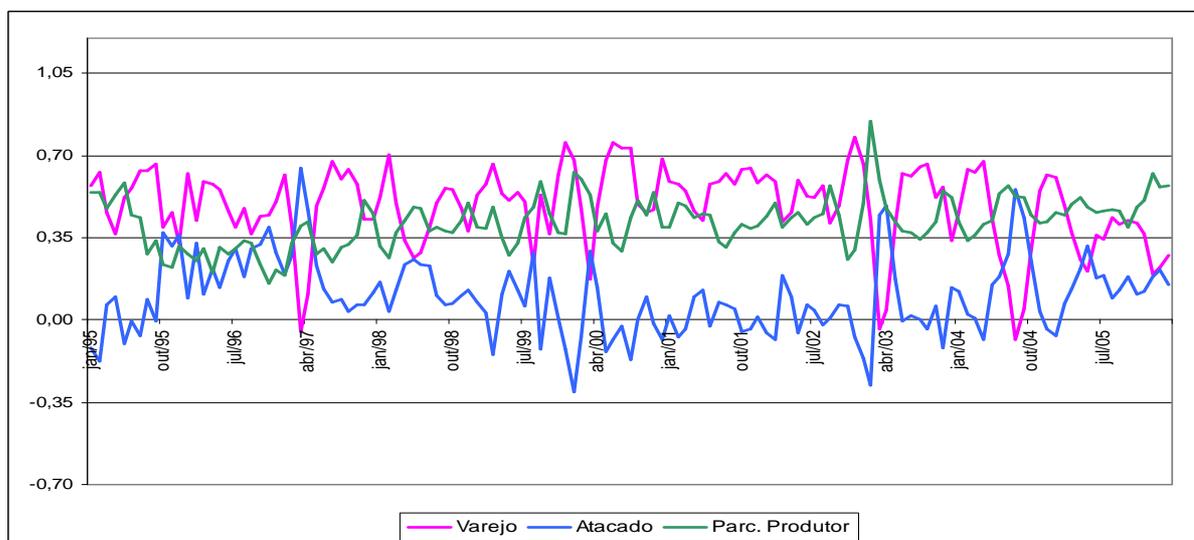
Gráfico 4 - Evolução dos preços reais do produtor, atacado e varejo do tomate de mesa no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 a março de 2006.



Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados fornecidos pelo IEA e CEAGESP.

Os Gráficos 5 e 6 mostram o comportamento das margens de comercialização no período de análise⁷. No gráfico 5, são tratadas as margens relativas do atacado, varejo e parcela do produtor. O Gráfico 6, a parcela do produtor e a margem relativa total.

Gráfico 5 - Margem relativa de comercialização do atacado, varejo e parcela do produtor do tomate de mesa no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 a março de 2006.



Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados fornecidos pelo IEA e CEAGESP.

⁷ O ideal seria uma junção entre os dois gráficos (5 e 6), mas devido a busca de uma melhor visualização, optou-se por dois.

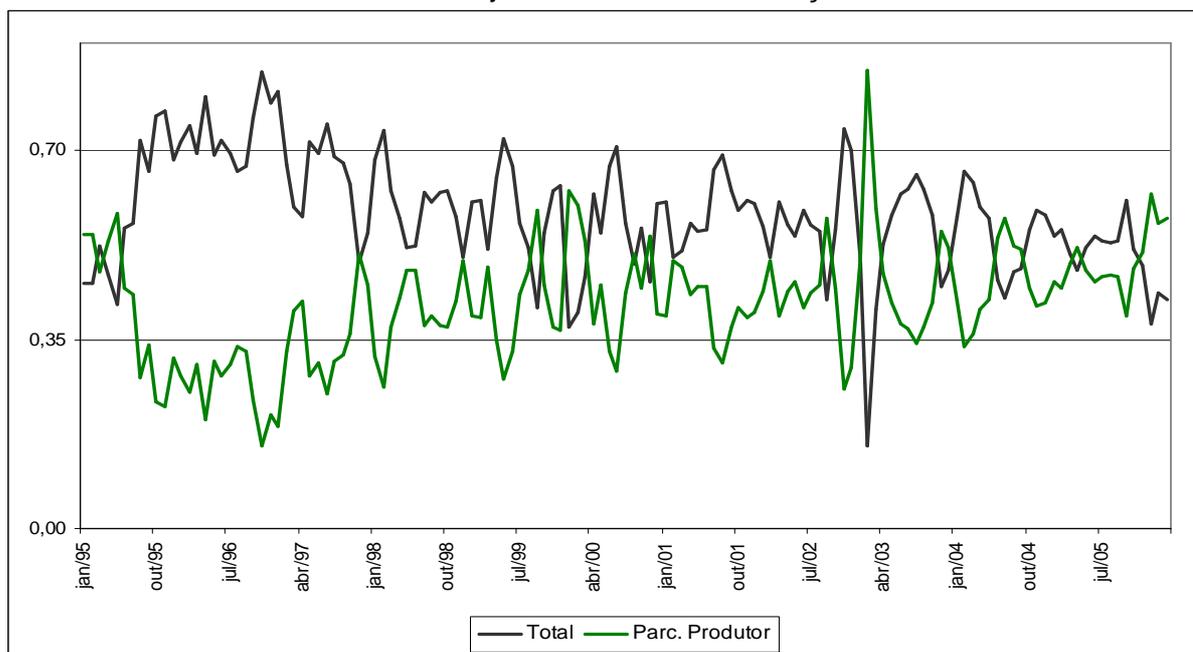
Visualmente, no gráfico 5, é possível verificar que a margem relativa do varejo está em um patamar mais elevado que a do atacado, sempre muito próxima da parcela do produtor, em especial após meados do ano de 1999, e a partir de 2004 fica abaixo.

A margem relativa do atacado é a que mais varia ao longo do tempo e também a que incide inúmeras vezes negativamente. A variação é muito grande em toda a série, com picos seguidos de acentuadas quedas, revelando-se um mercado com um comportamento pouco estável, ao menos no que concerne aos preços, já no que tange à produção, vai além dos objetivos propostos neste estudo. Outro aspecto importante é que não há um comportamento para a mesma direção entre as margens do atacado e varejo, ou seja, nos picos de uma variável ocorrem os poços da outra, na maioria das vezes. Talvez isso ocorra devido ao grande poder de barganha das grandes redes supermercadistas. Segundo Lourenzani e Silva (2004), este poder fez com que surgissem diferentes formas de transações com seus fornecedores. Esse processo iniciou-se com a exigência de prazos de pagamentos mais longos por parte dos varejistas. Com o decorrer do tempo, houve a inserção de itens como descontos e promoções, assim as compras passaram a ser centralizadas, obrigando os fornecedores a entregar em escala e com horário predeterminado. Ademais, a demanda crescente por produtos de qualidade impôs a rastreabilidade dos produtos e garantias de segurança do alimento. Desta forma, ao considerar certa rigidez nos preços a curto prazo, é compreensível que as margens oscilem e tenham o comportamento descrito em ambos os gráficos.

