

TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA DE PREÇOS NA CADEIA DO ARROZ EM SÃO PAULO

Alcido Elenor Wander¹; Cleyzer Adrian da Cunha²

Palavras-chave: mercado do arroz, assimetria, transmissão de preços

INTRODUÇÃO

A formação do preço nacional do arroz possui estreita relação com a produção interna e dos países do Mercosul, principalmente Uruguai e Argentina. Em função dos acordos comerciais pré-existentes no âmbito do Mercosul, em anos de produção interna abundante, há pressão adicional sobre o preço nacional, pois ocorre a importação de arroz, principalmente, do Uruguai (WANDER; DA SILVA, 2014, p.119).

Na literatura econômica a transmissão de preços entre os elos de uma cadeia produtiva é tida como assimétrica. Estudos rejeitam a hipótese de simetria na transmissão de preços e vão na direção que as imperfeições no mercado são em parte as causadoras do comportamento por parte dos agentes, onde choques positivos e negativos não são repassados na sua totalidade ao longo da cadeia durante o processo de ajustamento, conforme os estudos de Ward (1982); Borenstein et al (1997); Peltzman (2000); Serra e Goodwin (2003); Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004).

Segundo Peltzman (2000), a Transmissão Assimétrica de Preço (TAP) é mais uma regra do que uma exceção. Assim, para este autor a literatura econômica tradicional não pode explicar a prevalência assimétrica durante o ajuste de mercado. Para Peltzman (2000) e Conforti (2004) na análise vertical, a assimetria se dá entre os diversos elos de comercialização, produtor, atacado e varejo.

Para Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) a TAP pode ser associada aos mercados imperfeitos e aos custos de ajustamento que os agentes econômicos incorrem diante dos choques de preços. Destaca-se que, também podem existir outras possíveis causas para o surgimento da TAP, tais como a intervenção política, a assimetria de informação e a presença dos custos de transação.

O objetivo geral do trabalho foi avaliar a transmissão de preços entre os elos da cadeia produtiva do Arroz de São Paulo no período de janeiro de 1995 a junho de 2017 a partir dos preços (R\$/kg, arroz beneficiado). Considera-se a hipótese que existe presença de assimetria na transmissão de preços ou “efeitos limiars” nos preços³ do produtor para o atacado e do atacado para o varejo. Especificamente, pretendeu-se contribuir com o debate sobre a assimetria de preços na cadeia do arroz, e preencher uma lacuna, no tocante ao entendimento dos inter-fluxos entre os elos produtivos. Na estimativa empírica foram coletados os preços nominais mensais⁴ do indicador dos preços ao produtor, atacado e varejo junto ao IEA/SP para o mercado de São Paulo. Utilizou-se o software R versão 3.5.1 nas estimativas dos modelos estatísticos.

Além desta breve introdução, o trabalho está dividido em mais três seções. A primeira apresentou-se material e métodos, cujo a metodologia foi a estatística de séries temporais, na

¹Engenheiro Agrônomo, Doutor em Ciências Agrárias, Pesquisador da Embrapa Arroz e Feijão, Rodovia GO-462, Km 12, 75375-000 Santo Antônio de Goiás – GO. Email: alcido.wander@embrapa.br.

²Economista, Doutor em Economia Aplicada. Professor da Universidade Federal de Goiás (UFG). Email: cleyzercunha@gmail.com.

³“Threshold” em tradução literal seria efeito limiar, em que na literatura de assimetria de mercado trata-se o como sendo custos de transação.

⁴Segundo Van Campenhout (2007) na análise se usa a diferença de preços entre os dois mercados, portanto, esses medem a diferença relativa entre eles como sendo medida real por meio dos preços relativos. Usa-se o logaritmo natural para se ter os choques em percentual. Ademais, os dados não precisam ser deflacionados por indicador de preços ao consumidor, pois caso o fossem esses seriam contaminados pelos demais preços usados no cálculo do indicador.

segunda foram apresentados e discutidos os resultados. Por fim, apresentou-se as conclusões do estudo.

