

Assimetria na transmissão de preços na cadeia do arroz no Rio Grande do Sul¹

Henrique dos Santos Maxir²
Roberta Rodrigues Salvini³
Sérgio Roberto Gomes dos Santos Júnior⁴

Resumo – O objetivo deste trabalho foi investigar a presença de assimetria nas transmissões de preços do arroz no Rio Grande do Sul, ao longo dos estágios de produção e de distribuição. A análise compreendeu o período de janeiro de 1998 a agosto de 2020 e foi realizada por meio de uma abordagem de modelos de correção de erros com cointegração threshold. A partir dessa análise, obteve-se evidência de assimetria nos repasses de preços, ao longo da cadeia de oferta do arroz, no curto prazo. Observou-se que os acréscimos são transmitidos com maior intensidade do que os decréscimos nos preços. Portanto, tais evidências apontam para uma ineficiência no mercado em questão.

Palavras-chave: cointegração threshold, rizicultura, transmissão assimétrica de preços.

Asymmetry in price transmission in the rice chain in Rio Grande do Sul

Abstract – This work aimed to investigate the presence of asymmetry in the price transmissions of rice in the state of Rio Grande do Sul, Brazil, throughout the production and distribution stages. The analysis was performed for the period from January 1998 to August 2020, using the threshold cointegration error-correction models approach. From this analysis, the evidence of asymmetry was obtained in the transfer of prices along the supply chain of rice in the short term. It was observed that additions are transmitted with greater intensity in view of price decreases. Therefore, these evidences indicate inefficiencies in the analyzed market.

Keywords: threshold cointegration, riziculture, asymmetric price transmission.

Introdução

O arroz é um dos principais componentes da alimentação de grupos populacionais em di-

versas partes do mundo e assume papel relevante na dieta básica dos brasileiros. Alterações nos preços, como os acréscimos verificados em perío-

¹ Original recebido em 23/4/2021 e aprovado em 16/2/2022.

² Assessor da Diretoria de Política Agrícola e Informações (Dipai) da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab). E-mail: henriquemaxir@alumni.usp.br

³ Doutora em Economia Aplicada. E-mail: salvini.roberta@gmail.com

⁴ Gerente de Inteligência, Análise Econômica e Projetos Especiais (Geiap) da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab). E-mail: sergio.santos@conab.gov.br

dos recentes, chamam a atenção e têm impacto direto sobre o poder de compra da população. A estagnação produtiva brasileira – levando-se em consideração que a maior parte do arroz consumido internamente tem procedência nacional –, em conjunto com a expansão das exportações, provoca pressão do lado da demanda, o que ajuda a explicar a alta recente dos preços. Além disso, a pandemia de Covid-19 e os programas emergenciais, que agora visam reforçar o estoque alimentar, contribuem para mudanças nos hábitos de consumo (Nonnemberg et al., 2020). No entanto, a percepção de consumidores e do governo é a de que elevações de preços perpassam a cadeia de oferta de produtos agrícolas de modo mais intenso do que as reduções. Desse modo, é preciso compreender se a cadeia de comercialização do arroz reage igualmente a decréscimos e a acréscimos dos preços nos elos a montante.

Segundo Meyer & Cramon-Taubadel (2004), nos últimos anos, especial atenção tem sido dada ao que se convencionou chamar de processo de transmissão de preços assimétrico, no qual o mecanismo de transferência entre diferentes segmentos de uma cadeia de mercado difere, conforme os preços aumentem ou diminuam. Esse comportamento pode decorrer de uma falha de mercado e representar uma redistribuição de bem-estar entre os agentes envolvidos nas negociações (produtores e consumidores) ou mesmo perdas de bem-estar líquidas associadas. Entre as causas propostas para tal mecanismo, estão: i) o poder de mercado decorrente de estruturas de mercado não competitivas; ii) custos de menu, provenientes das diferenças de custos para ajustes positivos e negativos dos preços no mercado; iii) gestão de estoque, que pode ser elevado em momentos de baixa demanda (postergando redução de preços) – em situações de alta na demanda, os preços sobem; iv) e causas diversas, como a intervenção política no setor e a assimetria de informação entre concorrentes.

Grande preocupação quanto a esse tema tem sido direcionada aos mercados agrícolas, o que não é diferente para a cadeia de oferta do arroz. Conforme a Tabela 1, diversos estudos investigaram a assimetria nas transmissões de preços para o arroz em diferentes mercados no mundo. Em todos eles, alguma evidência de assimetria foi obtida. Desse modo, depreende-se que a assimetria pode ser tida como regra – e não exceção – e, por causa dos possíveis danos associados, ela deve ser constantemente investigada.

Para o Brasil, destaca-se o estudo de Zanin et al. (2020), que investigou a presença de assimetrias de preços ao longo dos estágios de produção e de distribuição do arroz, especificamente para o Rio Grande do Sul. O objetivo foi avaliar, além da presença de assimetria, a influência da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) sobre tal mecanismo. A PGPM procura garantir uma renda mínima para os produtores em momentos de queda acentuada dos preços de mercado. O preço mínimo oficial atua como um indicador da possível intervenção do Estado no setor, por diferentes instrumentos, por meio dos quais o governo pode: i) comprar diretamente a produção e estocá-la; ii) lançar ou estimular o setor privado a criar opções de compra; ou iii) oferecer subsídios para o direcionamento do produto para mercados regionais deficitários. Todavia, a direção do impacto de tal política sobre os preços ainda é ambígua. De um lado, pode-se esperar que os agentes antevejam uma intervenção do governo em casos de reduções de preços, dando a elas um aspecto de temporalidade, o que não ocorre em caso de acréscimos, resultando, assim, em assimetria positiva⁵. De outro, produtores podem se ver tentados a incorporar com maior intensidade decréscimos nos preços, no sentido de angariar recursos, como os provenientes de subsídios ao setor, reproduzindo, dessa forma, a assimetria negativa.

De todo modo, os resultados de Zanin et al. (2020) foram contundentes: constatou-se

⁵ Quando o preço do produto responde com maior intensidade a um aumento do preço do insumo do que a um decréscimo nessa variável, identifica-se a assimetria positiva; caso contrário, se o preço do produto responder de maneira mais intensa a uma redução do preço do insumo, a assimetria é negativa (Peltzman, 2000).

Tabela 1. Estudos empíricos sobre a assimetria na transmissão de preços nos mercados de arroz.

Referência	Estágio	Período	Local	Frequência dos dados	Econometria	Evidência
Aguiar & Figueiredo (2011)	Produtor - Atacado Atacado - Varejo	1989–2008	Brasil (SP)	Mensal	ECM assimétrico	Assimetria
Alam et al. (2016)	Atacado - Varejo	2002–2007	Bangladesh	Mensal	ECM assimétrico	Assimetria
Chen & Saghaian (2016)	Preços nominais Tailândia, Vietnã e Estados Unidos	2000–2013	Tailândia, Vietnã e Estados Unidos	Mensal	TVECM	Assimetria
Chou & Lin (2019)	Produtor - Varejo	2006–2015	Taiwan	Semanal	Cointegração TAR/MTAR	Assimetria
Darbandi (2018)	Atacado - Varejo	2008–2015	Nicarágua	Mensal	ARDL	Assimetria
Deb et al. (2020)	Produtor – Atacado Atacado – Varejo	2006–2017	Bangladesh	Mensal	ECM assimétrico/ cointegração TAR/MTAR	Assimetria
Fiamohe et al. (2013)	Malanville – Parakou Segou Centre – Bamako	2000–2010	Benin e Mali	Mensal	Cointegração TAR/MTAR	Assimetria (Benin) Simetria (Mali)
Morale Gedara et al. (2016)	Atacado – Varejo	2005–2011	Sri Lanka	Semanal	Cointegração TAR/MTAR	Assimetria
Ghoshray (2008)	Exportação Tailândia – Exportação Vietnã	1997–2006	Tailândia e Vietnã	Mensal	Cointegração TAR/MTAR	Assimetria
Jezghani et al. (2011)	Produtor – Atacado Atacado – Varejo Produtor – Varejo	2000–2009	Irã	Mensal	ECM assimétrico	Assimetria
Otoo (2012)	Importado – Nacional	2000–2011	Burkina Faso	Mensal	Cointegração TAR/MTAR	Assimetria
Zanin et al. (2020)	Produtor – Indústria Indústria – Varejo Produtor – Varejo	2003–2018	Brasil (RS)	Mensal	ECM assimétrico	Assimetria

Notas: ECM – error correction model; TVECM – threshold vector error correction model; TAR – threshold autoregressive; MTAR – momentum threshold autoregressive; ARDL – autoregressive distributed lag.

assimetria positiva em diferentes segmentos da cadeia analisada, especialmente para o elo produtor-indústria. Além disso, segmentou-se a amostra para períodos em que os preços estavam acima ou abaixo do preço mínimo. A assimetria permaneceu em ambas as situações, com assimetria negativa em alguns estágios para preços abaixo do preço mínimo. Logo, a política de preços mínimos pode atuar como fonte para a assimetria verificada, mas não é a única.