Este comportamento, descrito no Gráfico 5, possivelmente é explicado pela alta perecibilidade do tomate, além de ser um produto peculiar, cuja aparência e qualidade são tanto afetadas no verão quanto no inverno, de acordo com a segunda

hipótese do trabalho que destaca este fator como influenciador na comercialização. As chuvas torrenciais e as altas temperaturas características do verão e as baixas temperaturas no inverno, prejudicam a comercialização e a produção desta leguminosa.

Gráfico 6 - Parcela do produtor e margem total de comercialização do tomate de mesa no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 a março de 2006.



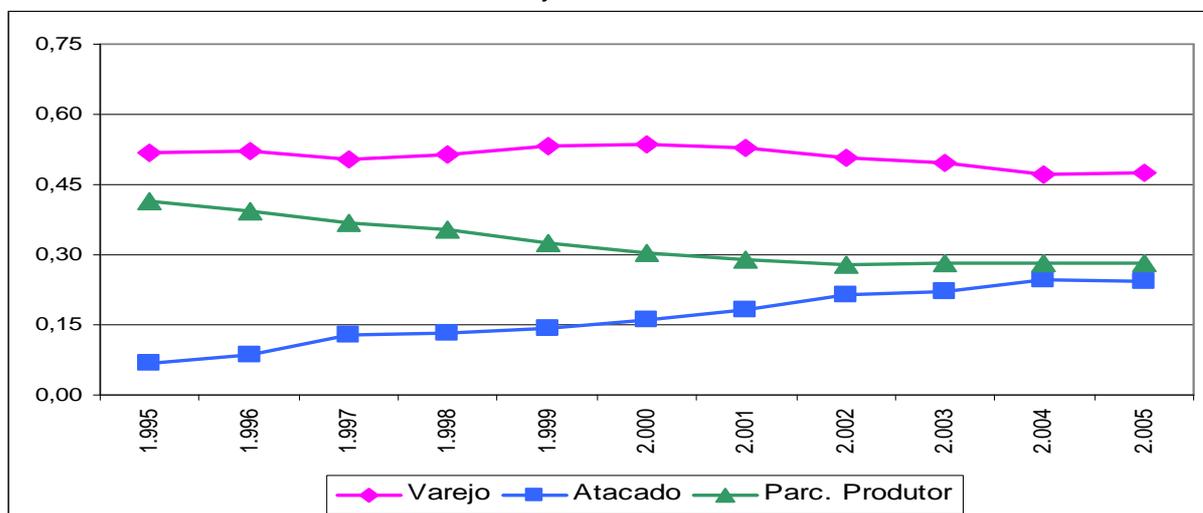
Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados fornecidos pelo IEA e CEAGESP.

No Gráfico 6, é tratada a relação entre a Parcela do Produtor e a Margem Relativa Total. A primeira conclusão que se pode fazer é a de que num primeiro momento havia uma grande distância entre as séries, principalmente no ano de 1996 e que ao longo dos anos, esta distância vem se reduzindo e em alguns momentos houve uma inversão, onde a Parcela do Produtor apresentou uma maior rentabilidade. Outra inferência possível, é a de que as relações são opostas: quando a rentabilidade de um se eleva, a do outro agente imediatamente se reduz e que nos últimos anos a tendência é a de se aproximarem e se estabilizarem próximo dos 50% e de que no ano de 2006 a parcela do produtor está praticamente igual à margem do varejo. Provavelmente, como relatou a Hortifruti Brasil (2006), devido ao

aumento de produtividade e dos grandes produtores passaram a classificar o produto e a negociar diretamente com as redes supermercadistas.

Ainda sobre as margens relativas, foi feita uma média anual em cada uma destas séries analisadas em um único gráfico. O gráfico 7 traz esta evolução das séries e assim como no gráfico 5, a margem do atacado é a que sofre maior variação. Quando o tratamento se dá de termos médios mensais, tem-se um reflexo do exposto na primeira hipótese, o varejista é o que possui o melhor rendimento entre os agentes, conforme o gráfico, seguido pelo produtor, que vem ao longo dos anos perdendo rendimento. Fator que não se confirma quando falamos do atacadista, sendo este o agente de menor margem e conseqüentemente menor rentabilidade, no entanto vem ganhando espaço ao longo dos anos, onde pode-se afirmar que vem ganhando a participação que era do produtor. Este fator, só pode ser atestado devido aos grandes volumes com os quais o atacadista trabalha, que permitem reduzir as margens de comercialização e também, como descreve Andreuccetti *ett. All* (2005), das compras em consignação realizadas pelos atacadistas e que assim, as perdas da pós-colheita, neste caso, devido a não venda do produto e/ou perdas no manuseio, são divididas entre os dois agentes.

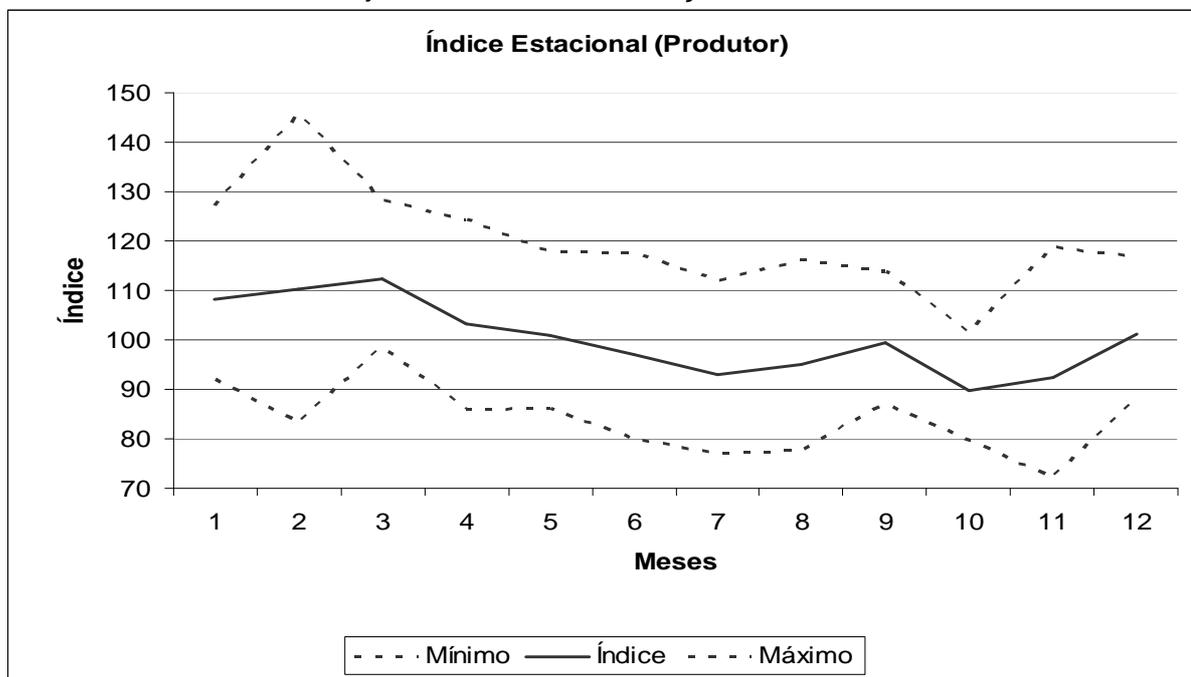
Gráfico 7 - Média anual das margens percentuais e parcela do produtor do tomate de mesa no Estado de São Paulo, de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.



Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados fornecidos pelo IEA e CEAGESP.

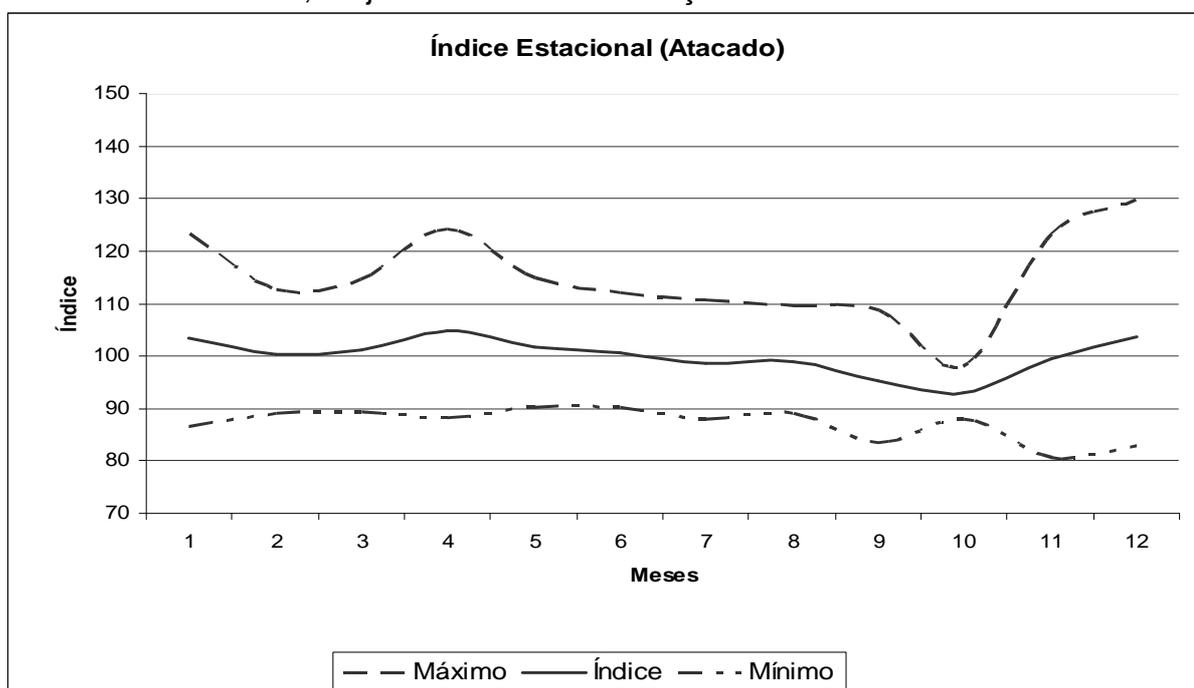
O Gráfico 8 mostra o Índice Estacional dos preços reais do produtor. A amplitude de variação (diferença entre o maior e o menor valor) do índice é de 22,6 (112,4 – 89,8), valor que pode ser considerado elevado. Isso vai de acordo com a quarta hipótese do estudo, que supõe que o produtor é o que enfrenta a maior sazonalidade nos preços do produto. Traz ainda as linhas com os respectivos valores mínimos e máximos obtidos pelo desvio-padrão. Na seqüência, nos Gráficos 9 e 10 são mostrados os índices estacionais para o atacado e varejo. A amplitude do Atacado é de 11,7 (104,7 – 93,0), pouco mais que a metade da amplitude do produtor, revelando-se bem menos afetada pela sazonalidade que o produtor. Já a amplitude do Varejo é de 16,2 (109,2 – 93,0), ou seja, é mais afetado pela sazonalidade que o atacado, no entanto bem menos que o produtor.

Gráfico 8 - Índice Estacional dos preços em nível de produtor do tomate de mesa no Estado de São Paulo, de janeiro de 1995 a março de 2006.



Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados fornecidos pelo IEA e CEAGESP.

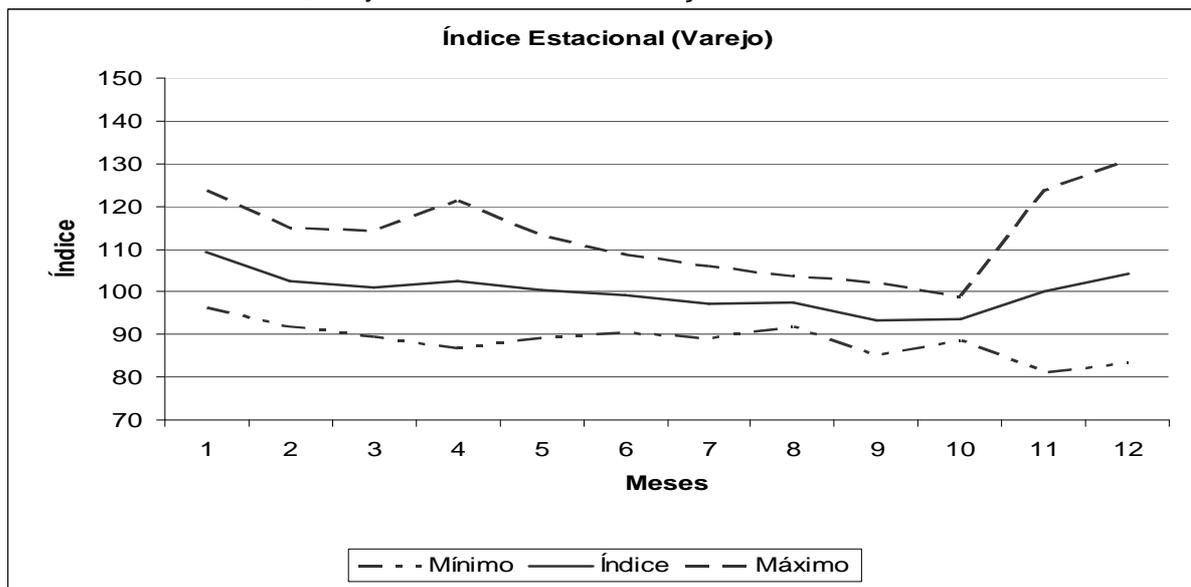
Gráfico 9 - Índice Estacional dos preços em nível de atacado do tomate de mesa no Estado de São Paulo, de janeiro de 1995 a março de 2006.



Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados fornecidos pelo IEA e CEAGESP.

Após análise dos gráficos que tratam da sazonalidade, é possível afirmar que os produtores são os maiores prejudicados por ela, além das peculiaridades da própria atividade como secas, excesso de chuvas, pragas entre outros. Talvez por não se envolver diretamente com o consumidor final e com a possibilidade de perdas, os atacadistas são os que menos sofrem com a sazonalidade.

