

ANÁLISE SOBRE A FORMAÇÃO DOS PREÇOS DO ARROZ

Alan Figueiredo de Aredes¹

Vladimir Faria dos Santos²

Norberto Martins Vieira³

Resumo: Objetivou-se analisar e ampliar o conhecimento sobre a formação dos preços do arroz utilizando as séries de preços ao nível do produtor, atacado e varejo na cidade de São Paulo. A metodologia e a forma de análise dos resultados incluíram um modelo teórico de transmissão de preços, a análise estatística dos preços, o teste de causalidade e a estimação de equações de transmissão de preços. Os resultados mostraram que, ao nível de 5% de significância, o teste de Granger sugere uma relação de causalidade unidirecional entre o preço ao atacado e o preço ao produtor, isto é, o preço ao atacado causa o preço ao produtor. Encontrou-se também evidência de causalidade unidirecional do preço ao atacado para o preço ao produtor. Utilizando um nível de significância de 10% e maiores defasagens, o resultado do teste de causalidade de Granger detecta uma relação de causalidade bilateral entre os preços ao atacado e varejo. Notou-se, também, que os preços ao produtor e varejo ajustam-se conjuntamente, ou seja, encontrou-se evidência de que há uma relação de causalidade bilateral, ao nível de significância de 5%. Por fim, as equações de transmissão de preços mostraram a importante função do atacado na formação dos preços nos demais segmentos da cadeia.

Palavras-Chave: Arroz, Preço, Elasticidade.

Abstract: This paper analyzes the formation of rice prices. Hence, it was used producer, wholesale and retail rice prices in the city of Sao Paulo. The decision to include Sao Paulo in this analysis is because of its importance to the sector. The methodology includes a theoretical model of price transmission, statistical analyses of prices, causality test and a method for estimating price transmission equations. The results show that the producer and wholesale prices present more fluctuation pattern. At the 5 percent level of significance, Granger test suggests a unidirectional relationship between wholesale price and the price received by farmers, that is, wholesale price cause producer price. We also find evidence of unidirectional causality from wholesale to retail price. However, when more lags are added and considering the level of significance of 10%, the Granger causality results detect bi-directional causality between wholesale price and retail price. In addition, the price received by farmers and retail price are jointly determined, that is, we find evidence of bi-directional causality between producer price and retail price at the level of significance of 5%. Finally, the price transmission equations show that wholesale market of rice is important to explain changes in the prices of the other segments of the chain.

Keywords: Rice, Price, Elasticity.

¹ Universidade Federal Fluminense (UFF). Doutor em Economia Aplicada. Departamento de Ciências Econômicas, UFF. E-mail: aredess@yahoo.com.br.

² Universidade Federal Fluminense (UFF). Doutor em Economia Aplicada. Departamento de Ciências Econômicas, UFF. E-mail: vladi_fs@yahoo.com.br.

³ Universidade Federal Fluminense (UFF). Doutor em Economia Aplicada. Departamento de Ciências Econômicas, UFF. E-mail: norbertouff@gmail.com.

1. INTRODUÇÃO

O conhecimento sobre a formação dos preços agrícolas é de grande importância para os agricultores, visto que é da diferença entre os preços dos produtos recebidos e dos preços pagos pelos insumos de produção que o agricultor obtém sua margem de lucro. É com base na análise dos preços que o produtor avalia os ganhos e riscos financeiros de sua atividade.

Entre as formas de análise e projeção de preços podem-se citar os estudos sobre a transmissão de preços nas cadeias produtivas, os quais fornecem o sentido (causalidade) da variação dos preços e as elasticidades de transmissão, isto é, a intensidade de transmissão dos preços entre os segmentos da cadeia: produtor, atacado e varejo.

Nesse sentido, para o bom desempenho financeiro do seu negócio o agricultor deve monitorar os preços. Conforme Vale *et al.* (2002) a seleção de preços a serem utilizados no processo de análise é um dos passos básicos do planejamento, sendo necessário um estudo de preços com critério para estabelecer o preço que será utilizado na análise.

