

LIDERANÇA DE PREÇOS NA CADEIA PRODUTIVA DO ARROZ¹

Alan Figueiredo de Arêdes²

1 - INTRODUÇÃO

Embora seja notória a importância do segmento atacadista na formação dos preços de diversos produtos agrícolas e tendo este segmento atuado em muitos setores como agente líder de preços, estudos recentes têm apontado o aumento do poder de compra do setor varejista nas negociações de alguns produtos.

O fato é que, com a abertura comercial, houve um amplo processo de fusões e aquisições, que resultaram em uma concentração de poder de negociação do segmento varejista perante os fornecedores (BLECHER, 2002), o que tem colocado em dúvida a liderança de preços nas cadeias agroindústrias, criando a necessidade de estudos sobre a atual liderança de preços entre os segmentos de mercado.

Sobre o mercado de arroz, estudo realizado por Margarido e Bueno (2008), para São Paulo no período de 01/1995 a 12/2006, mostra que houve causalidade bidirecional entre os preços ao produtor e ao atacado, embora em um nível de significância mais rigoroso houvesse causalidade unidirecional apenas do preço atacadista sobre o preço ao produtor, possuindo assim o atacado maior poder de compra. Por sua vez, quando analisada a transmissão de preços entre os segmentos atacado e varejo, não foi identificada causalidade de preços entre esses níveis de mercado.

Porém, os autores ressaltam dois aspectos a respeito da ausência de causalidade de preços entre os níveis de mercado atacadista e varejista. O primeiro diz respeito ao aspecto econômico observado por Margarido, Martins e Bueno (2006) segundo o qual tem aumentado a concorrência entre as grandes empresas supermercadistas. O que se deve às mudanças estruturais microeconômicas endógenas, a fatores

como estabilização dos preços e abertura comercial, e à concentração de poder de compra do setor varejista.

O segundo aspecto observado por Margarido e Bueno (2008) é de ordem estatística. Em suas análises, em nível de significância menos rígido, haveria causalidade unidirecional do varejo para o atacado, sugerindo que, com a adição de novos dados futuros às séries de preços, o teste de causalidade poderia indicar liderança de preços do varejo sobre os preços ao atacado, uma vez que o processo de concentração do varejo no Brasil é recente.

Nesse sentido, o artigo tem por objetivo verificar mudanças no sentido da transmissão de preços entre os segmentos de mercado produtor, atacado e varejo no mercado de arroz. Para isso, realizou-se um estudo de caso para o mercado de arroz na cidade de São Paulo, no período de 01/1995 a 03/2010.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

2.1 - Estacionariedade e Cointegração

De uma forma geral, os modelos de séries temporais são aplicados utilizando-se séries estacionárias. Para essa verificação tem-se empregado o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). A equação de teste de raiz unitária ADF, com os componentes intercepto e tendência, é representada como:

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

em que Δ é o operador de diferença da variável em estudo, no caso Y_t ; β_1 e β_2 , os parâmetros intercepto e tendência; δ , o parâmetro da variável defasada; $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$, o termo

¹Registrado no CCTC, IE-61-2010.

²Economista, Doutor, Professor da Universidade Federal Fluminense (e-mail: aredes@yahoo.com.br).

de diferenças defasadas; e ε_t , o erro aleatório.

Para concluir sobre a não estacionariedade de uma série, identificada pela existência de raiz unitária, estima-se a equação (1) e testa-se a significância estatística do parâmetro δ , com as hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \delta_0 &= 0 \\ H_1 : \delta_1 &\neq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Caso a hipótese nula testada não for rejeitada, a série possui raiz unitária. A estatística com equação de teste com os termos intercepto e tendência é a estatística tabelada τ_τ . Para a equação de teste com intercepto e sem tendência a estatística tabelada é a τ_μ ; e para a equação sem intercepto e sem tendência, τ .