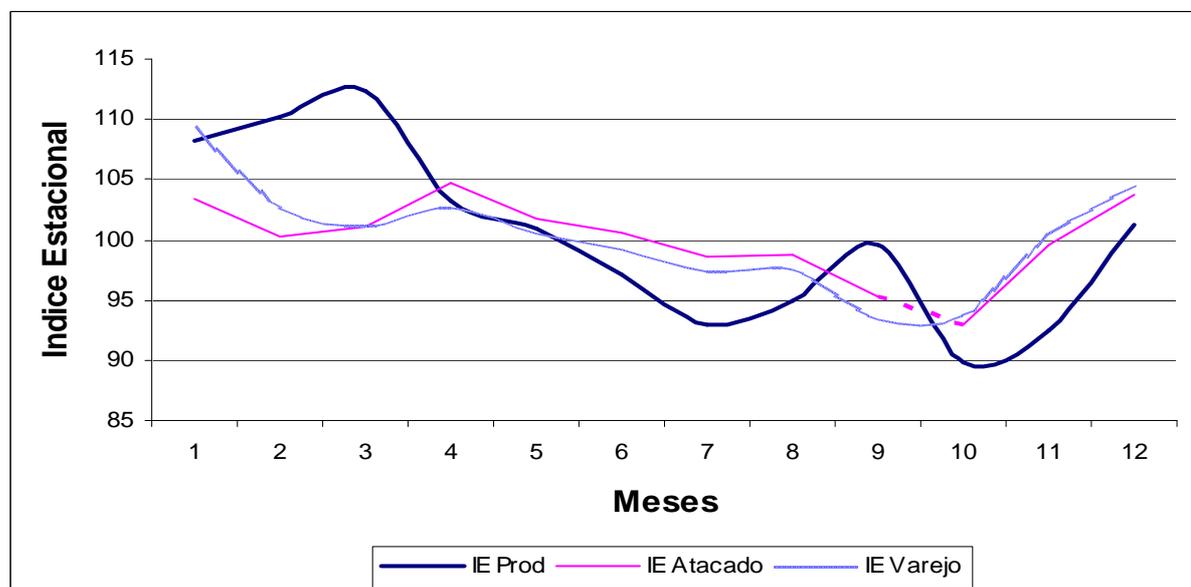
Gráfico 10 - Índice Estacional dos preços em nível de varejo do tomate de mesa no Estado de São Paulo, de janeiro de 1995 a março de 2006



Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados fornecidos pelo IEA e CEAGESP.

No gráfico 11 é possível verificar a comparação entre os 3 índices estacionais: produtor, atacado e varejo. Como já foi analisado, o índice estacional é muito mais variado nos preços do produtor (linha azul escura), diferente do atacado e varejo que sofrem menor intensidade.

Gráfico 11 - Comparação entre os índices estacionais (IE) do produtor, atacado e varejo do tomate de mesa no Estado de São Paulo, de janeiro de 1995 a março de 2006.



Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados fornecidos pelo IEA e CEAGESP.

3.2 Transmissão de Preços

Inicialmente, é necessário identificar se as séries de preços apresentam característica de estacionariedade, por isso em todos os casos foram usados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e também o de Phillips-Perron como forma de avaliar os resultados com dois testes tradicionais e aceitos pela literatura. Uma análise mais superficial do Gráfico 4 é possível afirmar que as séries são um passeio aleatório, pois apresentam grandes flutuações ao longo de todo o período analisado. No entanto esta afirmação, quando baseada nos testes adequados e aceitos pela literatura, deixa de ser válida. Na tabela 3, estão resumidos os testes de Raiz Unitária.

O teste de Raiz Unitária para a variável preço do produtor indicou, tanto pelo teste de Dickey-Fuller como pelo de Phillips Perron, a rejeição da hipótese nula de que a variável tem Raiz Unitária, ou seja, trata-se de uma série com tendência estacionária. No teste de Dickey-Fuller, o valor da estatística é -4,597, onde seu valor crítico a 5% é de -2,88. No teste de Phillips-Perron, o valor da estatística é de -4,52.

Tabela 3 - Resultados dos testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e Phillips-Perron, para as variáveis do modelo, janeiro de 1995 à março de 2006.

Variáveis	Teste ADF		Teste Phillips-Perron		I(d)
	Estatística t	Probabilidade	Estatística t	Probabilidade	
Preço Produtor	-4,597	0,0001	-4,524	0,0002	0
Preço Atacado	-4,503	0,0002	-4,514	0,0002	0
Preço Varejo	-4,029	0,0013	-3,893	0,0021	0

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados

* Valores críticos à 5% = -2,888

O teste de Raiz Unitária para a variável preço do atacado, apresentou características de estacionariedade, ou seja, a hipótese nula de presença de Raiz Unitária fora rejeitada. Pelo teste de Dickey-Fuller, o valor da estatística foi de -

4,503 e seu valor crítico de -2,88 (5%). O teste de Phillips-Perron, apresentou estatística de -4,514 e seu valor crítico de -2,88. Também foi rejeitada a hipótese nula de presença de Raiz Unitária para os preços do varejo, ou seja, esta série de preço também é estacionária. O teste de Dickey-Fuller apresentou estatística igual a -4,029. E o teste de Phillips-Perron, apresentou estatística igual a -3,893.

Sendo assim, os testes mais usuais e confiáveis de Raiz Unitária apresentaram-se para as variáveis, tendências estacionárias ou ausência de passeio aleatório, com média e desvio padrão iguais a zero.

Para a determinação do número de defasagens no Modelo Auto-Regressivo (VAR), optou-se pelo uso do Critério de Informação de Akaike (AIC). Na tabela 4, está o resultado deste teste:

Tabela 4 - Resultados do teste de Akaike (AIC) para o número de defasagens.

LAG	LL	LR	df	p	AIC
0	-720,21				11,0719
1	-271,93	896,56	25	0,000	4,60966
2	-228,55	86,76	25	0,000	4,32903
3	-208,92	39,25	25	0,035	4,41108
4	-166,63	84,57	25	0,000	4,1471*

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

Pelo critério de informação adotado, de Akaike (AIC), o número de defasagens necessário é de 4. Com relação ao teste de Causalidade de Granger, a hipótese nula a ser testada é a de ausência de causalidade. Têm-se as 3 equações testadas contra todas as variáveis. Diz-se que uma dada variável x Causa-Granger a variável y , se os valores passados de y e os valores passados de x , predizem y .

Tabela 5 - Resultados dos testes de Causalidade de Granger.

Direção	Estatística Chi2	Probabilidade	Resultado
PRD => ATC	19,404	0,000	Causa
PRD => VAR	20,897	0,000	Causa
ATC => PRD	2,4958	0,287	Não causa
ATC => VAR	16,519	0,000	Causa
VAR => PRD	3,158	0,206	Não causa
VAR => ATC	2,3387	0,311	Não causa

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

Com relação aos preços do produtor, causando no sentido de Granger as demais, pode ser rejeitada a hipótese nula (H0) de ausência de causalidade, para as demais variáveis: preço do atacado e varejo. A probabilidade de cometer o Erro do Tipo I, isto é, rejeitar a hipótese nula quando esta é verdadeira, está abaixo do nível de significância de 5%.