Nesse sentido, muitos estudos têm sido feitos sobre o assunto, sendo que entre os casos analisados, chama atenção a questão da formação do preço do arroz, que é uma cultura de grande importância econômica nacional, gerando: renda, emprego e alimento para população.

Estudos realizados por Margarido e Bueno (2008) para São Paulo no período de 01/1995 a 12/2006 evidenciam uma causalidade bidirecional entre os preços do arroz ao produtor e ao atacado. Porém, quando usado um nível de significância mais rigoroso identifica-se causalidade unidirecional do preço ao atacado sobre o preço ao produtor. Adicionalmente, não encontraram causalidade de preços entre atacado e varejo.

Por sua vez, Aguiar e Figueiredo (2012) encontram relações de causalidade bilateral entre os preços do arroz no atacado e no varejo e entre o preço ao varejo e ao produtor e causalidade unilateral do atacado para produtor no período de 1989 e 2008 para o Estado de São Paulo.

Em outro estudo, Arêdes (2010) também estudou o mercado de arroz no Estado de São Paulo no período de janeiro de 1995 a março de 2010 e evidenciou uma relação de causalidade unidirecional do preço atacadista e varejista para o produtor e relação de

causalidade bilateral dos preços entre o atacado e o varejo ao nível de 2%, embora notasse maior influência do preço varejista sobre os preços ao atacado quando usado o método de decomposição de variância.

Nesse sentido, o estudo teve por objetivo analisar e ampliar o conhecimento sobre a formação dos preços do arroz. Assim, foi realizado um estudo de caso para o mercado de arroz no Estado de São Paulo, que é um importante mercado desse produto. A metodologia e a forma de análise dos resultados incluíram um modelo teórico de transmissão de preços, a análise estatística dos preços, o teste de causalidade e a estimação de equações de transmissão de preços.

2. MATERIAIS E MÉTODOS

2.1. Modelo de transmissão de preços

O modelo econômico de Barros (1990) analisa a transmissão de preços entre os três níveis de mercado: produtor, atacado e varejo. O modelo admite funções de produção com coeficientes fixos (tipo *Leontief*) no curto prazo, nos setores atacado e varejo:

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

$$A = \min\left(\frac{P}{c_1}, \frac{X}{c_2}\right)$$

em que V, A e P são as quantidades dos produtos nos setores varejo, atacado e produtor, respectivamente; Z e X, as quantidades dos insumos utilizados no varejo e atacado; e b_1 , b_2 , c_1 e c_2 , os coeficientes técnicos de produção.

A demanda do segmento varejista é representada como uma relação linear do preço ao varejo, na forma:

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t, \theta_1 < 0$$

em que V_t^d é a quantidade demandada ao varejo; e v_t , o preço ao varejo no instante t.

O “preço-meta” ao varejo, de equilíbrio, é:

$$v_t^* = b_1 a_t + b_2 z_t$$

em que a é o preço do produto ao atacado; e z , o preço do insumo de comercialização.

Dinamicamente, o preço ao varejo é ajustado parcialmente por:

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

No atacado, o preço forma-se por excesso de demanda, ajustando-se o desequilíbrio entre demanda e oferta pelo produto:

$$a_t - a_{t-1} = \rho(A_t^d - A_t^s), \quad \rho > 0$$

em que A_t^d é a demanda; e A_t^s , a oferta do atacado.

A demanda do setor atacadista é dada pela demanda ao varejo defasada:

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

A oferta do atacado é obtida pela oferta ao produtor:

$$A_t^s = \frac{P_t^s}{c_1}$$

A oferta agrícola é tida como uma relação linear do preço recebido defasado ao produtor:

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 p_{t-1}, \quad \gamma_1 > 0$$

em que p_{t-1} é o preço defasado ao produtor.