Confirmada a presença de raiz unitária na série, ela deve ser diferenciada e testada novamente para a presença de raiz em diferenças, sendo realizadas d diferenciações até que o teste de raiz unitária seja rejeitado. A ordem de integração da série é indicada por $I(d)$. Assim, por exemplo, uma série estacionária em nível é indicada como $I(0)$ e uma série estacionária em primeira diferença por $I(1)$.

Caso as séries forem $I(1)$, então o modelo deve ser estimado com as séries em primeira diferença. Porém, como as séries em diferenças perdem as informações de longo prazo, a melhor opção é verificar se elas são cointegradas. Caso as séries sejam cointegradas a melhor alternativa é estimar um modelo que recupere as informações de longo prazo, como o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC).

Neste trabalho, utilizou-se o teste de cointegração de Johansen. Para testar a hipótese nula de não-existência de cointegração, aplicou-se o teste estatístico do traço, $\lambda_{traço}$, e do autovvalor, λ_{max} .

2.2 - Teste de Causalidade e Decomposição da Variância do Erro de Previsão

O teste de causalidade de Granger é um teste de precedência temporal. Pelo teste, se uma variável X , causa a variável Z , então variações em X deveriam proceder variações em Z . Em forma de equações:

$$\Delta X_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Zi} \Delta Z_{t-i} + u_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta Z_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Zi} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Xi} \Delta X_{t-i} + u_{2t} \quad (4)$$

em que:

X e Z = variáveis em estudo;

Δ = operador de diferenças;

β = coeficientes a serem estimados; e

u_{1t} e u_{2t} = erros aleatórios.

As possíveis direções de causalidade entre as variáveis são:

1 - Causalidade unidirecional de Z para X :

$$\beta_{Zi} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n. \text{ e } \beta_{Xi} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

2 - Causalidade unidirecional de X para Z :

$$\beta_{Xi} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n. \text{ e } \beta_{Zi} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

3 - Causalidade bilateral entre Z e X :

$$\beta_{Zi} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n. \text{ e } \beta_{Xi} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

4 - Independência entre Z e X :

$$\beta_{Zi} = 0, i = 1, 2, \dots, n. \text{ e } \beta_{Xi} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

Embora o modelo proposto por Granger (1969) seja tradicionalmente utilizado em análises de causalidade, esse modelo é válido apenas para variáveis estacionárias. Assim, é mais apropriado utilizar em séries não-estacionárias, mas cointegradas, o modelo VEC. No modelo VEC:

$$\Delta X_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Zi} \Delta Z_{t-i} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + u_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta Z_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Zi} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Xi} \Delta X_{t-i} + \alpha_2 \eta_{t-1} + u_{2t} \quad (6)$$

em que X e Z = variáveis em estudo; ε_{t-1} e η_{t-1} = valores dos resíduos defasados, ou termos de correção de erro defasados provenientes das relações de cointegração: $X_t = \gamma_1 Z_t + \varepsilon_t$ e $Z_t = \gamma_2 X_t + \eta_t$; e u_{1t} e u_{2t} = erros aleatórios (ENDERS, 1995).

De acordo com o modelo, a causalidade na transmissão de variação pode ser testada pela hipótese nula $H_0 : \beta_{Zi} = 0$ e $H_0 : \beta_{Xi} = 0$, para $i, j = 1, 2, \dots, n$. Caso ambas as hipóteses sejam rejeitadas, há relação de bicausalidade entre as variáveis.

Além do teste de causalidade, o modelo permite que se obtenha a decomposição da variância do erro de previsão, que informa o quanto a variância do erro de previsão de uma série é explicada pela própria série ou por outras séries, o que é um indicativo de causalidade entre as séries temporais.

