A QUESTÃO DA CAUSALIDADE ENTRE PREÇOS A DIFERENTES NÍVEIS DE MERCADOS AGRÍCOLAS

HELOISA LEE BURNQUIST

Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. GERALDO SANTANA DE CAMARGO BARROS

Dissertação apresentada à Escola
Superior de Agricultura "Luiz de
Queiroz", da Universidade de São
Paulo, para obtenção do título de
Mestre em Agronomia, Área de
Concentração: Economia Agrária.

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Dezembro - 1986

Ao William, meu marido,
Pela Personalidade e Firmeza
no apoio de cada momento.

À Célia e Almiro, meus pais,
Pela minha Formação.

Ao Paulo e Fernando, meus filhos,
Por Existirem.

AGRADECIMENTOS

- Ao Departamento de Economia e Sociologia Rural por conceder uma boa formação acadêmica e pelas condições de trabalho oferecidas para a realização desta tese.
- À Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz pelo amplo apoio ao desenvolvimento deste trabalho.
- Ao Instituto de Planejamento Econômico e Social (IPEA) pelo auxílio financeiro através de projeto de pesquisa ao qual este trabalho está vinculado.
- Ao Professor Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros pela orientação e colaboração prestadas.
- Ao Professor Paulo Fernando Cidade de Araújo pelas sugestões e incentivo.
- Aos Professores Pedro V. Marques e Fernando Curi Peres pela revisão e sugestões apresentadas.
- A todos que colaboraram direta ou indiretamente para o bom andamento deste trabalho.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE FIGURAS E TABELAS-----	vi
RESUMO-----	x
SUMMARY-----	xii
 1. INTRODUÇÃO-----	 1
1.1. Importância do Problema-----	1
1.2. Objetivos-----	4
1.3. Hipótese-----	5
 2. MATERIAL E MÉTODOS-----	 7
2.1. Fonte e Utilização dos Dados-----	7
2.2. Determinantes das Relações entre Preços nos Vá rios Níveis de Mercado-----	9
2.2.1. O Modelo Competitivo-----	9
2.2.2. Implicações sobre a Causalidade entre Preços em Diferentes Níveis de Mercado--	12
2.3. Evidências Empíricas-----	16
 3. PROCEDIMENTO PARA ANÁLISE DE CAUSALIDADE-----	 28
3.1. O Teste do Sentido de Causalidade-----	28
3.2. Elasticidades de Transmissão de Preços-----	34
3.3. Transmissão de Variações nos Preços em Modelos de Causalidade Bidirecional-----	36
 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS-----	 43
4.1. Testes de Causalidade-----	43

	Página
4.2. Estimação das Elasticidades de Transmissão <u>en</u> tre Preços-----	57
4.2.1. Causalidade Unidirecional-----	57
4.2.2. Causalidade Bidirecional-----	63
5. CONCLUSÕES-----	73
6. LITERATURA CITADA-----	79

LISTA DE FIGURAS E TABELAS

Página

Figura 1: Efeito de Variação na Demanda Primária.....	13
Figura 2: Efeito de Variação na Oferta Primária.....	14
Figura 3: Efeito de Variação na Oferta de Insumos de Mercado .	15
Figura 4: Efeitos de Choques Transitórios em u_1 Sobre os Preços a Nível de Varejo, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985	71
Figura 5: Efeitos de Choques Transitórios em u_1 Sobre os Preços a Nível de Atacado, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985.....	71
Figura 6: Efeitos de Choques Transitórios em u_2 Sobre os Preços a Nível de Varejo, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985	72
Figura 7: Efeitos de Choques Transitórios em u_2 Sobre os Preços a Nível de Atacado, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985.....	72

-x-x-x-x-x-x-x-x-x-

Tabela 1: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1972-1985 ..	46
--	----

Tabela 2: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, Subperíodo I (1972, I - 1980, XII), Subperíodo II (1981, I - 1985, XII)	47
Tabela 3: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Cebola da Cidade de São Paulo, 1972-1985..	51
Tabela 4: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Cebola da Cidade de São Paulo, Subperíodo I (1972, I - 1980, XII), Subperíodo II (1981, I - 1985, XII)	52
Tabela 5: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Batata da Cidade de São Paulo, 1972-1985.....	54
Tabela 6: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Batata da Cidade de São Paulo, Subperíodo I (1972, I - 1980, XII), Superíodo II (1981, I - 1985, XII).....	56
Tabela 7: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1972-1985.....	60

Tabela 8: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1972-1980	61
Tabela 9: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Cebola da Cidade de São Paulo, 1972-1985.....	62
Tabela 10: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Cebola da Cidade de São Paulo, 1981-1985	62
Tabela 11: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Batata da Cidade de São Paulo, 1981-1985	63
Tabela 12: Resultados do Ajustamento em Dois Estágios das Equações Simultâneas aos Preços a Nível de Atacado e Varejo, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985	66
Tabela 13: Multiplicadores de Choques Transitórios (I) e Permanentes (II) em u_1 e u_2 , Sobre os Preços a Nível de Atacado e Varejo, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985.....	70

A QUESTÃO DA CAUSALIDADE ENTRE PREÇOS A DIFERENTES
NÍVEIS DE MERCADOS AGRÍCOLAS

Autora: HELOISA LEE BURNQUIST

ORIENTADOR: PROF. Dr. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

RESUMO

O objetivo desta pesquisa é o de avaliar os efeitos de mudanças em variáveis exógenas e de inferir sobre os efeitos de algumas políticas de mercado sobre os preços e margens de comercialização de três produtos agrícolas. Isso foi realizado com base em estimativas de elasticidades de transmissão de preços obtidas após a determinação do sentido de causalidade entre os preços.

Obtiveram-se evidências de que a causalidade entre os preços a diferentes níveis de mercados agrícolas pode variar conforme os períodos selecionados para análise. Esses períodos foram selecionados de acordo com evidências empíricas quanto à predominância de efeitos de choques de oferta e de demanda dos mercados paulistas dos produtos feijão, cebola e batata.

Observaram-se alguns períodos caracterizados pela causalidade unidirecional de preços ao atacado a preços ao varejo, indicando que os choques de oferta tenderam a predominar, ao longo do período considerado, sobre os choques de demanda. Choques de demanda mostraram-se importantes para o

mercado de feijão no período 1981-1985 (causalidade bidirecional). A ausência de causalidade entre os preços foi determinada em vários períodos, possivelmente devido a outros fatores, que não os relacionados à oferta ou à demanda.

Uma vez determinado o sentido de causalidade entre os preços procedeu-se à estimativa de elasticidades de transmissão de preços em modelos onde a causalidade mostrou-se unidirecional. Em modelos de causalidade bidirecional essas elasticidades de transmissão de preços foram estimadas através de modelos de equações simultâneas. Em ambos os casos os valores obtidos quanto à transmissão entre os preços mostraram coerência com a teoria, com as variações dos preços ao atacado sempre maiores que as dos preços ao varejo.

Concluiu-se que as implicações da existência de uma causalidade variável entre os preços no âmbito da formulação de políticas geram uma necessidade do conhecimento específico das circunstâncias em que vão ser tomadas medidas de intervenção no mercado. Ao se estabelecerem políticas de controle de preços a um determinado nível de mercado, os efeitos decorrentes são dependentes do sentido de causalidade prevalente entre os preços.

No caso dos mercados analisados, podem ser previstos nos períodos em que a causalidade foi unidirecional, de preços ao atacado a preços ao varejo, efeitos relacionados a choques de oferta. Uma política de fixação de preços mínimos a um nível acima do equilíbrio de mercado, por exemplo, tende a reduzir as margens de comercialização. Os efeitos de um ta

belamento nos preços ao consumidor não podem ser previstos nes
ses mercados durante o período de análise, pois não foi determinado
um sentido de causalidade coerente com a predominância
de choques de demanda.

CAUSALITY BETWEEN PRICES AT DIFFERENT LEVELS
OF AGRICULTURAL MARKETS

Author: HELOISA LEE BURNQUIST

Adviser: PROF. DR. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

SUMMARY

The objective of this paper is to evaluate the effects of changes in exogenous variables and to infer the effects of some market policies on the prices and marketing margins of some agricultural products by estimating elasticities of price transmission after determining causality direction between wholesale and retail prices.

Initially, evidence show that causality between wholesale and retail prices can vary depending on the time period considered. Periods analysed were divided in subperiods due to empirical evidences of supply and demand shocks on the São Paulo bean, onion and potato markets. Some periods were characterized by a unidirectional causality of wholesale prices to retail prices, indicating that supply shocks predominated over demand shocks in these periods. Demand shocks were shown to be important in the bean market from 1981-85 (bidirectional causality).

The absence of causality was determined for some periods indicating, possibly, influence of factors other than those related to supply or demand.

After determining the causality direction between prices, the elasticity of price transmission was estimated for models where causality was shown to be unidirectional. In models with bidirectional causality some aspects of price variation transmission were evaluated. In both cases price transmission values obtained are coherent with theoretical studies, with price changes at wholesale level always being larger than the corresponding retail price changes.

The implications of the existence of variable causality between prices is shown to be important when establishing price control policies at a certain market level. The effects of these policies are dependent on the prevailing direction of causality between prices.

In the markets analysed, for periods where unidirectional causality from wholesale to retail prices were observed, effects due to supply shocks can be predicted.

Minimum price policies set at a level above market equilibrium would tend to reduce marketing margins. The effects of price control at the consumer level during the period analysed cannot be predicted since a direction of causality coherent with the demand shocks could not be determined.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Importância do Problema

Manteve-se por um longo período a idéia de que o objetivo de maior relevância nos estudos voltados ao setor agrícola, em países com baixos níveis de renda, seria a determinação de medidas que conduzissem ao crescimento da oferta de produtos a um ritmo compatível com o crescimento da demanda.

No entanto, à medida em que evidências empíricas, tanto para o Brasil como para outros países, não forneceram apoio à premissa de insensibilidade da oferta agrícola a preços (BRANDT et alii, 1968; PASTORE, 1973), os estudos dos mercados agrícolas passaram a ter uma maior importância relativa (ACCARINI, 1978). Esses estudos, em nosso País, têm focalizado os problemas relativos às margens de comercialização praticadas pelos agentes de mercado e à alta instabilidade dos preços agrícolas (BARROS, 1985; BARROS e XAVIER, 1979).

Margens elevadas têm sido relacionadas a uma série de problemas a nível de comercialização, tais como estruturas oligopolizadas de mercado, tecnologia e infraestrutura deficientes, pouca sistematização e falta de transparência nas informações econômicas.

A alta instabilidade dos preços agrícolas a liada à instabilidade da produção têm gerado problemas de duas naturezas. A renda dos agricultores torna-se instável, levando-os a limitarem os investimentos que possam desenvolver o setor, face aos riscos envolvidos. Por outro lado, o abastecimento e preços de produtos a nível de consumidor tornaram-se instáveis, afetando o bem-estar dos consumidores (BARROS, 1985).

Visando regularizar os mercados agrícolas, a intervenção governamental neste setor tem sido realizada a través da utilização de vários instrumentos de políticas, tendo predominado as políticas de curto prazo de preços, tais como os programas de preços mínimos e tabelamento.

Além da intervenção governamental, os mercados agrícolas estão sujeitos aos efeitos de mudanças em variáveis exógenas sobre a demanda e oferta de produtos e insumos, tais como renda per capita, população, condições climáticas, taxações, etc.

A previsão dos efeitos dessas mudanças sobre os preços e margens de comercialização torna-se importante à avaliação da eficiência do mercado e das políticas voltadas à sua regularização. Para a realização dessas análises é fundamental a determinação do sentido da causalidade de preços entre os níveis de mercado.

Grande parte dos estudos relacionados aos preços e margens dos mercados agrícolas têm considerado como um pressuposto, a relação de exogeneidade dos preços de compra em relação aos preços de venda (JUNQUEIRA et alii (1968),

BRANDT (1971), CARMO (1974), RUAS (1978) e FIALLOS (1981)).

Outros consideram a relação de exogeneidade dos preços de venda em relação aos preços de compra (Sayad , Brandt et alii, citados por TEIXEIRA (1982)) sem verificar de modo empírico a sua validade.

A indefinição quanto à relação entre as variáveis em termos de causa e efeito pode gerar sérios problemas econométricos quando pressuposições inadequadas forem feitas.

HEIEN (1980) e TEIXEIRA (1982) realizaram testes de direção de causalidade entre preços a diferentes níveis de mercado, com base em método apresentado por Granger e implementado por SIMS (1972). Os resultados obtidos indicaram a predominância de uma causalidade unidirecional dos preços de atacado para os preços de varejo. Esses trabalhos no entanto, analisam somente o sentido de causalidade que predomina ao longo do período estudado ao invés de considerar a possibilidade de que o sentido de causa e efeito entre os preços dos mercados agrícolas pode ter sentido variável conforme o subperíodo de tempo selecionado para análise.

A possibilidade da mudança no sentido de causalidade entre os preços agrícolas decorre de que o mecanismo de formação e transmissão de preços pode sofrer choques em diferentes níveis de mercado. Ora podem predominar choques a nível do produtor, ora a nível de atacado e ora a nível de varejo. Além disso, a própria estrutura de mercado e o grau e tipo de intervenção governamental nos mercados agrícolas podem variar. À medida em que essas mudanças ocorram, podem

-se alterar os mecanismos de transmissão de preços que induzam a mudanças no sentido de causalidade entre os preços.

Se o sentido de causalidade entre os preços é alterado, deve-se proceder às alterações adequadas nos métodos de estimação, para se obter estimativas apropriadas das elasticidades de transmissão de preços. Estas elasticidades associam variações relativas no preço a um nível de mercado a variações relativas no preço a outro nível.

A possibilidade de se determinar com maior precisão as relações entre variações relativas nos preços a diferentes níveis do mercado é de grande valia às análises da eficiência dos mercados agrícolas, além de permitir uma melhor compreensão do funcionamento desses mercados.

1.2. Objetivos

O objetivo primário desta pesquisa é avaliar os efeitos das mudanças de variáveis exógenas e de algumas políticas de mercado sobre os preços e margens de comercialização de alguns produtos agrícolas, a partir de novas estimativas das elasticidades de transmissão de preços. Tal será feito em duas etapas.

Para se obter essas novas estimativas de elasticidades de transmissão de preços, pretende-se primeiramente determinar a direção de causalidade entre os preços agrícolas nos níveis de atacado e de varejo.

Numa segunda fase, serão estimadas elasticidades de transmissão de preços a partir de equações envolven

do as variáveis endógenas e exógenas conforme determinado na primeira fase.

A presente pesquisa difere de outros trabalhos na medida em que procura testar hipóteses de diferentes relações de causalidade em diferentes períodos de tempo.