O “preço-meta” ao produtor é:

$$p_t^* = \frac{a_t - c_2 x_t}{c_1}$$

O ajuste do preço ao produtor ocorre parcialmente:

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

Por substituições, obtêm-se as equações de transmissão de preços. A seguir são apresentadas as equações de transmissão de preços ao produtor, atacado e varejo, respectivamente:

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

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

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

Pela primeira equação, o preço ao varejo responde positivamente aos choques nos preços ao varejo defasado e atacado corrente e ao insumo de comercialização utilizado no varejo. Pela segunda equação, o preço recebido pelo produtor relaciona-se positivamente com o preço ao produtor defasado e atacado corrente e negativamente com o preço do insumo de comercialização utilizado no atacado. Por fim, pela terceira equação, o preço recebido pelo atacado relaciona-se negativamente com os preços defasados ao produtor e ao varejo.

O presente estudo analisa se as séries de preços do arroz confirmam esse modelo teórico para a cadeia produtiva do arroz. Se o modelo não se adequar aos dados isto será um indicativo de que o atacado não lidera a variação de preços, o que poderá estar sendo realizado pelo setor varejista. Para isso, serão realizados testes estatísticos e estimadas as equações de transmissão de preços pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

2.2. Testes estatísticos e modelos econométricos

2.2.1. Teste de causalidade de Granger

Pelo teste de causalidade de Granger, quando queremos fazer previsões para variáveis econômicas devemos apoiar em suas séries de dados temporais, pois as

informações relevantes para fazer as previsões dessas variáveis estão contidas exclusivamente em suas séries temporais (GUJARATI, 2000).

Como mostra Gujarati (2000), o teste de causalidade de Granger para duas variáveis X e Y envolve a estimativa de equações nas quais a variável X se relaciona com seus valores passados e com os valores passados da variável Y. De forma semelhante, Y se relaciona com os seus valores passados e com os valores passados de X. Em forma de equação, temos:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j X_{t-j} + u_{2t}$$

em que X e Y são as variáveis em estudo; α, β, λ e δ , os coeficientes das regressões; t, o tempo; e u_{1t} e u_{2t} , os erros aleatórios.

Conforme o autor, as possíveis causalidades entre as variáveis são:

1. Causalidade unidirecional de Y para X: $\sum \beta_i \neq 0$ e $\sum \delta_j = 0$.
2. Causalidade unidirecional de X para Y: $\sum \beta_i = 0$ e $\sum \delta_j \neq 0$.
3. Causalidade bilateral entre Y e X: $\sum \beta_i \neq 0$ e $\sum \delta_j \neq 0$.
4. Independência entre Y e X: $\sum \beta_i = 0$ e $\sum \delta_j = 0$.

O teste de causalidade é realizado aplicando-se o teste F. Os passos do teste são vistos detalhadamente em Gujarati (2000).

2.2.2. Teste de raiz unitária

Antes de realizar o teste de causalidade e estimar as equações de transmissão de preços é necessário verificar se as séries de dados são estacionárias. Caso estas não forem estacionárias, estas devem ser diferenciadas até se tornarem estacionárias.

Para essa verificação pode-se empregar o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Conforme Gujarati (2000), a equação de teste de raiz unitária ADF é representada como:

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

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 Y_{t-1} ; $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$, o termo de diferenças defasadas; e ε_t , o erro aleatório.

A não estacionariedade da variável é constatada pela existência de raiz unitária na série de dados. Para isso, deve-se estimar a equação acima e testar a significância estatística do parâmetro δ , com as hipóteses:

$$H_0 : \delta = 0$$

$$H_1 : \delta \neq 0$$

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_r . 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 esta 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.

2.2.3. Elasticidades de transmissão de preços

As elasticidades serão obtidas a partir da estimação das equações de transmissão de preços conforme o modelo teórico. Como o modelo será estimado com as séries em logaritmo, as elasticidades serão dadas pelos próprios coeficientes estimados nas equações. Caso as séries não forem estacionárias, o modelo será estimado com as séries em diferenças.