Sobre a variável preços do atacado, a hipótese nula (H0) de ausência de causalidade, não pode ser rejeitada para a variável preços do produtor. A probabilidade de se cometer o Erro do Tipo I, de se rejeitar a hipótese nula quando esta é verdadeira, está acima do nível de significância: 28,7%. Por outro lado, rejeita-se a hipótese nula de ausência de causalidade para os preços do atacado, causando no sentido de Granger a variável preços do varejo. Com probabilidade de se cometer o Erro do Tipo I, abaixo do nível de significância.

A hipótese nula (H0) de ausência de causalidade, para a variável preços do varejo, não pode ser rejeitada para as variáveis preços do produtor e atacado. Com probabilidade de se cometer o Erro do Tipo I, de se rejeitar H0 quando esta é verdadeira de 20,6% e 31,1%, respectivamente.

Baseado no Teste de Causalidade de Granger aplicado ao modelo aqui estudado, o preço do produtor não é afetado por nenhuma das demais variáveis do modelo. Os preços do atacado é influenciada pelos preços do produtor e os preços do varejo é afetado pela causalidade no sentido de Granger pelas demais.

Ao se verificar a transmissão de preços com o Modelo VAR, inicialmente fez-se o teste de defasagens e como já mencionado anteriormente e expresso na tabela 4, o número de *Lags* é 4. A análise foi dividida entre os três agentes da cadeia um a um. A tabela 6, trata dos preços do produtor.

Tabela 6 - Comportamento dos preços do produtor sob variações das demais variáveis no Modelo VAR.

	Coeficiente	Desvio-Padrão	Probabilidade	Intervalo de Confiança
P. Atacado	-0,1452	0,002	0,000	-0,0098 < 0,1830
P. Varejo	0,0195	0,039	0,620	-0,0577 < 0,0969

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

Inicialmente, com intervalo de confiança de no mínimo 95%, mostrou-se significativa apenas o coeficiente preços do atacado. A questão a ser investigada é o comportamento dos preços do produtor quando ocorrem variações nos preços do atacado e do varejo. Variações em 1 unidade nos preços do atacado variam inversamente os preços do produtor em 0,14 unidades, ou seja, um aumento em R\$1,00 nos preços do atacado, reduz os preços do produtor em R\$0,14.

A análise dos preços do atacado parte dos resultados apresentados na Tabela 7. Partindo das mesmas premissas adotadas na análise da tabela 6, não é significativa o coeficiente preços do produtor.

Tabela 7 - Comportamento dos preços do atacado sob variações das demais variáveis no Modelo VAR.

	Coeficiente	Desvio-Padrão	Probabilidade	Intervalo de Confiança
P. Produtor	0,0045	0,0040	0,258	-0,0033 < 0,1254
P. Varejo	0,4298	0,07428	0,000	0,2843 < 0,5754

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

As variações nos preços do varejo afetam positivamente os do atacado em 0,42 unidades. Ou seja, a variação em R\$1,00 nos preços do varejo afetam positivamente em R\$0,42 os do atacado.

Por fim, as variações sofridas nos preços do varejo estão na Tabela 8. Uma das hipóteses do trabalho, baseada na análise de Sesso Filho (2003), é a crescente força exercida no mercado brasileiro pelas redes supermercadistas, que são onde se concentram a maior parte das vendas ao consumidor final do tomate de mesa.

Tabela 8 - Comportamento dos preços do varejo sob variações das demais variáveis no Modelo VAR.

	Coeficiente	Desvio-Padrão	Probabilidade	Intervalo de Confiança
P. Produtor	0,0144	0,0044	0,001	-0,0057 < 0,0232
P. Atacado	0,1217	0,0964	0,207	-0,0672 < 0,3108

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

O único coeficiente que se mostrou significativo foi os preços do produtor. Onde uma variação em uma unidade deste, afeta positivamente em 0,014 unidades os preços do varejo, variação esta muito pequena.

No que tange á análise da transmissão de preços entre produtor, atacado e varejo no mercado paulista do tomate de mesa, variações nos preços do atacado afetam negativamente os do produtor em 0,14 unidades, e não afetam os preços do atacado. Variações nos preços do produtor somente afetam os preços do varejo e de forma muito pequena (0,01 unidades). E variações nos preços do varejo têm uma forte influencia nos preços do atacado (0,42 unidades) e não afetam os do produtor.

Sendo assim, tem-se uma forte tendência de que esta transmissão de preços é assimétrica, pois as variações e impactos são diferentes entre os agentes e não mantém uma linha tênue entre eles.

3.3 Assimetria da Transmissão de Preços (ATP)

Após toda a análise feita no modelo de Transmissão de Preços da seção anterior, identificou-se a forte tendência à assimetria na transmissão de preços entre os agentes da cadeia de tomate. Sendo assim, nesta seção, a análise desta

assimetria será testada através do modelo aplicado por Griffith e Piggott (1994) e mencionado no item 2.3 deste estudo.

Segundo Griffith e Piggott (1994, p. 311), a hipótese nula do modelo de assimetria deve ser testada para a transmissão dos preços do produtor para o atacado, e do atacado para o varejo, ou seja, deve obedecer a seqüência abaixo:

PRODUTOR => ATACADO => VAREJO

A seqüência aqui adotada é a mesma do modelo anterior, no entanto, o banco de dados sofreu alterações para ficar equivalente ao da tabela 2, na seção 3.2 deste estudo, sendo as variáveis utilizadas descritas na seção 2.1.

O primeiro teste realizado foi o de estacionariedade da série ou de raiz unitária desenvolvido por Dickey-Fuller. A tabela 6, traz os resultados do teste de raiz unitária para as variáveis usadas no modelo de assimetria na transmissão de preços e ao contrário do modelo anterior, foi identificado a presença de raiz unitária.

Tabela 9 - Resultados dos testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e Phillips-Perron, para as variáveis do modelo de assimetria na transmissão de preços, janeiro de 1995 a março de 2006.

Variáveis	Teste ADF		Teste Phillips-Perron		I(d)
	Estatística t	Probabilidade	Estatística t	Probabilidade	
Δ PPA	-1,431	0,5672	-1,668	0,4475	1
Δ PPQ	-2,385	0,1461	-2,215	0,2009	1
Δ PAA	-2,413	0,1382	-2,2707	0,0728	1
Δ PAQ	-1,113	0,7099	-1,164	0,6888	1

