Transmissão de preços pela Central de Abastecimento de São Paulo, Brasil

Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros*

O trabalho apresenta e testa um modelo teórico de transmissão de preços entre os níveis de produtor, atacado e varejo. Admite-se que os preços ao varejo e ao produtor sejam ajustados parcialmente após a determinação do preço ao atacado. Os dados utilizados referem-se a quatro produtos hortifrutícolas comercializados através da Ceagesp/São Paulo. Os resultados apóiam a hipótese de que o atacado tende a liderar os demais níveis de mercado por ocasião das variações de preço. Estas são repassadas menos do que proporcionalmente ao consumidor e mais ou menos proporcionalmente ao produtor.

1. Introdução; 2. Aspectos teóricos e modelo econômico; 3. Dados e métodos; 4. Resultados: 5. Conclusões

1. Introdução

A relação entre o comportamento dos preços dos produtos agrícolas, em geral, e dos hortifrutícolas, em particular, e o processo inflacionário têm sido objeto de preocupação de estudiosos e autoridades econômicas. Tem sido observado especial interesse sobre o efeito dos choques de preços agrícolas, associados a quebras de produção, por exemplo, sobre a inflação. Entretanto, o processo pelo qual as variações de preços evoluem através dos canais de comercialização até atingir o consumidor final tem sido pouco estudado. Em vista disso, generaliza-se a impressão de que os intermediários ou comerciantes são sempre capazes de repassar mais do que proporcionalmente os aumentos de preços das mercadorias que comercializam, do que resultaria enorme instabilidade de preços. Em face de tal interpretação, os responsáveis pelas políticas econômicas estão continuamente a buscar o controle dos mercados agrícolas, ora pelo tabelamento, ora por impedimentos ou dificuldades à exportação, ora pela importação subsidiada, ora pela fixação de margens, e assim por diante.

^{*}Professor titular no Departamento de Economia e Sociologia Rural da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Universidade de São Paulo.

R. Bras. Econ.	Rio de Janeiro	44(1):5-20	jan./mar. 1990
----------------	----------------	------------	----------------

Neste artigo, cuida-se fundamentalmente da transmissão de preços entre os níveis de produtor, atacado e varejo para um grupo de produtos hortifrutícolas. Isto, por sua vez, envolve dois aspectos básicos: o sentido e a intensidade com que os choques de preços agrícolas se transmitem entre esses níveis de mercado.

O objetivo do trabalho é apresentar um modelo teórico relativo à transmissão de preços a partir do qual se possa inferir o sentido de causalidade de preços entre níveis de mercado. A partir disso, serão estimadas as elasticidades de transmissão de preços, tendo-se em conta que os ajustes de preços podem não ser instantâneos.

Na seção seguinte apresenta-se uma síntese das principais questões teóricas relacionadas com o problema em apreço, e também um modelo econômico de transmissão de preços. Na terceira seção, apresentam-se os dados e os procedimentos estatísticos utilizados. Seguem-se as apresentações dos resultados e das conclusões da pesquisa.

2. Aspectos teóricos e modelo econômico

2.1 Aspectos teóricos

Inicialmente, considera-se que o setor de comercialização opere sob regime de concorrência perfeita, e que os mercados envolvidos se equilibrem instantaneamente em face de deslocamentos nas suas curvas de oferta e demanda. Gardner (1975) apresentou as propriedades estático-comparativas de um modelo formado de seis equações para determinação dos preços e quantidades a nível de varejo e produtor. Esse modelo é reproduzido em Barros (1987), acompanhado de análise gráfica aplicável para situações em que se podem admitir funções de coeficientes fixos. Nesse modelo, as variações de preço podem se originar em qualquer nível de mercado: varejo, atacado ou produtor, não havendo, pois, um único nível que sistematicamente lidere as variações de preços. Quanto à transmissão de preços, o modelo faz algumas claras previsões, desde que as seguintes pressuposições possam ser aceitas: a) a elasticidade de oferta de matéria-prima agrícola é menor do que a elasticidade de oferta dos insumos de comercialização (considerados de forma agregada); b) a elasticidade de demanda a nível de varejo é menor em valor relativo do que a elasticidade de oferta dos insumos de comercialização. Sob essas condições, a elasticidade de transmissão de preços, medida do produtor para o varejo, será sempre inferior ou igual à unidade, ou seja, as variações de preço ao produtor serão sempre maiores ou iguais às variações ao nível de varejo.