2.2.4. Procedimentos e fonte de dados

Os dados utilizados foram às 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. O período de análise compreende janeiro de 1995 a fevereiro de 2012. 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), sendo essas deflacionadas pelo IGP-DI, obtido no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), com período base em 02/2012. Diferentemente dos demais estudos já realizados para esse mercado, pretende-se avaliar um período de tempo mais recente.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Análise dos preços

Antes de realizar os testes estatísticos e estimar o modelo de transmissão de preços foi plotado na Figura 1 as séries de preços do quilo do arroz ao nível do produtor, atacado e varejo em São Paulo, no período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2012, notou-se que os preços nestes três segmentos de mercado apresentaram tendência de queda no período e foram sincronizadas, isto é, as oscilações no mercado do arroz nessa região repercutiram de forma semelhante nos diferentes segmentos da cadeia.

Isso quer dizer que, por exemplo, dado um aumento dos preços do arroz no mercado, ocasionado pela redução na oferta, espera-se a alta dos preços do grão nos diferentes elos da cadeia. Porém, a análise gráfica não permite concluir sobre a liderança na transmissão de preços do grão, isto é, dado um choque no mercado do arroz, qual o segmento da cadeia é responsável pelo primeiro ajuste nos preços? Para responder a esta pergunta é necessário a realização de testes estatísticos.