Contudo, deve-se reforçar que, em caso de assimetria nos ajustes de preços, os testes padrão para cointegração e suas extensões (como os utilizados por Zanin et al., 2020) são mal especificados (Enders & Siklos, 2001). A literatura reconhece o potencial de ajustes do tipo threshold no contexto de modelos de correção de erros para contornar tal inconveniente (Ghoshray, 2008). Nesse sentido, observa-se que, até onde se tem ciência, essa abordagem, muito empregada pe-

los referencias teóricos, nunca foi empenhada em um estudo dessa natureza, voltado ao mercado de arroz no Brasil, fato digno de atenção.

O objetivo deste trabalho foi identificar a existência de assimetria na transmissão de preços ao longo da cadeia de oferta (entre produtor e atacado e entre atacado e varejo) do arroz no Rio Grande do Sul. A análise compreende os meses de janeiro de 1998 a agosto de 2020 e faz uso da abordagem de modelos de correção de erros com cointegração threshold.

Acresce dizer que estudos acerca dos links de preços entre diferentes níveis de mercado visam auxiliar os *policy makers* na avaliação dos potenciais impactos de políticas agrícolas sobre produtores e consumidores (Darbandi, 2018), em especial para um produto como o arroz, de destaque na cesta de consumo do brasileiro. A escolha pelo Rio Grande do Sul decorre do fato

de o estado ser o maior produtor brasileiro de arroz. Além disso, acredita-se que uma análise dessa natureza dê suporte para que órgãos públicos corrijam falhas de mercado caso a assimetria seja confirmada.

O setor de arroz no Brasil

A oferta brasileira de arroz tem permanecido próxima da estabilidade nas últimas duas décadas. De acordo com a Conab (2021), a produção de arroz foi de 11,4 milhões de toneladas na safra 1999/2000 e de 11,2 milhões de toneladas em 2019/2020, decréscimo de 2,1%. O recorde histórico de produção ocorreu em 2010/2011, com 13,6 milhões de toneladas (Figura 1). Porém, a composição dos estados produtores mudou significativamente. A adoção de novas tecnologias e a substituição entre dife-

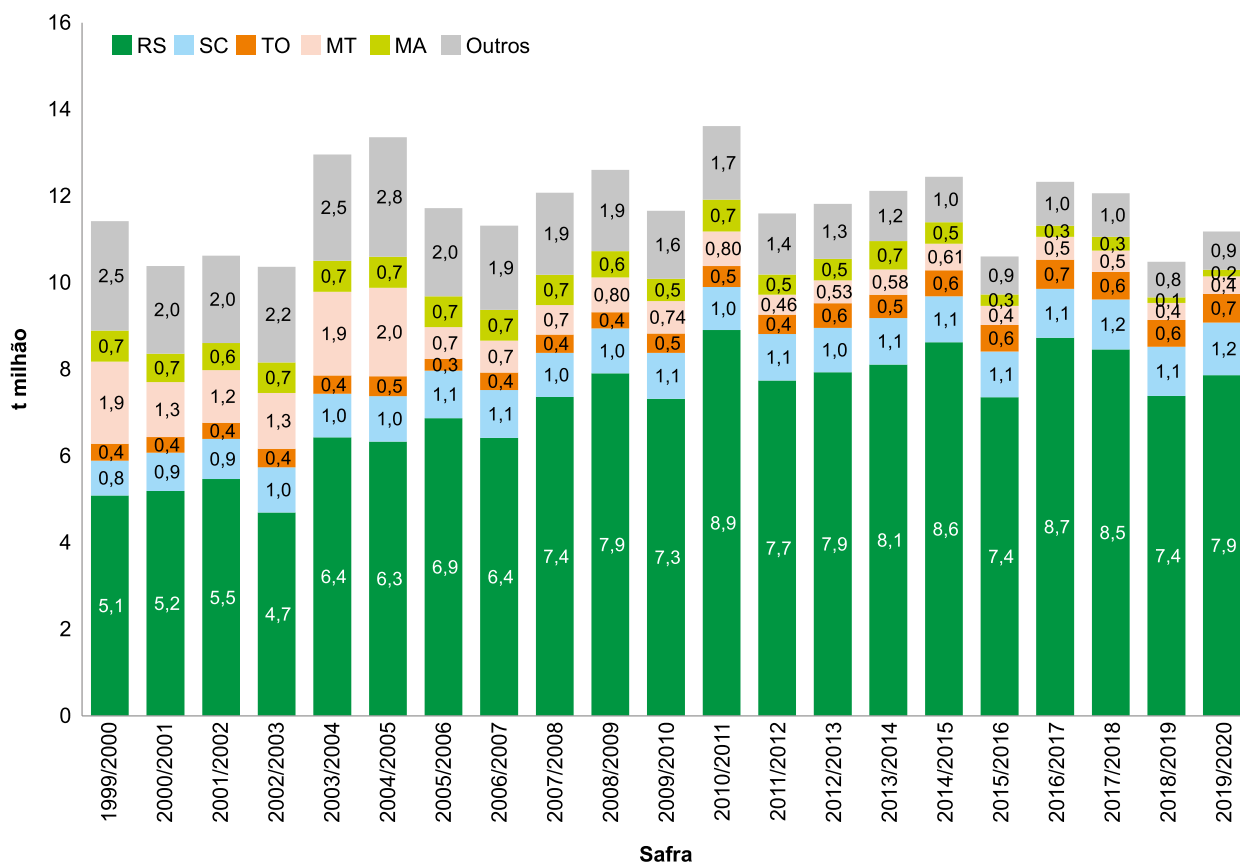


Figura 1. Produção de arroz no Brasil de 1999/2000 a 2019/2020.

Fonte: elaborado com dados da Conab (2021).

rentes lavouras em diversas partes do território brasileiro levaram ao avanço da concentração do cultivo no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina. A participação do Rio Grande do Sul na produção brasileira de arroz subiu de 44,7% em 1999/2000 para 70,3% em 2019/2020, de 5,1 para 7,9 milhões de toneladas. Santa Catarina é o segundo maior produtor, com participação de 10,8%. Em contrapartida, Mato Grosso, que era responsável por 16,5% em 1999/2000, passou a contribuir com apenas 3,6% na safra 2019/2020.

A Figura 2 mostra a especialização da produção. De 1999/2000 a 2019/2020, a área destinada ao cultivo do arroz sofreu expressiva concentração e, com exceção do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina, recuou em todas as unidades da federação. A área de cultivo do arroz no Rio Grande do Sul cresceu 0,4%, saindo de 942 mil para 946 mil hectares de 1999/2000 a 2019/2020. Já em Santa Catarina, a área cresceu 11,9%, de 134 mil para 149 mil ha no mesmo período. Mato Grosso, que era o segundo maior produtor na safra 1999/2000, viu sua área de