Transformando o modelo VAR em um VMA (Vetor Média Móvel) e promovendo a ortogonalização dos resíduos e diagonalizando-se a matriz de variância-covariância dos erros para verificar o efeito do choque em apenas uma variável sobre o sistema, pode-se obter a Decomposição da Variância do Erro de Previsão. Na sua forma compacta, o VMA é apresentado como:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (7)$$

em que ϕ_i são os impactos observados a partir dos choques em ε_{it} para as variáveis definidas y_t . Utilizando a equação (7) para a realização da previsão, pode-se mostrar que o erro de previsão é expresso em função de seus próprios resíduos:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (8)$$

em que y_{t+n} é o erro de previsão n-período à frente; sendo y um vetor formado pelas variáveis endógenas X_t e Z_t . Focalizando-se somente a série $\{X_t\}$, o erro de previsão n-período à frente é representado como:

$$X_{t+n} - E_t X_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{x_{t+n-i}} + \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{z_{t+n-i}} \quad (9)$$

em que a variância do erro pode ser decomposta

em termos da série $\{X_t\}$ e $\{Z_t\}$, obtendo-se a Decomposição da Variância do Erro de Previsão (ENDERS, 1995).

2.3 - Fonte de Dados

Os dados utilizados foram as séries de preços mensais do quilo do arroz ao produtor no Estado de São Paulo e ao atacado e varejo na cidade de São Paulo no período de 01/1995 a 03/2010. A série de preços ao produtor compreende o preço do arroz em casca. A série de preços ao atacado engloba a média aritmética do preço do arroz em fardo agulhinha tipo 1 e 2. As séries de preços foram coletadas junto ao Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2010), sendo essas deflacionadas pelo IGP-DI, obtido no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2010), com período base em 03/2010 (Figura 1). O software utilizado foi o *EViews* 5.0.

3 - RESULTADOS

O primeiro passo foi a obtenção da ordem de integração dos preços do arroz nos diferentes segmentos desse mercado utilizando-se o teste de raiz unitária ADF com o uso das equações de teste com intercepto e sem tendência para as séries em nível, uma vez que o termo tendência não foi estatisticamente significativo nas equações a 10%. O teste indicou que as três séries de preços não foram estacionárias em nível, uma vez que as estatísticas calculadas foram, em termos absolutos, menores que as estatísticas tabeladas a 9% e 10% de probabilidade (Tabela 1).

Porém, quando realizado o teste em primeira diferença constatou-se que as séries foram estacionárias e integradas de mesma ordem, pois as estatísticas calculadas foram maiores que as tabeladas a 1% (Tabela 1). Na realização do teste de raiz unitária ADF com as séries em primeira diferença, empregou-se a equação de teste sem intercepto e sem tendência, visto que esses termos não foram estatisticamente significativos a 10% de probabilidade nas equações.

Identificada a ordem de integração das séries, o passo seguinte foi realizar o teste de cointegração de Johansen. Na tabela 2 estão os

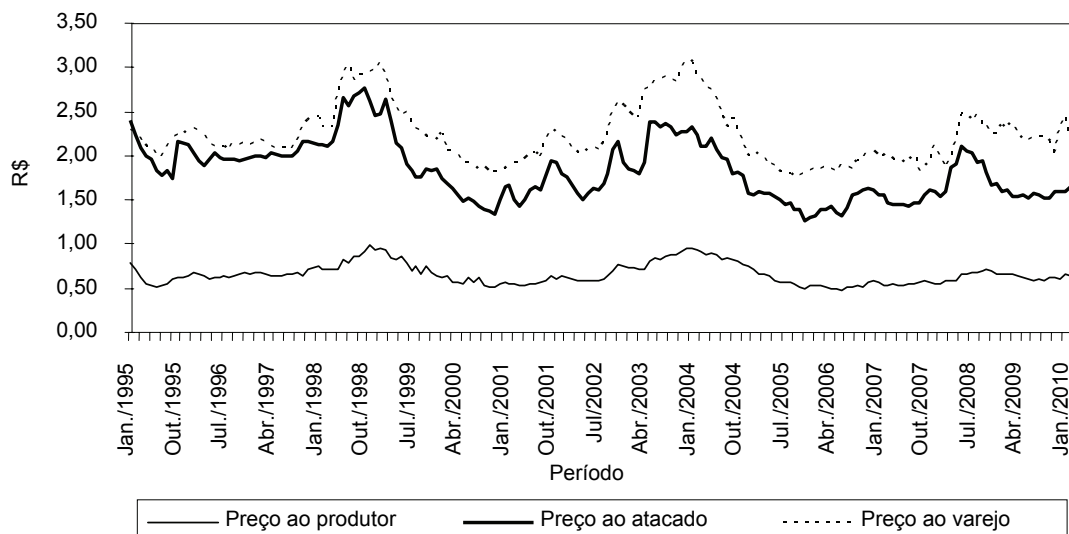


Figura 1 - Preço do Arroz ao Produtor, Atacado e Varejo, São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2010.
Fonte: IEA (2010).