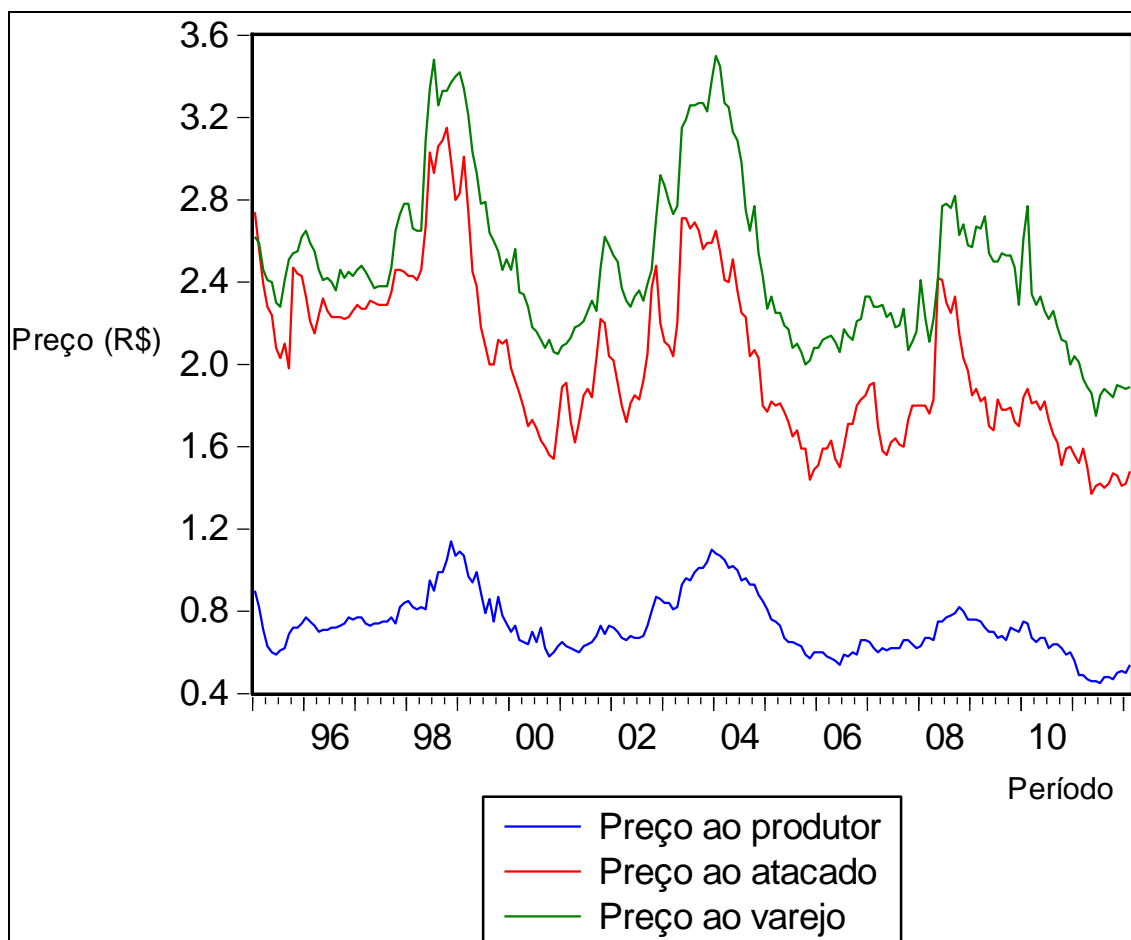


Figura 1: Série de preços do arroz ao produtor, atacado e varejo em São Paulo no período 01/1995 a 2/2012, deflacionada pelo IGP-DI.
 Fonte: IEA (2012).

Analisando as propriedades estatísticas das séries de preços do arroz no período, notou-se que o preço médio do Kg recebido pelo produtor foi de R\$ 0,73, ao passo que as médias recebidas pelo atacado e varejo foram de R\$ 2,02 e R\$ 2,47. Tendo o preço ao produtor alcançado o preço mínimo de R\$ 0,45 e o máximo de R\$ 1,14.

Tabela 1: Análise das propriedades estatísticas das séries de preços do arroz, 01/1995 a 2/2012.

Indicador	Valores		
	Preço ao produtor	Preço ao atacado	Preço ao varejo
Média	0,730874	2,022282	2,478641
Máximo	1,140000	3,150000	3,500000
Mínimo	0,450000	1,370000	1,750000
Desvio-padrão	0,146245	0,401292	0,392975
Coefficiente de variação	20,0096	19,84352	15,85445

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Em relação a dispersão dos preços, dada pelo desvio-padrão, as séries de preços oscilaram em relação a sua média em R\$ 0,15, R\$ 0,40 e R\$ 0,39, para o preço ao produtor, atacado e varejo. O que em termos percentuais da média, dada pelo coeficiente de variação, foi de 20,01%; 19,84% e 15,85%, respectivamente, indicando que o preço ao produtor e atacado teve as maiores oscilações (Tabela 1).

Ainda pela Tabela 1, pode-se verificar pelo teste de Jarque-Bera que as séries de preços não são normalmente distribuídas, sendo rejeitada a hipótese nula de normalidade, uma vez que as estatísticas calculadas foram maiores o valor tabelado da estatística qui-quadrado com 2 graus de liberdade e 10% (4,61). Conforme Gujarati (2000), se o valor p (probabilidade) da estatística qui-quadrado calculada for suficientemente baixa, pode-se rejeitar a hipótese de que os resíduos são normalmente distribuídos.

3.2. O teste de raiz unitária

Antes de realizar o teste de causalidade e de estimar as equações de transmissão de preços, realizou-se o teste de raiz unitária ADF. O teste foi realizado para as séries logaritimizadas. Os resultados indicaram 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 10% de probabilidade. No entanto, quando realizado o teste ADF em primeira diferença constatou-se que as séries foram estacionárias, pois as estatísticas calculadas foram maiores que as tabeladas a 1% (Tabela 2).