* Valores críticos a 5% = -2,888

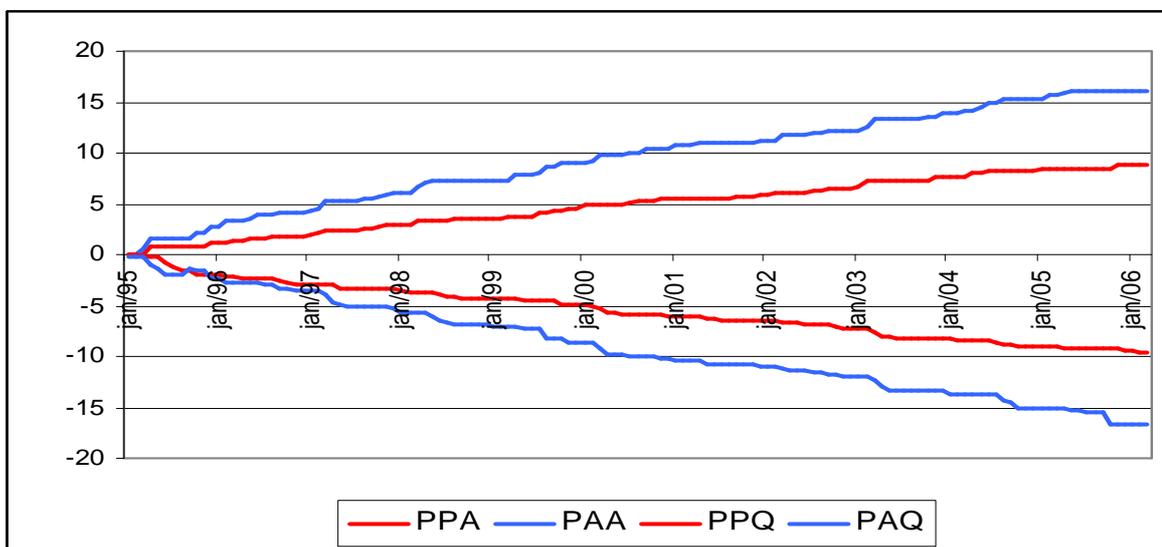
Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

Os testes mostraram que para todas as variáveis incluídas no modelo de assimetria na transmissão de preços, não foi possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária, com 5% de significância, ou seja, a série é integrada de ordem 1 e não é estacionária. Baseado nos resultados obtidos neste teste tem-se

uma forte tendência a não utilizar o Modelo VAR e sim o VEC. No entanto para identificar o número de defasagens neste modelo, utilizou-se o VAR, isto após a realização da primeira diferença como indicada na tabela 6.

No entanto, estas variáveis utilizadas no modelo de ATP, jamais poderiam ser estacionárias, pois tratam do resultado de um acúmulo das variações nos preços, tanto das quedas como dos aumentos. No caso do acúmulo dos aumentos, em uma coluna estão os resultados deste cálculo, assim como na Tabela 2, na quinta e sexta colunas. O gráfico a seguir mostra o comportamento destas séries. As linhas em vermelho referem-se aos preços do produtor e as linhas em azul, os do atacado. A parte superior do gráfico é dos acumulados dos aumentos nos preços e a parte inferior, do acumulado das reduções nos preços.

Gráfico 12 - Acumulado dos aumentos e reduções nos preços do produtor e atacado do tomate de mesa.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

Sendo assim, devido a presença de raiz unitária, uma alternativa é a diferenciação da série utilizada no modelo de ATP. Os testes utilizados foram os mesmos e estão resumidos na tabela seguinte.

De acordo com o estudo de Digal e Ahamadi-Esfahani (2002), onde é mostrada a oferta de métodos desenvolvidos para o estudo da assimetria de preços por séries temporais, os autores descrevem que V. Craumon-Taubatel (1996), aconselha a aplicação da primeira diferença em séries não estacionárias. Como alternativa ao risco de incorrer em modelos espúrios e ainda aceita o uso do Modelo VAR para aplicação.

Tabela 10 - Resultados dos testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e Phillips-Perron, para as

Variáveis	Teste ADF		Teste Phillips-Perron		I(d)
	Estatística t	Probabilidade	Estatística t	Probabilidade	
Δ PPA	-12,598	0,000	-12,765	0,000	0
Δ PPQ	-7,917	0,000	-7,744	0,000	0
Δ PAA	-11,185	0,000	-11,188	0,000	0
Δ PAQ	-19,756	0,000	-25,349	0,000	0

* Valores críticos a 5% = -2,888

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

Após a diferenciação e a aplicação dos testes de Raiz unitária, todas as variáveis mostraram-se estacionárias. Rejeitou-se com nível de significância de 5%, a hipótese nula de presença de raiz unitária. Sendo assim todas as análises que seguem e que envolvem estas variáveis estão diferenciadas.

Para a verificação do número de *lags* no modelo com a série na primeira diferença, foi adotado o critério de informação de Akaike (AIC), que revelou ser necessário a utilização de 4 *lags*. Os resultados do teste estão na tabela a seguir:

Tabela 11 - Resultados do teste de Akaike (AIC) para o número de defasagens no modelo de assimetria na transmissão de preços.

LAG	LL	LR	df	P	AIC
0	280,914				-4,2295
1	468,639	375,45	36	0,000	-6,5637
2	536,476	134,67	36	0,000	-7,0535
3	599,559	126,17	36	0,000	-7,4701
4	641,721	84,324*	36	0,000	-7,5649*

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

O teste de Causalidade de Granger para o Modelo de ATP, está apresentado na tabela 12. Foi realizado depois do modelo VAR com 4 defasagens, conforme o critério de informação na tabela 11 e devidamente integrado, já que a série utilizada no modelo de ATP é estacionária depois de diferenciada.

Tabela 12 - Resultados do teste de Causalidade de Granger para o modelo de Assimetria na Transmissão de Preços.

Direção	Estatística Chi2	Probabilidade	Resultado
Δ PPA \Rightarrow Δ PA	0,4846	0,8260	Não causa
Δ PPA \Rightarrow Δ PV	0,4866	0,4850	Não causa
Δ PPQ \Rightarrow Δ PA	7,2014	0,0070	Causa
Δ PPQ \Rightarrow Δ PV	0,2455	0,6200	Não causa
Δ PAA \Rightarrow Δ PV	4,4912	0,0340	Causa
Δ PAQ \Rightarrow Δ PV	2,5418	0,1110	Não causa

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados

A análise devida é a seguinte: o que os aumentos ou diminuições nos preços do agente anterior causam nos preços do agente posterior? A hipótese nula de ausência de causalidade pode ser rejeitada apenas para as variáveis PPQ (queda nos preços do produtor), causando no sentido de Granger a variável preço do atacado (PA), com probabilidade de se cometer o erro do tipo I de 0,7%. E também para PAA (aumento nos preços do atacado), causando no sentido de Granger os preços do varejo (PV), com probabilidade de se cometer o erro do tipo I de 3,4%. Para todos os outros sentidos de causalidade, não foi possível rejeitar a hipótese nula de sua ausência.

Seguindo a mesma seqüência do modelo anterior de transmissão de preços, o Modelo de ATP também será testado na metodologia VAR.

No modelo de Assimetria na Transmissão de Preços, os dados foram preparados de acordo com o modelo descrito na tabela 2 e as equações formuladas de acordo com as expressões 1, 2 e 3 do capítulo 2, na seção 2.3. Ainda conforme Griffith e Piggott (1994), o modelo de ATP deve ser testado em um único sentido: do produtor para o varejo, passando pelo atacado.

Na tabela 13, está descrito, conforme na expressão (1), os efeitos das variações nos preços do produtor sobre os do atacado, em particular, como estes se comportam sob as variações do acumulado dos aumentos dos preços do produtor (PPA) e sob os efeitos do acumulado das reduções/quedas nos preços do produtor (PPQ).

Tabela 13 - Comportamento dos preços do atacado sob variações dos preços do produtor no Modelo VAR para assimetria na transmissão de preços.