TABELA 1 - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das Séries de Preços em Nível, São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2010

Série em nível	Equação de teste	Valor calculado ¹
Preço ao produtor	Com intercepto e sem tendência	-2.492415 ² (3)
Preço ao atacado	Com intercepto e sem tendência	-2.492415 ² (1)
Preço ao varejo	Com intercepto e sem tendência	-2.449644 ² (1)
Série em primeira diferença	Equação de teste	Valor calculado
Preço ao produtor	Sem intercepto e sem tendência	-6.929527 ³ (2)
Preço ao atacado	Sem intercepto e sem tendência	-8.892249 ³ (1)
Preço ao varejo	Sem intercepto e sem tendência	-11.32770 ³ (0)

¹Os números entre parênteses indicam defasagens identificadas pelo Critério de Akaike (AIC).

² NS Não significativo a 10%. ^{NS} Não significativo a 9%.

³Significativo a 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 2 - Seleção da Ordem de Defasagem para Realização do Teste de Cointegração, São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2010

Lag	Critérios			
	FPE ¹	AIC ²	SC ³	HQ ⁴
0	7.87e-06	-3.238946	-3.184692	-3.216939
1	5.57e-08	-8.190177	-7.973163 ⁵	-8.102150
2	4.88e-08 ⁵	-8.321834 ⁵	-7.942060	-8.167787 ⁵
3	5.06e-08	-8.286391	-7.743856	-8.066323
4	4.96e-08	-8.306991	-7.601696	-8.020903
5	5.18e-08	-8.262925	-7.394869	-7.910817
6	5.33e-08	-8.237126	-7.206310	-7.818998
7	5.70e-08	-8.170934	-6.977358	-7.686786
8	6.03e-08	-8.115391	-6.759054	-7.565222

¹FPE: Erro de predição.

²AIC: Critério de Akaike.

³SC: Critério de Schwarz.

⁴HQ: Hannan-Quinn.

⁵Número de defasagens que minimiza o critério adotado.

Fonte: Dados da pesquisa.

resultados da seleção da ordem de defasagem para a realização do teste de cointegração, por qual indicou duas defasagens pelos critérios de FPE, AIC e HQ e uma defasagem pelo critério SC.

Conforme sugerido pela maioria dos indicadores utilizados na determinação da ordem de defasagem do modelo, aplicou-se o teste de Johansen com dois *lags*. Pelo teste, as três séries de preços foram cointegradas, uma vez que a estatística $\lambda_{Traço}$ e de λ_{Max} não rejeitaram a hipótese nula de existência de pelo menos duas relações de cointegração a 5% de significância (Tabela 3).

Dessa forma, sendo as séries de preços não estacionárias e cointegradas, empregou-se nas análises o modelo VEC, que foi utilizado na realização do teste de causalidade e obtenção da decomposição da variância do erro de previsão, com o objetivo de se verificar o sentido da transmissão de preços do arroz ao longo da cadeia e mostrar o percentual do erro de previsão de cada uma das séries explicado por si e pelas demais séries.

Pelo teste de causalidade, o sentido da variação dos preços é do preço ao atacado e de varejo para o produtor, uma vez que o teste rejeitou a hipótese nula de não causalidade dos preços atacadistas e varejistas para o preço ao produtor aos níveis de 10% e 5% de probabilidade. Ao passo que o preço ao produtor não causou os preços ao atacado e varejo, pois a hipótese nula de não transmissão do preço do produtor para atacado e varejo não foi rejeitada ao nível de significância de 10% (Tabela 4).