Tabela 2: Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de preços do arroz, 01/1995 a 02/2012

Série em nível	Equação de teste	Valor calculado
Preço ao produtor	Com intercepto e com tendência	-3.008926 ^{ns} (4)
Preço ao atacado	Com intercepto e com tendência	-2.861632 ^{ns} (2)
Preço ao varejo	Com intercepto e sem tendência	-1.924844 ^{ns} (1)
Série em primeira diferença	Equação de teste	Valor calculado
Preço ao produtor	Sem intercepto e sem tendência	-8.983869* (1)
Preço ao atacado	Sem intercepto e sem tendência	-10.39742* (1)
Preço ao varejo	Sem intercepto e sem tendência	-12.45463* (0)

(.) Defasagens identificadas pelo Critério de Akaike (AIC).

^{ns} Não significativo a 10%. *Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação a equação de teste de raiz unitária ADF, foi utilizada a equação de teste com intercepto e tendência para as séries de preços em nível ao produtor e atacado. Já para a série de preços ao varejo foi utilizada a equação de teste com intercepto e sem tendência, uma vez que a componente tendência não foi estatisticamente significativa a 10% de probabilidade na equação.

No que diz respeito as séries em primeira diferença, empregou-se a equação de teste sem intercepto e sem tendência para as três séries de preços, visto que esses termos não foram estatisticamente significativos a 10% de probabilidade nas equações.

3.3. O teste de causalidade

Identificada a não estacionariedade das séries de preços em nível, realizou-se então o teste de causalidade com as séries em primeira diferença, uma vez que estas foram estacionárias.

Pelo teste de causalidade, independente do número de defasagens, o sentido da variação dos preços foi do preço ao atacado para o produtor, sendo que quando empregadas 8, 10 e 12 defasagens este sentido na mudança de preços verificou-se ao nível de 1% (Tabela 3).

Notou-se também que ao nível de significância de 1% ocorreu causalidade unilateral do preço do atacado para o preço ao varejo para todas as defasagens. Adicionalmente, o varejo causou o preço ao atacado a 10% de probabilidade quando usada as defasagens de 8 e 10 meses (Tabela 3). Esse resultado mostra também a

importância do varejo na formação de preços do arroz, como foi identificado por outros trabalhos.

Tabela 3: Resultado do teste de causalidade para as séries de preço do arroz, 01/1995 a 02/2012

Hipótese nula	Causalidade de preços			
	Defasagem	Estatística F	Nível de Significância	Decisão
A não causa P	2	3.23376	0.04150	Rejeita
P não causa A	2	2.30341	0.10259	Não Rejeita
A não causa P	4	3.00028	0.01972	Rejeita
P não causa A	4	1.30238	0.27061	Não Rejeita
A não causa P	6	2.06160	0.05970	Rejeita
P não causa A	6	1.03482	0.40412	Não Rejeita
A não causa P	8	2.68056	0.00831	Rejeita
P não causa A	8	0.85759	0.55349	Não Rejeita
A não causa P	10	3.22933	0.00077	Rejeita
P não causa A	10	0.71263	0.71184	Não Rejeita
A não causa P	12	2.99710	0.00080	Rejeita
P não causa A	12	0.94409	0.50460	Não Rejeita

Hipótese nula	Causalidade de preços			
	Defasagem	Estatística F	Nível de Significância	Decisão
V não causa P	2	7.54156	0.00070	Rejeita
P não causa V	2	7.43619	0.00077	Rejeita
V não causa P	4	6.27139	9.2E-05	Rejeita
P não causa V	4	5.84020	0.00019	Rejeita
V não causa P	6	5.61259	2.2E-05	Rejeita
P não causa V	6	3.94192	0.00098	Rejeita
V não causa P	8	4.01519	0.00021	Rejeita
P não causa V	8	2.76967	0.00654	Rejeita
V não causa P	10	3.21182	0.00081	Rejeita
P não causa V	10	2.49372	0.00806	Rejeita
V não causa P	12	3.10278	0.00054	Rejeita
P não causa V	12	2.15451	0.01605	Rejeita

Continua...