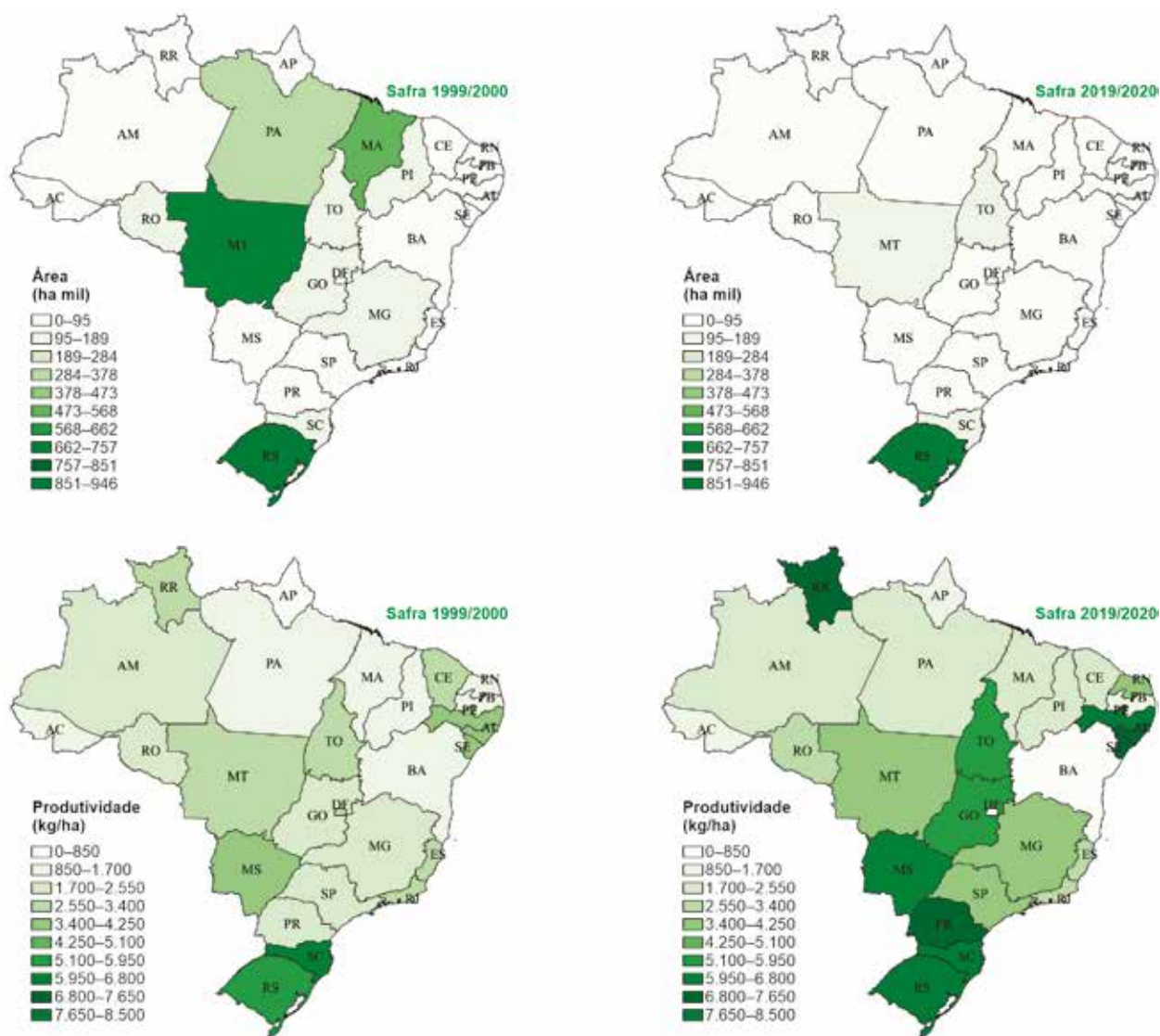


Figura 2. Área destinada ao cultivo (ha mil) e produtividade (kg/ha) do arroz no Brasil nas safras de 1999/2000 e 2019/2020.

cultivo do arroz recuar 82,4%, sendo o avanço da produção de soja, milho e algodão uma das principais causas. A Figura 2 mostra também que a produtividade do arroz experimentou expressivo crescimento em diversos estados. No Rio Grande do Sul, a produtividade subiu de 5,4 t/ha em 1999/2000 para 8,3 t/ha em 2019/2020, incremento de 54%; em Santa Catarina, o incremento foi de 35%. Mas na safra 2019/2020, a maior produtividade coube a Pernambuco: 8,5 t/h. O estado, entretanto, possui baixa participação na produção de arroz, apenas 0,04% da produção nacional.

Sobre a participação do setor orizícola no mercado internacional, ressalta-se que as transações comerciais de arroz entre países correspondem a apenas 9,1% do total produzido do grão no mundo, considerando a safra 2020/2021, segundo dados do United States Department of Agriculture (Usda) (Estados Unidos, 2021). No Brasil, identifica-se clara tendência de crescimento dos volumes transacionados, especialmente a partir da safra 2010/2011. Nessa época, com uma produção significativamente acima da média histórica e com o consumo interno estável, houve necessidade de alternativas de comercialização para escoar o excedente produtivo. Cabe ressaltar que até a safra 2010/2011 o País exportava de forma consistente volumes abaixo de 1 milhão de toneladas de arroz em base casca (Figura 3). Mas depois da safra recorde, passou a exportar, de forma consistente, montantes acima de 1 milhão de toneladas, com exceção de 2015/2016 e 2016/2017, pois, em razão da forte quebra da safra de arroz em 2015/2016, foram baixas a disponibilidade do nosso produto para o mercado internacional e a competitividade do grão, com os preços internos e a paridade de exportação elevados (Brasil, 2021; Conab, 2021). Como principais destinos das vendas brasileiras, destacam-se a comercialização de arroz quebrado para países africanos (Senegal, Serra Leoa e Gâmbia) e de arroz beneficiado polido para países da América Latina (Venezuela, Peru, Cuba e Costa Rica).

Quanto às importações de arroz pelo Brasil, nota-se comportamento homogêneo nas últimas duas décadas, com oscilações de acordo com o cenário de oferta interna (Figura 3). Como principais origens das importações brasileiras, destacam-se os membros do Mercosul, com a liderança do Paraguai, posição consolidada na última década. De 2000 a 2010, segundo Brasil (2021), o Paraguai foi responsável por 6,1% do montante adquirido pelo Brasil no mercado internacional – somado com os outros membros do bloco (Argentina e Uruguai), o valor atingiu 90,2%. Já de 2011 a 2020, o Paraguai foi responsável por 50,0% do montante adquirido pelo Brasil no mercado internacional (92,9%, com os outros membros).

Um importante parâmetro de análise do setor orizícola brasileiro é a taxa de Cooperação e Defesa da Orizicultura (CDO), do Instituto Rio-Grandense de Arroz (Irga, 2021), cujo objetivo é promover medidas de defesa e de estímulo da produção de arroz. A taxa CDO foi criada pela Lei nº 5.645/68 (Rio Grande do Sul, 1968) e é recolhida do produtor, por saca de arroz comercializado para fora do Rio Grande do Sul ou depois do beneficiamento do grão no estado. Isso configura uma importante *proxy* de comercialização do alimento no País, pois o estado responde por mais de dois terços da produção nacional. Historicamente, observa-se que o maior volume comercializado ocorre de março a agosto, coincidindo com o período do núcleo da colheita e imediatamente depois (Figura 3). Correlacionado com o volume comercializado e, consequentemente, com a oferta disponível de arroz, destaca-se o comportamento sazonal de preços bem definidos ao longo do ano, sendo usualmente identificados preços mais reduzidos de março a julho e mais elevados nos meses seguintes.

Ainda sobre preços ao produtor, a evolução anual das cotações do grão revela a volatilidade dos últimos 20 anos, já que, em diversos momentos, houve intervenção governamental por intermédio da PGPM. A safra 2010/2011 registrou, dado o grande volume colhido, intensa desvalorização durante sua comercialização.