Os mercados dos produtos a serem analisados são os de feijão, cebola e batata na cidade de São Paulo, escolhidos tanto pela sua importância na cesta básica de alimentação da população paulistana como também pelo fato de serem produtos comercializados predominantemente "in natura" e no mercado interno, o que torna mais simples e objetiva a avaliação dos aspectos tratados neste trabalho.

1.3. Hipótese de Trabalho

Várias análises têm utilizado testes de sentido de causalidade entre variáveis econômicas para determinar relações estruturais ou para avaliar relações de causa e efeito sob um aspecto dinâmico do sistema econômico ((SIMS, (1972), BESSLER (1984), HEIEN (1980), TEIXEIRA (1982), CHAMBERS (1984) e CIBANTOS (1983)).

O aspecto de causalidade entre preços agrícolas tem sido relacionado à questão de estrutura de mercado.

É comum atribuir a relação causal dos preços de compra para os preços de venda nos mercados agrícolas devido à prática de uma política de "markup" sobre os custos

diretos em mercados menos competitivos (HEIEN (1980) e TEIXEIRA (1982)). Tal inferência é, porém, parcialmente válida, uma vez que a ausência de competição é apenas suficiente para tal causalidade. Na verdade, segundo BARROS (1985), tal tipo de causalidade pode ser verificada também sob competição, na medida em que fatores do lado da oferta se alteram enquanto que os relacionados à demanda permanecem constantes.

Dessa forma, a ausência de competição e, conseqüentemente, a formação de preços através de uma política de "markup" não é condição necessária para que a relação de causalidade seja dos preços de compra para preços de venda.

GARDNER (1975) em um modelo estático demonstrou que sob condições competitivas, conforme o tipo de evento e conseqüente efeito sobre a demanda primária (do consumidor), a oferta primária (do produtor) ou a oferta de insumos de comercialização, os preços a diferentes níveis do mercado podem mover-se numa mesma direção ou em direções diferentes.

Pode-se inferir que se ocorrer predominância de efeitos sobre a demanda primária, por exemplo, as relações entre os preços podem diferir das resultantes de uma predominância de efeitos sobre a oferta primária, sejam estes resultados de mudanças em variáveis exógenas ou de políticas de mercado.

Neste trabalho pretende-se apresentar evidências favoráveis a esse argumento, qual seja, o sentido de causalidade entre os preços pode variar de acordo com a importância de fatores ligados à oferta e demanda de produtos agrícolas.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Fonte e Utilização dos Dados

Nesta pesquisa analisa-se através de um teste empírico de causalidade o sentido de causa-efeito entre preços mensais a nível de atacado e de varejo de feijão, cebola e batata no mercado da cidade de São Paulo.

Para cada produto considerado, foram coletados preços a nível de atacado e varejo no periódico Informações Econômicas (vários anos).

Os dados de preços a nível de varejo referem-se a uma média dos diferentes tipos de cada produto existentes no mercado ponderados pelos equipamentos de distribuição à nível varejista (feira livre, em pório, quitanda e supermercados). Os dados de preços a nível de atacado uti lizados correspondem a uma média dos principais tipos de cada produto comercializados no mercado, de acordo com o período de levantamento. Tal critério na elaboração de médias mensais dos principais tipos dos produtos comercializados no mercado visa estabelecer uma relação com os preços considerados no varejo. Considera-se este critério viável, principalmente por

serem os produtos envolvidos na análise relativamente perecíveis, não suportando o armazenamento por períodos de tempo muito prolongados.

Para efeito de análise as séries de preços considerados referem-se a um período total de 1972-1985, e à subdivisão deste período em dois, a saber 1972-1980 e 1981-1985.

A escolha do período total da análise foi feita neste trabalho, de modo a considerar um período de tempo suficientemente extenso para abranger os fatores relacionados a possíveis alterações na oferta e na demanda nos mercados dos produtos analisados.

A subdivisão do período total foi realizada em função do objetivo de se verificar a existência de um sentido de causalidade variável entre os preços a nível de atacado e varejo, de um período a outro. O critério adotado para a subdivisão dos períodos foi a observação de evidências empíricas quanto à predominância dos efeitos de variáveis relacionadas a alterações na oferta e na demanda, respectivamente, nos mercados dos produtos analisados.

Para a determinação de sentido de causalidade de entre os preços as séries foram tomadas considerando-se preços nominais submetidos a um processo de filtragem, visando eliminar a autocorrelação nos resíduos.

Foi realizada uma estimativa de elasticidades de transmissão entre os preços, considerando-se as séries 1972-1980 e 1981-1985. Para tal estimativa as séries de pre

ços foram deflacionados pelo Índice 2 do periódico Conjuntura Econômica (base ano 1977 = 100), considerados com quatro casas decimais.

2.2. Determinantes das Relações entre Preços nos Vários Níveis de Mercado

2.2.1. O Modelo Competitivo

O modelo para determinação de preços e margens de comercialização utilizado neste trabalho baseia-se na existência de equilíbrio competitivo simultâneo no mercado agrícola e no setor de comercialização (GARDNER, 1975). Considerou-se uma indústria competitiva de comercialização de alimentos usando dois fatores de produção - matéria-prima agrícola (a) e insumos de mercado (b) - para produção do bem final vendido no varejo (x).

Deve-se ter em consideração que a utilização de um modelo competitivo de equilíbrio simultâneo aos três níveis de mercado envolve limitações em refletir a realidade dos mercados agrícolas em vários casos. A utilização desse modelo no trabalho, no entanto, visa espe^cificamente associar os efeitos de choques de oferta e de demanda sobre os preços e margens de comercialização a um sentido de causalidade entre os preços.

GARDNER (1975) utilizou-se de um modelo simultâneo com seis equações básicas:

$$(1) \quad x = f(a, b)$$

$$(2) \quad x = D(P_x, N)$$

$$(3) \quad P_b = P_x \cdot f_b, \quad \frac{dx}{db} = f_b$$

$$(4) \quad P_a = P_x \cdot f_a, \quad \frac{dx}{da} = f_a$$

$$(5) \quad P_b = g(b, T)$$

$$(6) \quad P_a = h(a, W)$$

onde:

(1) representa a função da produção da indústria, a qual Gardner pressupõe possuir retornos constantes à escala;

(2) representa a função de demanda de x , sendo P_x o preço de varejo e N uma variável exógena (renda per capita, por exemplo);

(3) e (4) representam as igualdades do preço do fator ao seu valor de produto marginal, condição necessária para maximização do lucro das firmas;

(5) e (6) representam as ofertas dos dois insumos de comercialização considerados, sendo T e W variáveis exógenas (por exemplo, um imposto e clima, respectivamente).

Por meio da combinação e diferenciação total das equações, GARDNER (1975) determinou a elasticidade da razão de preços a nível de varejo e produtor (ϵ_{P_x/P_a}) em relação às variáveis exógenas relacionadas à demanda do produto a nível de varejo, à oferta dos insumos de comercialização e à oferta de matéria-prima agrícola. Considerou a pressuposição de que a elasticidade de substituição entre os insumos de comercialização e de matéria-prima agrícola é constante. Tal pressuposição pode não se aplicar a produtos relacionados a acentuadas evoluções tecnológicas na comercialização e na produção agrícola; considera-se no entanto que os produtos considerados neste trabalho não envolvem, de maneira geral, tais características.

As principais conclusões do estudo de Gardner para os mercados competitivos agrícolas são:

- variações na demanda final de um produto agrí

cola tendem a causar variações de sinal contrário nas margens de comercialização. Assim, face a um aumento na renda per capita, outros fatores constantes, a margem percentual de comercialização tende a reduzir.

- variações na oferta de matéria-prima agrícola produzem efeito de mesmo sentido nas margens de comercialização. Isto significa que uma redução na oferta agrícola (devido ao clima, por exemplo) tende a reduzir a margem percentual de comercialização.

- variações na oferta de insumos de comercialização tendem a produzir efeitos de mesmo sinal sobre as margens. Assim, um aumento nos impostos sobre o comércio, por exemplo, tendem a elevar as margens.

- em geral a elasticidade de transmissão de preços do produtor ao varejo são inferiores à unidade, o que significa que os preços tendem a ser mais estáveis à medida que se passe do nível de produção para o nível de consumidor.

Esses resultados permitem prever efeitos de políticas voltadas ao controle de preços nos mercados agrícolas, tais como o tabelamento de preços ao consumidor e programas de políticas de preços mínimos. BARROS e XAVIER (1979) realizaram uma avaliação destas políticas. Sob a pressuposição de que a elasticidade de oferta de produtos agrícolas (e_a) é menor que a elasticidade-preço dos bens e serviços de comercialização

ção (e_b)¹ chegaram às seguintes conclusões: - um tabelamento do preço ao consumidor, abaixo do preço de equilíbrio de mercado, deverá aumentar a margem percentual de comercialização e, a fixação de preços mínimos acima do preço de equilíbrio de mercado tenderá reduzir as margens de comercialização.

2.2.2. Implicações sobre Causalidade entre Preços em Diferentes Níveis de Mercado

As variáveis que influenciam as relações entre os preços nos mercados agrícolas competitivos causam efeitos diferenciados de acordo com o nível de mercado em que elas atuam. Em função disso, podem resultar sentidos de causalidade diferentes entre os preços, de acordo com a variável cujos efeitos predominam nos mercados agrícolas.

Tal afirmação é demonstrada pela análise gráfica a seguir²:

Considera-se, por exemplo, que num mercado agrícola competitivo - como descrito pelas equações (1) a (6)-

1 Tal pressuposição decorre do fato dos produtos agrícolas terem oferta relativamente preço-inelástica por serem intensivos no uso de terra, enquanto que os insumos de comercialização, não sendo específicos ao setor (transporte, trabalho, etc.), teriam uma oferta mais preço-inelástica.

2 A análise gráfica baseia-se no método apresentado por Tomek e Robinson, exposto por BARROS (1985).

predominam os efeitos de aumento na renda per capita dos consumidores. Consequentemente tem-se um aumento na demanda a nível de varejo pelo produto agrícola, outros fatores constantes. Graficamente, ocorre o seguinte:

Figura 1: Efeito de Variação na Demanda Primária

A demanda a nível de varejo (D_x) desloca-se para a direita mantendo a mesma distância vertical em relação à demanda ao produtor (D_a) uma vez que a oferta de insumos de comercialização (S_b) não se altera ³.

O aumento na demanda a nível de varejo gera um aumento na demanda por matéria-prima e por insumos de comercialização. Como as ofertas aos três níveis do mercado man

3 Para a análise gráfica fez-se a pressuposição de que a elasticidade de substituição entre a e b é nula.

têm-se constantes, os preços aumentam. Sob essas condições, pode-se argumentar que o aumento do preço ao varejo causou aumento nos preços a outros níveis do mercado agrícola. Ou seja, tem-se uma indicação de sentido de causalidade dos preços de venda para os preços de compra.

Sob as mesmas condições de mercados, os efeitos esperados no caso de ocorrência de adversidades climáticas que reduzem a oferta de produtos agrícolas podem ser representados graficamente da seguinte forma:

Figura 2: Efeito de Variação na Oferta Primária

A oferta agrícola (S_a) desloca-se para a esquerda mantendo-se a mesma distância vertical em relação à oferta no varejo (S_x), uma vez que a oferta de insumos de comercialização (S_b) não se altera.

A redução da oferta de matéria-prima reduz a oferta ao nível de varejo. Como as demandas pela matéria-prima e a nível de varejo não se deslocam, os preços a nível de

produtor e varejo aumentam. No entanto, a quantidade procurada de x se reduz; consequentemente a quantidade e o preço de b se reduzem, dado que $e_b > 0$. A redução na oferta de matéria-prima, em função de variáveis exógenas, pode ser interpretada como dando origem a uma causalidade no sentido dos preços de compra para os preços de venda.

Considera-se a seguir a ocorrência de uma redução na oferta de insumos de mercado (b) em função, por exemplo de uma taxaço sobre os bens e serviços de comercialização. Os efeitos decorrentes da redução na oferta de insumos de mercado podem ser representados graficamente da seguinte forma:

Figura 3: Efeito de Variação na Oferta de Insumos de Mercado

Observa-se que a demanda a nível do agricultor (D_a) desloca-se para baixo e que a oferta a nível de varejo (S_x) desloca-se para cima. A oferta de matéria-prima mante

ve-se inalterada, sendo que a demanda por matéria-prima deslocou-se em função da redução na oferta de insumos de comercialização. De tal forma, os preços a nível de produtor se reduzem. Verifica-se que um aumento nos impostos de comercialização ao retrair a oferta de $\underline{b}$, provocam um aumento em P_b para qualquer quantidade. Consequentemente, $\bar{P}_x$ aumentará com a redução da oferta de $\underline{x}$, dado que D_x não se desloca. Nestas condições verifica-se que face a um aumento nos preços de insumos de comercialização ocorre um aumento dos preços a nível de varejo.

Como ficaria a questão da relação de causalidade entre P_x e P_a no caso de variações na oferta de insumos de comercialização? A resposta, no caso, parece ser a de que não há relação de causalidade entre as variações em P_x e P_a ; ou seja, P_x e P_a estão sendo causados por uma terceira variável (P_b).

Para se considerar que o sentido de causalidade entre os preços agrícolas é fixo, é necessário que este não se altere entre períodos de tempo diferenciados quanto à predominância dos efeitos exógenos atuando no mercado. O sentido de causalidade é variável, se o sentido de causa-efeito entre os preços se alterar de um período a outro.

2.3. Evidências Empíricas

Deve-se ressaltar a princípio, que o uso de uma série mensal de dados, como se fez nesta pesquisa, tende

rã evidentemente a revelar forte efeito associado ao lado da oferta. Sabe-se que ao longo dos meses do ano a disponibilidade de produtos agrícolas tende a variar, com queda da safra para a entressafra. Por outro lado, ao longo dos meses pouca variação de demanda tenderia a ocorrer. Espera-se que esse tipo de efeito seja controlado mediante eliminação da sazonalidade dos dados, o que será feito nesta pesquisa mediante emprego de variáveis binárias.

Sendo o objetivo da pesquisa o de trazer evidências favoráveis à hipótese de que as relações de causalidade entre preços agrícolas ao longo do processo de comercialização tem sentido variável, busca-se a seguir classificar os vários fatores associados aos preços agrícolas em termos de seus efeitos sobre a demanda, oferta ou custo de comercialização, que possam ter tido efeitos mais duradouros sobre os preços, de forma a suplantarem o efeito associado à periodicidade dos dados.

a) Variáveis relacionadas à demanda

Para avaliar alterações nas tendências da demanda foram considerados aspectos relacionados ao desemprego e salários.