MATERIAL E MÉTODOS

O presente trabalho partiu da premissa que os preços do produtor são transmitidos para o atacado e depois do atacado para o varejo na cadeia do arroz no estado de São Paulo. Para tanto, no tempo t , a diferença logaritmo natural de preços entre os elos produtivos seguem dois modelos: a) $\pi_{1t} = P_{pt} - P_{at}$, em que P_{pt} é igual preço ao produtor e P_{at} é igual ao preço no atacado; b) $\pi_{2t} = P_{at} - P_{vt}$, em que P_{at} é ao preço no atacado e P_{vt} é igual ao preço no atacado no primeiro modelo a ser estimado. Segundo Balke e Fomby (1997), Goodwin e Piggott (2001), a relação do diferencial de preços pode ser representada por um modelo auto-regressivo de ordem um, conforme: $\Delta\pi_t = \rho\pi_{t-1} + \varepsilon_t$, em que $\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$ e $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, e ρ mede a velocidade de ajuste do diferencial de preços entre os mercados.

Assim sendo, ao se considerar que há efeitos não lineares de choques de preços e que esses são explicados pela existência de custos de transação entre os elos produtivos, o modelo com "Threshold" é o mais adequado para suporta a hipótese do estudo. Assim, há limite na transmissão dos choques de preços entre os elos, tendo em vista que há uma tendência em alguns momentos de acomodação por parte dos agentes econômicos devido a presença de relações contratuais, mesmo que informais, que coíbem a transmissão direta e eficiente de preços.

Destarte, a partir do modelo *Self-Exciting Threshold Autoregressive* (SETAR)⁵, os efeitos não lineares e os limites de choques nos preços que são transmitidos entre cada elo da cadeia produtiva do arroz em São Paulo podem ser avaliados.

O modelo 1 representa a diferença de preços entre o produtor e o atacado:

$$\Delta\pi_{1t} = \begin{cases} \beta_{11} + \beta_{12}\pi_{t-1} + \varepsilon_{1t} & \text{se } \pi_{1t-k} < \gamma \\ \beta_{21} + \beta_{22}\pi_{t-1} + \varepsilon_{2t} & \text{se } \pi_{1t-k} \geq \gamma \end{cases} \quad (1)$$

O modelo 2 representa a diferença de preços entre o atacado e varejo:

$$\Delta\pi_{2t} = \begin{cases} \rho_{11} + \rho_{12}\pi_{t-1} + \varepsilon_{1t} & \text{se } \pi_{2t-k} < \theta \\ \rho_{21} + \rho_{22}\pi_{t-1} + \varepsilon_{2t} & \text{se } \pi_{2t-k} \geq \theta \end{cases} \quad (2)$$

Os parâmetros γ e θ são os "efeitos limiares" de preços ou efeito "Threshold" para dois regimes alternativos representados nos dois modelos, $\beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{21}, \beta_{22}, \rho_{11}, \rho_{12}, \rho_{21}, \rho_{22}$, são os parâmetros a serem estimados, e $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{1t}$ e ε_{2t} são os erros estocásticos com o valor esperado, $E(\varepsilon_t) = 0$ e covariância igual a $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \forall t \neq s$.

O modelo SETAR considera que o parâmetro estimado de "Threshold" é constante no tempo. Desta forma, a análise considera que os custos de transação são fixos. Todavia, isso pode ser entendido como uma limitação a análise, pois os custos de transação não são constantes no tempo, ou pelo menos eles variam medida que novos e antigos os agentes são envolvidos durante o processo de transação. O fato é que pelo estudo podemos analisar qual o limite de choques sobre o percentual dos preços será acomodado ou transmitido entre os elos produtivos da cadeia do arroz beneficiado em São Paulo.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 são apresentados os resultados estimados do modelo SETAR para os choques no diferencial de preços do produtor para o atacado (modelo 1). No tocante aos choques mensais, apenas os que estão acima de 3,79% do diferencial de preços são transmitidos entre os elos. Assim, apenas choques de preços acima desse valor são transmitidos mensalmente entre

⁵ O modelo pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) conforme descrito por Chang (1993) e Enders (2015).

produtor para o atacado nos preços do arroz em São Paulo. Assim, choques abaixo deste diferencial de preços não induziriam os produtores a repassar para os atacadistas, tendo em vista que esse valor não excede o custo de transação.