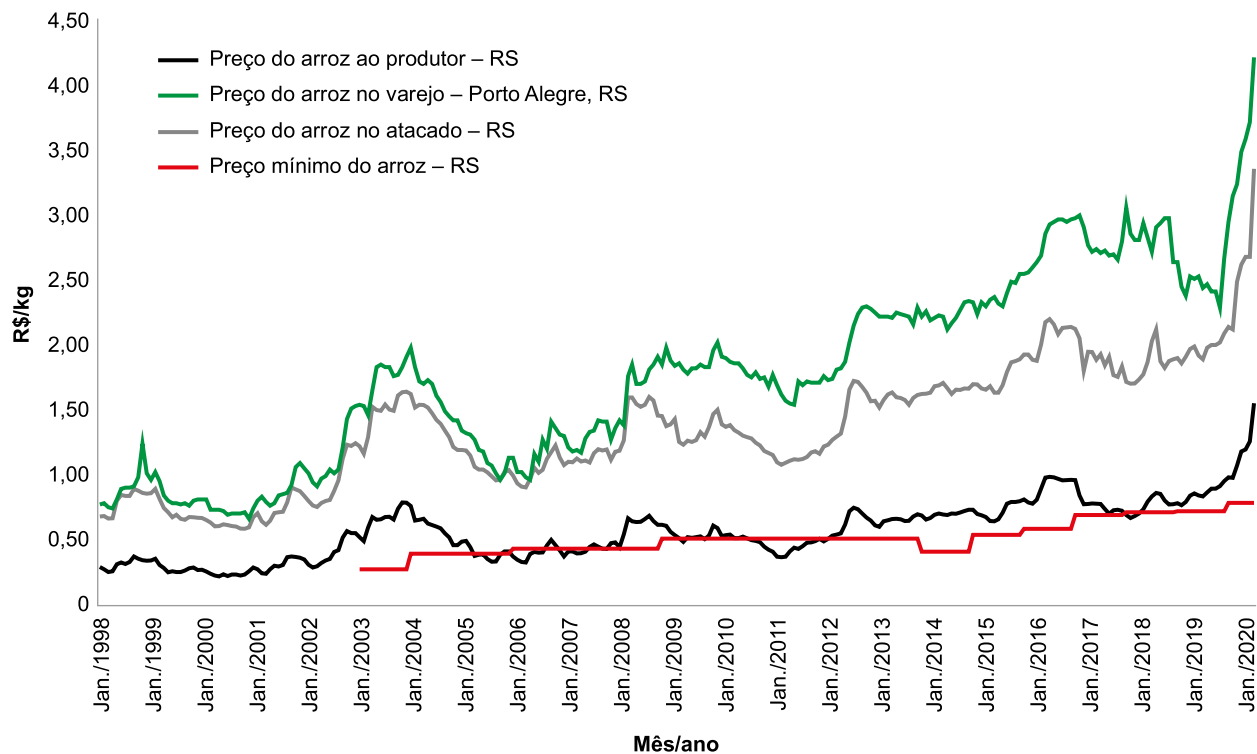
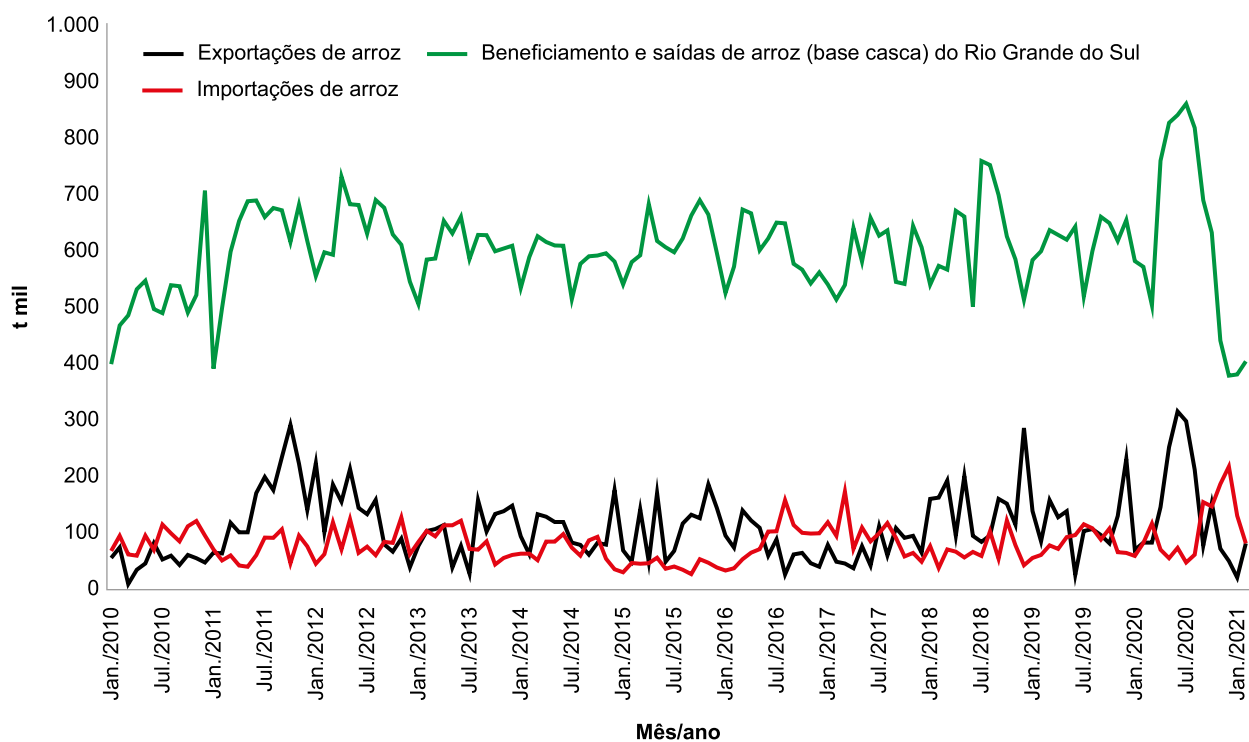


Figura 3. Brasil – taxa CDO, exportações, importações e preços nominais do arroz.

Fonte: elaborado com dados da Conab (2021), Dieese (2021) e Irga (2021).

Na sequência, de 2011/2012 a 2014/2015, o mercado operou de forma mais estável, com cotações que proporcionaram boa rentabilidade ao produtor. Em 2015/2016, depois de problemas climáticos no Sul, houve forte quebra da safra e, com isso, os preços exibiram forte valorização. Como resultado dos valores de comercialização mais altos no período de plantio da safra 2016/2017, identificou-se incrementos de área e de produção e, dessa forma, o mercado iniciou um período de cotações que proporcionaram baixas rentabilidades ao produtor, o que, por sua vez, culminou no recuo da área nas três safras seguintes – 2017/2018, 2018/2019 e 2019/2020 –, mas as perdas foram amenizadas com os incrementos de produtividade do setor.

No início de 2020, a combinação de oferta menor, estoque de passagem mais enxuto e reflexos da pandemia, o aumento das demandas interna e externa por arroz resultou numa intensa valorização do produto no mercado brasileiro. Com os preços mais atrativos no momento do plantio, as estimativas da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab, 2021) apontam para um incremento de área de 1,4% para a safra 2020/2021 de arroz.

Metodologia

Modelo de correção de erros com cointegração threshold

O modelo de correção de erros com cointegração threshold (Enders & Granger, 1998; Enders & Siklos, 2001) avança em relação ao modelo de correção de erros assimétrico padrão – método de destaque nas análises voltadas à assimetria de preços em cadeias agroindustriais – e ao modelo de correção de erros threshold autoregressive, já que ele cuida da assimetria na realização dos testes de cointegração entre as séries.

A princípio, considerando a abordagem padrão de Engle & Granger (1987), estima-se a seguinte relação

$$P_t^{out} = \beta_0 + \beta_1 P_t^{in} + \mu_t \quad (1)$$

entre as variáveis $I(1)$ no nível, em que P_t^{in} é o preço médio para o arroz a montante, no instante t ; P_t^{out} é o preço médio do arroz a jusante; e μ é o termo de erro. A expressão 1 pode ser estimada por mínimos quadrados ordinários, e a estacionariedade dos resíduos $\hat{\mu}_t$ pode ser confirmada pela estatística de teste ADF⁶. Em caso afirmativo, diz-se que as séries de preço em questão são cointegradas, sendo a expressão 1 uma estimativa da relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

Segundo Enders & Granger (1998), o teste de Dickey-Fuller e suas extensões são mal especificados se o ajuste para o equilíbrio de longo prazo é assimétrico. De modo a trabalhar essa questão, considera-se uma especificação alternativa à empregada no teste ADF, como um processo threshold autoregressive (TAR), na forma

$$\Delta \hat{\mu}_t^{ei} = I_t^{ei} \rho_1^{ei} \hat{\mu}_{t-1}^{ei} + (1 - I_t^{ei}) \rho_2^{ei} \hat{\mu}_{t-1}^{ei} + \sum_{k=1}^{p-1} \phi_k^{ei} \Delta \hat{\mu}_{t-k}^{ei} + \varepsilon_t^{ei} \quad (2)$$

em que I_t^{ei} representa uma função indicador:

$$I_t^{ei} = \begin{cases} 1, & \text{se } \hat{\mu}_{t-1}^{ei} \geq 0 \\ 0, & \text{se } \hat{\mu}_{t-1}^{ei} < 0 \end{cases} \quad (3)$$

Conjuntamente, 1 e 2 constituem a estimação denominada cointegração threshold autoregressive (TAR). Por esse modelo, é possível capturar a persistência dos desvios em relação ao equilíbrio. Por exemplo, se $|\rho_1^{ei}| < |\rho_2^{ei}|$, desvios positivos permaneceriam por mais tempo do que desvios negativos. Em contrapartida, se $\rho_1^{ei} = \rho_2^{ei}$, o ajuste é simétrico, e o procedimento padrão, a

⁶ Augmented Dickey-Fuller.

partir da expressão 1, torna-se um caso especial de 2 e 3.