Observa-se pelas considerações a seguir que, no Brasil, foram tomadas medidas recessivas de política econômica no período pós-1981, visando conter o processo inflacionário que se desencadeou a partir do segundo choque de oferta de petróleo em 1979.

Tendo em vista as dificuldades relativas à

mensuração do nível de desemprego no Brasil, adotou-se como alternativa a utilização da medida do "hiato do PIB" como uma aproximação empírica para o conceito de capacidade ociosa da economia (CONTADOR, 1985). O nível de capacidade ociosa da economia reflete as tendências de expansão e recessão econômica. A associação entre desemprego e capacidade ociosa ocorre, dado que nos períodos de expansão (recessão) econômica o nível de desemprego tende a diminuir (aumentar). Quando a capacidade ociosa aumenta, o "hiato do PIB" tende a crescer e também o nível de desemprego. O mesmo pode ser dito no sentido inverso.

Considerando-se a análise empírica realizada por CONTADOR (1985) para o caso brasileiro, evidencia-se que no período 1972-80, o "hiato do PIB" decresceu, passando a aumentar a partir de 1981, quando foram alcançados níveis superiores a 5% de ociosidade da capacidade produtiva, em decorrência da adoção pelo governo de medidas políticas recessivas.

Antes de se aplicarem as medidas recessivas, buscou-se através da alteração da política salarial em 1979, provocar a desindexação dos salários. Observa-se que à medida que os salários representam mecanismos de indexação implícitos na remuneração dos trabalhadores, eles constituem-se em multiplicadores inflacionários.

Em 1979 foi promulgado o Decreto-Lei 2.045 que alterou o processo de reajuste salarial, passando de reajuste anual com base em 100% da variação do Índice Nacional de

Preços ao Consumidor (INPC) a reajuste semestral com base em 80% da variação observada no INPC no semestre anterior.

Se a desindexação salarial tivesse sido efetiva, com a aplicação de medidas recessivas a partir de 1981, "ceteris paribus", deveria ter ocorrido uma queda na evolução inflacionária.

Pelos resultados obtidos em análise realizada por MODIANO (1983), para o período 1966-81, não existe suporte empírico à estimativa de que a transição de reajustes anuais para semestrais tenha provocado modificações significativas do parâmetro de indexação, bem como um choque de salários.

De qualquer forma, sabe-se que em decorrência de mudanças das políticas salariais houve forte impacto negativo sobre os salários reais, especialmente em 1983/84. Assim parece razoável admitir que a primeira metade da década de 1980 foi marcada pela redução do emprego e dos salários reais, do que teria resultado contração da demanda em geral, e da demanda pelos produtos agrícolas em particular.

b) Variáveis relacionadas à Oferta

Para avaliar alterações nas tendências da oferta nos mercados de feijão, cebola e batata na cidade de São Paulo, foram consideradas evidências relacionadas à produtividade agrícola.

Feijão

O feijão no Brasil tem evoluído com características de baixa produtividade (em torno de 500 kg/ha), sendo que esta, embora oscilante, não apresentou sinais de crescimento da última década até meados da presente década de 80 (HELLMEISTER, (1980) e DALL'ACQUA et alii, (1984)). O crescimento da produção tem se relacionado basicamente ao crescimento da área plantada.

Em decorrência da crise de abastecimento, em fins da década de setenta, foram tomadas uma série de medidas de políticas governamentais de incentivo à cultura de feijão em 1981, que culminaram numa super-produção na safra 1981/82, tendo sido esta a maior safra obtida de feijão em toda a história do País.

Entre as medidas adotadas, tem-se a fixação de preços mínimos a valores substancialmente superiores ao anterior, reajustados ainda por ocasião da segunda safra e financiamento de 100% do Valor Básico de Custeio a todos os produtores. Criaram-se programas creditícios específicos de culturas de exportação e/ou voltados à produção de energia os quais promoveram consorciação, intercalação e/ou rotação com feijão. Medidas favoráveis do Seguro Rural foram também fatores de incentivo (VICENTE et alii,

1983).

Afora estas, medidas visando estimular a produção do feijão de inverno (irrigado, considerado como 3ª época, sendo cultivado de maio a junho), foram implementadas através de incentivo via financiamento a taxas de juros compensatórias tanto para investimento como para custeio. Cabe ressaltar que a cultura de feijão de 3ª época vem se expandindo consideravelmente nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, onde alcança produtividades entre 1.500 a 2.500 kg/ha, demonstrando sua viabilidade em regiões onde o inverno é seco, não ocorrem temperaturas muito baixas e existe disponibilidade de água para irrigação (DALL'ACQUA et alii, 1984).

Cebola

A evolução da produção de cebola no Brasil no período 1969-80 caracterizou-se por apresentar alta taxa de crescimento devida principalmente, ao crescimento da produtividade (CAMARGO Fº, 1983). A produção de cebola expandiu-se no período de 1969-74, em média, a 8,40% ao ano. No período de 1975-80, a expansão da produção foi de cerca de 28,89% a.a.

O Rio Grande do Sul foi o principal produtor no primeiro período referido acima. Já no segundo período, o Estado de São Paulo assumiu a liderança em termos de produção.

Segundo Araujo, citado por CAMARGO Fº (1983), os fatores que tiveram importância decisiva na expansão da pro

dução de cebola na década de setenta foram a adoção de variedades novas (importadas ou nacionais), adoção de insumos modernos que elevaram a produtividade substancialmente e novos métodos de cultivo.

A perda de posição pelo Rio Grande do Sul deu-se à forma muito lenta em que se realizou a adoção dos insumos modernos e o aumento da área e volume produzido durante o período 1969-74. Isto permitiu que outras regiões conquistassem maiores fatias do mercado no decorrer do tempo.

No estado de São Paulo o aumento da produtividade em função da utilização de variedades melhoradas e novas técnicas de cultivo foi bastante acentuado.

O incremento da produtividade da cebola de muda, que é a mais importante do estado, conduziu a uma taxa anual de incremento da produção de 48,4% durante o período de 1975-80. Além disso, a adoção de novas técnicas de cultivo e o melhoramento das variedades permitiram a realização do cultivo da cebola de bulbinho, um produto resultante da prática de replante de bulbos miúdos da safra de muda, colhidos em novembro e dezembro, de baixo valor comercial (CAMARGO Fº, 1983).

A produção de bulbinhos no estado de São Paulo tomou impulso na década de 70, adquirindo importância no abastecimento do País na entressafra, com colheita em maio e junho. Desta forma, os períodos críticos de abastecimento de cebola no mercado reduziram-se praticamente aos meses de abril e outubro.

Batata

A batata tem sido considerada como um dos produtos "modernos" quanto ao grupo de tecnificação de produção sendo que o seu cultivo tem incorporado a mais avançada tecnologia e o uso mais intensivo de insumos modernos adquiridos fora do setor agrícola. A tendência de aumento da produtividade da batata vem ocorrendo ao longo de vários anos. No entanto, um fator que contribuiu à expansão da área cultivada e da produção foi a alteração nas épocas de produção ao longo da década de 70 (WIESEL, 1982).

Tal alteração envolveu um aumento da participação relativa dos cultivos de inverno e da seca a partir de 1973/74, visando a colocação do produto no mercado em épocas de maiores preços segundo informações do INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA nos prognósticos das safras paulistas. Em função dessa alteração, a realização do cultivo da batata em três períodos (das águas-colhido de dezembro a março, da seca-colhido de abril a julho e de inverno-colhido de julho a dezembro), tem permitido a manutenção de uma oferta relativamente estável do produto ao longo de todo o ano.

É interessante ressaltar que embora os cultivos da seca e de inverno exijam mais capital e tecnologia (envolvendo também um maior risco em propriedades que não dispõem de irrigação, devido à maior frequência de estiagem nesses períodos de cultivo) estes têm sido incrementados, dada a existência de uma maior possibilidade de conseguir alta retribuição ao capital investido. Observa-se que a cultura de in

verno encontra uma melhor adaptação em São Paulo, em razão de vários fatores. Entre outros, tem-se a proximidade do mercado, as características do empresariado frente à intensidade de capital requerida, a integração da atividade na propriedade e sobretudo, as peculiaridades climáticas regionais (WIESEL, 1982).

c) Variáveis relacionadas à Oferta de Insumos de Comercialização

A oferta de insumos de comercialização depende, entre outros fatores, de políticas governamentais que podem atuar tanto na ampliação das facilidades de comercialização através de programas de incentivo, como também através de taxações diretas ou indiretas nos insumos de comercialização.

Em linhas gerais, a atuação governamental na comercialização de produtos agrícolas tem-se relacionado à construção de infraestrutura básica, principalmente armazéns e sistema viário, participação na comercialização de produtos amparados pela política de preços mínimos e ao âmbito da tributação (ICM, por exemplo) (YAMAGUISHI et alii 1984).

No entanto, considerando-se as políticas governamentais voltadas ao setor agrícola de maneira geral, verifica-se que existe uma maior ênfase às políticas voltadas à produção agrícola. A atuação governamental na comercialização tem sido realizada em nosso País num âmbito secundário, sob uma visão de curto prazo. De tal forma, os efeitos dessa atuação aparentemente não têm tido expressão, em termos de alte

ração significativa da oferta de insumos de comercialização.

De uma maneira indireta, no entanto, algumas medidas governamentais tomadas em função dos choques da oferta de petróleo, tiveram influência sobre a oferta de serviços de comercialização, principalmente de transporte.

É fato que os custos de realização de serviços de transporte são estreitamente relacionados aos custos do combustível. Assim sendo, estes serviços estão condicionados à política do governo em relação aos derivados de petróleo, em particular, o óleo diesel.

À medida em que as políticas governamentais tenderam a onerar o custo dos combustíveis, os custos de comercialização aumentaram. Isto pode ter gerado um aumento dos preços a nível de atacado e varejo e uma redução nos preços pagos aos produtores.

Segundo BARAT e NAZARETH (1984), as repercusões da crise do petróleo em nosso País não se evidenciaram na alteração dos padrões de consumo de energia, considerando-se o ano que antecedeu o primeiro "choque" da oferta, em outubro de 1973, até o ano de 1975.

A partir de 1975 iniciaram-se programas visando a substituição dos derivados de petróleo, tais como o Próalcool.

A política econômica reagiu ao choque de petróleo de 1973 subsidiando o preço interno da energia importada. Este quadro manteve-se inalterado até 1979, quando ocorreu um novo choque de oferta e parte dos efeitos sobre os

preços da importação do petróleo foram repassados aos preços internos de combustíveis derivados (LOPES e MODIANO, 1983).

Somente a partir desse período verifica-se uma retração no consumo de óleo diesel (BARAT e NAZARETH, 1984) . Segundo MELO e FONSECA (1981), o óleo diesel foi o derivado do petróleo que apresentou o maior crescimento do consumo (78%) entre 1973 e 1979, paralelamente ao menor aumento de preço real em relação aos outros derivados do petróleo.

De tal forma as políticas governamentais voltadas à questão dos choques de oferta de petrôleo devem ter tido um maior efeito sobre a oferta de insumos de comercialização a partir do segundo choque do petróleo.

Outros fatores tiveram efeitos sobre a oferta de insumos de comercialização durante o período da análise.

Um aumento na oferta de bens e serviços de comercialização visando atender às preferências dos consumidores quanto à forma de apresentação do produto a nível de varejo foi observada no mercado de cebola da cidade de São Paulo por CAMARGO Fº (1983) e no mercado de batata da cidade de São Paulo por WIESEL (1982).

No mercado de cebola, a distribuição do produto era feita até início da década de 70 com o produto enrestiado e em sacos de 45 kg. A partir de 1975 passou a predominar o uso de máquinas de limpeza e classificação, sendo que atualmente, principalmente a produção paulista de bulbos passa quase que totalmente pelo beneficiamento e embalagem (CAMARGO Fº, 1983).

Segundo WIESEL (1982), o sistema de lavagem, secagem e classificação industrial da batata foi introduzido no início da década de 70, sendo pouco utilizado a princípio. Já em 1973, no entanto, 40% do total do produto comercializado na capital paulistana passava por este sistema de processamento. A apresentação do produto ao consumidor final envolveu posteriormente o empacotamento mecânico com capacidade de 1 a 2 kg (WIESEL, 1974).

O exame retrospectivo dos vários fatores que podem estar associados ao comportamento dos preços agrícolas considerados evidencia a dificuldade de se estabelecer períodos com clara predominância de um desses fatores sobre os demais. Assim sendo, parece desaconselhável, face às pretensões desta pesquisa, a tentativa de tal tipo de associação. A grosso modo, parece haver predominância de choques de oferta e de custos de comercialização ao longo da década de 70. Na década de 80, além de alguns choques de oferta, devem ter assumido importância os choques de demanda.

3. PROCEDIMENTOS PARA ANÁLISE DE CAUSALIDADE

3.1. O teste do sentido de causalidade

SIMS (1972) desenvolveu um teste empírico à análise da direção de causalidade entre variáveis econômicas, cuja relação básica considera que se, e somente se, o sentido de causalidade for unicamente dos valores presentes e passados de uma série de variáveis exógenas para uma dada variável endógena, tem-se que, numa regressão da variável endógena, com valores passados, correntes e futuros das variáveis exógenas, resultariam valores nulos para os coeficientes futuros das variáveis exógenas.

Este conceito traduz dois pontos fundamentais à análise da causalidade entre variáveis. Um primeiro é que somente valores presentes e passados de uma variável podem influenciar os valores presentes de outra variável. (TEIXEIRA, 1982).

Outro aspecto, relacionado a este anterior, é que a existência de uma relação de causa e efeito, exige a consideração de uma defasagem de tempo para a sua avaliação. (HEIEN, 1980).

Considerando-se as possíveis relações de causalidade entre duas variáveis (BISHOP, 1979):

- a) X causa Y ($X \rightarrow Y$)
- b) Y causa X ($Y \rightarrow X$)
- c) X e Y são mutuamente relacionados quanto à direção de causalidade $X \leftrightarrow Y$ e,
- d) ausência de uma relação de causalidade entre as variáveis,

pretende-se verificar qual destas relações se aplicam aos preços a nível de atacado e varejo nos mercados de feijão, batata e cebola da cidade de São Paulo. Considerando-se períodos específicos de tempo diferenciados quanto à predominância dos efeitos de variáveis exógenas e políticas governamentais sobre a oferta e a demanda nesses mercados, pretende-se verificar se o sentido de causalidade entre os preços é fixo ou pode ser variável.