Heien (1980) introduziu algumas modificações no modelo de Gardner, no sentido de considerar os aspectos dinâmicos do ajustamento de preços. Em seu modelo, Heien admite a possibilidade de desequilíbrio a nível de varejo, onde os preços se alterariam somente em face de variações de custos, sendo os ajustes de quantidade realizados através de variações de estoques. Por exemplo, diante de um aumento de demanda ao varejo, haveria, inicialmente, uma redução de estoque. No período seguinte, admitindo-se a permanência do nível de demanda ao varejo, aumenta-se proporcionalmente (admitindo-se coeficientes fixos) a de-

manda de matéria-prima ao nível do produtor, com o que o preço a este nível de mercado tende a se elevar. Através de um mecanismo de markup, o aumento de preço é transmitido ao varejo, do que resulta alguma redução na quantidade demandada nesse nível de mercado. Sob determinadas condições, esse processo é convergente, sendo, após algum lapso de tempo, restabelecido e equilíbrio. Neste modelo, portanto, as variações de preço iniciam-se sempre a nível de produtor, sendo repassadas ao varejo. O mesmo mecanismo pode ser admitido em relação às interfaces produtor-atacado e atacado-varejo. Ver o trabalho de Teixeira (1982) para uma aplicação desse modelo para a análise de preços agrícolas ao atacado e varejo no Brasil.

Embora, como demonstrado por Heien, a aplicação de *markup* sobre os custos diretos seja perfeitamente compatível com a existência de concorrência, tal prática tem sido associada a estruturas de mercado não-competitivas. Em casos de estruturas oligopolistas, o modelo da curva de demanda quebrada tem sido largamente utilizado, especialmente para o setor industrial. Ver, por exemplo, o trabalho de Considera (1981) para a indústria de transformação no Brasil.

Um outro aspecto sem dúvida importante, ainda não tratado devidamente do ponto de vista teórico no presente contexto, relaciona-se à questão de que o acesso à informação não é uniforme entre as partes envolvidas na comercialização de produtos agrícolas. Tanto o produtor agrícola, devido à sua pequena escala de operação e à não-especialização de atividades, como as unidades varejistas, também não-especializadas, estão em aparente desvantagem em relação ao segmento atacadista, que tende a especializar-se no comércio de um pequeno grupo de produtos agrícolas, sobre cujo mercado deve deter volume maior e melhor de informações.

Além disso, por trabalhar com maior escala no comércio de um produto, é provável que o atacadista possa assumir o papel de líder no tocante às variações de preços. Por outro lado, as unidades varejistas, especialmente os supermercados, devido a seu tamanho e diversidade de produtos, provavelmente optem por uma estratégia de *murkup* por causa de sua simplicidade.

Com a discussão apresentada pretendeu-se apenas enfatizar as principais questões teóricas relativas ao problema em apreço. Muitos aspectos relevantes estão a merecer tratamento cuidadoso. A seguir, procede-se à apresentação de um modelo econômico que incorpora e expande algumas questões aqui discutidas.

2.2 Modelo econômico

O modelo econômico apresentado a seguir baseia-se fundamentalmente em Heien (1980), cujo modelo envolve os níveis de produção e varejo unicamente. Admite ele que ao varejo os preços se ajustam por meio de uma estratégia de markup, e ao produtor os ajustes se processam proporcionalmente ao excesso de demanda. Acredita-se, porém, que, no caso de produtos hortifrutícolas considerado no trabalho, as seguintes características sejam relevantes:

a) ao nível de atacado os preços se ajustam instantaneamente, de acordo . com o excesso de demanda, porque aí se verificam três condições para tal, con-

forme argumentam Eckstein & Fromm (1968), quais sejam: o custo de mudança de preços é negligível — por serem as vendas centralizadas em local e tempo definidos —, as transações são bastante frequentes para que compradores e vendedores se mantenham em comunicação e possam se entender mais ou menos continuamente acerca de alterações de preço e, finalmente, as perdas decorrentes de se deixar de efetuar uma transação são grandes, pois os produtos são perecíveis e os volumes negociados são grandes;

b) a níveis de varejo e produtor admite-se que, como as transações se dão de forma descentralizada e com alguma defasagem em relação às transações ao atacado, as mudanças de preço se processem por meio de ajustes parciais, e que o preço de equilíbrio de mercado seja alcançado somente após razoável permanência das alterações havidas nas condições de oferta e demanda que motivaram os ajustes de preço; pode-se chamar esse preço de equilíbrio de "preço-meta", o qual é compatível para determinadas funções de produção, como a considerada neste trabalho, com uma política de markup sobre os custos.

O "preço-meta" seria, portanto, o valor cobrado imediatamente pelo varejista, com base na sua estrutura de custos, caso ele soubesse que a mudança de preço correntemente observada ao atacado tivesse caráter permanente. Na medida em que há incerteza quanto a tal caráter, o varejista procede paulatinamente no sentido de atingir o "preço-meta". O grau de ajuste dos preços ao varejo às mudanças correntes ao atacado depende, possivelmente, da experiência prévia no mercado em questão.

