

Dominância na cadeia produtiva do leite em Goiás¹

Douglas Paranaíba de Abreu²
Cleyzer Adrian da Cunha³

Resumo – Apesar das evidências de que o setor lácteo brasileiro tende ao aumento da concentração da atividade produtiva, diferentemente de outros estados com destaque na produção nacional Goiás apresentou, entre 2006 e 2017, aumento do número de estabelecimentos rurais produtores de leite. Com o objetivo de investigar a presença de um elo dominante na cadeia produtiva do leite, em Goiás, que se beneficie do processo de transmissão assimétrica de preços (ATP), este estudo fez uma análise de ATP por meio dos modelos threshold autoregressive (TAR), momentum-TAR (MTAR), TAR consistente (CTAR), MTAR consistente (CMTAR) e asymmetric error correction models com thresholds. Assimetrias foram captadas apenas pelos modelos CTAR e CMTAR, o que indica que o método de Chan mostra-se relevante para esse tipo de investigação. No longo prazo, por um lado, os atacadistas beneficiam-se de pequenas variações negativas dos preços aos produtores; por outro, uma mudança na trajetória de preços no atacado, para uma tendência negativa, não é ajustada rapidamente nos preços aos produtores, o que indica que o elo atacadista não exerce dominância na cadeia. Entre atacadistas e varejistas, os resultados mostram que os varejistas beneficiam-se da ATP no curto prazo, mas com limitações diante da magnitude e direção dos choques no equilíbrio de longo prazo. Desse modo, pode-se dizer que não há evidências suficientes que caracterizem a presença de um elo dominante nessa cadeia produtiva, o que pode ter permitido a manutenção desses produtores na atividade para o período analisado.

Palavras-chave: economia agrícola, pecuária, séries temporais.

Dominance in the milk supply chain in Goiás state

Abstract – Despite the evidence that the Brazilian dairy sector tends toward an increase of the concentration of productive activity, unlike other states with prominence in the national production Goiás experienced an increase in the number of rural establishments producing milk between 2006 and 2017. Aiming at investigating the presence of a dominant link in the milk production chain in the state of Goiás, which may benefit from the process of asymmetric price transmission (ATP), we carried out an ATP analysis using the following models: threshold autoregressive (TAR), momentum-TAR (MTAR), consistent TAR (CTAR), consistent MTAR (CMTAR), and asymmetric error correction with thresholds. Asymmetries were detected only by the CTAR and CMTAR models, suggesting that the method by Chan is relevant for this type of investigation. In the long term, on one hand, wholesalers benefit from small negative price variations to producers; on the other hand, a change in the wholesale price trend toward negativity is not quickly adjusted in the prices to producers, suggesting that the wholesale link does not exert dominance in the chain. Among wholesalers and retailers, the results show that retailers

¹ Original recebido em 28/9/2022 e aprovado em 21/2/2024.

² Economista, doutor em Agronegócio. E-mail: abreu.douglasp@gmail.com

³ Economista, doutor em Economia Aplicada, professor do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio da Universidade Federal de Goiás (Ppgagro/UFG). E-mail: cleyzercunha@gmail.com

benefit from ATP in the short term, but with limitations for the magnitude and direction of shocks in the long-term equilibrium. Therefore, it can be said that there is not enough evidence to characterize the presence of a dominant link in this production chain, which may have allowed these producers to remain active during the analyzed period.

Keywords: agricultural economics, livestock, time series.

Introdução

A década de 1990 foi marcada por mudanças na política macroeconômica brasileira. Com maior estabilidade monetária proporcionada pelo Plano Real, abertura econômica e adoção do regime de câmbio flutuante, em 1999, os mercados agrícolas do Brasil se tornaram mais integrados com os mercados globais, observando-se ganhos em competitividade em diversas cadeias produtivas do agronegócio (Fochezatto, 2003). Especialmente para o setor lácteo brasileiro, a década de 1990 foi marcada, também, pela difusão da tecnologia Longa Vida, que, por meio de processos industriais e embalagens específicas, que estendem o período de validade dos produtos, possibilitou a expansão das fronteiras de comercialização do leite, antes regionalizada por causa de seu caráter perecível (Marion Filho & Matte, 2006).