A realização do teste de causalidade através de procedimento proposto por Sims, requer como uma primeira etapa, a realização de uma filtragem das séries de variáveis. A realização dessa filtragem consiste num esquema empírico para remover a autocorrelação entre os resíduos (obtenção de séries que apresentam "ruídos brancos", ou seja, séries com os resíduos desprovidos de tendência na média e na variância), (BISHOP, 1979). A fundamentação teórica desta filtragem está em que os procedimentos econométricos a serem utilizados envolvem a realização sistemática de testes envolvendo variâncias, cujos vieses associados a problemas de correlação serial entre os erros devem ser evitados (SIMS, 1972).

Neste trabalho para a filtragem das séries de preços utilizou-se o filtro compreendido na técnica iterativa de Cochrane-Orcutt conforme sugerido por BISHOP(1979):

$$(1 - \hat{\rho} L)$$

onde:

L - refere-se ao operador de defasagem;

$\hat{\rho}$ - é obtido pelo método iterativo de Cochrane-Orcutt, conforme descrito por Kmenta (1978):

- obtêm-se estimativas por quadrados mínimos ordinários (QMO) de

$$Y_t = \alpha X_t + e_t$$

e calcula-se os resíduos $\hat{e}_1, \hat{e}_2, \dots, \hat{e}_n$, utilizando-os na estimativa de ρ , dada por:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}}{\sum \hat{e}_t^2} \quad (t = 2, \dots, n)$$

- a partir disto, constroem-se novas variáveis $(Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1})$ e $(X_t - \hat{\rho} X_{t-1})$ para obter-se estimativas por QMO de:

$$(Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1}) = \gamma (X_t - \hat{\rho} X_{t-1}) + u_t \quad (t = 2, \dots, n)$$

A verificação da eficácia em se utilizar o valor de $\hat{\rho}$ como filtro, foi realizada pelo exame das propriedades autorregressivas dos resíduos (u_t) , estimando-se β na equação a seguir, por QMO (BISHOP, 1979):

$$u_t = \beta (u_{t-i}) \quad (i = 1, \dots, n)$$

Deve-se verificar se o coeficiente β não é significativo estatisticamente, considerando-se um nível de 5% de probabilidade, pela utilização do teste t de Student. Tal observação fornece uma evidência de que com a utilização do filtro estimado ($\hat{\rho}$), obteve-se valores de u_t não auto-correlacionados.

O procedimento estatístico utilizado neste trabalho para a realização do teste de causalidade proposto por Sims, consiste em estimar equações da seguinte forma⁴:

$$I) \ln Y_t = a_1 \ln X_t + \sum_{i=1}^4 a_{2i} \ln X_{t+i} + \sum_{i=1}^8 a_{3i} \ln X_{t-i} + \sum_{j=1}^{11} a_{4j} D_j + a_5 LT + e_t$$

$$II) \ln X_t = b_1 \ln Y_t + \sum_{i=1}^4 b_{2i} \ln Y_{t+i} + \sum_{i=1}^8 b_{3i} \ln Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{11} b_{4j} D_j + b_5 LT + e_t$$

onde:

Y - preço a nível de atacado

X - preço a nível de varejo

D - "dummies" para sazonalidade, assumindo valor 1 no mês 12 e 0 nos demais meses.

LT - variável tendência

$a_1, a_{2i}, a_{3i}, a_{4j}$ e a_5 - parâmetros a serem estimados na equação I

$b_1, b_{2i}, b_{3i}, b_{4j}$ e b_5 - parâmetros a serem estimados na equação II

⁴O procedimento adotado neste trabalho corresponde ao descrito por BISHOP (1979).

e_t - erro aleatório

i - número de variáveis defasadas e futuras consideradas

Os valores de i considerados foram baseados em metodologia sugerida por BISHOP (1979) e utilizada por TEIXEIRA (1983). Manteve-se este critério para as séries de dados utilizados neste trabalho, uma vez que a significância estatística das variáveis defasadas forneceram uma indicação de que o número de defasagens considerado no modelo foi suficiente. Na maioria dos casos pode-se observar que as variáveis defasadas não são estatisticamente significativas até a oitava defasagem (ver Tabelas 1 a 6, capítulo 4).

A inclusão de variáveis "dummies" (D) visa eliminar o efeito de sazonalidade da oferta de produtos agrícolas sobre os preços a diferentes níveis do mercado. A variável (LT) varia no sentido crescente dos meses ao longo de todo o período analisado.

O esquema de regressões a serem estimados para examinar a estrutura causal entre X e Y, dadas as possíveis ordens de causalidade é o seguinte:

(A) $Y_t = f(X_t: \text{com 8 defasagens, valor corrente, 4 valores futuros})$.

(B) $Y_t = f(X_t: \text{com 8 defasagens, valor corrente})$.

(C) $X_t = f(Y_t: \text{com 8 defasagens, valor corrente, 4 valores futuros})$.

(D) $X_t = f(Y_t: \text{com 8 defasagens, valor corrente})$.

(A)-(D) incluem variáveis sazonais (D) e tendência (LT).

Um teste F é construído da seguinte forma:

$$F = \frac{SQRr - SQRu/(q-p)}{SQRu/(n-q)}$$

onde:

SQRr - é a soma dos quadrados dos resíduos na regressão (B), ou (D)

SQRu - é a soma dos quadrados dos resíduos na regressão (A), ou (C)

q - número de parâmetros estimados na regressão (A), ou (C)

p - número de parâmetros estimados na regressão (B), ou (D) e,

n - é o número total de observações.

A hipótese nula corresponde a:

$$a_{2_1} = a_{2_2} = a_{2_3} = a_{2_4} = 0 \quad (I)$$

Se a hipótese nula (I) for rejeitada significa que há condição necessária para o sentido de causalidade $Y \rightarrow X$. Para obter condições suficientes, tem-se que não rejeitar a hipótese nula (II):

$$b_{2_1} = b_{2_2} = b_{2_3} = b_{2_4} = 0 \quad (II)$$

Se a hipótese nula (I) não for rejeitada, e a hipótese nula (II) for rejeitada, tem-se condições necessárias e suficientes para estabelecer sentido de causalidade ($X \rightarrow Y$).

Se as hipóteses nulas (I) e (II) forem rejeitadas tem-se causalidade bidirecional entre as variáveis. Finalmente, se ambas as hipóteses não forem rejeitadas, estabelece-se a ausência de causalidade entre as variáveis.

Esquemáticamente, tem-se:

	Ho (I) (Condição necessária)	Ho (II) (Condição suficiente)
$X \rightarrow Y$	NS	S
$Y \rightarrow X$	S	NS
$X \leftrightarrow Y$	S	S
Ausência de causalidade	NS	NS

(NS - estatisticamente não significativo a nível de 5% de probabilidade).

(S - estatisticamente significativo a nível de 5% de probabilidade).

Sob a hipótese nula de que os quatro coeficientes futuros têm seus coeficientes iguais a zero, tomou-se o valor de F calculado para o teste de exogeneidade econométrica e comparou-se com a tabela de F, considerando-se um nível de 5% de probabilidade e os graus de liberdade apropriados, para avaliar o sentido de causalidade entre os preços a nível de atacado e varejo.

O teste do sentido de causalidade foi realizado para cada produto, considerando-se o período total (1972 - 1985) e os subperíodos (1972-1980) e (1981-1985).

3.2. Elasticidades de transmissão de preços

Uma vez determinado o sentido de causalidade entre os preços nos sub-períodos (1972-1980) e (1981-1985), procedeu-se à estimativa das elasticidades de transmissão de preços, considerando-se o sentido de causa-efeito determinado.

A elasticidade de transmissão de preços consiste na relação entre as variações proporcionais nos preços:

$$E_{X,Y} = \frac{\partial X}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{X}$$

onde:

X - variável preço determinada como endógena e,
Y - variável preço determinada como exógena.

Nos casos em que o sentido de causalidade de terminado foi unidirecional, para se obter as estimativas das elasticidades de transmissão de preços foram estimadas equações de transmissão de preços. As equações de transmissão de preços para o caso em que $P^a + P^v$ são as seguintes:

$$\ln P_t^v = \delta_0 + \sum_{i=0}^n \delta_i \ln P_{t-i}^a + u_t$$

onde:

P^v - preço a nível de varejo

P^a - preço a nível de atacado

t - tempo em meses

u_t - erro aleatório

n - número de defasagens consideradas nos preços a nível de atacado

δ_0, δ_i - parâmetros a serem estimados

Tendo em vista que as regressões foram estimadas nos valores dos logaritmos naturais dos preços, os valores de elasticidade de transmissão de preços para um tempo t qualquer, correspondem aos coeficientes estimados de regressão.

A determinação do valor de n foi realizada através de um teste de exclusão dos coeficientes das defasagens de variável exógena (P_t^a) não significativas na explicação da variável endógena (P_t^v).

O procedimento do teste de exclusão consistiu em avaliar, a partir de um modelo com 8 defasagens ($n=8$), a significância estatística dos testes F , a um nível de 5% de probabilidade, à medida em que se

excluíam as defasagens, (n=2 a n=8), (n=3 a n=8), ..., (n=7 e n=8), sucessivamente.

3.3. Transmissão de variações nos preços em modelos de causalidade bidirecional

Sejam P_t^V e P_t^a os preços a nível de varejo e atacado dos produtos, entre os quais foi constatado a causalidade bidirecional. Torna-se apropriado formular o seguinte sistema de equações simultâneas para essas variáveis:

$$\begin{aligned} \ln P_t^V &= a_0 + a_1 \ln P_t^a + a_2 \ln P_{t-1}^a + u_{1t} \\ \ln P_t^a &= b_0 + b_1 \ln P_t^V + b_2 \ln P_{t-1}^V + u_{2t} \end{aligned} \quad (1)$$

onde:

P_t^V - preço a nível de varejo,

P_t^a - preço a nível de atacado,

t - tempo em meses

a_0, a_1, a_2, b_0, b_1 e b_2 - parâmetros a serem estimados e,

u_{1t} e u_{2t} - erros aleatórios.

As variáveis P_{t-1}^a e P_{t-1}^V são pré-determinadas e admite-se que são independentes dos erros u_{1t} e u_{2t} .

Ambas as equações são exatamente identificadas e podem ser estimadas por métodos de mínimos quadrados indiretos ou em dois estágios.

Matricialmente, tem-se:

$$\begin{bmatrix} 1 & -a_1 \\ -b_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln P_{v_t} \\ \ln P_{a_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & a_2 \\ b_2 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln P_{v_{t-1}} \\ \ln P_{a_{t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1_t} \\ u_{2_t} \end{bmatrix} \quad (1')$$

Estimando-se as equações simultâneas por mínimos quadrados em dois estágios obtem-se, como primeiro estágio, a forma reduzida de (1), pré-multiplicando-se (1') por:

$$\begin{bmatrix} 1 & -a_1 \\ -b_1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} = \frac{1}{1-a_1b_1} \begin{bmatrix} 1 & a_1 \\ b_1 & 1 \end{bmatrix} \quad (2)$$

Logo, tem-se que:

$$\begin{bmatrix} \ln P_{v_t} \\ \ln P_{a_t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-a_1b_1} \begin{bmatrix} a_0 + a_1b_0 \\ a_0b_1 + b_0 \end{bmatrix} + \frac{1}{1-a_1b_1} \begin{bmatrix} a_1b_2 & a_2 \\ b_2 & a_2b_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln P_{v_{t-1}} \\ \ln P_{a_{t-1}} \end{bmatrix} + \frac{1}{1-a_1b_1} \begin{bmatrix} 1 & a_1 \\ b_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1_t} \\ u_{2_t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

ou alternativamente,

$$P_t = do + D_1 P_{t-1} + Du u_t \quad (3')$$

onde:

P_t = vetor (2x1) de logarithmos dos preços correntes;

do = vetor (2x1) dos termos constantes;

P_{t-1} = vetor (2x1) de logarithmos dos preços defasados;

D_1 = matriz (2x2) dos coeficientes de logarithmos dos preços defasados;

u = vetor (2x1) dos erros aleatórios e,

Du = matriz (2x2) dos coeficientes de u_t

O segundo estágio consiste em estimar os parâmetros através da forma reduzida, substituindo-se P_t^a e P_t^v por $\hat{P}_t^a$ e $\hat{P}_t^v$.

A estimativa desta nova regressão pode ser feita por QMO.

Na expressão (3) ou (3') - forma reduzida - os coeficientes de D_u representam multiplicadores de impactos dos preços defasados sobre os preços correntes⁵. Por exemplo, uma variação de uma unidade em u_1 conduz a uma variação de $1/[1 - (a_1 b_1)]$ em P_t^V , dado P_{t-1}^V . Outros efeitos são obtidos a partir da forma final do sistema.

Para se obter a forma final procedeu-se a sucessivas substituições das variáveis defasadas em (3'), (THEIL, 1971).

$$\begin{aligned} P_t &= d_0 + D_1 [d_0 + D_1 P_{t-2} + D_u u_{t-1}] + D_u u_t = \\ &= [I + D_1] d_0 + D_1^2 P_{t-2} + D_1 D_u u_{t-1} + D_u u_t = \\ &= [I + D_1] d_0 + D_1^2 [d_0 + D_1 P_{t-3} + D_u u_{t-2}] + D_1 D_u u_{t-1} + D_u u_t = \\ &= [I + D_1 + D_1^2] d_0 + D_1^3 P_{t-3} + D_1^2 D_u u_{t-2} + D_1 D_u u_{t-1} + D_u u_t \end{aligned}$$

Após s substituições tem-se:

$$P_t = [I + D_1 + D_1^2 + \dots + D_1^s] d_0 + D_1^{s+1} P_{t-s-1} + \sum_{i=0}^s D_1^i D_u u_{t-i}$$

Se D_1^s converge à matriz nula quando $s \rightarrow \infty$, tem-se:

$$P_t = [I - D_1]^{-1} d_0 + \sum_{i=0}^{\infty} D_1^i D_u u_{t-i} \quad (4)$$

que é a forma final do sistema.

Deve-se atentar a uma condição necessária e suficiente para convergência de D_1^s , ou seja, que suas raízes características sejam inferiores a um, em valor absoluto, (KMENTA 1978).

⁵ THEIL (1971, pp. 463-468) e KMENTA (1978, pp. 640-645).

Trata-se de uma condição de estabilidade do sistema que deve ser verificada. Segundo KMENTA (1978) "costuma-se dizer que um sistema é estável se, numa situação em que os valores das variáveis exógenas são mantidos constantes através do tempo, os valores médios das variáveis endógenas fixam-se em alguns níveis constantes. Isto significa que um sistema é considerado instável se para valores constantes das variáveis exógenas, os valores médios das variáveis endógenas ou explodem ou ostentam um movimento oscilatório regular".