Passando-se ao modelo propriamente dito, segue-se o procedimento de Heien ao estabelecer que, no curto prazo, as firmas de comercialização, ao atacado e varejo, operam de acordo com uma função de produção do tipo de Leontief, ou seja, de proporções fixas. Assim, tem-se:

$$V = \min \left\{ \frac{A}{b_1}, \frac{Z}{b_2} \right\}$$

$$A = \min \quad \left\{ \frac{P}{c_1} - \frac{X}{c_2} \right\}$$

onde V, A e P são quantidades do produto ao varejo, atacado e produtor, respectivamente; Z e X são quantidades de insumos de comercialização usados ao varejo e ao atacado, respectivamente; b_i e c_i (i=1 e 2) são coeficientes técnicos de produção.

A demanda ao varejo é uma função linear do preço ao varejo (ν) .

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t \qquad \theta_1 < 0 \qquad (1)$$

Os agentes varejistas estabelecem seus "preços-meta" (ν^*) de acordo com:

$$v_t^* = b_1 \ a_t + b_2 \ z_t$$
 (2)

onde a e z são preços do produto ao atacado e do insumo de comercialização.

Nota-se que v^* é o preço do equilíbrio competitivo para a função de produção considerada (ver Heien, 1980).

O ajuste de preço ao varejo se processa da seguinte forma:

$$v_t - v_{t-1} = \alpha (v_t^* - v_{t-1})$$
 $0 < \alpha < 1$ (3)

Os preços ao atacado ajustam-se instantaneamente em função do excesso de demanda, ou seja,

$$a_t - a_{t-1} = \delta \left(A_t^d - A_t^S \right) \qquad \qquad \delta > 0 \tag{4}$$

A demanda ao atacado (A^d) é obtida pela conversão da demanda ao varejo observada no período anterior:

$$A_t^d = b_1 V_{t-1}^d \tag{5}$$

e a oferta ao atacado (A^S) é obtida por conversão da oferta ao produtor (P^S) :

$$A_t^S = \frac{P_t^S}{c_1} \tag{6}$$

A oferta ao produtor é uma função linear do preço recebido (p) no período anterior:

$$P_t^S = \gamma_0 + \gamma_1 \, P_{t-1} \qquad \qquad \gamma_1 > 0 \tag{7}$$

O "preço-meta" ao produtor é estabelecido segundo:

$$P_{t}^{*} = \frac{a_{t} - c_{2} x_{t}}{c_{1}}$$
 (8)

No curto prazo, o preço ao produtor se ajusta de acordo com a expressão

$$p_t - p_{t-1} = \beta (p_t^* - p_{t-1})$$
 $0 < \beta < 1$ (9)

Para se analisar os aspectos dinâmicos do modelo, toma-se a equação (3) e obtém-se:

$$v_t = \alpha v_t^* + (1 - \alpha) v_{t-1}$$

e, logo,

$$v_{t} = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha (1 - \alpha)^{i} v_{t-i}^{*}$$
(10)

De forma semelhante, obtém-se a partir de (9) que

$$p_{t} = \sum_{i=0}^{\infty} \beta (1-\beta)^{i} p_{t-i}^{*}$$
(11)

Substituindo-se v_{t-i}^* e p_{t-i}^* em (10) e (11) por seus valores correspondentes em (2) e (8), resulta:

$$v_{t} = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha (1 - \alpha)^{i} (b_{1} a_{t-i} + b_{2} z_{t-i})$$

e, logo,

$$v_{t} = \alpha b_{1} \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^{i} a_{t-i}^{i} + \alpha b_{2} \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^{i} z_{t-i}$$
 (12)

Analogamente, tem-se

$$p_{t} = \frac{\beta}{c_{1}} \sum_{i=0}^{\infty} (1-\beta)^{i} a_{t-i} - \frac{\beta c_{2}}{c_{1}} \sum_{i=0}^{\infty} (1-\beta)^{i} x_{t-i}$$
 (13)

Assim, os preços ao varejo e ao produtor são expressos como soma e diferença, respectivamente, das médias ponderadas dos preços, presentes e passados, do produto ao atacado e dos insumos usados na comercialização. As equações (12) e (13) justificam o estabelecimento da hipótese de que prevaleça uma relação causal dos preços ao atacado para os preços ao varejo e ao produtor.