Além disso, quando a assimetria se manifesta com predominância de determinada direção, uma possibilidade é substituir a relação 3 pela função indicador (Enders & Granger, 1998; Enders & Siklos, 2001)

$$I_t^{\pi} = \begin{cases} 1, & \text{se } \Delta \hat{\mu}_{t-1}^{\pi} \geq 0 \\ 0, & \text{se } \Delta \hat{\mu}_{t-1}^{\pi} < 0 \end{cases} \quad (4)$$

que passa a depender da variação em $\hat{\mu}_{t-1}^{\pi}$. A estimativa de 2 com 4 resulta na cointegração momentum threshold (MTAR). Nesse caso, se $|\rho_1^{\pi}| < |\rho_2^{\pi}|$, a função exibe moderado decaimento para variações positivas em $\hat{\mu}_{t-1}^{\pi}$, em contraste com acentuados ajustes depois de variações negativas em $\hat{\mu}_{t-1}^{\pi}$. Como não há pressuposto, a priori, sobre qual dos dois modelos é o mais apropriado, recomenda-se a escolha com base em critérios de seleção, como o Akaike (AIC) ou o Schwarz (BIC).

O parâmetro threshold não precisa ser necessariamente igual a zero, como em 3 e 4. Em caso de divergência, ele deve ser estimado a partir dos dados. Entretanto, neste trabalho a escolha pelo threshold igual a zero se mostrou conveniente, dado o interesse principal em avaliar diferenças entre os ajustes de preços a jusante para variações positivas e negativas a montante. Além disso, em aplicações econômicas é comum definir o threshold como zero, para que o vetor de cointegração coincida com o vetor de equilíbrio (Silva et al., 2014).

Os testes de cointegração TAR e MTAR podem ser operacionalizados com base nas estimativas da expressão 2 e têm como hipótese nula a não existência de cointegração, ou $H_0 = \rho_1^{\pi} = \rho_2^{\pi} = 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, então uma condição suficiente para que $\hat{\mu}_t^{\pi}$ seja estacionário é $\rho_1^{\pi} < 0$, $\rho_2^{\pi} < 0$ e $(1 + \rho_1^{\pi})(1 + \rho_2^{\pi}) < 1$. A estatística do teste F padrão não se aplica nesse caso e, portanto, faz-se necessária a obtenção de valores críticos acertados, como em Wane et al. (2004). Se a hipótese nula é rejeitada, atesta-se a

existência de um único vetor de cointegração, e $\hat{\rho}_1^{\pi}$ e $\hat{\rho}_2^{\pi}$ convergem para uma distribuição normal multivariada.

O modelo de correção de erros com cointegração threshold pode ser expresso por

$$\Delta P_t^{out} = \theta_{\pi}^+ I_t^{\pi} \hat{\mu}_{t-1}^{\pi} + \theta_{\pi}^-(1 - I_t^{\pi}) \hat{\mu}_{t-1}^{\pi} + \sum_{j=0}^{J^+} \gamma_j^+ \Delta P_{t-j}^{in+} + \sum_{j=0}^{J^-} \gamma_j^- \Delta P_{t-j}^{in-} + \sum_{l=0}^{L^+} \lambda_j^+ \Delta P_{t-l}^{out+} + \sum_{l=0}^{L^-} \lambda_j^- \Delta P_{t-l}^{out-} + \xi_t^{\pi} \quad (5)$$

em que os coeficientes θ_{π}^+ e θ_{π}^- são a velocidade de ajuste para o equilíbrio de longo prazo, e os demais termos são especificados como na expressão 1. O teste de simetria para longo prazo consiste em verificar a hipótese nula $H_0 = \theta_{\pi}^+ = \theta_{\pi}^-$, mediante a estatística F padrão. Em caso de rejeição, há indicação de ajustamento assimétrico entre os preços no longo prazo. Para a análise de assimetria de curto prazo, testa-se a seguinte hipótese:

$$H_0 = \sum_{j=0}^{J^+} \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^{J^-} \gamma_j^-$$

tanto para $t = 0$ quanto na inclusão de mais defasagens.

Dados

Os dados empregados nesta pesquisa são séries temporais dos preços do arroz do Rio Grande do Sul observados em três estágios da cadeia produtiva: preço pago ao produtor, atacado (indústria) e varejo. Os preços do grão ao produtor foram coletados no Sistema de Informações Agropecuárias e de Abastecimento (Siagro) da Conab (2021) e referem-se à média estadual da saca de 50 quilos. O preço no atacado diz respeito ao produto beneficiado embalado em fardos de 30 quilos, e a série foi obtida no Instituto Rio Grandense do Arroz – Irga (2021). Já o preço no varejo foi obtido no Irga (2021) e no Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos – Dieese

(2021), tratando-se do preço em Porto Alegre, RS. A Tabela 2 mostra a descrição das séries.

As unidades de medida das séries foram todas convertidas para R\$/kg e trata-se de preços nominais⁷. O período de análise vai até agosto de 2020, pois, a partir de setembro os preços sofreram mudanças expressivas, o que poderia modificar a magnitude dos coeficientes estimados.

Resultados

Para verificar a ordem de integração das séries, foi empregado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Generalized Least Squares (DF-GLS) (Elliott et al., 1996). A Tabela 3 mostra que as séries são não estacionárias no nível, mas são estacionárias em primeira diferença com 1% de significância. Isso permite, portanto, atestar a

existência de uma relação de longo prazo entre elas.

A Tabela 4 mostra as estatísticas para os testes de cointegração do traço e de máximo autovalor (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990) para os preços do arroz. Há pelo menos um vetor de cointegração entre os preços ao produtor e no atacado tanto para o traço quanto para o máximo autovalor. Em relação aos preços no atacado e no varejo, os testes indicam que o rank de cointegração é igual a 1 para os dois testes avaliados. Dessa forma, conclui-se que as séries são cointegradas.

No entanto, estatísticas de teste, como as da Tabela 4, podem ser inconsistentes em caso de assimetria de preços (Enders & Siklos, 2001). Para contornar tal inconveniente, a Tabela 5 mostra os resultados para os testes de cointegração com base nos modelos TAR e MTAR. A

Tabela 2. Variáveis selecionadas.

Sigla	Descrição	Fonte
p_arroz_prod_rs_kg	Preço médio do arroz pago ao produtor do Rio Grande do Sul (R\$/kg)	Conab (2021)
p_arroz_atc_rs_kg	Preço médio do arroz no atacado (indústria) do Rio Grande do Sul (R\$/kg)	Irga (2021)
p_arroz_varejo_rs_kg	Preço médio do arroz no varejo em Porto Alegre, RS (R\$/kg)	Dieese (2021); Irga (2021)

Tabela 3. Teste de raiz unitária DF-GLS para o preço do arroz no Rio Grande do Sul.

Variável	Nível					Diferença				
	Lags	Estatística do teste	Significativo			Lags	Estatística do teste	Significativo		
			1%	5%	10%			1%	5%	10%
Constante										
p_arroz_prod_rs_kg	4	1,679				4	-3,192	***	**	*
p_arroz_atc_rs_kg	4	1,729				4	-3,629	***	**	*
p_arroz_varejo_rs_kg	4	1,652				4	-4,920	***	**	*

Nota: os símbolos ***, ** e * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

⁷ Conforme Azevedo & Politi (2008), as estimações foram feitas com séries nominais, já que o objetivo é avaliar como as variações dos preços a jusante respondem às alterações a montante, independentemente da origem de tais oscilações. Nesse contexto, a própria inflação pode contribuir para a assimetria, caso constatada.

Tabela 4. Resultados do teste de cointegração de Johansen para os preços do arroz.

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos	
Nula	Alternativa		5%	1%
Preços produtor x atacado				
Teste do traço				
$r = 0$	$r > 0$	30,99	15,41	20,04
$r \leq 1$	$r > 1$	1,64	3,76	6,65
Teste de máximo autovalor				
$r = 0$	$r = 1$	29,35	14,07	18,63
$r = 1$	$r = 2$	1,64	3,76	6,65
Preços atacado x varejo				
Teste do traço				
$r = 0$	$r > 0$	22,51	15,41	20,04
$r \leq 1$	$r > 1$	2,64	3,76	6,65
Teste de máximo autovalor				
$r = 0$	$r = 1$	19,87	14,07	18,63
$r = 1$	$r = 2$	2,64	3,76	6,65

Nota: r é o *rank* de cointegração. Optou-se pela inclusão de constante na relação cointegrante e no vetor autorregressivo.

estatística F indica a rejeição de $H_0 = \rho_1^{\text{at}} = \rho_2^{\text{at}} = 0$, para os modelos TAR e MTAR, levando-se em consideração os diferentes níveis da cadeia do arroz. Atesta-se, assim, a cointegração entre as séries de preços.

Os resultados dos modelos TAR e MTAR (Tabela 6) revelam evidências de assimetria na transmissão de preços do arroz entre o produtor e o atacado e entre os preços no atacado e no varejo no Rio Grande do Sul. Tais resultados

Tabela 5. Resultados dos modelos TAR e MTAR.