Através da verificação dos valores absolutos das raízes características pode-se avaliar-se a estabilidade do sistema (KMENTA, 1978).

Ou seja, dado:

$$D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \text{ então em } \begin{vmatrix} d_{11}^{-\lambda} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22}^{-\lambda} \end{vmatrix} = 0$$

$$\text{as raízes } \lambda_1, \lambda_2 = \frac{d_{11} + d_{22} \pm \sqrt{(d_{11} - d_{22})^2 - 4d_{12} d_{21}}}{2}$$

devem ser inferiores à unidade em valor absoluto.

Quando prevalecem as condições para a obtenção da equação (4), podem ser obtidos multiplicadores dos preços de varejo e a nível de atacado associados a mudanças (choques) transitórios ou permanentes nos resíduos u_1 ou u_2 (THEIL, 1971). Por exemplo, um choque unitário transitório em u_2 no instante α acarretará nesse período, os choques correspondentes a:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_v \\ \Delta P_a \end{bmatrix}_\alpha = D_u u_\alpha = \frac{1}{1-a_1 b_1} \begin{bmatrix} 1 & a_1 \\ b_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} = \frac{1}{1-a_1 b_1} \begin{bmatrix} a_1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

No instante $(\alpha+1)$, tem-se:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta P_v \\ \Delta P_a \end{bmatrix}_{\alpha+1} &= D_1 D_u u_\alpha = \frac{1}{(1-a_1 b_1)^2} \begin{bmatrix} a_1 b_2 & a_2 \\ b_2 & a_2 b_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & a_1 \\ b_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} \\ &= \frac{1}{(1-a_1 b_1)^2} \begin{bmatrix} a_1^2 b_2 + a_2 \\ a_1 b_2 + a_2 b_1 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

No instante $(\alpha+K)$, tem-se:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_v \\ \Delta P_a \end{bmatrix}_{\alpha+K} = D_1^K D_u u_\alpha$$

Sendo que estes choques tenderão a desaparecer à medida que K aumenta, se as condições de convergência enunciadas acima se verificarem.

Na hipótese de um choque unitário permanente em u_2 no instante α podem-se obter os multiplicadores parciais e o multiplicador total dos preços a nível de atacado e varejo (THEIL, 1971).

Os multiplicadores parciais correspondem a:

No instante α :

$$\begin{bmatrix} \Delta P_v \\ \Delta P_a \end{bmatrix}_\alpha = D_u u_\alpha = \frac{1}{1-a_1 b_1} \begin{bmatrix} a_1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

Até o instante $(\alpha+1)$:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_v \\ \Delta P_a \end{bmatrix}_{\alpha+1} = [I + D_1] D_u u_\alpha$$

até o instante $(\alpha+K)$;

$$\begin{bmatrix} \Delta P_v \\ \Delta P_a \end{bmatrix}_{\alpha+K} = [I + D_1 + D_1^2 + \dots + D_1^K] D_u u_\alpha$$

Quando $K \rightarrow \infty$ tem-se o multiplicador total, dado por (THEIL, 1971):

$$\begin{bmatrix} \Delta P_v \\ \Delta P_a \end{bmatrix}_{\alpha+K} = [I - D_1]^{-1} D_u u_\alpha$$

Em síntese, a análise dinâmica implica várias formas de se examinar os efeitos de oscilações de preços a um nível de mercado sobre os demais. Assim, tem-se:

(1) Equação Estrutural: expressa como o mercado forma os preços a um nível de mercado (varejo), com base nos preços - corrente e passado - de outro nível de mercado (atacado).

(2) Forma Reduzida: expressa o multiplicador de impacto e os demais multiplicadores de interim, por exemplo, o efeito de uma variação em $P_{a,t-K}$ sobre $P_{v,t}$, tendo em conta que $P_{v,t-K}$ também vai alterar.

Assim tem-se:

1º período: efeito de $P_{a,t}$ sobre $P_{v,t}$

2º período: efeito de $P_{a,t-1}$ sobre $P_{v,t}$ tendo em conta que $P_{v,t-1}$ também vai se alterar.

3º período: efeito de $P_{a,t-2}$ sobre $P_{v,t}$, tendo em conta que $P_{v,t-2}$ também varia, e assim sucessivamente ao

longo dos períodos.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1. Testes de Causalidade

As equações para a realização do teste de causalidade entre os preços a nível de atacado e varejo nos mercados de feijão, batata e cebola da cidade de São Paulo foram ajustadas utilizando-se as variáveis especificadas no modelo econométrico proposto por Sims.

A cada equação estimada realizou-se uma filtragem da série de dados considerada. Os valores dos filtros estimados, através da metodologia de estimação desenvolvido por Cochrane-Orcutt, apresentaram-se eficazes na eliminação da autocorrelação de 2ª ordem entre os resíduos. Em todos os ajustamentos realizados, o coeficiente estimado da regressão entre os resíduos ($\hat{\beta}$) após filtragem não foi estatisticamente significativo ao nível de 5% de probabilidade (teste t de Student) (ver tabelas 1 a 6). De tal forma, todos os ajustamentos foram considerados para fins de análise.

Os parâmetros estimados na regressões para o teste de causalidade, considerando-se o período total de análise (1972 - 1985) são apresentados nas tabelas 1, 3 e 5 para os produtos feijão, cebola e batata, respectivamente.

Foram estimadas também regressões considerando-se os subperíodos (1972-1980) e (1981-1985), diferenciando quanto às evidências da predominância dos efeitos de variáveis relacionadas à oferta e demanda respectivamente, nos mercados analisados. Os resultados dessas regressões são apresentados nas tabelas 2, 4 e 6 para os produtos feijão, cebola e batata, respectivamente.

O sentido de causalidade entre os preços foi avaliado através da significância estatística do valor de F calculado para o teste de exogeneidade econométrica, a um nível de 5% de probabilidade (tabela de valores esperados de F de Snedecor) considerando-se os graus de liberdade adequados.

Feijão

Verifica-se na tabela 1 (período 1972-1985) que na regressão onde a variável dependente é o preço a nível de varejo P_t^V , o valor de F calculado para exogeneidade econométrica não é significativo a um nível de 5% de probabilidade (pela tabela de F). Tal resultado implica em não rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes futuros da variável exógena (P_t^a) são estatisticamente iguais a zero, quando considerados como um grupo. Isto significa que os valores futuros da variável exógena não são significativos na explicação dos valores correntes de P_t^V . Esta é uma condição suficiente para estabelecer que o sentido de causalidade não é de $(P_t^V \rightarrow P_t^a)$.

Na regressão estimada, onde o preço a nível

de atacado foi considerado como variável dependente o valor de F mostra-se significativo a nível de 5% de probabilidade. Rejeita-se portanto a hipótese nula de que os valores futuros da variável exógena (P_t^V) deste ajustamento são iguais a zero. Isto indica que os valores futuros da variável exógena são significativos na explicação da variável dependente e portanto, os preços de varejo não causam os preços de atacado. Tal resultado em conjunto com o anterior, consiste numa condição suficiente para determinar que o sentido da causalidade entre os preços do mercado de feijão na cidade de São Paulo, durante o período de 1972-1985 é de ($P_t^A \rightarrow P_t^V$).

Na Tabela 2 apresentam-se os resultados das regressões estimadas, relativas aos subperíodos I (1972-1980) e II (1981-1985). Os resultados quanto ao sentido de causalidade entre os preços apresentados nesta Tabela diferem do resultado obtido na Tabela 1, para o período total. Observa-se que quando o período total é subdividido, resulta uma causalidade variável entre os preços.

No subperíodo I, quando P_t^V é considerado como variável dependente, o valor de F resultante não é significativo a um nível de 5% de probabilidade. Na regressão estimada em que P_t^A é considerado como endógeno, o valor de F mostra-se significativo a nível de 5% de probabilidade. Seguindo-se o mesmo processo de avaliação dos resultados descrito acima, para o teste de exogeneidade econométrica, verifica-se que o sentido de causalidade neste subperíodo é de ($P_t^A \rightarrow P_t^V$).

No subperíodo II, o sentido de causalidade de

Tabela 1: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nivel de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1972-1985 (1)

Equação I -- Variável dependente - P_t^V														
	P_t^a	P_{t+3}^a	P_{t+2}^a	P_{t+1}^a	P_t^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	$\frac{a}{\beta V}$
Estimativa	-0,039	-0,031	0,048	0,078*	0,400*	0,298*	0,043	0,100*	-0,067	-0,024	0,062	-0,020	0,040	0,137
t	-0,921	-0,714	1,105	1,845	9,317	6,873	0,976	2,372	-1,566	-0,548	1,454	-0,449	0,932	1,662
F	1,874													
$\bar{R}^2$	0,81													
Equação II - Variável dependente - P_t^a														
	P_t^V	P_{t+3}^V	P_{t+2}^V	P_{t+1}^V	P_t^V	P_{t-1}^V	P_{t-2}^V	P_{t-3}^V	P_{t-4}^V	P_{t-5}^V	P_{t-6}^V	P_{t-7}^V	P_{t-8}^V	$\frac{a}{\beta V}$
Estimativa	-0,108	0,249*	-0,168*	0,392*	0,776*	-0,072	0,033	-0,027	-0,047	0,170	-0,107	-0,076	-0,022	0,005
t	-1,128	2,372	-1,614	3,758	7,457	-0,689	0,315	-0,261	-0,461	1,640	-1,026	-0,722	-0,229	0,062
F	5,348*													
$\bar{R}^2$	0,79													

$\hat{\rho}$: coeficiente da regressão entre os resíduos da série filtrada

(1): níveis de significância dos testes: F - 5%; t - 5% (bilateral) as variáveis "dummies" e tendência foram omitidas.

Tabela 2: Equações dos Testes de Exogeneidade Econômica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, Subperíodo I (1972, I - 1980, XII), Subperíodo II (1981, I - 1985, XII) (1)

Subperíodo I															
Equação I - Variável dependente - P_t^v															
	P_t^a	P_{t+1}^a	P_{t+2}^a	P_{t+3}^a	P_{t+4}^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	$\frac{a}{b}$	
Estimativa	-0,034	-0,042	0,038	0,090*	-0,331*	0,254*	0,127*	0,117*	-0,052	-0,008	0,061	-0,018	0,054	0,133	
t	-0,667	-0,837	0,739	1,750	-6,429	4,974	2,385	2,300	-0,984	-0,147	1,181	-0,337	1,037	1,222	
F	1,394														
$\bar{R}^2$	0,74														
Equação II - Variável dependente - P_t^a															
	P_t^v	P_{t+1}^v	P_{t+2}^v	P_{t+3}^v	P_{t+4}^v	P_{t-1}^v	P_{t-2}^v	P_{t-3}^v	P_{t-4}^v	P_{t-5}^v	P_{t-6}^v	P_{t-7}^v	P_{t-8}^v	$\frac{a}{b}$	
Estimativa	-0,207	0,264	0,041	0,335*	0,774*	-0,085	0,171	-0,297*	-0,121	0,154	0,024	-0,185	-0,036	0,007	
t	-1,385	1,557	0,240	1,896	4,290	-0,479	0,960	-1,673	-0,693	0,880	0,140	-1,058	-0,238	0,062	
F	2,916*														
$\bar{R}^2$	0,76														
Subperíodo II															
Equação I - Variável dependente - P_t^v															
	P_t^a	P_{t+1}^a	P_{t+2}^a	P_{t+3}^a	P_{t+4}^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	$\frac{a}{b}$	
Estimativa	-0,224*	0,045	0,052	0,303*	0,583*	0,474*	-0,150*	0,011	-0,183*	-0,224*	0,102	0,051	0,087	0,237	
t	-3,274	0,706	0,744	4,282	8,375	6,653	-2,061	0,1496	-2,571	-3,121	1,446	0,766	1,295	1,486	
F	6,781														
$\bar{R}^2$	0,98														
Equação II - Variável dependente - P_t^a															
	P_t^v	P_{t+1}^v	P_{t+2}^v	P_{t+3}^v	P_{t+4}^v	P_{t-1}^v	P_{t-2}^v	P_{t-3}^v	P_{t-4}^v	P_{t-5}^v	P_{t-6}^v	P_{t-7}^v	P_{t-8}^v	$\frac{a}{b}$	
Estimativa	0,031	0,266*	-0,603*	0,528*	0,665*	0,197	-0,280*	0,256*	-0,025	0,311*	-0,232*	0,079	-0,113	0,100	
t	0,317	2,305	-4,940	4,499	5,435	1,580	-2,183	2,182	-0,223	2,706	-1,971	0,737	-1,119	0,603	
F	9,849*														
$\bar{R}^2$	0,98														

$\hat{a}$: coeficiente da regressão entre os resíduos da série filtrada

(1): níveis de significância dos testes: F - 5%; t - 5% (bilateral) as variáveis "dummies" e tendência foram omitidas.

terminado entre os preços é diferente do que foi determinado no subperíodo I. Verifica-se que quando P_t^V é a variável dependente da regressão estimada, o valor de F calculado para exogeneidade econométrica é significativo a nível de 5% de probabilidade. Isto implica em rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes futuros da variável exógena P_t^a são iguais a zero; são portanto significativos na explicação dos valores correntes da variável dependente P_t^V . Esta é uma condição necessária para estabelecer que o sentido de causalidade é de $(P_t^V \rightarrow P_t^a)$.

Quando se considera P_t^a como variável dependente, o valor de F calculado para exogeneidade econométrica resultante é significativo a nível de 5% de probabilidade (pela tabela de F). Rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes futuros da variável exógena P_t^V são estatisticamente iguais a zero. Isto significa que os valores futuros da variável exógena, na regressão descrita acima, são significativos na explicação dos valores correntes da variável endógena (P_t^a). Tal resultado indica que P_t^a causa P_t^V .

Tem-se portanto nesse subperíodo II, que P_t^V causa P_t^a pelos resultados do primeiro ajustamento, e que P_t^a causa P_t^V , pelos resultados do segundo ajustamento; indicando a causalidade bidirecional entre os preços.

Tendo em vista o sentido de causalidade entre os preços a nível de varejo e atacado ($P_t^a \rightarrow P_t^V$) no mercado de feijão, no período de 1972-1980, tem-se evidências de que durante este período predominaram neste mercado os efeitos de variáveis relacionadas à oferta. Assim sendo, as variações a nível de atacado decorrentes de variações na oferta

de matéria-prima teriam sido transmitidas aos preços ao nível do consumidor.

Já em 1981-1985, observou-se a causalidade bi direcional entre os preços a nível de varejo e atacado no mer cado de feijão da cidade de São Paulo. Isso indica que as va riações dos preços a esses dois níveis de mercado ocorreram de maneira interdependente. As variações observadas nos pre ços de mercado podem ser atribuídas tanto a fatores relacio nados à demanda como à oferta de feijão.