A seguir, substituem-se em (4) os valores de A_t^d e A_t^s dados em (5) e (6):

$$a_{t} - a_{t-1} = \delta \left[b_{1} \left(\theta_{0} + \theta_{1} v_{t-1} \right) - \frac{1}{c_{1}} \left(\gamma_{0} + \gamma_{1} p_{t-1} \right) \right]$$
 (14)

em que se substituem v_{t-1} e p_{t-1} de acordo com as expressões (12) e (13), para se obter

$$a_{t} = \delta \left(b_{1} \ \theta_{0} - \frac{\gamma_{0}}{c_{1}}\right) + \left[1 + \delta \left(\theta_{1} \ b_{1}^{2} \alpha - \frac{\gamma_{1}}{c_{1}^{2}} \beta\right)\right] a_{t-1}$$

$$+ \sum_{i=1}^{\infty} \delta \left[\theta_{1} \ b_{1}^{2} \alpha (1 - \alpha)^{i} - \frac{\gamma_{1}}{c_{1}^{2}} \beta (1 - \beta)^{i}\right] a_{t-i-1}$$

$$+ \delta \theta_{1} b_{1} b_{2} \alpha \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \alpha)^{i} z_{t-i-1} + \delta \frac{\gamma_{1}}{c_{1}^{2}} c_{2} \beta \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \beta)^{i} x_{t-i-1}$$

$$(15)$$

Alternativamente às equações (12), (13) e (15), pode-se expressar v_t p_t e a_t de forma mais simples, como se explica a seguir. Primeiro, defasa-se (12) de um período e multiplica-se o resultado por $(1-\alpha)$; segundo, obtém-se a expressão para $v_t - (1-\alpha) v_{t-1}$, do que resulta a seguinte equação de transmissão de preços:

$$v_t = (1 - \alpha)v_{t-1} + \alpha b_1 a_t + \alpha b_2 z_t$$
 (16)

De forma análoga, pode-se obter a partir de (13) que

$$p_t = (1 - \beta) p_{t-1} + \frac{\beta}{c_1} a_t - \beta \frac{c_2}{c_1} x_t$$
 (17)

Por fim, atuando sobre (14), obtém-se:

$$a_t = \delta \left(\theta_0 b_1 - \frac{\gamma_0}{c_1}\right) + \delta b_1 \theta_1 v_{t-1} - \frac{\delta \gamma_1}{c_1} p_{t-1} + a_{t-1}$$
 (18)

Levando-se em conta o sistema formado por (16), (17) e (18), pode-se afirmar que o mesmo satisfaz as condições de estabilidade, se as raízes características da matriz¹

$$A = \begin{bmatrix} (1-\alpha) + \alpha \delta b_1^2 \theta_1 \\ \frac{\beta \delta b_1 \theta_1}{c_1} & (1-\beta) - \frac{\beta \gamma_1 \delta}{c_1^2} & \alpha b_1 \\ \delta b_1 \theta_1 & \frac{-\delta \gamma_1}{c_1} & 1 \end{bmatrix}$$

¹ A matriz A é a matriz que pré-multiplica o vetor de variáveis endógenas defasadas $(v_{t-1}, p_{t-1}, a_{t-1})$ na forma reduzida do sistema simultâneo recursivo dado por (16), (17) e (18).

forem todas menores do que a unidade em valor absoluto (Theil, 1971, p. 464).

3. Dados e métodos

Para fins da análise a ser desenvolvida, define-se como centro de consumo a cidade de São Paulo. Os produtos selecionados são banana, batata-inglesa, cebola e tomate. O período global de análise é de 1972 a 1985.

As evidências apresentadas pelas Pesquisas de Orçamentos Familiares, realizadas pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) em 1971/72 e 1981/82, permitem estabelecer as feiras livres como unidade varejista predominante para esse grupo de produtos.

A Central de Abastecimento de São Paulo (Ceagesp) foi considerada como unidade atacadista. Quanto às regiões de produção, foram tomadas aquelas mais relevantes para o suprimento do mercado paulistano, incluindo, em alguns casos, algumas de fora do Estado de São Paulo.

Os dados de preços ao varejo, atacado e produtor são provenientes do Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura e da Fundação Getulio Vargas.

A não-disponibilidade de informações acerca de custos de comercialização levou à utilização de algumas variáveis que, provavelmente, associam-se aos mesmos. Para tal fim, foram considerados explicitamente dados sobre salário mínimo e preços do óleo diesel, da energia elétrica e do óleo combustível.

A análise dos dados processa-se em duas etapas. Primeiramente, procurase evidência favorável a uma relação causal do tipo Granger-Sims (Sims, 1972), no sentido dos preços ao atacado para os preços ao varejo e ao produtor, a qual é compatível com o modelo econômico apresentado, conforme sugere Heien (1980, p. 14-5). A associação entre sentido de causalidade e sentido de liderança de preços é feita também por Ward (1982, p. 207-8).

A seguir, busca-se caracterizar o processo de transmissão de preços, estimando-se as equações (16) e (17), do que resultam estimativas de α , β , b_i e c_i e, indiretamente, das elasticidades de transmissão de preços.