O teste de causalidade mostrou também que os preços ao atacado e varejo tendem a se ajustar de forma conjunta ao nível de significância de 5%, não ocorrendo defasagem de ajustamento entre esses dois elos da cadeia. Porém, considerando um nível de significância mais rigoroso, notou-se a maior participação do varejo na determinação do preço do arroz, tendo esse segmento atuado como líder de preços, uma vez que antecipou os preços ao produtor de forma unicausal a 5% de probabilidade e os preços ao atacado de forma também unicausal quando considerado o nível de significância estatística de 1% (Tabela 4).

Pela decomposição da variância do erro de previsão (Tabela 5), observou-se também forte presença das séries de preços do arroz ao atacado e varejo como variáveis explicativas da

dinâmica da série de preços do arroz ao produtor, visto que as séries ao atacado e varejo, por exemplo, explicaram cerca de 17,60% e 73,84% do erro de previsão da série de preços ao produtor no décimo segundo mês de previsão, sendo que a série de preços ao varejo foi responsável por mais de 50% dos erros dos preços ao produtor a partir do quarto mês de previsão.

Em relação à decomposição da variância do erro de previsão da série de preços ao atacado, constatou-se que essa se desenvolveu de forma mais independente, já que até o quarto mês foi responsável por mais de 50% de sua dinâmica. Porém, os resultados mostraram que, passados doze meses, a série de preços ao varejo explicou 65,67% dos erros do preço ao atacado, tendo esse se explicado em apenas 33,86%. O indicador mostrou que a série de preços ao varejo teve o maior grau de independência, pois até o décimo segundo mês ela foi responsável pela explicação de mais de 80% de sua dinâmica (Tabela 5).

Estendendo a análise de transmissão de preços a outros tipos de produtos, Barros (1990) verificou que, para produtos hortifrutícolas no Estado de São Paulo, no período de 1972 a 1985, o atacado liderou as variações nos preços e estes foram menos proporcionalmente transmitidos ao consumidor e mais ou menos proporcionalmente ao produtor.

Analisando a transmissão de preços do feijão, Aguiar et al. (1993), em São Paulo no período de 1982 a 1992, e Ferreira (2001), no Brasil no período de 1990 a 1999, concluíram sobre a predominância nesse setor da causalidade de preços do atacado para produtor e varejo. Em resumo, como pode ser visto em um levantamento realizado por Aguiar (1995), pesquisas realizadas sobre o sentido da variação dos preços para diferentes produtos apontaram predominância atacadista na antecipação no ajustamento dos preços.

Porém, estudos mais recentes vêm indicando liderança de preços pelo setor varejista para alguns produtos, o que se deve a maior concentração e poder de comercialização recente desse segmento. A importância do varejo na comercialização foi pesquisada por Carneiro e Parré (2005) para o mercado do feijão, os quais evidenciaram que na comercialização desse grão as variações nos preços tiveram origem no varejo no Estado do Paraná no período de 1995 a 2003.

Adicionalmente, Margarido e Bueno

TABELA 3 - Resultado do Teste de Cointegração de Johansen para as Séries de Preços, São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2010

Hipótese	Est. $\lambda_{Traço}$	Valor crítico a 5%	P-valor
Não há cointegração	82.14032	42.91525	0.0000
No máximo uma relação de cointegração	41.42446	25.87211	0.0003
No máximo duas relações de cointegração	8.536046	12.51798	0.2109
Hipótese	Est. λ_{max}	Valor crítico a 5%	P-valor
Não há cointegração	40.71586	25.82321	0.0003
No máximo uma relação de cointegração	32.88841	19.38704	0.0003
No máximo duas relações de cointegração	8.536046	12.51798	0.2109

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 4 - Teste de Causalidade do Sentido da Variação dos Preços, São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2010

Hipótese nula ¹	Causalidade de preços		
	Teste χ^2	Nível de significância	Conclusão
A não causa P	3.551892	0.0595	Rejeita
V não causa P	4.636645	0.0313	Rejeita
P não causa A	0.258801	0.6109	Não Rejeita
V não causa A	8.531148	0.0035	Rejeita
P não causa V	0.020151	0.8871	Não rejeita
A não causa V	5.392627	0.0202	Rejeita

¹P = preço ao produtor; A = preço ao atacado; V = preço ao varejo.