Cebola

Na Tabela 3 (período 1972-1985) verifica-se que considerando-se P_t^V como variável dependente, o valor de F mostra-se não significativo a nível de 5% de probabilidade. O valor de F é significativo a nível de 5% de probabilidade, quando a regressão foi estimada para P_t^a como variável dependente. Tem-se, portanto, condições necessárias e sufi cientes para estabelecer que o sentido de causalidade no mer cado de cebola na cidade de São Paulo, no período considera do, é de $(P_t^a \rightarrow P_t^V)$.

Na Tabela 4 apresentam-se os resultados da análise do sentido de causalidade considerando-se os subpe ríodos I (1972-1980) e II (1981-1985). No subperíodo I, os resultados relativos à significância estatística do valor F calculado para exogeneidade econométrica, determinam a ausên cia de causalidade entre os preços. A equação que considera

P_t^V como variável dependente, apresenta um valor de F não significativo a um nível de 5% de probabilidade. Não se rejeita portanto, a hipótese nula de que os coeficientes futuros da variável exógena (P_t^a) são iguais a zero quando considerados de uma forma conjunta. Tem-se uma condição suficiente para estabelecer que o sentido de causalidade não é de $P_t^V \rightarrow P_t^a$.

Na regressão que considera P_t^a como variável dependente, o valor de F calculado para exogeneidade econômica não é significativo a um nível de 5% de probabilidade. Não se rejeita a hipótese nula de que os coeficientes futuros da variável exógena são estatisticamente iguais a zero. Isto significa que os valores futuros de P_t^V não são significativos na explicação do valor corrente de P_t^a , quando considerados como um grupo. Esta é uma condição suficiente para se afirmar que P_t^a não causa P_t^V . Dado o resultado obtido na regressão anterior (quando se considerou P_t^V como variável dependente), pode-se considerar que se tem condições necessárias e suficientes para se determinar a ausência de causalidade entre os preços.

Neste caso, poderia-se dizer que uma das duas seguintes situações se verificam: (a) as variações nos preços de atacado e varejo não se transmitem de um nível a outro de mercado, por falta de informações ou por irracionalidade de comportamento dos agentes de comercialização; (b) ambos os preços variam devido a alterações em outros fatores que não os relacionados à demanda e oferta, como por exemplo, aqueles fatores relacionados à oferta de insumos de comercialização.

Tabela 3: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Cebola da Cidade de São Paulo, 1972-1985 (1).

Equação I - Variável dependente - p_t^v															$\frac{\hat{a}}{\hat{\beta}}$
	p_{t+4}^a	p_{t+3}^a	p_{t+2}^a	p_{t+1}^a	p_t^a	p_{t-1}^a	p_{t-2}^a	p_{t-3}^a	p_{t-4}^a	p_{t-5}^a	p_{t-6}^a	p_{t-7}^a	p_{t-8}^a		
Estimativa	0,006	-0,076*	0,025	0,025	0,475*	0,312*	0,050	0,035	0,040	-0,030	0,055	0,002	-0,019	-0,034	
t	0,139	-1,702	0,530	0,508	9,453	6,170	0,980	0,712	0,788	-0,611	1,132	0,037	-0,442	-0,409	
F	1,210														
$\bar{R}^2$	0,81														
Equação II - Variável dependente - p_t^a															$\frac{\hat{a}}{\hat{\beta}}$
	p_{t+4}^v	p_{t+3}^v	p_{t+2}^v	p_{t+1}^v	p_t^v	p_{t-1}^v	p_{t-2}^v	p_{t-3}^v	p_{t-4}^v	p_{t-5}^v	p_{t-6}^v	p_{t-7}^v	p_{t-8}^v		
Estimativa	0,000	0,051	-0,105	0,465*	0,782*	-0,073	-0,055	-0,028	-0,027	0,015	0,058	-0,012	0,020	-0,079	
t	0,007	0,613	-1,22	5,460	9,059	-0,866	-0,624	-0,316	-0,299	0,168	0,654	-0,136	0,255	-0,958	
F	8,442*														
$\bar{R}^2$	0,80														

$\hat{a}$: coeficiente da regressão entre os resíduos da série filtrada

(1): níveis de significância dos testes - F - 5%; t - 5% (bilateral); as variáveis "dummies" e tendência foram omitidas.

Tabela 4: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nivel de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Cebola da Cidade de São Paulo, Superíodo I (1972, I - 1980, XII), Subperíodo II (1981, I - 1985, XII) (1)

Subperíodo I															
Equação I - Variável dependente - P_t^v															
	P_{t+4}^a	P_{t+3}^a	P_{t+2}^a	P_{t+1}^a	P_t^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	$\frac{a}{b}$	$\frac{a}{b^v}$
Estimativa	-0,022	-0,043	-0,062	0,026	0,451*	0,301*	0,068	0,004	0,038	-0,013	0,039	-0,034	-0,052	0,122	
t	-0,442	-0,881	-1,225	0,509	8,726	5,888	1,384	0,078	0,776	-0,268	0,812	-0,728	-1,122	1,106	
F	0,840														
R^2	0,74														
Equação II - Variável dependente - P_t^a															
	P_{t+4}^v	P_{t+3}^v	P_{t+2}^v	P_{t+1}^v	P_t^v	P_{t-1}^v	P_{t-2}^v	P_{t-3}^v	P_{t-4}^v	P_{t-5}^v	P_{t-6}^v	P_{t-7}^v	P_{t-8}^v	$\frac{a}{b}$	$\frac{a}{b^v}$
Estimativa	0,039	0,094	-0,006	0,295*	1,042*	-0,307*	-0,038	0,085	-0,168	0,185	-0,066	0,027	0,083	-0,050	
t	0,303	0,600	-0,036	1,741	6,080	-1,886	-0,231	0,497	-0,986	1,077	-0,385	0,174	0,655	-0,457	
F	1,673														
R^2	0,71														
Subperíodo II															
Equação I - Variável dependente - P_t^v															
	P_{t+4}^a	P_{t+3}^a	P_{t+2}^a	P_{t+1}^a	P_t^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	$\frac{a}{b}$	$\frac{a}{b^v}$
Estimativa	0,128	-0,359*	0,339*	-0,060	0,469*	0,429*	-0,195	0,157	-0,041	-0,041	-0,010	0,136	-0,037	-0,115	
t	1,337	-2,694	2,199	-0,364	2,670	2,361	-0,537	0,805	-0,217	-0,222	-0,113	0,859	-0,326	-0,724	
F	2,357														
R^2	0,94														
Equação II - Variável dependente - P_t^a															
	P_{t+4}^v	P_{t+3}^v	P_{t+2}^v	P_{t+1}^v	P_t^v	P_{t-1}^v	P_{t-2}^v	P_{t-3}^v	P_{t-4}^v	P_{t-5}^v	P_{t-6}^v	P_{t-7}^v	P_{t-8}^v	$\frac{a}{b}$	$\frac{a}{b^v}$
Estimativa	0,055	-0,011	-0,107	0,475*	0,666*	0,116	-0,045	-0,218	0,087	0,050	-0,027	0,027	-0,049	0,018	
t	0,473	-0,095	-0,859	3,678	5,547	0,923	-0,297	-1,471	0,573	0,325	-0,191	0,200	-0,348	0,105	
F	4,343*														
R^2	0,95														

$\hat{\gamma}$: coeficiente da regressão entre os resíduos da série filtrada

(1): níveis de significância dos testes: F - 5%; t - 5% (bilateral), as variáveis "dummies" e tendência foram omitidas.

No subperíodo II (1981-1985) o sentido de causalidade determinado foi unidirecional de preços de atacado a preços de varejo.

Quando se considera P_t^V como variável dependente na regressão estimada, o valor de F mostra-se não significativo a um nível de 5% de probabilidade. A regressão estimada com P_t^a como variável dependente mostra um valor de F significativo a esse mesmo nível de probabilidade. O procedimento do teste de causalidade descrito acima, permite verificar que tais resultados indicam condições necessárias e suficientes respectivamente, para determinar que o sentido de causalidade entre os preços é de $P_t^a \rightarrow P_t^V$.

Batata

Na Tabela 5 verifica-se o resultado do teste de exogeneidade econométrica considerando-se os preços a nível de atacado e varejo da batata na cidade de São Paulo, durante o período de 1972-1985.

A regressão estimada com P_t^V como variável dependente, apresenta um valor de F não significativo a um nível de 5% de probabilidade. O valor de F calculado na regressão em que se considera P_t^a como variável dependente, também não é significativo a nível de 5% de probabilidade. Seguindo-se o procedimento de avaliação para o teste de causalidade entre preços, verifica-se que os preços a nível de varejo não causam os preços a nível de atacado e que os preços a nível de atacado também não causam os preços a nível de varejo.

Tabela 5: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Batata da Cidade de São Paulo, 1972-1985. (1)

Equação I - Variável dependente - P_t^v														
	P_{t+4}^a	P_{t+3}^a	P_{t+2}^a	P_{t+1}^a	P_t^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	$\frac{\hat{a}}{s}$
Estimativa	0,085	0,094	-0,025	0,012	0,370*	-0,048	0,021	0,156	-0,050	0,256*	-0,113	-0,083	0,273*	-0,028
t	1,193	1,133	-0,274	0,341	3,906	-0,509	0,217	1,518	-0,514	2,766	-1,223	-0,981	3,741	-0,034
F	1,440													
$\bar{R}^2$	0,63													
Equação II - Variável dependente - P_t^a														
	P_{t+4}^v	P_{t+3}^v	P_{t+2}^v	P_{t+1}^v	P_t^v	P_{t-1}^v	P_{t-2}^v	P_{t-3}^v	P_{t-4}^v	P_{t-5}^v	P_{t-6}^v	P_{t-7}^v	P_{t-8}^v	$\frac{\hat{a}}{s}$
Estimativa	-0,124	0,023	-0,043	0,100	0,493*	0,104*	0,000	0,113	0,055	0,026	0,025	0,063	-0,044	0,011
t	-1,535	0,245	-0,460	1,012	5,112	1,983	0,000	1,107	0,544	0,264	0,249	0,644	-0,529	0,133
F	1,925													
$\bar{R}^2$	0,69													

$\hat{a}$: coeficiente de regressão entre os resíduos da série filtrada

(1): níveis de significância dos testes: F - 5%; t - 5% (bilateral), as variáveis "dummies" e tendência foram omitidas.

jo, considerando-se 1972-1985 como o período de análise. Em síntese, não se constatou relação de causalidade entre os preços de batata.

Na Tabela 6 apresentam-se os resultados das regressões estimadas para o teste de causalidade entre os preços considerando-se os subperíodos I (1972-1980) e II (1981-1985).

Os resultados relativos ao subperíodo I, mostram que quando P_t^V é considerado como variável exógena, na regressão ajustada para determinar o sentido de causalidade entre os preços, observa-se um valor de F não significativo a nível de 5% de probabilidade (tabela de F). Na equação considerando-se P_t^a como variável dependente, o valor de F também não se mostra significativo a um nível de 5% de probabilidade. Em ambos os casos, não se rejeita a hipótese nula de que os coeficientes futuros das variáveis exógenas são iguais a zero. Tem-se portanto, a determinação de ausência de causalidade entre os preços.

No subperíodo II, a regressão estimada considerando-se P_t^V como variável dependente mostra um valor de F não significativo a um nível de 5% de probabilidade. Na regressão ajustada com P_t^a como variável dependente, o valor de F calculado mostrou-se significativo a nível de 5% de probabilidade (tabela de F). Conclui-se que existe condição suficiente para estabelecer que o sentido de causa-efeito entre os preços a nível de atacado e varejo é de $(P_t^a + P_t^V)$ no mercado de batata no período de 1981-1985. A determinação deste sentido de causalidade ao longo deste período pode estar in

Tabela 6: Equações dos Testes de Exogeneidade Econométrica de Preços a Nível de Atacado (P_t^a) e Varejo (P_t^v), Mercado de Batata da Cidade de São Paulo, Subperíodo (1972, I - 1980, XII), Subperíodo (1981, I - 1985, XII) (1).

Subperíodo I

Equação I - Variável dependente - P_t^v

	P_{t+4}^a	P_{t+3}^a	P_{t+2}^a	P_{t+1}^a	P_t^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	$\frac{a}{b}$
Estimativa	0,053	0,137	-0,090	-0,001	-0,303*	-0,158	-0,056	0,161	-0,119	0,269*	-0,140	-0,121	0,332*	-0,029
t	0,541	1,244	-0,742	-0,011	-2,350	-1,205	-0,415	1,239	-0,910	2,150	-1,139	-1,084	3,167	-0,266
F	1,098													
$\bar{R}^2$	0,34													

Equação II - Variável dependente - P_t^a

	P_{t+4}^v	P_{t+3}^v	P_{t+2}^v	P_{t+1}^v	P_t^v	P_{t-1}^v	P_{t-2}^v	P_{t-3}^v	P_{t-4}^v	P_{t-5}^v	P_{t-6}^v	P_{t-7}^v	P_{t-8}^v	$\frac{a}{b}$
Estimativa	-0,129	-0,040	-0,176	-0,054	0,403*	0,194	0,052	0,194	0,100	0,073	0,058	0,046	-0,059	0,034
t	-1,109	-0,274	-1,167	-0,356	2,641	1,254	0,311	1,096	0,538	0,388	0,312	0,269	-0,470	0,314
F	1,154													
$\bar{R}^2$	0,29													

Subperíodo II

Equação I - Variável dependente - P_t^v

	P_{t+4}^a	P_{t+3}^a	P_{t+2}^a	P_{t+1}^a	P_t^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	$\frac{a}{b}$
Estimativa	0,115	-0,061	0,017	-0,006	0,479*	0,308*	0,140	-0,048	0,030	-0,048	0,187*	-0,124	-0,013	-0,052
t	1,344	-0,636	0,173	-0,063	5,402	3,534	1,658	-0,532	0,347	-0,546	1,968	-1,329	-0,156	-0,312
F	0,457													
$\bar{R}^2$	0,91													

Equação II - Variável dependente - P_t^a

	P_{t+4}^v	P_{t+3}^v	P_{t+2}^v	P_{t+1}^v	P_t^v	P_{t-1}^v	P_{t-2}^v	P_{t-3}^v	P_{t-4}^v	P_{t-5}^v	P_{t-6}^v	P_{t-7}^v	P_{t-8}^v	$\frac{a}{b}$
Estimativa	-0,171	-0,009	0,293	0,433*	0,728*	-0,112	0,021	-0,152	0,079	-0,117	-0,057	-0,052	0,297	-0,112
t	-0,945	-0,044	1,342	2,154	3,679	-0,538	0,105	-0,744	0,391	-0,576	-0,229	-0,229	1,461	-0,662
F	3,571*													
$\bar{R}^2$	0,91													

$\bar{a}$: coeficiente da regressão entre os resíduos da série filtrada

: níveis de significância dos testes: F - 5%; t - 5% (bilateral) as variáveis "dummies" e tendência foram omitidas.

dicando que prevaleceram condições favoráveis ao repasse do custo dos insumos aos preços do produto final no mercado de batata na cidade de São Paulo.