Deve-se destacar que no modelo de Gardner a elasticidade de transmissão de preços associa, por exemplo, uma variação no preço ao atacado a uma variação no preço ao varejo, após os ajustes dos preços dos insumos de comercialização. Na presente pesquisa, assim como no trabalho de Heien, a determinação das elasticidades supõe como dados os preços daqueles insumos. Ver as equações (12) e (13). Em (12), por exemplo, uma variação unitária em a_t provoca uma alteração de α b_1 em v_t instantaneamente, mantido z_t constante.

O procedimento estatístico utilizado inicialmente baseia-se em Sims (1972), que desenvolve um teste empírico para análise de causalidade entre variáveis econômicas. Tal teste acha-se também desenvolvido em Bishop (1979).

12 R.B.E. 1/90

Segue-se basicamente o procedimento de Ward na sua análise de preços ao varejo, atacado e produtor para os EUA. Como o modelo envolve mais de duas variáveis — os preços aos três níveis de mercado —, o procedimento usado neste trabalho e por Ward, ao analisar as variáveis duas a duas, não testa propriamente a estrutura causal do modelo. Dessa forma, o que se espera é ganhar algum suporte empírico para os pressupostos do modelo utilizado. Para procedimento alternativo envolvendo maior número de variáveis, ver, por exemplo, Sims (1980). Para a realização do teste de causalidade entre os preços ao atacado e a varejo, por exemplo, formulam-se duas equações:

$$a_{t} = \mu_{0} + \mu_{1}v_{t} + \sum_{i=1}^{12} \mu_{2,i} v_{t+i} + \sum_{k=1}^{12} \mu_{3,k} v_{t-k} + \sum_{j=1}^{11} \mu_{4,j} D_{j} + \mu_{5}T + e_{1t} (19)$$

$$v_t = \eta_0 + \eta_1 a_t + \sum_{i=1}^{12} \eta_{2,i} a_{t+i} + \sum_{k=1}^{12} \eta_{3,k} a_{t-k} + \sum_{j=1}^{11} \eta_{4,j} D_j + \eta_5 T + e_{2,t}(20)$$

onde

 a_t = preço ao atacado no mês t;

 v_t = preço ao varejo no mês t;

 D_j = variável binária assumindo valor 1 no mês j e 0 nos demais;

T = variável tendência;

 e_{1t} , e_{2t} = erros aleatórios.

Antes de se estimar as equações (19) e (20), cada uma das variáveis $a e \nu$ é submetida à filtragem para remoção da autocorrelação dos erros, de forma a transformá-los em "ruídos brancos".

Para efeito de análise de causalidade, consideram-se as duas hipóteses abaixo:

$$\mu_{2,1} = \mu_{2,2} = \ldots = \mu_{2,12} = 0$$
 (A)

$$\eta_{2,1} = \eta_{2,2} = \ldots = \eta_{2,12} = 0$$
 (B)

Se a hipótese (A) for rejeitada e (B) não o for, têm-se condições necessárias e suficientes para estabelecer causalidade de a para ν . Se, ao contrário, rejeitar-se (B) e não (A), conclui-se que a causalidade flui de ν para a. Caso as duas hipóteses sejam rejeitadas, estabelece-se uma relação bicausal. Finalmente, se ambas as hipóteses não forem rejeitadas, conclui-se pela ausência de causalidade entre as duas variáveis. Para teste das hipóteses (A) e (B), vale-se da estatística F, a seguir,

		•	Tab	ela 1			
Equação	de	$transmiss \bf \tilde{a}_O$	de	preços	da	banana,	1978-85 ^a

Níveis de Mercado	Constante	v _t - 1	P_{t-1}	^a t	Energia elétrica	Salário mínimo	Diesel	R^2
Atacado/varejo	0,006	0,503	_	0,653	0,754	- 0,0002	- 0,029	0,54
	(0,95)	(6,54)	_	(4,85)	(1,40)	(-0.75)	(-0.34)	
Atacado/produtor	- 0,001	-	0,421	0,815	0,082	0,00008	- 0,011	0,86
	(-0,44)		(8,56)	(12,21)	(0,35)	(0,63)	(-0,31)	

As variáveis dependentes são os preços ao varejo e ao produtor do Estado de São Paulo, respectivamente. Entre parênteses estão os valores da estatística t.