Hipótese nula	Causalidade de preços			
	Defasagem	Estatística F	Nível de Significância	Decisão
V não causa A	2	1.56325	0.21203	Não rejeita
A não causa V	2	16.3802	2.6E-07	Rejeita
V não causa A	4	1.24137	0.29479	Não rejeita
A não causa V	4	9.80299	3.1E-07	Rejeita
V não causa A	6	1.60974	0.14655	Não rejeita
A não causa V	6	6.53990	2.8E-06	Rejeita
V não causa A	8	1.79313	0.08100	Rejeita
A não causa V	8	5.98639	8.2E-07	Rejeita
V não causa A	10	1.67598	0.08968	Rejeita
A não causa V	10	5.30174	8.3E-07	Rejeita
V não causa A	12	1.56513	0.10616	Não rejeita
A não causa V	12	5.13301	2.7E-07	Rejeita

P=Preço ao Produtor. A=Preço ao Atacado. V=Preço ao Varejo.

Fonte: Resultados da pesquisa.

3.4. Elasticidades de transmissão de preços

Por fim, foram estimadas as equações de transmissão de preços conforme apresentadas no referencial teórico. Na Tabela 4 encontram-se os resultados da estimativa da equação de transmissão de preços ao produtor.

Embora o coeficiente de determinação (R^2) seja baixo e o termo intercepto e preço ao produtor defasado não foram estaticamente significativos a 10% de probabilidade, a variável preço ao atacado mostrou-se estatisticamente significativa a 1% evidenciando a importância do preço nesse nível de mercado na determinação do preço recebido pelo produtor. Como as séries estão logaritimizadas, a equação fornece diretamente as elasticidades de transmissão de preços. Nesse caso, notou-se que a elevação do preço no atacado em 10% resultaria na elevação do preço recebido pelo produtor em 4,17% (Tabela 4).

Tabela 4: Equação de transmissão de preços ao produtor, 01/1995 a 02/2012

Variável dependente	Constante	Pp_{t-1}	Pa_t	Po_t	R^2
Pp_t	-0.001105 ^{ns} (0.003315)	-0.093282 ^{ns} (0.064538)	0.417176* (0.061673)	-0.054874 ^{ns} (0.130558)	0.189920

(.) Erro-padrão. * Estatisticamente significativo a 1%. ^{ns} Não significativo a 10%.

Pp_t =Preço ao produtor. Pp_{t-1} =Preço ao produtor defasado. Pa_t =Preço ao atacado. Po_t =Preço do óleo diesel. R^2 =Coeficiente de determinação.

Por sua vez, o preço do insumo de comercialização óleo diesel não se mostrou estatisticamente significativo sugerindo que essa variável não tem importância na explicação do preço do arroz ao produtor, pelo menos em termos correntes. Isto é, o preço do óleo diesel deve ter influência sobre o preço do arroz ao produtor apenas na sua forma defasada. Assim, mudanças hoje no preço do óleo diesel não deverão afetar o preço do arroz ainda nesse mês, mas pode estar afetando nos períodos seguintes quando forem feitos novos pedidos do grão pelo atacado junto ao produtor (Tabela 4). De acordo com o teste de raiz unitária ADF, a série de preços do óleo diesel também foi estacionária apenas em primeira diferença (5).

Tabela 5: Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a série de preços do óleo diesel, 01/1995 a 02/2012

Série em nível	Equação de teste	Valor calculado
Preço do óleo diesel	Sem intercepto e sem tendência	0.427275 ^{ns} (0)
Série em primeira diferença	Equação de teste	Valor calculado
Preço do óleo diesel	Sem intercepto e sem tendência	-13.52145* (0)

(.) Defasagens identificadas pelo Critério de Akaike (AIC).

^{ns} Não significativo a 10%. *Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A segunda equação estimada diz respeito a formação de preços ao varejo. De acordo com os resultados contidos na Tabela 6, apenas a variável preço ao atacado foi estatisticamente significativa no modelo a 10% de probabilidade. De acordo com o coeficiente estimado para essa variável, caso o preço ao atacado aumentar em 10% o preço ao varejo aumentará em 2,77%.