	Produtor x atacado				Atacado x varejo			
	TAR		MTAR		TAR		MTAR	
ρ_1^{at}	-0,335	(-4,04)***	-0,274	(-4,54)***	-0,195	(-3,13)***	-0,176	(-3,39)***
ρ_2^{at}	-0,107	(-1,27)	-0,167	(-2,72)***	-0,112	(-1,55)	-0,141	(-2,82)***
φ_1^{at}	-0,127	(-2,08)**	-0,131	(-2,14)**	-0,029	(-0,46)	-0,028	(-0,43)
Akaike	-869,042		-868,050		-438,748		-438,441	
Schwarz	-854,648		-853,656		-424,355		-424,047	
Estatística Q_{40} de Ljung-Box	40,266 [0,459]		44,220 [0,298]		45,160 [0,265]		46,928 [0,210]	
Estatística Q_2 de Cumby e Huizinga	1,986 [0,370]		2,263 [0,323]		2,181 [0,336]		2,124 [0,346]	
N	270		270		270		270	
Estatística F ($H_0: \rho_1^{\text{at}} = \rho_2^{\text{at}} = 0$)	14,14***		13,60***		9,61***		9,44**	

Nota: os símbolos *** e ** indicam significância a 1% e 5%, respectivamente. As estatísticas t (p -valores) são reportadas entre parênteses (colchetes). Os valores críticos, obtidos em Wane et al. (2004), são de 9,38 e 7,11 para o modelo TAR, e de 10,15 e 7,76 para o modelo MTAR, aos níveis de significância de 1% e 5%, respectivamente (para 250 observações e 1 defasagem).

Tabela 6. Resultados dos modelos de correção de erros TAR e MTAR.

Variável	Produtor × atacado (TAR)		Produtor × atacado (MTAR)		Atacado × varejo (TAR)		Atacado × varejo (MTAR)	
γ_0^+	1,797	(0,095)***	1,783	(0,095)***	0,621	(0,074)***	0,615	(0,075)***
γ_1^+	0,740	(0,189)***	0,762	(0,190)***	0,442	(0,111)***	0,417	(0,111)***
γ_0^-	0,761	(0,159)***	0,777	(0,159)***	0,078	(0,136)	0,070	(0,136)
γ_1^-	0,373	(0,186)**	0,370	(0,189)*	0,334	(0,146)**	0,403	(0,150)***
λ_1^+	-0,224	(0,085)***	-0,230	(0,085)***	0,030	(0,083)	0,019	(0,082)
λ_1^-	-0,263	(0,088)***	-0,265	(0,088)***	0,039	(0,111)	-0,034	(0,110)
θ^+	-0,288	(0,071)***	-0,226	(0,052)***	-0,124	(0,044)***	-0,074	(0,037)**
θ^-	-0,091	(0,073)	-0,155	(0,054)***	-0,070	(0,052)	-0,124	(0,035)***
Constante	-0,009	(0,005)	-0,014	(0,004)***	-0,007	(0,009)	-0,008	(0,008)
R ² ajustado	0,732		0,731		0,378		0,379	
Akaike	-959,197		-957,427		-641,610		-642,133	
Schwarz	-926,811		-925,041		-609,224		-609,748	
Estatística Q ₄₀ de Ljung-Box	51,133 [0,112]		57,312 [0,037]		46,889 [0,211]		47,123 [0,204]	
Estatística Q ₂ de Cumby e Huizinga	4,234 [0,120]		4,644 [0,098]		0,068 [0,967]		0,032 [0,984]	
Resultados dos testes de simetria de longo e curto prazos								
Longo prazo (H ₀ : $\theta^+ = \theta^-$)	F (1, 261) = 2,67 p-valor [0,104]		F (1, 261) = 0,94 p-valor [0,332]		F (1, 261) = 0,44 p-valor [0,508]		F (1, 261) = 0,95 p-valor [0,332]	
Curto prazo (H ₀ : $\gamma_0^+ = \gamma_0^-$)	F (1, 261) = 25,67 p-valor [0,000]***		F (1, 261) = 24,31 p-valor [0,000]***		F (1, 261) = 10,28 p-valor [0,002]***		F (1, 261) = 10,34 p-valor [0,002]***	
Curto prazo	F (1, 261) = 18,93 p-valor [0,000]***		F (1, 261) = 18,38 p-valor [0,000]***		F (1, 261) = 6,72 p-valor [0,010]***		F (1, 261) = 4,69 p-valor [0,031]**	
$H_0 = \sum_{j=0}^1 \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^1 \gamma_j^-$	p-valor [0,000]***		p-valor [0,000]***		p-valor [0,010]***		p-valor [0,031]**	

Nota: os símbolos ***, ** e * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrão (p-valores) entre parênteses (colchetes).

indicam ineficiência de mercado no setor do arroz, no qual não há repasse imediato das alterações de preços entre os diferentes níveis de comercialização. A distorção na transmissão de preços entre atacado e varejo pode penalizar os consumidores se os aumentos forem repassados rapidamente e as reduções, lentamente, aumentando assim a margem para o varejista em determinados períodos. Desse modo, é relevante citar que os resultados encontrados corroboram esse efeito, para os modelos TAR e MTAR, considerando os preços de atacado e de varejo. O mesmo efeito pode ocorrer entre produtores e

atacadistas. Mas surgem perguntas importantes: qual é a duração da assimetria no repasse? Quais são as intensidades?

O teste de simetria de curto prazo avaliou o ajuste imediato de preços, com a hipótese nula $\gamma_0^+ = \gamma_0^-$, ou seja, verificou-se que, contemporaneamente, a transmissão de acréscimo ocorre na mesma intensidade que a transmissão de redução. Os resultados mostrados na Tabela 6 rejeitam a hipótese nula de simetria em $t = 0$ para todos os modelos TAR e MTAR, indicando assim que os repasses não ocorrem com mesma

intensidade do produtor ao atacado e do atacado para o varejo. Dessa forma, foi feito um teste adicional, que considerou até um mês de defasagem, com

$$H_0 = \sum_{j=0}^1 \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^1 \gamma_j^-,$$

ou seja, observou-se que as variações positivas e negativas não possuem diferença temporal com até um mês de extensão entre os ajustes. Tal hipótese também foi rejeitada para todos os modelos e, portanto, os ajustes de preços positivos e negativos diferem no intervalo de um mês. Entretanto, o ajuste assimétrico dos preços do arroz decorre principalmente dos acréscimos repassados mais rapidamente do que as reduções, já que, para os modelos de preço do produtor ao atacado, $\gamma_0^+ > \gamma_0^-$ e $\gamma_1^+ > \gamma_1^-$. Na relação entre os preços do atacado e do varejo, existe o mesmo efeito, isto é, as altas ocorridas no atacado são repassadas rapidamente pelo varejo, mas as baixas de preços ocorrem de forma branda.

Na equação 5, os coeficientes θ_{\pm}^{\pm} e θ_{\pm}^{\mp} medem a velocidade de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo. Os testes para esses coeficientes não rejeitam a hipótese de simetria de preços no longo prazo ($H_0 = \theta_{\pm}^{\pm} = \theta_{\pm}^{\mp}$), revelando que não existem dissimetrias no repasse dos ajustes de preço ao longo de todo o período analisado, 1998 até 2020. Assim, as assimetrias observadas no curto prazo entre os produtores, atacadistas e varejistas não perduram, não influenciando o equilíbrio de longo prazo no Rio Grande do Sul. Tais resultados evidenciam uma característica importante dos mercados de produtos agrícolas no longo prazo: os preços tendem a se ajustar, convergindo para uma margem média de equilíbrio em cada elo produtivo. Nesse sentido, as variações sazonais da oferta de arroz no Rio Grande do Sul, decorrentes da temporalidade de produção, podem influenciar os ganhos de curto prazo por causa dos desajustes de repasse de queda de preços decorrente da entrada da safra no mercado, mas no longo prazo não há efeito.