Tabela 2 Equação de transmissão de preços do tomate, 1975-85^a

Níveis de Mercado	Constante	v _{t - 1}	p _{t - 1}	^a t	Energia elétrica	Salário mínimo	Diesel	R ²
Atacado/varejo	-0,006	0,804	_	0,294	0,740		-	0,92
	(-2,70)	(19,95)	-	(5,02)	(2,76)	-	-	
Atacado/Campinas	-0,0004		0,800	-0,002	-0,023	-0,00003	0,002	0,85
	(1,54)	_	(12,75)	(-0,27)	(-0,72)	(-2,02)	(0,41)	
Atacado/Sorocaba	0,0005		0,776	-0,003	-0,018	-0,00004	0,001	0,84
	(1,68)		(11,82)	(-0,29)	(-0,52)	(-2,36)	(0,23)	

^aAs variáveis dependentes são o preço ao varejo e os preços aos produtores de Campinas e Sorocaba, respectivamente. Entre parênteses estão os vetores da estatística t. Para as duas últimas regressões, o período de análise vai de 1980 a 1985.

Tabela 3
Equações de transmissão de preços da cebola, 1975-85^a

Níveis de Mercado	Constante	v _{t - 1}	p _{t - 1}	a _t	Energia elétrica	Salário mínimo	Diesel	R^2
Atacado/varejo	0,010	0,340	_	0,907	-0,155	0,0002	_	0,93
	(1,12)	(11,38)	_	(24,25)	(-0,14)	(-0,14)	_	
Atacado/Sorocaba	0,007		0,337	0,453	0,258	-0,0004	-0,128	0,83
	(0,64)		(7,96)	(16,73)	(0,263)	(-0.62)	(-0,67)	
Atacado/Campinas	0,004		0,242	0,566	0,150	-0,0002	-0,023	0,91
	(0,37)		(6,84)	(22,19)	(0,19)	(-0.28)	(-0,15)	

^aAs variáveis dependentes são os preços ao varejo, ao produtor de Sorocaba e ao produtor de Campinas, respectivamente. Entre parênteses estão os valores da estatística t.

Tabela 4
Equações de transmissão de preços da batata, 1975-85ª

Níveis de Mercado	Constante	v_{t+1}	p _{t - 1}	^a t	Energia elétrica	Salário mínimo	Diesel	R^2
Atacado/varejo	0,008	0,372	-	0,920		-0,0004	0,09	0,87
	(1,81)	(7,55)	_	(12,49)	-	(-1,28)	(0,10)	
Atacado/Sorocaba	0,008		0,282	0,800	-1,019	0,0004	-	0,91
	(1,70)	_	(6,50)	(16,46)	(-3,06)	(1,56)	_	
Atacado/Campinas	0,007		0,338	0,757	-0,622	-	-0,034	0,93
•	(1,74)	_	(8,75)	(17,47)	-2,16)	_	(-0,66)	
A tacado/Paraná	-0,002	_	0,637	0,436	-0,400		0,068	0,91
	(-0,33)		(17,29)	(11,42)	(-1,27)	_	(1,13)	
Atacado/Minas Gerais	-0,009		0,453	0,569	-1,18	0,0002	-0,024	0,92
	(-1,96)	_	(11,23)	(14,47)	(-3,87)	(0,87)	(-0,44)	

^aAs variáveis dependentes são preços ao varejo de São Paulo, ao produtor de Sorocaba, Campinas, Paraná e Minas Gerais, respectivamente. Entre parênteses estão os valores da estatística t.

que é aplicada à equação (19) — com a restrição $\mu_{2i} = 0$ e a equação (20) — com a restrição $\eta_2 i = 0$ (i = 1, 2, ..., 12):

$$F = \frac{(SQRr - SQRu)/(q-p)}{SQRu/(n-q)}$$
 (21)

onde

SQRr = soma dos quadrados dos resíduos da regressão com restrição; SQRu = soma dos quadrados dos resíduos da regressão sem restrição; q = número de parâmetros estimados na regressão sem restrição; p = número de parâmetros na regressão com restrição; n = número de observações.

4. Resultados

Os resultados referentes às análises de causalidade para os quatro produtos considerados indicaram em todos os casos que o sentido de causalidade flui do atacado para o varejo e o produtor. Os testes foram conduzidos conforme explicado pelas equações (19) e (20), utilizando-se 12 defasagens e 12 adiantamentos nas variáveis explicativas, exceto no caso do tomate, relação atacado-produtor, em que, por ser menor a série de preços disponível, foram utilizadas seis defasagens e adiantamentos. Para controlar os problemas de auto-regressão residual, procedeu-se à filtragem das séries da seguinte maneira: para cada equação ajustada, procedia-se à estimação

$$e_{it} = \rho_1 e_{it-1} + v_{it}$$

Se o teste t de ρ_1 e/ou o teste Q de Box-Pierce para (19) ou (20) forem significativos, procede-se à filtragem, multiplicando a equação por $(1-\rho_1L)$, onde L é o operador de defasagens. A eficácia da filtragem é verificada da mesma forma, usando-se os novos resíduos. Caso permaneça a significância de um dos testes, o filtro anterior $(1-\rho_1L)$ é substituído por $(1-\rho_1L-\rho_2L^2)$, com ρ_1 e ρ_2 obtidos em

$$e_{it} = \rho_1 e_{it-1} + \rho_2 e_{it-2} + u_{it}$$

O procedimento continua com ampliação do filtro, até que ambos os testes resultem não-significativos. Tal procedimento é bastante prático quando se utiliza, como no presente trabalho, o programa Rats (Doan & Litterman, 1981).