Fonte: Dados da pesquisa.

(2008) embora não detectassem relação de causalidade entre os preços do varejo e atacado para o arroz no mercado de São Paulo no período de 1995 a 2006, informaram que, como o processo de concentração varejista é recente, no futuro a inclusão de mais dados nas análises poderão demonstrar causalidade dos preços do varejo para o atacado, o que foi indicado no atual trabalho, uma vez que os resultados apontaram para a maior participação do varejo na antecipação da variação dos preços do arroz.

4 - CONCLUSÃO

Dada a importância da análise de preços para a tomada de decisão dos diferentes agentes integrantes das cadeias produtivas para o melhor planejamento das atividades, o presente artigo objetivou identificar o sentido da trans-

missão de preços entre os segmentos da cadeia produtiva do arroz na cidade de São Paulo.

Embora uma análise visual das séries de preços do arroz ao produtor, atacado e varejo sugerissem que as mesmas apresentam um comportamento não estacionário, porém sincronizado ao longo do tempo indicando a possível cointegração entre as séries, realizou-se o teste de cointegração para testar a possível existência de vetores de cointegração.

O teste ADF indicou que as séries de preços são integradas de mesma ordem e o teste de cointegração indicou que os erros de curto prazo são corrigidos ao longo do tempo. Assim, foi utilizado o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), que mostrou pelo teste de causalidade a importância das séries de preços ao atacado e varejo na antecipação das variações do preço do arroz, tendo o segmento produtor ajustado seu preço defasadamente.

TABELA 5 - Proporção da Decomposição da Variância do Erro de Previsão para as Séries de Preços, São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2010
(em %)

Mês	Preço do arroz ao produtor			
	Erro de previsão	Produtor	Atacado	Varejo
1	0,029802	80,83120	10,12205	9,046751
2	0,041238	54,94632	11,47937	33,57431
3	0,053339	39,74876	12,89750	47,35375
4	0,065157	29,74986	13,78435	56,46580
5	0,076587	23,29535	14,52672	62,17793
6	0,087544	18,90149	15,15596	65,94254
7	0,098007	15,79555	15,70733	68,49711
8	0,107983	13,51928	16,19153	70,28919
9	0,117495	11,80019	16,61680	71,58301
10	0,126570	10,46801	16,98965	72,54234
11	0,135239	9,412700	17,31622	73,27108
12	0,143533	8,560721	17,60220	73,83708
Mês	Preço do arroz ao atacado			
	Erro de previsão	Produtor	Atacado	Varejo
1	0,090269	0,000000	85,81317	14,18683
2	0,143339	0,026549	66,78463	33,18882
3	0,185847	0,044567	56,71470	43,24074
4	0,220072	0,075522	50,48112	49,44336
5	0,248290	0,114564	46,21274	53,67270
6	0,272227	0,160723	43,08921	56,75007
7	0,293089	0,211562	40,69077	59,09766
8	0,311703	0,264985	38,78261	60,95240
9	0,328633	0,319154	37,22261	62,45823
10	0,344273	0,372660	35,91973	63,70761
11	0,358898	0,424496	34,81280	64,76270
12	0,372707	0,474002	33,85914	65,66686
Mês	Preço do arroz ao varejo			
	Erro de previsão	Produtor	Atacado	Varejo
1	0,094373	0,000000	0,000000	100,0000
2	0,145495	0,155165	4,820579	95,02426
3	0,189210	0,303499	8,591627	91,10487
4	0,226897	0,433579	11,23237	88,33405
5	0,259912	0,543146	13,07426	86,38260
6	0,289334	0,635503	14,39076	84,97374
7	0,315973	0,713585	15,35802	83,92840
8	0,340425	0,779959	16,08773	83,13231
9	0,363123	0,836710	16,65174	82,51155
10	0,384388	0,885526	17,09733	82,01715
11	0,404461	0,927768	17,45636	81,61587
12	0,423526	0,964539	17,75080	81,28466

Fonte: Dados da pesquisa.