Tabela 6: Equação de transmissão de preços ao varejo, 01/1995 a 02/2012

Variável dependente	Constante	Pv _{t-1}	Pa _t	Po _t	R ²
Pv _t	-0.000652 ^{ns} (0.002692)	0.083178 ^{ns} (0.065761)	0.277233* (0.049779)	-0.007334 ^{ns} (0.106024)	0.150577

(.) Erro-padrão. * Estatisticamente significativo a 1%. ^{ns} Não significativo a 10%.

Pv_t=Preço ao varejo. Pv_{t-1}=Preço ao varejo defasado. Pa_t=Preço ao atacado. Po_t=Preço do óleo diesel. R²=Coeficiente de determinação.

Por fim, foi estimada a equação de transmissão de preços ao atacado (Tabela 7). Nesse caso, o modelo teórico traz a variável preço ao atacado como função dos preços defasados dos preços ao produtor, varejo e atacado. De acordo com as estimações, nenhuma variável explicativa foi estatisticamente significativa a 10%. Porém, ao nível de significância de 11% a variável preço ao atacado defasada seria estatisticamente significativa, evidenciando a importância do preço ao atacado defasado na explicação de seu preço corrente.

Tabela 7: Equação de transmissão de preços ao atacado, 01/1995 a 02/2012

Variável dependente	Constante	Pv _{t-1}	Pp _{t-1}	Pa _{t-1}	R ²
Pa _t	-0.001854 ^{ns} (0.003771)	0.069081 ^{ns} (0.100859)	0.106358 ^{ns} (0.081772)	0.128318 ^{ns} (0.079274)	0.049197

(.) Erro-padrão. ^{ns} Não significativo a 10%.

Pa_t=Preço ao atacado. Pv_{t-1}=Preço ao varejo defasado. Pp_{t-1}=Preço ao produtor defasado. Pa_{t-1}=Preço ao atacado defasado. Po_t=Preço do óleo diesel. R²=Coeficiente de determinação.

4. CONCLUSÃO

De acordo com os resultados, os preços nos níveis de mercado produtor, atacado e varejo foram sincronizados e os preços ao produtor e ao atacado tiveram as maiores oscilações, isto é, as variações nos preços foram maiores nesses dois segmentos da cadeia.

Uma análise mais profunda, mediante a realização do teste de causalidade de Granger e pela estimação das equações de transmissão de preços, mostrou que essa interdependência de preços deveu-se especialmente ao fato de que os preços são primeiramente ajustados ao atacado e depois repassados ao produtor e ao varejo, que seguiram o sentido da variação de preços atacadista.

O teste de causalidade evidenciou ainda que os preços ao produtor e ao varejo ajustaram-se conjuntamente, embora a um nível de significância estatística menos rígida, o preço ao varejo mostrasse também liderança nas variações de preços. Por sua vez, as estimativas das elasticidades de transmissão de preços mostraram que os aumentos nos preços no atacado não são totalmente repassados aos demais segmentos da cadeia, pois as elasticidades estimadas foram menores que um.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M.. Poder de Mercado no Varejo Alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, p. 967-990, 2011.

ARÊDES, A. F. Liderança de preços na cadeia produtiva do arroz. **Informações Econômicas**, v. 40, p. 12-20, 2010.

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

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3 ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000. 846 p.

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

MARGARIDO, M. A.; MARTINS, V. A.; BUENO, C. R. F. Análise da evolução dos índices de preços pós-real: digressões sobre a propalada “âncora verde”. **Informações Econômicas**, v. 36, p. 39-55, 2006.

VALE, S. M. L. R.; SILVA JÚNIOR, A. G.; COSTA, F. A. ERU 430: **Administração rural**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2002. 143 p. (Apostila).