4.2. Estimação das Elasticidades de Transmissão Entre Preços

4.2.1. Causalidade Unidirecional

As equações de transmissão de preços para os mercados de feijão, batata e cebola da cidade de São Paulo foram ajustados para os períodos em que o sentido determinado de causalidade entre preços foi unidirecional ($P_t^a \rightarrow P_t^v$). O número de defasagens consideradas nas variáveis exógenas foi determinado através de um teste F de exclusão das defasagens não significativas na explicação da variável dependente. Observa-se nas Tabelas 7 a 11 que o número de defasagens consideradas mostra-se variável entre os períodos considerados.

O teste F em questão compara um modelo considerado "sem restrição", que inclui 8 defasagens com os modelos restritos que excluem sucessivamente as defasagens de 7, 6 etc..

Para analisar os resultados das equações de transmissão de preços deve-se atentar ao fato de que os ajustamentos foram realizados nos valores dos logaritmos naturais das variáveis preço de atacado e preço de varejo. Portanto, os coeficientes estimados das variáveis exógenas

correspondem aos valores estimados das elasticidades de transmissão de preços.

Verifica-se que os valores das elasticidades de transmissão de preços de atacado a varejo decrescem de maneira geral, à medida em que se relacionam os preços correntes a nível de varejo a preços de atacado com maiores períodos de defasagem. Isto significa que nos mercados analisados, as proporções em que as variações relativas dos preços a nível de atacado são transmitidas às variações relativas dos preços de varejo tendem a reduzir, à medida que se relacionam preços mais distantes a nível de atacado aos preços correntes no varejo.

Outra característica observada de modo geral, é que a soma dos valores das elasticidades de transmissão de preços de atacado a preços de varejo são menores que a unidade, mostrando que os preços a nível de varejo são relativamente mais estáveis que os preços a nível de atacado nos mercados analisados.

O número de defasagens a serem consideradas na variável exógena (P_t^a), determinadas através do teste de exclusão foi variável do mercado de feijão em relação aos mercados de cebola e batata. No mercado de feijão, considerando-se o período de análise de 1972-1985, o teste de exclusão mostrou que podem ser consideradas até três defasagens na variável exógena. Já na regressão ajustada para o período 1972-1980, o teste de exclusão indicou que oito defasagens poderiam ser consideradas.

Nos mercados de cebola e batata, o teste de exclusão mostrou que apenas uma defasagem nos preços a nível de atacado poderiam ser considerados em função da significância na explicação da variável endógena.

Em todos os ajustamentos pôde-se constatar a ausência de autocorrelação entre os resíduos pela verificação da significância estatística do coeficiente da regressão entre os resíduos das séries filtradas (β) (Tabelas 7 a 11). O teste de Durbin-Watson (dw) mostra o mesmo, exceto para o ajustamento relativo ao mercado de feijão (1972-1980), que resultou inconclusivo (Tabela 8).

O valor do coeficiente de determinação corrigido para graus de liberdade ($\bar{R}^2$), demonstra que de maneira geral, a qualidade dos ajustamentos obtidos foi boa (Tabelas 7 a 11).

Tabela 7: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo,
1972-1985 (1).

		Variável dependente - P_t^v				
	δ_0	P_t^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	β
Estimativas	-0,005	0,447*	0,287*	0,005	0,048	0,075
t	-0,281	11,976	7,385	1,230	1,765	0,048
$\bar{R}^2$	0,65					
dw	1,833					

$\hat{a}$: coeficiente da regressão entre os resíduos da série filtrada.

(1) : níveis de significância dos testes: dw - 5% (bilateral); t - 5% (bilateral).

Tabela 8: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo,
1972-1980 (1).

		Variável dependente - P_t^v									
	δ_0	P_t^a	P_{t-1}^a	P_{t-2}^a	P_{t-3}^a	P_{t-4}^a	P_{t-5}^a	P_{t-6}^a	P_{t-7}^a	P_{t-8}^a	β^a
Estimativas	0,081*	0,385*	0,217*	0,108*	0,087	-0,089	0,027	0,058	0,036	0,072	0,127
t	2,087	9,956	4,811	2,390	1,868	-1,893	0,572	1,247	0,781	1,892	1,183
$\bar{R}^2$	0,89										
dw	1,767										

β^a : coeficiente da regressão entre os resíduos de série filtrada.

(1): níveis de significância dos testes: dw - 5% (bilateral); t - 5% (bilateral)

Tabela 9: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Cebola da Cidade de São Paulo, 1972-1985 (1).

Variável dependente - P_t^V				
	δ_0	P_t^a	P_{t-1}^a	$\beta \sqrt{a}$
Estimativa	0,074	0,481*	0,355*	0,005
t	1,415	15,353	11,275	0,070
$\bar{R}^2$	0,84			
dw	1,987			

$\sqrt{a}$: coeficiente da regressão entre os resíduos da série filtrada

(1): níveis de significância dos testes: dw-5% (bilateral);
t - 5% (bilateral).

Tabela 10: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Cebola da Cidade de São Paulo, 1981-1982 (1).

Variável dependente - P_t^V				
	δ_0	P_t^a	P_{t-1}^a	$\beta \sqrt{a}$
Estimativa	0,245*	0,554*	0,342*	-0,001
t	2,258	9,591	5,970	-0,009
$\bar{R}^2$	0,91			
dw	2,002			

$\sqrt{a}$: coeficiente da regressão entre os resíduos da série filtrada

(1): níveis de significância dos testes: dw-5% (bilateral);
t - 5% (bilateral).

Tabela 11: Equação de Transmissão de Preços no Mercado de Ba
tata da Cidade de São Paulo, 1981-1985 (1).

Variável dependente - P_t^V				
	δ_0	P_t^a	P_{t-1}^a	β^a
Estimativa	-0,055	0,504*	0,285*	0,067
t	-0,743	9,754	5,480	0,491
$\bar{R}^2$	0,82			
dw	1,833			

β^a : coeficiente da regressão entre os resíduos da série fil
trada

(1): níveis de significância dos testes: dw-5% (bilateral);
t - 5% (bilateral).

4.2.2. Causalidade Bidirecional

Para o modelo em que o sentido de causalidade determinado entre os preços a nível de varejo e atacado foi bidirecional (mercado de feijão-período 1981-1985) foi ajustado um sistema de equações simultâneas. Na Tabela 12 são apresentados os resultados desse ajustamento, por mínimos quadrados de dois estágios, das equações nas formas reduzida e estrutural.

Na forma estrutural do ajustamento, os valo
res de t mostram que a um nível de 5% de probabilidade, os coeficientes que relacionam P_t^a (variável dependente) a P_t^V e

P_{t-1}^V (variáveis independentes) sugerem significância estatística; os preços a nível de atacado não parecem ser estatisticamente significativos em explicar os valores dos preços a nível de varejo a esse nível de probabilidade.

Deve-se fazer uma ressalva, no entanto, à avaliação da propriedade dos estimadores pelo teste t de Student, quando se utiliza de métodos de estimação de equações simultâneas consistentes, tal como o método de mínimos quadrados em dois estágios. Segundo KMENTA (1978), a distribuição de teste t geralmente não coincide com a distribuição estatística obtida com os resultados de métodos de estimação de equações simultâneas consistentes, denominadas de "razão t " (razão do coeficiente estimado e do seu erro padrão). Quando ocorre tal fenômeno, os resultados do teste podem se mostrar distorcidos, se a verdadeira distribuição não consistir numa aproximação tolerável da distribuição de t . Conclui-se portanto, que obtém-se uma maior segurança na avaliação da propriedade dos estimadores ao se utilizar a "razão t ", quando se pode avaliar em que medida a distribuição desta estatística aproxima-se da distribuição t de Student. De tal forma, constata-se que na avaliação das propriedades dos estimadores por meio desse teste, a significância estatística dos coeficientes deve ser considerada como uma indicação da capacidade explicativa das variáveis exógenas quanto à variável endógena.

De forma semelhante, deve-se lembrar que o coeficiente de determinação, pode estar apresentando um viés

para cima, quando a variável endógena estiver na forma redu
zida na equação estimada (CARMO, 1974). Esta autora cita co
mentários de Tomek e Bassmann, de que quando se utilizam
os valores observados da variável endógena explicativa, com
os coeficientes estimados pela função que utiliza os valores
calculados da variável endógena, o intervalo de variação de
 R^2 amplia-se de $-\infty$ a 1.

A observação dos valores de $(\bar{R}^2)$ na equação
estrutural apresentados na Tabela 12, fornecem indicações de
que o efeito combinado das variáveis independentes sobre p_t^a
foi captado de forma eficiente.

Os resultados da estatística de Durbin-Watson
(dw) na equação estrutural do sistema indicam rejeição da
hipótese nula de que a autocorrelação entre os resíduos é
igual a zero (considerando-se o teste com hipótese alternativa
bilateral, a um nível de 5% de probabilidade). Neste caso,
não foram tomadas quaisquer medidas para eliminar a autocor
relação entre os resíduos.

Os parâmetros estimados na equação reduzida
são utilizados na análise de relações dinâmicas entre os pre
ços. Essas relações foram derivadas pela forma como as pas
sagens de tempo das variáveis exógenas e os resíduos, deter
minam as passagens de tempo das variáveis endógenas (KMENTA,
1978).

Observa-se pelos valores obtidos de $(\bar{R}^2)$ na
Tabela 12 que o grau de ajustamento das regressões resultan
tes (forma reduzida) é bom.

As estatísticas dos testes de Durbin-Watson

(dw) no ajustamento da forma reduzida indicam a existência de autocorrelação entre os resíduos.

Tabela 12: Resultados do Ajustamento em Dois Estágios das Equações Simultâneas aos Preços a Nível de Atacado e Varejo, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985.

I - EQUAÇÕES DA FORMA REDUZIDA

Variável dependente	Regressor	Valor dos coeficientes estimados	t	dw	$\bar{R}^2$
P_t^v	a_0	-0,08	-0,74	0,69	0,94
	P_{t-1}^v	0,35*	2,89		
	P_{t-1}^a	0,86*	5,03		
P_t^a	b_0	-0,23*	-2,07	1,60	0,88
	P_{t-1}^v	-0,11	-0,99		
	P_{t-1}^a	1,07*	6,33		

II - EQUAÇÕES DA FORMA ESTRUTURAL

Variável dependente	Regressor	Valor dos coeficientes estimados	t	dw	$\bar{R}^2$
P_t^v	a_0	-0,76	-0,79	1,37	0,19
	P_t^a	-2,96	0,77		
	P_{t-1}^a	4,04	1,16		
P_t^a	b_0	-0,13	-1,24	0,99	0,91
	P_t^v	1,24*	7,23		
	P_{t-1}^v	-0,55*	-3,38		

* - significância estatística a nível de 5% de probabilidade (teste t de Student - bilateral e teste de Durbin-Waston (dw) - bilateral)

Verifica-se pela estatística do teste t de Student que o coeficiente estimado da relação P_t^a (variável dependente) e P_{t-1}^v (variável independente) não é significativo a nível de 5% de probabilidade. Todos os outros coeficientes estimados neste ajustamento foram significativos.

Para a realização da análise dinâmica, atenta-se para as condições de estabilidade do sistema. Uma forma de se avaliar a estabilidade do sistema é a verificação de que os valores absolutos das "raízes características" da matriz D_1 de coeficientes de variáveis na forma reduzida do sistema, são menores que um (KMENTA, 1978). Através deste critério verifica-se que o sistema de equações reduzidas aos preços a nível de atacado e varejo no mercado de feijão, no período em análise, é estável. O valor absoluto da maior "raiz característica" desse sistema foi de 0,89 (λ_1), o valor da menor "raiz característica" foi de 0,35 (λ_2). Isto significa que nesse sistema, para valores constantes das variáveis exógenas, os valores médios das variáveis endógenas tendem a convergir.

Na Tabela 13 são apresentados os multiplicadores de choques permanentes e de choques transitórios nos erros das equações estruturais.

O erro u_1 é relativo à equação em que P_t^v é a variável dependente. O erro u_2 é referente à equação em que P_t^a é a variável dependente.

Os valores dos multiplicadores de choques transitórios em u_1 e u_2 referem-se aos valores dos períodos

$\alpha + K$ ($K = 0 \dots 24$).

Conforme mostram as Figuras 4 a 7, nota-se que o comportamento dos efeitos de choques transitórios sobre os preços é tal que são necessários aproximadamente 18 a 24 meses para que os mesmos tornem-se desprezíveis. Além disso, nota-se que:

(a) um aumento unitário em u_1 provoca de imediato um aumento de 0,21 no preço ao varejo; esse efeito tende a aumentar até o 3º mês, atingindo 0,32, após o que, segue um prolongado período de decréscimo;

(b) um aumento unitário em u_1 provoca de imediato um aumento de 0,26 no preço ao atacado, o qual tende a decrescer continuamente a partir de então;

(c) um aumento unitário em u_2 ocasiona uma queda de 0,62 no preço ao varejo; a partir do terceiro mês passa-se a observar elevações no preço ao varejo (atingindo um máximo no 4º mês);

(d) um aumento unitário em u_2 ocasiona um aumento de 0,21 no preço ao atacado, chegando ao valor máximo no 2º e no 3º mês, com decréscimo contínuo a partir desses meses.

A segunda parte da Tabela 13, indica, além dos efeitos imediatos, os efeitos de longo prazo dos choques mencionados acima. Nota-se que enquanto os efeitos de impacto são submúltiplos dos choques em u_1 e u_2 , os efeitos de choques permanentes são múltiplos em três casos, num valor superior a 4. Assim, um aumento unitário em u_1 conduz, no longo prazo, a elevações de 4,18 no preço ao varejo e 4,45

no preço ao atacado. Um aumento unitário em u_2 ocasionará um aumento de 2,88 no preço de varejo e 4,22 no atacado.