	Coeficiente	Desvio-Padrão	Probabilidade	Intervalo de Confiança
Δ PPA	0,2258	0,2775	0,417	-0,3237 < 0,7753
Δ PPQ	-0,7910	0,2518	0,002	-1,2897 < -0,2923

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

A tabela 13 descreve estes efeitos e a variável que mostrou nível de significância aceitável foi a que mede o acumulado das reduções nos preços do produtor (PPQ). Variações em R\$1,00 na redução dos preços do produtor, também reduzem os preços do atacado em 0,79 unidades, por isso são diretamente proporcionais e se pode dizer que queda nos preços do produtor ocasionam queda nos do atacado. A tabela 14 está contemplada a descrição das expressões (2) e (3) e reflete os efeitos sobre os preços do varejo.

Tabela 14 - Comportamento dos preços do varejo sob variações dos preços do produtor e atacado no Modelo VAR para assimetria na transmissão de preços.

	Coeficiente	Desvio-Padrão	Probabilidade	Intervalo de Confiança
Δ PPA	0,1432	0,2860	0,618	-0,4230 < 0,7093
Δ PPQ	0,1289	0,2595	0,620	-0,3850 < 0,6426
Δ PAA	-0,5068	0,2391	0,036	-0,9801 < -0,0333
Δ PAQ	-0,1992	0,1247	0,113	-0,4462 < 0,0477

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

A análise a ser considerada, é o comportamento dos preços do varejo sob os impactos do acumulado dos aumentos nos preços do produtor (PPA), acumulado das reduções/quedas nos preços do produtor (PPQ), acumulado dos aumentos nos preços do atacado (PAA) e acumulado das reduções/quedas nos preços do atacado (PAQ). A única variável que se mostrou estatisticamente significativa foi a PPA, que reflete os impactos das quedas nos preços do atacado sobre os preços do varejo. Variações em R\$1,00 no acumulado dos aumentos nos preços do atacado reduzem os preços do varejo em 0,50 unidades, por isso são inversamente proporcionais. Todas as demais variáveis da tabela não se apresentaram estatisticamente significantes.

Seguindo a metodologia aplicada por Griffith e Piggot (1994), para comprovar a existência da assimetria na transmissão de preços, faz-se necessário a aplicação do teste *t* sobre as variáveis do modelo de ATP, conforme as expressões 1, 2 e 3 do capítulo 2. O resumo desta aplicação está na tabela 15 abaixo.

Tabela 15 - Teste *t* para o modelo de ATP.

	PREÇOS ATACADO	PREÇOS VAREJO
Δ PPA; Δ PPQ	28,31	16,93
Δ PAA; Δ PAQ	-	-2,24

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados coletados.

Valores Críticos à 5%: 1,96

Nível de confiança 95%.

A partir dos resultados obtidos e descritos na tabela, inicialmente, a hipótese nula a ser aceita ou rejeitada é a de ausência de assimetria na transmissão de preços. O primeiro teste de ATP é se existe assimetria entre os preços do atacado e produtor. Ou seja, quando os preços do produtor sofrem variações, seja para reduções como para aumentos, estas variações são assimétricas ou não com relação aos preços do varejo?⁸ De acordo com a primeira linha e segunda coluna da tabela, o valor do teste *t* calculado (desenvolvido por Griffith e Piggott, (1994)) é de 28,31. Este, está acima do valor tabelado com 95% de confiança. Sendo assim, rejeita-se a hipótese nula de ausência de ATP. Pode-se afirmar então, baseado no teste que é suficiente para aceitar a assimetria na transmissão de preços, que existe ATP do produtor para o atacado.

Obedecendo a direção proposta por Griffith e Piggott (1994), agora cabe testar a ATP com relação aos preços do varejo. Estes resultados estão descritos nas segunda e terceira linhas da tabela e na terceira coluna. Com relação aos movimentos nos preços do produtor, o que está sendo testado é se quando há aumentos e reduções nos preços deste agente, se estes efeitos em conjunto, são assimétricos ou não no que tange a transmissão de preços com o varejo. O valor calculado foi de 16,93, maior que o valor tabelado e sendo assim rejeita-se a hipótese nula de ausência de assimetria. Ou seja, também existe assimetria na transmissão de preços entre o produtor e o varejo.

O último teste a ser realizado é o de ausência ou presença de ATP entre a transmissão de preços do atacado e varejo do tomate de mesa no Estado de São Paulo. Na mesma linha das duas análises anteriores, será investigado se os preços do varejo respondem assimetricamente às alterações nos preços do atacado. O

⁸ Neste teste *t* foram analisados os efeitos em conjunto nos preços, ou seja, reduções e aumentos.

valor calculado e que está na terceira linha e terceira coluna da tabela 15, foi de -2,24. Valor este acima do tabelado e por este motivo, rejeita-se a hipótese nula com 95% de confiança. Pode-se inferir que, assim como as análises anteriores, existe assimetria na transmissão de preços entre o atacado e varejo.

No geral, a tabela 15 mostrou que existe ATP do tomate de mesa no Estado de São Paulo em todos os níveis da cadeia de comercialização. Nos três casos, rejeitou-se a hipótese nula.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo, a proposta foi analisar a cadeia de comercialização do tomate de mesa no Estado de São Paulo, com ênfase à comercialização, transmissão de preços e assimetria na transmissão de preços, a saber: entre o produtor, atacadista e varejista. A cerca da comercialização, fatores determinantes como sazonalidade, margem de comercialização e especificidades do produto como perecibilidade, mereceram destaque. No que tange a transmissão de preços e a assimetria, foram realizados testes econométricos e o que se pretendeu foi identificar como se comportam os preços e como se dá a transmissão entre os agentes de comercialização, tanto nos aumentos como nas reduções.

Para alcançar os resultados abordados ao longo do capítulo três, foi usada uma série de preços entre janeiro de 1995 e março de 2006, devidamente inflacionadas através de métodos aceitos e tradicionais.

Inicialmente realizou-se uma análise gráfica com o comportamento de toda a série de preços dos três agentes e identificou-se um comportamento pouco estável e com tendência de aproximação entre os três agentes no período mais recente. O segundo resultado obtido é a de que o varejista é o agente que possui o melhor rendimento, conforme indicado pela margem do varejista (Gráfico 7). Desde o início, a primeira hipótese supunha que devido a maior distância com o consumidor final, riscos da lavoura e sazonalidade, o produtor seria o agente com menor rendimento.

Um terceiro resultado importante e de acordo com a quarta hipótese, é a de que a sazonalidade é mais sentida pelo produtor (Gráficos 8 e 11), por ser este o agente que está diretamente suscetível a todos os riscos da lavoura, além da estacionariedade da produção.

Sobre a transmissão de preços, os testes indicaram estacionariedade da série e aceitou-se o sentido de causalidade de Granger entre produtor e atacado e este último com o varejo. Merece destaque também e aliado ao resultado obtido pela análise das margens de comercialização, o atacadista como agente menos influente na cadeia, sendo seus preços causados no sentido de Granger pelos demais e em certos momentos incidir em margens muito baixas e até mesmo negativas. Mas como já foi mencionado, por se envolver em grandes quantidades e realizar compras em consignação, é o agente de menor poder na cadeia de comercialização do tomate de mesa no Estado de São Paulo.