A seguir, procedeu-se à estimação das equações de transmissão de preços (16) e (17), cujos resultados aparecem nas tabelas 1, 2, 3 e 4. Nessas tabelas nota-se que os coeficientes dos preços do produto agrícola são quase sempre significativos. As exceções ocorreram nas equações de atacado/produtor para tomate. As demais variáveis² — preço da energia elétrica, salário mínimo e preço do óleo diesel — tiveram desempenho sofrível, conforme se poderia esperar tendose em conta estudos anteriores. Por exemplo, Barros e Martines Filho (1987) constataram o baixo poder explicativo desses preços em relação à margem de comercialização de diversos produtos agrícolas. Salientem-se, no entanto, os efeitos significativos e com sinais corretos da energia elétrica na equação de atacado/varejo para tomate e atacado/produtor para batata, e do salário mínimo nas equações de atacado/produtor para tomate.

Na tabela 5 apresenta-se uma síntese dos resultados da pesquisa. Nela aparecem as elasticidades de transmissão de preços e o período de tempo, em meses, necessário para que ocorram 95% do ajustamento de preços ao varejo e ao produtor em decorrência de uma variação ao atacado. Esse período de tempo é, em geral, de quatro meses ou menos. Os demais resultados sugerem que variações de preço ocorridas ao atacado são transmitidas menos do que proporcionalmente ao varejo e com variações aproximadamente proporcionais ao produtor.

Tabela 5
Estimativas das elasticidades de transmissão de preços parciais e totais^a

		Atacado/varejo	,	Atacado/produtor					
Produto Elasticidade			Elastic	n _p					
	(meses)	Região	Parcial	Total	(meses)				
Banana	0,182	0.365	4,36	Estado de São Paulo	0,609	1,052	3,46		
Batata	0,484	0,771	3,03	Sorocaba	0,684	0,953	2,37		
				Campinas	0.652	0,985	2,76		
				Paraná	0,471	1,298	6,64		
				Minas Gerais	0,528	0,965	3,78		
Cebola	0.526	0,797	2,78	Sorocaba	0.591	0.891	2,75		
			•	Campinas	0,678	0,895	2,11		
Tomate	0,155	0,791	13,73		<u>-</u>	· <u> </u>	-		

 a_n refere-se ao número de meses para que ocorram 95% do ajustamento de preços, sendo $n_y = 2n \ 0.005/2n \ (1 - \alpha)$ e $\eta_n = 2n \ 0.005/2n \ (1 - \alpha)$ e $\eta_n = 2n \ 0.005/2n \ (1 - \alpha)$

5. Conclusões

Vale recordar que os objetivos específicos deste trabalho consistiam no exame de dois aspectos da comercialização de produtos agrícolas, quais sejam: a) que ní-

 $^{^{}b}$ Elasticidades calculadas para os valores médios dos preços envolvidos, sendo dadas por $\alpha b_{1}(a/\nu)$ – parcial – e por $b_{1}(a/\nu)$ – total.

Calasticidades calculadas para valores médios dos preços envolvidos, sendo dadas por eta a 1 a - - e - - e - - c -

²O preço do óleo combustível foi eliminado das regressões devido à sua alta correlação com as demais variáveis, especialmente o óleo diesel.

veis de mercado tendem a liderar os demais por ocasião de variações de preços? e b) com que intensidade tais variações são transmitidas de um nível de mercado para outro?

No tocante à análise de causalidade dos preços a diferentes níveis de mercado, observou-se forte predominância do nível de atacado — Ceagesp — como ponto de origem das oscilações dos preços dos produtos estudados.

Entre as razões possíveis de justificar tal fato, já se mencionou anteriormente a disponibilidade de maior e melhor informação e/ou a maior concentração no comércio de produto específico, particularmente no seu relacionamento com as feiras livres e os produtores agrícolas.