Duas observações podem ser feitas em relação a esses resultados. Em primeiro lugar, nota-se que, quer imediatamente, quer no longo prazo, tanto um aumento no preço ao atacado como um aumento no preço ao varejo levam a uma redução da margem de comercialização, como previsto pela teoria. Em segundo lugar, chama-se a atenção para o prolongado período necessário para a eliminação de choques no varejo ou no atacado no mercado paulista de feijão, o que poderia ser atribuído, à primeira vista, à ineficiência tanto na produção como na comercialização do produto.

Tabela 13: Multiplicadores de Choques Transitórios (I) e Permanentes (II) em u_1 e u_2 Sobre os Preços a Nível de Atacado e Varejo Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985.

I - CHOQUES TRANSITÓRIOS

Fator	Período Preços	α	$\alpha+1$	$\alpha+2$	$\alpha+3$	$\alpha+4$	$\alpha+5$	$\alpha+6$	$\alpha+7$	$\alpha+12$	$\alpha+24$
u_1	ΔP_v	0,21	0,29	0,31	0,32	0,30	0,26	0,24	0,22	0,12	0,02
	ΔP_a	0,26	0,25	0,24	0,22	0,19	0,17	0,15	0,14	0,07	0,02
u_2	ΔP_v	-0,62	-0,03	0,24	0,35	0,37	0,36	0,34	0,31	0,17	0,02
	ΔP_a	0,21	0,29	0,30	0,30	0,28	0,25	0,23	0,21	0,11	0,02

II - CHOQUES PERMANENTES

Fator	Período Preços	α	$\alpha + K \ (K \rightarrow \infty)$
u_1	ΔP_v	0,21	4,18
	ΔP_a	0,26	4,45
u_2	ΔP_v	-0,62	2,88
	ΔP_a	0,21	4,22

Figura 4: Efeito de Choques Transitórios em u_1 Sobre os Preços a Nível de Varejo, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985.

Figura 5: Efeitos de Choques Transitórios em u_1 Sobre os Preços a Nível de Atacado, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985.

Figura 6: Efeitos de Choques Transitórios em u_2 Sobre os Preços a Nível de Varejo, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985

Figura 7: Efeitos de Choques Transitórios em u_2 Sobre os Preços a Nível de Atacado, Mercado de Feijão da Cidade de São Paulo, 1981-1985

5. CONCLUSÕES

A pesquisa apresentou evidências de que a causalidade entre os preços a diferentes níveis do mercado agrícola pode variar conforme os períodos selecionados à análise.

Observou-se no mercado paulista de feijão que a causalidade correspondente ao período total (1972-1985) é de $Pa \rightarrow Pv$; no período 1972-1980 é de $Pa \rightarrow Pv$ e no período 1981-1985 a causalidade é bidirecional.

No mercado paulista de cebola a causalidade no período 1972-1985 é de $Pa \rightarrow Pv$; o período de 1972-1980 mostra a ausência de causalidade entre os preços e no período 1981-1985 a causalidade é de $Pa \rightarrow Pv$.

Determinou-se a ausência da relação de causalidade entre os preços no mercado paulista de batata no período total e no período 1972-1980; no período 1981-1985 a causalidade resultante foi de $Pa \rightarrow Pv$.

De tal forma, parece ser questionável estabelecer que o sentido de causalidade entre os preços nos mercados agrícolas seja algo propriamente ligado à estrutura de mercado, como vem sendo considerado em pesquisas correlatas. Mesmo porque, embora seja lógico admitir que se as firmas fixam seus preços pelo acréscimo de uma margem de comercializa

ção sobre seus custos diretos, os preços de compra dessas firmas são exógenas em relação aos preços de venda; tal sentido de causalidade é verificado também sob condições competitivas, quando as variações a nível de oferta predominam sobre as variações a nível de demanda.

Assim sendo, parece razoável admitir-se que a causalidade entre os preços agrícolas mostra-se também relacionada aos efeitos de choques nos diferentes níveis de mercado. E de forma correlata, que variáveis exógenas ao mercado agrícola influenciam o sentido de causa-efeito entre os preços.

Através dessas conclusões verifica-se que na realização de estudos de mercados agrícolas, torna-se interessante considerar aspectos mais abrangentes em suas relações com o sistema econômico como um todo. Em se podendo implementar o exercício da determinação da causalidade entre os preços, os resultados econométricos de uma análise tornam-se mais sólidos em termos de determinação dos vários aspectos dos mercados agrícolas.

De acordo com os resultados dessa pesquisa, para os períodos em que a causalidade unidirecional foi encontrada, observa-se $P_a \rightarrow P_v$; ou seja, os choques da oferta agrícola tendem a predominar sobre os choques de demanda ao longo do período. Choques de demanda foram importantes para o mercado de feijão, de 1981 a 1985. Deve ser lembrado que as séries de preços consideradas são de dados mensais, o que pode ter incrementado os efeitos das variações sazonais entre os preços em função de alterações da oferta ao longo do ano

agrícola, muito embora, tenha-se introduzido variáveis "dummies" para efeitos de sazonalidade, visando eliminar esses efeitos.

A ausência de causalidade entre os preços nos vários períodos pode ter ocorrido, possivelmente devido a outros fatores, que não os relacionados à oferta ou à demanda. Os efeitos de fatores relacionados a custos de insumos podem ter predominado nesses casos. Principalmente no período 1972-1980, onde os efeitos dos choques da oferta de petróleo em 1973 e posteriormente em 1979, devem ter alterado os custos de comercialização.

Nos casos em que a causalidade entre os preços foi unidirecional, os valores das elasticidades de transmissão entre os preços ao atacado e ao varejo foram menores do que um, como era esperado. Isto indica que os preços a nível de varejo tendem a ser relativamente mais estáveis que os preços a nível de atacado. A elasticidade de transmissão entre os preços correntes manteve-se na faixa de 0,40-0,50. Assim sendo, cerca de metade das variações dos preços a nível de atacado são transmitidas imediatamente a nível do consumidor. À medida em que os preços mensais a nível de atacado considerados tornam-se mais defasados em relação aos preços correntes a nível de varejo, os valores das elasticidades de transmissão de preços tendem a decrescer. No caso específico do mercado de cebola, a ocorrência deste fenômeno de forma mais acentuada em períodos caracterizados por altas taxas inflacionárias (1981-1985), pode ser atribuída a uma maior "rapidez" relativa do processo de comercialização en

tre atacado e varejo neste mercado, de forma a tornar a relação entre os preços correntes mais elevada.

No mercado de feijão, período 1981-1985, foi determinado um sentido de causalidade bidirecional. Isto pode estar evidenciando uma interação entre os choques de oferta e de demanda.

Verifica-se ainda, que o período de tempo necessário para eliminação de choques no varejo ou no atacado no mercado paulista de feijão é bastante prolongado. Tal fenômeno pode ser associado à existência de problemas relacionados à ineficiência tanto na produção, como na comercialização do produto. À medida em que o setor produtivo não se encontra devidamente preparado, dominando uma tecnologia adequada, a resposta da oferta de matéria-prima aos preços de mercado é dificultada. Pelas evidências da evolução da produtividade do feijão nas últimas décadas tem-se o embasamento empírico à averiguação desse fenômeno. Como pôde ser levantado, a produtividade do feijão tem-se mantido praticamente estável nas últimas décadas.

Os multiplicadores de impacto calculados nesse trabalho para o mercado paulista de feijão (1981-1985) expressam o efeito de uma variação em por exemplo, p_{t-1}^a sobre p_t^v dado p_{t-1}^v . Ou seja, representam os efeitos das transmissões de preços defasados a um nível de mercado ao preço corrente a outro nível, tendo em conta a variação ocorrida no preço a esse outro nível, num período imediatamente anterior. Trata-

-se de uma forma específica da elasticidade de transmissão entre os preços. Sob este prisma, verifica-se que os efeitos imediatos e a longo prazo de choques a nível de varejo ou a nível de atacado nesse mercado indicam uma menor variabilidade relativa dos preços ao varejo, existindo portanto uma concordância teórica com os valores esperados das transmissões entre os preços.

Os valores resultantes dos choques permanentes indicam que quando os efeitos dos choques tendem a cessar, chega-se a acumular uma variação nos preços que, na maioria das relações, quadruplica os valores dos preços a partir de um choque unitário em variáveis relacionadas à oferta e à demanda. Considerando-se que a ocorrência desses choques deve ser relativamente frequente, pode-se inferir que a variabilidade dos preços no mercado de feijão analisado é bastante elevada.

As implicações da existência de uma causalidade variável entre os preços no âmbito da formulação de políticas, ressaltam a necessidade do conhecimento específico das circunstâncias em que vão ser tomadas medidas de intervenção no mercado. Ao se estabelecerem políticas de controle de preços a um determinado nível de mercado, os efeitos decorrentes são dependentes do sentido de causalidade entre os preços. Pode-se prever que com um tabelamento de preços ao consumidor as margens de comercialização tendem a aumentar quando o sentido de causalidade esperado entre os preços for de $P_t^v \rightarrow P_t^a$. Nos mercados analisados neste trabalho não foi

determinado um sentido de causalidade coerente com a predominância de choques de demanda. Os efeitos de um tabelamento não poderiam ser previstos nesses mercados nos períodos analisados. Determinou-se nos casos de causalidade unidirecional o sentido de $P_t^a \rightarrow P_t^v$ relacionado a choques na oferta. Com a fixação de preços mínimos acima dos preços de equilíbrio de mercado nos mercados paulistas de feijão (períodos 1972-1980 e 1972-1985), cebola (períodos 1972-1985 e 1981-1985) e batata (1981-1985) poder-se-ia esperar um decréscimo das margens de comercialização.

6. LITERATURA CITADA

- ACCARINI, J.H. Discriminação de preços no mercado agrícola. Coleção Análise e Pesquisa, Brasília, 9: 92p. 1978.
- BARAT, J. e P.B. de NAZARETH. Transporte e energia no Brasil: as repercussões da crise do petróleo. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 14(1): 197-244, 1984.
- BARROS, G.S.A.C. Economia da Comercialização Agrícola. Departamento de Economia e Sociologia Rural, ESALQ/USP, Piracicaba, SP: 240p. 1985.
- BARROS, G.S.A.C. e L.E. XAVIER. Aspectos da comercialização e seus efeitos sobre os preços e rendas agrícolas. Revista de Economia Rural. 17(3): p.25-50. 1979.
- BESSLER, D.A. Relative Prices and Money: A Vector Autoregression on Brazilian Data. American Journal of Agricultural Economics, 66 (1984a): 25-30. 1984.
- BISHOP, R.V. The Construction and Use of Causality tests. Agricultural Economics Research, 31(4): 1-6. 1979.
- BRANDT, S.A. Análise Econométrica de Margens de Comercialização. Revista de Economia Rural, Piracicaba, 3(3): 70-97. 1971.

BRANDT, S.A. et alii. Funções de Oferta Agrícola. Agricultura em São Paulo. Ano XV, : 1-11. 1968.

CAMARGO FILHO, W.P. Produção e Comercialização de Cebola (Allium cepa, L.) no Brasil. Piracicaba, 1983. 84p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

CARMO, I.M. Análise da Comercialização de Carne Bovina no Estado de São Paulo. Piracicaba, 1969. 87p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

CARMO, M.S. Análise da Demanda e da Oferta de Oleaginosas no Estado de São Paulo. Piracicaba, 1974. 159p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

CHAMBERS, R.G. Agricultural and Financial Market Interdependence in the Short Run. American Journal of Agricultural Economics. 66(1984a): 12-24. 1984.

CONTADOR, C.R. Reflexões sobre o Dilema entre Inflação e Crescimento Econômico na Década de 80. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 15(1): 33-72. 1985.

DALL'ACQUA et alii. Sugestões para uma política de estímulo à cultura do feijão - Notas e Comentários. Revista de Economia Rural, Brasília, 22(3): 375-382. 1984.

FIALLOS, L.E.W. de. Análise da Demanda e Preços de Tomate no Estado de São Paulo. Piracicaba, 1981. 116p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Conjuntura Econômica, Rio de Janeiro. (vários).

GARDNER, B.L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. American Journal of Agricultural Economics, 57(3): 399-409. 1975.

HEIEN, D.M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. American Journal of Agricultural Economics, 62(1): 10-18. 1980.

HELLMEISTER, S.R. Evolução da cultura do feijão, 1970-80. Informações Econômicas, São Paulo, 10(2): 21-26. 1980.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA), Informações Econômicas. Secretaria de Agricultura, Governo do Estado de São Paulo, São Paulo (vários).

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA), Prognóstico. Secretaria de Agricultura, Governo do Estado de São Paulo, São Paulo (vários).

CIBANTOS, J.S. A Demanda de Tecnologia Biológica - O caso de Sementes Certificadas de Algodão. Botucatu, 1983. 83p. (Livre Docente - Faculdade de Ciências Agronômicas/Universidade Estadual Paulista).

JUNQUEIRA, P.C. et alii. Comercialização de produtos agrícolas no Estado de São Paulo. Agricultura em São Paulo, São Paulo, 15(1/2): 13-32. 1968.

- KMENTA, J. Elementos de Econometria. São Paulo. Atlas. 1978. 670p.
- LOPES, F.R. e E.M. MODIANO. Indexação, choque externo e nível de atividade: notas sobre o caso brasileiro. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 13(1): 69-90. 1983.
- MELO, F.H. de e E.G. da FONSECA. Proálcool, Energia e Transportes. São Paulo. Pioneira. FIPE. 1981.
- MODIANO, E.M. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 13(1): 39-68. 1983.
- PASTORE, A.C. A Resposta da Produção Agrícola aos Preços no Brasil. APEC, São Paulo. 1973.
- RUAS, D.G.G. Análise da armazenagem e dos preços de milho no Estado de São Paulo. Piracicaba, 1978. 112p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- SIMS, C. Money, Income and Causality. American Economic Review. 62(4): 540-552. 1972.
- TEIXEIRA, H.H.L. Modelo de Desequilíbrio de Margens de Comercialização Agrícola. Viçosa, 1982. 69p. (M.S. - Universidade de Viçosa/UFV).
- THEIL, H. Principles of Econometrics. New York. John Wiley & Sons, Inc. 1971.

VICENTE, J.R. et alii. Fontes de Crescimento e Aspectos da Produção de Feijão no Estado de São Paulo. Relatório de Pesquisa. IEA, São Paulo, 7/83. 1983.

WIESEL, P.A. Batata: Produto Tradicional. Conjuntura Econômica, Rio de Janeiro, 28(7): 145-146. 1974.

WIESEL, P.A. Análise da Demanda de Batata no Mercado Paulista. Piracicaba, 1982. 68p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

YAMAGUISHI, et alii. Aprimoramento do Sistema de Grãos e Derivados. Relatório de Pesquisa. Rio de Janeiro. IPEA/FEALQ. 1984.