Já a decomposição da variância do erro de previsão mostrou que as séries de preços são interdependentes, embora o preço do arroz ao varejo influenciasse intensamente os preços do arroz ao produtor e ao atacado, sofrendo pouca influência, evidenciando sua importância na de-

terminação dos preços.

Em síntese: embora as séries de preços estejam em equilíbrio ao longo do tempo e ocorresse influência cruzada entre as séries, os resultados mostraram que o segmento varejista desempenhou o papel de liderança nesse mercado.

LITERATURA CITADA

AGUIAR, D. R. D. A questão da transmissão de preços agrícolas. In: TEIXEIRA, E. C.; AGUIAR, D. R. D. (Ed.). **Comércio internacional e comercialização agrícola**. Viçosa: UFV, 1995. p. 311-328.

_____. et al. Análise da eficiência e competitividade no sistema de comercialização de feijão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 31, Ilhéus. **Anais...** Brasília: SOBER, v. 1, p. 372-384, 1993.

BARROS, G. S. C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 1, p. 5-20, 1990.

BLECHER, N. A ditadura do varejo. **Revista Exame**, São Paulo, v. 36, n. 12, p. 44-55, 2002.

CARNEIRO, P. T.; PARRÉ, J. L. A importância do setor varejista na comercialização de feijão no Paraná. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 3, n. 2, p. 277-298, 2005.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433p.

FERREIRA, C. M. **Comercialização de feijão no Brasil, 1990-99**. 107 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

GRANGER, C. W. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Oxford, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - IEA. **Banco de dados**. São Paulo: IEA. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/banco/menu.php>>. Acesso em: 25 maio 2010.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Ipeadata - série histórica**. Brasília: IPEA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 25 maio 2010.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F. Análise do poder de compra no Mercado de arroz em São Paulo. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 7, n. 1, p. 69-92, jan./mar. 2008.

_____; MARTINS, V. A.; BUENO, C. R. F. Análise da evolução dos índices de preços pós-real: digressões sobre a propalada "âncora verde". **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 36, n. 8, p. 39-55, 2006.

**LIDERANÇA DE PREÇOS NA
CADEIA PRODUTIVA DO ARROZ**

RESUMO: *Este artigo teve de identificar o sentido da transmissão de preços na cadeia produtiva do arroz na cidade de São Paulo no período de janeiro de 1995 a março de 2010. Nesse sentido, foi estimado um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), realizado o teste de causalidade e obtida a decomposição da variância do erro de previsão. De acordo com os resultados, houve relação de causalidade unidirecional do preço atacadista e varejista para o produtor e relação de bicausalidade dos preços entre o atacado e o varejo. Porém, o preço varejista explicou grande parte da dinâmica do preço ao produtor e ao atacado, indicando liderança do varejo na variação de preços.*

Palavras-chave: *arroz, causalidade, cidade de São Paulo.*

**PRICE LEADERSHIP AT THE RICE
SUPPLY CHAIN IN THE CITY OF SAO PAULO**

ABSTRACT: *This article aimed to identify the direction of price transmission in the rice supply chain in the city of Sao Paulo during the period between January 1995 and March 2010. To that end, we estimated a Vector Error Correction Model, carried out the causality test and calculated forecast variance error decomposition. Our results point to a unidirectional causal relationship between wholesale and retail price for the producer and a bicausal relationship between wholesale and retail prices. Retail price accounted for much of the dynamics of producer and wholesale prices, thereby indicating a change in the retail price leadership.*

Key-words: *rice, price, supply chain, causality, São Paulo.*

Recebido em 13/08/2010. Liberado para publicação em 27/10/2010.