O fato de ser o nível de atacado que, em geral, toma as iniciativas em relação às mudanças de preço não é necessariamente bom ou ruim. O importante é verificar de que forma isso vem ocorrendo. Importa saber, fundamentalmente, se o atacado atua no sentido de estabilizar o mercado ou não, e se o atacado, valendo-se de seu papel preponderante na transmissão de preços, pode ou não usufruir de margens de comercialização demasiadamente grandes. Com base na análise de transmissão de preços, conclui-se que não há evidências de que o setor de intermediação amplie sistematicamente os choques de preço tanto ao consumidor como ao produtor.

Relacionada com a questão da transmissão de preços está a questão de controle de preços, medida frequentemente adotada pelas autoridades econômicas. Como os testes de causalidade apresentados não permitem que se detecte o tipo de exogeneidade apropriado para análise de políticas — o qual provavelmente não se pode estabelecer por meio de testes empíricos (ver Cooley & LeRoy, 1985)—são feitas apenas algumas conjecturas, que em futuras pesquisas poderão se confirmar ou não.

Parece claro que o controle de preços, se adotado, deve ser efetivado ao nível de mercado, onde se originam os choques de preços. Por exemplo, seria correto tabelar o preço na feira livre, se esta apenas se limita a repassar — quando muito — as variações de preços havidas ao atacado? O resultado seria provavelmente a redução do suprimento do produto ao varejo. Restaria tentar o controle de preços ao atacado, que no caso é bem mais difícil por envolver relacionamento entre empresas. Mesmo que factível, no entanto, esse controle pode ser ineficaz ou trazer outros efeitos indesejáveis. Por exemplo, a redução de preço ao atacado, para evitar a elevação ao varejo, pode ser repassada — proporcionalmente, como os resultados deste trabalho mostram — ao produtor, mantendo intacta a margem do atacadista.

Pergunta-se, finalmente, se seria necessário o controle para conter as oscilações de preços. A resposta parece ser negativa, pois conforme indicam os resultados desta pesquisa, com raras exceções, o que se tem observado é que o setor de intermediação atenua, ou quando muito se limita a repassar as oscilações de preços, depois de ocorrido tempo suficiente para os mercados se ajustarem. O controle de preços é muitas vezes adotado, todavia, como forma de conter as margens de comercialização, supostamente muito grandes. Com relação à magnitude das margens, ressalta-se, porém, a dificuldade de se estabelecer se seu nível é alto ou baixo. Somente um confronto detalhado da margem com os custos de comercialização, tendo-se em conta as perdas e os riscos inerentes ao processo,

18 R.B.E. 1/90

permitiria afirmação fundamentada sobre o assunto. Futuras pesquisas sobre essa questão são recomendadas.

Abstract

This paper presents and tests a theoretical model of price transmission among producer, wholesale and retail levels. It is assumed that retail and producer prices are partially adjusted after wholesale prices are determined. The products analysed were traded at Ceagesp/São Paulo. Results support the hypothesis that wholesale lead other market levels in terms of price variations. These variations are transmitted less than proportionally to consumers and almost proportionally to producers.

Referências bibliográficas

- Barros, G. S. A. C. Economia da comercialização agrícola. Piracicaba, São Paulo, Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz, 1987.
- & Martines Filho, J. G. Comercialização de produtos agrícolas e sua relação com a inflação brasileira (relatório de pesquisa). Brasília, DF, Instituto de Planejamento Econômico e Social, 1987.
- Bishop, R. V. The construction and use of causality tests. Agricultural Economics Research, 31(4):1-6,1979.
- Box, G. E. P. & Pierce, D. A. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, 65(332): 1.509-26, 1970.
- Considera, C. M. Preços, markup e distribuição funcional da renda na indústria de transformação: dinâmica de longo e curto prazo 1959-80. Pesquisa e Planejamento Econômico, 11(3):617-36, 1981.
- Cooley, T. G. & LeRoy, S. F. Atheoretical macroeconomics: a critique. *Journal of Political Economy*, 84:1.161-76, 1985.
- Doan, T. A. & Litterman, Rats user's manual. Minneapolis Mn. 1981.
- Eckstein, O. & G. Fromm. The Price Equation. The American Economic Review, 57(5): 1159-83, 1968.
- Gardner, B. L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. American Journal of Agricultural Economics, 57 (3):339-409, 1975.
- Heien, D. M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. American Journal of Agricultural Economics, 61(1):10-8, 1980.
- Sims, C. Money, income and causality. American Economic Review, 62(4):540-52, 1972.
- Macroeconomics and reality. Econometrica, 48(1):1-48, 1980.

Teixeira, H. H. L. Modelo de desequilíbrio de margens de comercialização agrícola. Dissertação de mestrado. Viçosa, MG, Universidade Federal de Viçosa, 1982.

Theil, H. Principles of Econometrics. New York, John Willey & Sons, 1971.

Ward, R. W. Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for fresh vegetable *American Journal of Agricultural Economics*, 64(2):205-12, 1982.