Os resultados encontrados neste estudo estão de acordo com a literatura sobre o setor de arroz no Brasil. Para Zanin et al. (2020), os choques de oferta no Rio Grande do Sul tendem a se propagar entre os elos da cadeia produtiva, ou seja, do produtor se estendem para o atacado e depois para o varejo. Os autores verificaram assimetria contemporânea entre os preços ao produtor e no atacado e entre os preços no atacado e no varejo. Dessa forma, os aumentos de preços são repassados de maneira mais rápida e intensa, e as reduções costumam ser brandas. Aguiar & Figueiredo (2011) avaliaram o setor de arroz no Estado de São Paulo, de janeiro de 1989 a dezembro de 2008, e observaram que a hipótese de simetria foi rejeitada, já que as elevações de preços no atacado foram transmitidas fortemente pelo varejo, quando comparadas às reduções. Todavia, no longo prazo não há assimetria na transmissão dos preços. Em relação ao preço ao produtor e no atacado, os autores observaram assimetria com efeito contrário – os decréscimos eram repassados rapidamente, quando comparados aos acréscimos. Segundo os autores, esse fenômeno decorreria do maior poder de mercado dos varejistas em relação aos atacadistas em São Paulo. Assim, ao perceberem redução do preço ao produtor, negociavam a preços menores com os atacadistas. Adami & Miranda (2011) avaliaram a transmissão de preços ao produtor entre o Rio Grande do Sul e Mato Grosso, para o período de agosto de 1999 a junho de 2010, e verificaram que, quando o preço do arroz sobe 1% no Rio Grande do Sul, o preço em Mato Grosso aumenta 0,44% no mesmo período e 0,17% mês seguinte. Então, Adami & Miranda (2011) revelam que havia um efeito de repasse assimétrico de preços entre os dois grandes estados produtores entre 1999 e 2010. Esses estudos reforçam a ideia de assimetria de preços no setor orizícola no Brasil, seja entre estágios da cadeia produtiva, seja entre regiões.

Tal contratempo também se repete em outros setores. Souza et al. (2016) identificam assimetrias de preços para o feijão, principalmente no segmento atacadista em Goiás, onde há a figura de um intermediário (corretor) que

possui maior número de informações que os demais agentes, o que resulta em assimetria de informações e maior custo de transação. Cunha & Wander (2014) investigaram as transmissões de preços do feijão entre o produtor e o varejo em São Paulo e atribuíram a assimetria encontrada à concentração de mercado e à consequente assimetria de informação, que criam condições para o comportamento oportunista dos agentes.

Um ponto importante da dinâmica da assimetria de preços do arroz no Brasil é a capacidade de estocagem. Quando é possível estocar, os atacadistas (varejistas) podem se beneficiar dos preços baixos ao produtor (atacadista) e formar estoques para vender a preços maiores para o varejo (consumidores). Dessa forma, a possibilidade de formação de estoques, o baixo nível de perdas na comercialização e a demanda mais inelástica possibilitam o exercício do poder de mercado nos elos do setor de arroz, mesmo que por períodos curtos (Aguilar & Figueiredo, 2011; Zanin et al., 2020). Cabe ressaltar que a cadeia produtiva do arroz possui características que contribuem para o repasse assimétrico de preços no Rio Grande do Sul, o maior produtor de arroz do Brasil. Espera-se, portanto, que os efeitos sejam ainda mais acentuados nos outros estados, principalmente naqueles onde existem grandes centros consumidores, como São Paulo.

Recentemente, com a intensificação da pandemia no País, identificaram-se oscilações significativas dos preços nos três elos da cadeia produtiva do arroz – produção, distribuição e varejo –, mas notou-se, no período, que a transmissão de preços não ocorreu de forma imediata (Figura 4). Mais especificamente, convém pontuar a intensa valorização do arroz em meados de 2020, decorrente de uma conjunção de fatores, com destaques para o baixo estoque de passagem do grão no Brasil no início daquele ano, a produção da safra 2020/2021 abaixo da média histórica e a intensa exportação de arroz no primeiro semestre de 2020. Sobre os dois primeiros fatores, o mercado ao produtor de arroz

contabilizou, durante as três safras anteriores à pandemia, baixa rentabilidade em meio aos reduzidos preços comercializados e às constantes elevações dos custos de produção. Como resultado, houve desincentivo à manutenção de áreas da cultura, principalmente no Rio Grande do Sul, que acumulou perda de 14,1% da área semeada entre as Safras 2016/2017 e 2020/2021. Desse modo, com a constante redução de área, a produção nacional de arroz recuou. Além disso, nos anos anteriores à pandemia o setor registrou persistentes superávits na balança comercial, já que os desvalorizados preços internos refletiram em boa competitividade do grão brasileiro no mercado mundial. Com a evolução da pandemia no mundo, importantes países exportadores se retiraram do mercado com o receio de desabastecimento e buscaram garantir sua segurança alimentar, o que, somado aos preços nacionais competitivos, acarretou forte ampliação do volume exportado no primeiro semestre de 2020.

Como resultado dos três fatores citados, no segundo semestre de 2020 identificou-se um cenário de oferta restrita no Brasil. Desse modo, foi necessária a atuação governamental para normalizar o abastecimento e os valores comercializados nacionalmente. Então, o governo federal suspendeu a Tarifa Externa Comum (TEC)⁸ para o arroz sobre as importações de 400 mil toneladas do grão (base casca) de países de fora do Mercosul, o que, de fato, refletiu em arrefecimento do viés de alta e gerou estabilidade nas cotações de mercado a partir de outubro de 2020. Em 2021, com a entrada da safra 2020/2021, com evolução produtiva, e com o menor volume exportado ao longo do ano, resultado dos elevados preços internos e da baixa competitividade do grão no mercado internacional, nota-se a correção das cotações internas e a recomposição da oferta nacional.

⁸ Corresponhia a 12% sobre o arroz beneficiado e 10% sobre o produto em casca.

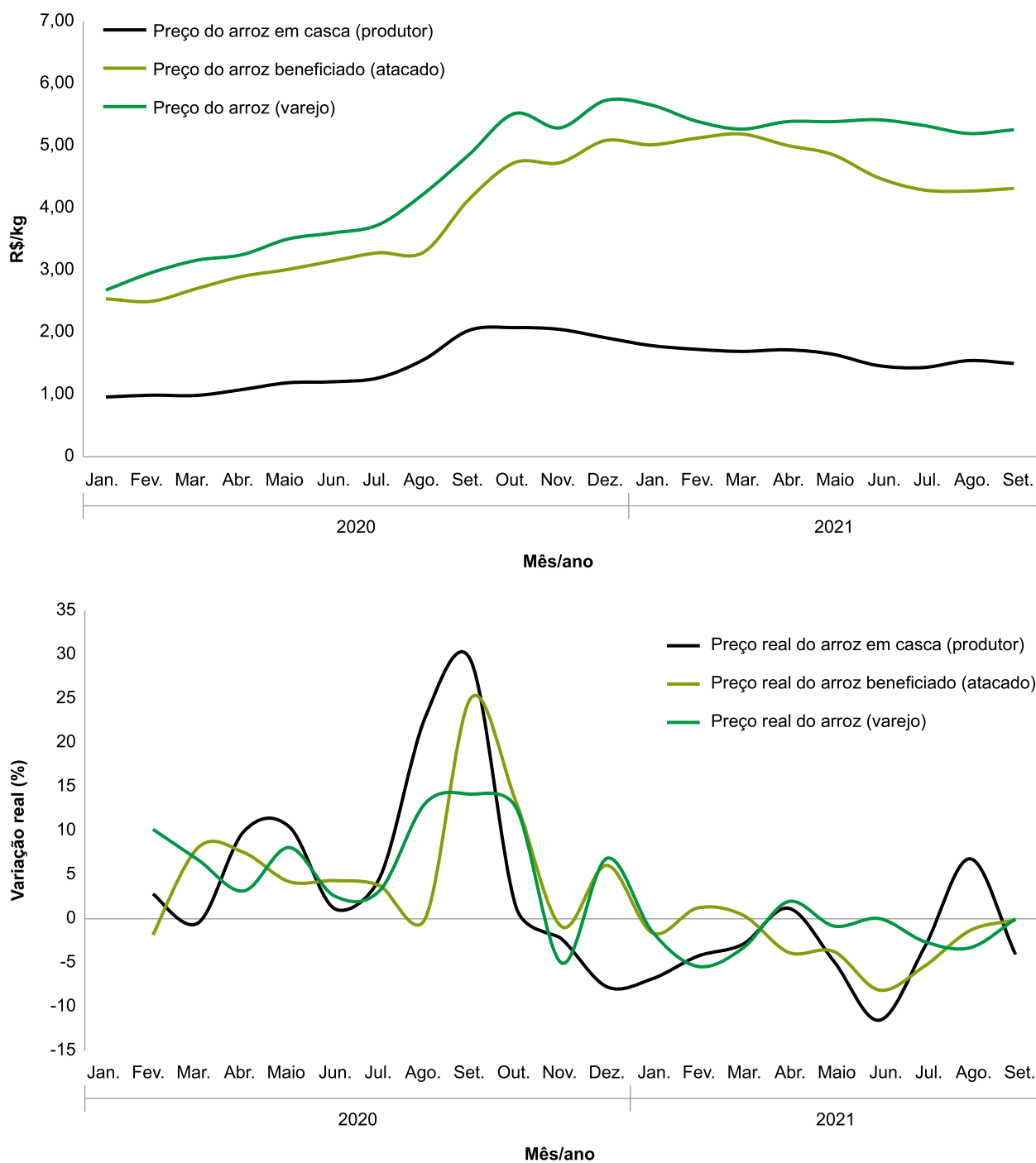


Figura 4. Preços do arroz ao produtor, atacado e varejo no Rio Grande do Sul (jan. 2020 a set. 2021).