Tabela 1 – Equação estimada modelo SETAR (2,1) com a diferença de preços entre o Produtor e o Atacado.

Equação estimada modelo SETAR	Coefficientes	Desvio-padrão	Estatística t	P-valor
β_{11}	0,0340943	0,0191015	1,7849	0,07542*
β_{12}	0,1732972	0,2494483	0,6947	0,48784 ^{NS}
β_{21}	-0,0062581	0,0045586	-1,3728	0,17097 ^{NS}
β_{22}	0,0091872	0,0919925	0,0999	0,92052 ^{NS}
<i>Threshold</i>	- 0,0379			

Nota: * Significativo a 10% e NS: Não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 2 são apresentados os resultados estimados do modelo SETAR para os choques no diferencial de preços do atacado para o varejo (modelo 2). No tocante aos choques de preços mensais, apenas os que estão acima de 0,35% do diferencial são transmitidos entre os elos. Assim, apenas choques acima desse valor são transmitidos mensalmente entre atacado para o varejo nos preços do arroz em São Paulo. Assim, choques abaixo deste diferencial de preços não induziriam os atacadistas a repassar para os varejistas, tendo em vista que esse valor não excede o custo de transação.

Tabela 2 – Equação estimada modelo SETAR (2,1) com a diferença de preços entre o Atacado e o Varejo.

Equação estimada modelo SETAR	Coefficientes	Desvio-padrão	Estatística t	P-valor
β_{11}	0,0110555	0,0076138	1,4520	0,14768 ^{NS}
β_{12}	-0,0630831	0,1282968	-0,4917	0,62334 ^{NS}
β_{21}	-0,0099046	0,0058551	-1,6916	0,09189 ^{NS}
β_{22}	0,0887365	0,1219411	0,7277	0,46744 ^{NS}
<i>Threshold</i>	-0,003455			

Nota: NS: Não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa.

CONCLUSÃO

Os produtores só repassam choques de preços acima de 3,79% ao atacado. O atacado repassa ao varejo qualquer choque de preço acima de 0,35%.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold Effects in Price Transmission: The Case of Brazilian Wheat, Maize, and Soya Prices. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.

- BALKE, N.; FOMBY, T. B. Threshold cointegration. **International Economic Review**, v.38, n.3, p. 627-645, 1997.
- CONFORTI, P. **Price transmission in selected agricultural markets**. FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper, Basic Foodstuffs Service (ESCB), Commodities and Trade Division, Número 7, 2004.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Ed. 4. New York: Wiley, 2015.
- GOODWIN, B.K.; PIGGOTT, N.E. Spatial market integration in the presence of Threshold effects. **American Journal Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.
- MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric Price Transmission: A Survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.
- PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of Political Economy**, v. 108, n. 3, p. 466-502, 2000.
- SERRA, T.; GOODWIN, B.K. Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. **Applied Economics**, v. 35, n. 18, p. 1889-1899, 2003.
- VAN CAMPENHOUT, B. Modelling trends in food market integration: method and an application to Tanzanian maize markets. **Food Policy**, v. 32, n. 1, p. 112-127, 2007.
- WANDER, A.E.; DA SILVA, O.F. Rentabilidade da produção de arroz no Brasil. In: CAMPOS, S.K.; TORRES, D.A.P.; PONCHIO, A.P.S.; BARROS, G.S.A. de C. **Sustentabilidade e sustentação da produção de alimentos no Brasil: Volume 2 - O desafio da rentabilidade na produção**. Brasília-DF: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE), 2014, p.117-133.
- WARD, R. W. Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Prices for Fresh Fruits and Vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 64, n. 2, p. 205-212, 1982.