O Modelo VAR, mostrou uma forte indicação de assimetria na transmissão de preços (tabelas 6, 7 e 8). O que foi investigado no modelo é o comportamento dos preços de cada agente sob alterações em todas as outras variáveis. Revelando em todos os casos aceitos estatisticamente, variações assimétricas e foi o que motivou a aplicação do modelo de Assimetria na Transmissão de Preços desenvolvido por Griffith e Piggott (1994) e adaptado as especificidades do modelo aqui estudado.

Inicialmente, o modelo sofreu adaptações para sua aplicação ao estudo aqui proposto e contemplado na seção 2.2. O ponto chave a ser investigado, é o do comportamento dos preços sob variações em conjunto dos aumentos e nas reduções do(s) agente(s) anterior(es). A série de preços do modelo de ATP não é estacionária e por isso se aplicou a primeira diferença. Posteriormente o teste de Causalidade de Granger foi testado e foi aceito a causalidade entre as variações de queda nos preços do produtor afetando os preços do atacado e os aumentos nos preços do atacadista afetando os preços do varejista.

Deste modo, esta assimetria na transmissão de preços revela que as variações entre os preços dos agentes são diferentes em sua transmissão. No caso

da assimetria identificada em, todos os níveis da cadeia de comercialização do tomate de mesa no Estado de São Paulo, revela que as alterações nos preços dos agentes não se revelam como estáveis ou não são repassadas de forma homogênea ao agente posterior. Não existe um único padrão de comportamento na transmissão de preços, seja em sua magnitude e/ou velocidade.

Sendo assim, existe a assimetria na transmissão de preços na cadeia do tomate de mesa do Estado de São Paulo. O modelo proposto e os testes realizados comprovaram esta assimetria. O varejista é o agente que possui maior poder de determinação de preços, o produtor é um importante agente, com maiores rendimentos e também o mais afetado pelas sazonalidade e especificidades pertinentes a cultura do produto. O atacadista, por sua vez, é o agente com margem mais afetada, seus preços são atingidos/influenciados pelo dos demais agentes.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, D.R.D; BARROS, G.A.C. Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos oitenta. **Estudos Econômicos**, vol. 21, n.º 1, p. 89-103, jan/abr 1991, São Paulo.

AGUIAR, D.R.D; SANTANA, J.A. Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil. **Agribusiness**, Vol. 18 (1) 37-48.

ANDREUCETTI, C.; FERREIRA, M.D.; GUTIERREZ, A.S.D.; TAVARES, M. Caracterização da Comercialização de Tomate de Mesa na CEAGESP: perfil dos atacadistas. **Horticultura Brasileira**, vol. 23, nº2, p. 324-328, abr-jan, 2005, Brasília.

AZZAM, A. M. (1999). Asymmetry and rigidity in farm-retail price transmission. **American Journal of Agricultural Economics**, 81, 525-533.

CASTRO, L.R; CORTEZ, L.A.B. Influência da Embalagem no Desenvolvimento de Injúrias Mecânicas em Tomates. **Cienc. Tecnol. Aliment.** v. 21(1): 26-33, jan-abr. 2001.

CEAGESP – Companhia de Entrepósitos e Armazéns gerais de São Paulo <<http://www.ceagesp.com.br>> acessado em 30 de setembro de 2005.

DIGAL, L.N.; AHMADI-ESFAHANI, F.Z.; Market power analices in the retail food industry: a survey of methods. **The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 46 (6), p. 559-584, 2002.

DiNARDO, J.; JOHNSTON, J. **Métodos Econométricos. 4ª Ed.**, McGraw-Hill, Lisboa, 2000.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons Inc, Whitney Blake, 1995.

GARCIA, E.M.; CARMO, L. C.; FERRAZ, K.M.A. **Normas para Elaboração de Dissertações e Teses. 3ª Ed.**, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

GOLYNSKI, A.; ZAMPIROLI, P. D., PONCIANO, N. J., SOUZA, P. M., SARMET, J. P. Análise da eficiência e competitividade na comercialização via Ceasa do Maracujá da região Norte Fluminense do Rio de Janeiro. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Ribeirão Preto, 2005. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2005. CD-ROM.

GRIFFITH, G.R.; PIGGOTT, N.E., Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, p. 307-316, 1994.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica, 3ª Ed.**, Makron Books, São Paulo, 2000.

HOFMMANN, R. **Estatística Para Economistas, 3ª Ed.**, Pioneira, São Paulo, 1998.
HORTIFRUTI BRASIL, Piracicaba: CEPEA – ESALQ/USP, 2006 – Mensal, nº47.

IPEA-DATA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. < <http://www.ipeadata.gov.br> > acessado em 28 de agosto de 2006.

IEA-SP, Instituto de Economia Agrícola. < <http://www.iea.sp.gov.br> > acessado em 30 de agosto de 2006.

LOURENZANI, A. E. B. S.; SILVA A. L. Custo de transação na distribuição de tomate *in natura*. **Agricultura em São Paulo**, vol. 51, n.º 1, p. 41-50, jan/jun 2004, São Paulo.

MARQUES, P.V.; AGUIAR, D.R.D, **Comercialização de Produtos Agrícolas**, Edusp, São Paulo, 1993.

MEYER, J.; CRAMON-TAUBADEL, S. von. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, XXX, v. 55:3, p. 581-611, 2004

MILLER, D. J.; HAYENGA, M. L. Price cycles and asymmetric price transmission in the U.S. pork market. **American Agricultural Economics** , XXX, 83:3, p. 551-562, 2001.

PAHOR, M.M.; SILVA, A.P. A importância da organização de um sistema de preços na comercialização do tomate no Brasil. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Recife, 2001. **Anais...** Recife: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2001. CD-ROM.

PARRÉ, J.L. **Influência dos Custos de Comercialização e dos Subprodutos Sobre a Margem de Comercialização da Carne Bovina**. 1995. p. 86. Dissertação - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.

PARROT, S.D.; EASTWOOD, D.B.; BROOKER, J.R. Testing for symmetry in price transmission: an extension of the shillet lag structure with an application to fresh tomatoes. **Journal of Agribusiness**, Spring, v. 19, p. 35-49, 2001.

RADCHENKO, S. Oil price volatility and the asymmetric response of gasoline prices to oil price increases and decreases. **Energy Economics**, XXX, v. 27, p. 708-730, 2005.

ROMAIN, R.; DOYON, M.; FRIGON, M. Effects of state regulations on marketing margins and price transmission asymmetry: evidence from the New York city an upstate New York fluid milk markets. **Agribusiness**, Spring, v. 18:3, p. 301-315, 2002.

SESSO FILHO, U.A. **O setor supermercadista no Brasil nos anos 1990**. 2003. Tese (Doutorado)-Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

SISSI, K.M.; JORGE, J.T. Desenvolvimento de Tomate de Mesa, Com o Uso do Método QFD (Desdobramento da Função Qualidade), Comercialização em um Supermercado. **Horticultura Brasileira**, vol. 20, nº 3, p. 490-496, set. 2002, Brasília.