* Deflacionados pelo IPCA (IBGE, 2022).

Fonte: elaborado com dados da Conab (2021).

Conclusão

Esta pesquisa avaliou a transmissão dos preços do arroz entre produtores, atacadistas e varejistas no Rio Grande do Sul, entre 1998 e 2020, com o uso de modelos de correção de erros com cointegração threshold. Os resultados obtidos indicaram que não há assimetria de preços no longo prazo entre os diferentes estágios da cadeia produtiva. Entretanto, a hipótese de repasse assimétrico contemporâneo não é descartada, bem como a assimetria com até um mês de diferença entre os elos produtivos. A assimetria de preços observada corrobora os resultados encontrados na literatura: os acréscimos de preços são transmitidos mais rapidamente do que as reduções, tanto na relação entre produtores e atacadistas quanto na comercialização entre atacadistas e varejistas. Nesse sentido, a assimetria de preços pode penalizar os consumidores finais, já que, ao atrasar os repasses de queda de preços, os varejistas podem desfrutar maior margem em determinado período. Nesta pesquisa, observou-se que, dados os efeitos da pandemia sobre o mercado de arroz, a política agrícola adotada de redução da TEC provocou queda dos preços do arroz no Rio Grande do Sul. Entretanto, tal redução ocorreu de forma gradual e lenta por causa das assimetrias de transmissão no curto prazo entre os três elos da cadeia: produtor, atacado e varejo.

A orizicultura no Brasil sofreu grandes transformações, e a concentração da produção no Rio Grande do Sul, na última década, proporcionou maior possibilidade do exercício do poder de mercado nos diferentes estágios do setor de arroz. Com base no ponto de vista exposto, pode-se apontar que a presença de falhas de mercado, como a transmissão assimétrica de preços no setor, pode não só influenciar o nível de preços no Rio Grande do Sul, mas também afetar o atacado ou o varejo em outros estados. Sugere-se, para análises futuras, o estudo da transmissão de preços do arroz entre os estados brasileiros, considerando principalmente o atacado e o varejo.

Referências

- ADAMI, A.C. de O.; MIRANDA, S.H.G. de. Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.49, p.55-80, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000100003>.
- 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. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000400007>.
- ALAM, M.J.; MCKENZIE, A.M.; BEGUM, I.A.; BUYSSE, J.; WAILES, E.J.; HUYLENBROECK, G.V. Asymmetry price transmission in the deregulated rice markets in Bangladesh: asymmetric error correction model. **Agribusiness**, v.32, p.498-511, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1002/agr.21461>.
- AZEVEDO, P.F. de; POLITI, R.B. Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.46, p.767-802, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000300008>.
- BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. **Exportação e Importação Geral**. 2021. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>>. Acesso em: 21 jan. 2021.
- CHEN, B.; SAGHAIAN, S. Market integration and price transmission in the world rice export markets. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.41, p.444-457, 2016.
- CHOU, K.-W.; LIN, P.-C. Asymmetric price transmission and consumer costs in the Taiwanese rice market. **Romanian Journal of Economic Forecasting**, v.22, p.67-86, 2019.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento da Safra Brasileira**. 2021. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras>>. Acesso em: 22 jan. 2021.
- CUNHA, C.A. da; WANDER, A.E. Asymmetry in farm-to-retail dry bean price transmission in São Paulo, Brazil. **Journal on Chain and Network Science**, v.14, p.31-41, 2014. DOI: <https://doi.org/10.3920/JCNS2014.0233>.
- DARBANDI, E. Price transmission analysis for Nicaragua rice market. **International Journal of Food and Agricultural Economics**, v.6, p.85-94, 2018.
- DEB, L.; LEE, Y.; LEE, S.H. Market integration and price transmission in the vertical supply chain of rice: an evidence from Bangladesh. **Agriculture**, v.10, art.271, 2020. DOI: <https://doi.org/10.3390/agriculture10070271>.

- DIEESE. Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. **Banco de Dados da Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos**. 2021. Disponível em: <<https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/notaBancoDados.html>>. Acesso em: 22 jan. 2021.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v.64, p.813-836, 1996. DOI: <https://doi.org/10.2307/2171846>.
- ENDERS, W.; GRANGER, C.W.J. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.16, p.304-311, 1998. DOI: <https://doi.org/10.1080/07350015.1998.10524769>.
- ENDERS, W.; SIKLOS, P.L. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.19, p.166-176, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1198/073500101316970395>.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-276, 1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913236>.
- ESTADOS UNIDOS. Department of Agriculture. **Rice**. Disponível em: <https://www.fas.usda.gov/data/search?f%5B0%5D=field_commodities%3A16>. Acesso em: 25 fev. 2021.
- FIAMOHE, R.; SECK, P.A.; ALIA, D.Y.; DIAGNE, A. Price transmission analysis using threshold models: an application to local rice markets in Benin and Mali. **Food Security**, v.5, p.427-438, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1007/s12571-013-0254-z>.
- GHOSHAY, A. Asymmetric adjustment of rice export prices: the case of Thailand and Vietnam. **International Journal of Applied Economics**, v.5, p.80-91, 2008.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **[Dados socioeconômicos e regionais do Brasil]**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 2 ago. 2022.
- IRGA. Instituto Rio Grandense do Arroz. **Mercado**. 2021. Disponível em: <<https://irga.rs.gov.br/mercado>>. Acesso em: 21 jan. 2021.
- JEZGHANI, F.; MOGHADDASI, R.; YAZDANI, S.; MOHAMADINEJAD, A. Price transmission mechanism in the Iranian rice market. **International Journal of Agricultural Science and Research**, v.2, p.29-38, 2011.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.231-254, 1988. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3).
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-210, 1990. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>.
- MEYER, J.; CRAMON-TAUBADEL, S. von. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, v.55, p.581-611, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>.
- MORALE GEDARA, P.M.; RATNASIRI, S.; BANDARA, J.S. Does asymmetry in price transmission exist in the rice market in Sri Lanka? **Applied Economics**, v.48, p.2491-2505, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1125427>.
- NONNEMBERG, M.J.B.; MARTINS, M.M.V.; CECHIN, A. O que está acontecendo com os preços do arroz no Brasil? **Carta de Conjuntura**, n.49, nota 3, 2020. Disponível em: <<https://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 22 fev. 2021.
- OTOO, E.A. Asymmetric price transmission between local and imported rice prices in Burkina Faso. **Journal of Economics and Behavioral Studies**, v.4, p.523-531, 2012. DOI: <https://doi.org/10.22610/jebis.v4i9.354>.
- PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of Political Economy**, v.108, p.466-502, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1086/262126>.
- RIO GRANDE DO SUL. **Lei nº 5.645, de 24 de setembro de 1968**. Modifica os artigos 25 e 27 da Lei nº 533, de 31 de dezembro de 1948, alterada pela Lei nº 4.059, de 29 de dezembro de 1960. 1968. Disponível em: <<https://www.legisweb.com.br/legislacao/?id=153573>>. Acesso em: 2 ago. 2022.
- SILVA, A.S. da; VASCONCELOS, C.R.F.; VASCONCELOS, S.P.; MATTOS, R.S. de. Symmetric transmission of prices in the retail gasoline market in Brazil. **Energy Economics**, v.43, p.11-21, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.02.002>.
- SOUZA, R. da S.; WANDER, A.E.; CUNHA, C.A. da; SCALCO, P.R. Ajustamento assimétrico de preços na cadeia produtiva do feijão no estado de Goiás, Brasil. **Agroalimentaria**, v.22, p.133-148, 2016.
- WANE, A.; GILBERT, S.; DIBOGLU, S. **Critical values of the empirical F-distribution for threshold autoregressive and momentum threshold autoregressive models**. Carbondale: Southern Illinois University, 2004. (Discussion paper, 23). Disponível em: <http://opensiuc.lib.siu.edu/econ_dp/23>. Acesso em: 10 mar. 2018.
- ZANIN, V.; TONIN, J.M.; HALMENSCHLAGER, V. Asymmetric price transmission in the commercialization of rice in Brazil. **Italian Review of Agricultural Economics**, v.75, p.19-35, 2020.