Com a economia estabilizada, observou-se aumento de renda da população brasileira, com consequente aumento da demanda por alimentos. Com a nova possibilidade de comercialização do leite, o setor lácteo do País se desenvolveu de forma acelerada e ganhou importância crescente depois da década de 2000 (Moraes & Bender Filho, 2017; Vilela et al., 2017). Hoje, somos o terceiro maior produtor mundial de leite, com 5,0% da produção mundial (FAO, 2020). No território brasileiro, observa-se nas últimas décadas a formação de *clusters* espaciais na produção de leite, principalmente nas mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Paraíba, Sul/Sudeste de Minas, Sudoeste Paranaense, Sul e Centro Goianos (Andrade et al., 2021). Em 2020, a produção brasileira de leite foi

de aproximadamente 35,4 bilhões de litros, com destaque para Minas Gerais, com 27,3% da produção nacional, Paraná (13,1%), Rio Grande do Sul (12,1%) e Goiás (9,0%) (IBGE, 2021).

Juntos, esses quatro estados responderam por mais de 60% da produção brasileira em 2020. Deles, Goiás se destaca como o único onde, entre 2006 e 2017, não houve redução do número de estabelecimentos rurais produtores de leite de vaca (IBGE, 2007, 2019).

Com base nos microdados do censo agropecuário do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre 2006 e 2017 o número de estabelecimentos rurais produtores de leite em Goiás saltou de 69.688 para 72.353, crescimento de 3,8%. Em Minas Gerais, houve queda de 223.073 para 216.460 (-3,0%); no Paraná, de 119.810 para 87.063 (-27,3%); e no Rio Grande do Sul, de 204.920 para 129.877 (-36,6%) (comunicação pessoal)⁴.

Para a produção inferior a 200 litros⁵ de leite por dia, em Goiás o número de estabelecimentos rurais passou de 64.131 para 64.685 (0,9%). Em Minas Gerais, de 207.163 para 189.197 (-8,7%); Paraná, de 116.428 para 76.793 (-34%); e Rio Grande do Sul, de 200.418 para 115.643 (-42,3%) (IBGE, 2007, 2019).

Com relação aos elos a jusante da cadeia, enquanto o número de estabelecimentos de comércio atacadista de leite e laticínios, entre 2006 e 2019⁶, cresceu 5,2% em Minas Gerais, 15,8% no Paraná e caiu 38,1% no Rio Grande do Sul, em Goiás o aumento foi de 62,5% (Brasil, 2020). O número de estabelecimentos de comércio varejista e

⁴ E-mail enviado por Luiz Fernando Pereira Rodrigues, analista do IBGE, ao autor Douglas Paranahyba de Abreu, em 30/9/2021.

⁵ Produção de leite inferior a 200 litros/dia é considerada o menor estrato produtivo nas estatísticas do Cepea (2021).

⁶ Período selecionado por questão de disponibilidade de dados.

supermercados, entre 2006 e 2019, cresceu 51,1% em Minas Gerais, 17,9% no Paraná, 26,2% no Rio Grande do Sul e 50,3% em Goiás (Brasil, 2020).

Apesar das evidências de o setor lácteo brasileiro tender ao aumento da concentração da atividade produtiva, com conseqüente aumento de poder de mercado dos elos a jusante da cadeia, o que poderia explicar a presença de um elo dominante que reduz a sustentabilidade econômica em relação ao produtor (Andrade et al., 2021), o número de estabelecimentos rurais produtores de leite em Goiás, diferentemente dos outros estados que se destacam na produção nacional, cresceu entre 2006 e 2017.

Diante desse cenário, levanta-se a questão se em Goiás a redução do nível de competição pode não ter ocorrido, ou seja, se ao longo da cadeia produtiva do leite não há a presença de um elo dominante, passível de causar desequilíbrios de curto e longo prazos. Tal investigação se mostra de grande relevância no processo de formulação de políticas públicas, inclusive para fomentar discussões no âmbito dos comitês estaduais do setor lácteo, atuantes nos principais estados produtores.

De forma geral, produtores de leite brasileiros, que demonstram ter margens reduzidas (Fassio et al., 2005; Magalhães & Campos, 2006; Gomes & Ferreira Filho, 2007), em um cenário de transmissão assimétrica positiva de preços, tendo em vista a presença de um elo dominante a jusante da cadeia produtiva (Azevedo & Politi, 2008), podem ser considerados mais suscetíveis a deixar a atividade (Lopes & Wander, 2016). Por essa razão, trabalhos que trazem evidências empíricas sobre assimetrias na transmissão de preços em mercados lácteos são de grande importância.

Carvalhoes (2014) e Costa et al. (2018) usaram modelos lineares para verificar as assimetrias na transmissão de preços na cadeia produtiva do leite em Goiás e no Brasil, respectivamente. Porém, segundo Enders & Granger (1998) e Enders & Siklos (2001), se a verdadeira relação de longo prazo entre dois preços for não linear, testes de cointegração baseados em uma relação linear po-

dem gerar resultados espúrios. Ou seja, havendo presença de custos de transação na dinâmica da transmissão assimétrica de preços, modelos não lineares capazes de captar esse tipo de comportamento se mostram mais adequados (Mattos et al., 2010; Costa Júnior et al., 2015), o que indica a necessidade de modelos eficazes em demonstrar a presença de thresholds na dinâmica de transmissão de preços entre mercados ou, mais especificamente, para captar assimetrias na transmissão de preços entre elos de uma cadeia produtiva (Butt et al., 2020; Deb et al., 2020; Aghabeygi et al., 2021).

Em face dessas considerações, o objetivo deste trabalho foi investigar a presença de um elo dominante na cadeia produtiva do leite em Goiás, que se beneficie no processo de transmissão assimétrica de preços (ATP). Para isso, lançou-se mão da análise de ATP por meio de modelos threshold autoregressive (TAR), momentum-TAR (MTAR), TAR consistente (CTAR), MTAR consistente (CMTAR) e asymmetric error correction models com thresholds.

Revisão da literatura

Modelos de assimetria na transmissão de preços, como demonstram Meyer & Von Cramon-Taubadel (2004) e Frey & Manera (2007), ganharam atenção especial na economia agrícola. A validação da Lei do Preço Único, pela arbitragem em mercados espacialmente distintos (Alves & Lima, 2015), e análises da dinâmica de preços entre elos de uma mesma cadeia produtiva (Vavra & Goodwin, 2005) referem-se, respectivamente, às abordagens espacial e vertical.

Amplamente adotado, o modelo de Houck (1977) contorna problemas de não estacionariedade dos preços ao usar séries temporais em suas primeiras diferenças. Porém, por causa da abordagem de cointegração, proposta inicialmente por Engle & Granger (1987), modelos de assimetria que consideram o termo de correção de erros, como propostos em Von Cramon-Taubadel (1998) e Von Cramon-Taubadel & Loy (1999), têm sido mais adequados para demonstrar a dinâmica de

transmissão assimétrica de preços, pois consideram a convergência ao equilíbrio de longo prazo.

Bolotova & Novakovic (2015), dado o caráter estacionário de preços do queijo e leite nos Estados Unidos, usaram o modelo de Houck (1977) e encontraram evidências de assimetria positiva na transmissão dos preços aos produtores rurais. Weldesenbet (2013), analisando a transmissão de preços da cadeia produtiva de leite, na Eslováquia, encontrou relação de cointegração entre os preços no atacado e varejo com os preços aos produtores, mas não encontrou relação de cointegração entre os preços no atacado e varejo. A estratégia adotada por Weldesenbet (2013) foi estimar modelos de Houck (1997) para as séries não cointegradas e modelos asymmetric vector error correction (Avec) para as séries cointegradas. Os resultados mostram que, na Eslováquia, há presença de assimetrias na transmissão de preços, em que atacadistas e varejistas exercem poder de mercado, com o varejo exercendo maior poder sobre os demais elos.

Analisando assimetrias na transmissão de preços no mercado lácteo mexicano e combinando as abordagens espacial e vertical, Jaramillo-Villanueva & Palacios-Orozco (2019) usaram modelos Avec e encontraram evidências de que variações negativas nos preços internacionais do leite são transmitidas ao mercado mexicano mais do que variações positivas. Na abordagem vertical, os autores encontraram evidências de que os produtores de leite no México, apesar de negociarem com estruturas de mercado mais concentradas a jusante da cadeia, não sofrem compressões sistêmicas de suas margens por meio das variações de preços no mercado (Jaramillo-Villanueva & Palacios-Orozco, 2019).

Evidências de produtores rurais com poder de mercado foram encontradas também no Panamá. Acosta & Valdés (2014), empregando modelos Avec para analisar a dinâmica de transmissão de preços entre produtores e varejistas de leite panamenhos, verificaram que quando os preços na fazenda eram reduzidos, os preços no atacado caíam significativamente mais rápido do que quando os preços aos produtores se eleva-

vam (Acosta & Valdés, 2014). Apesar de escassas, evidências de produtores rurais exercendo poder de mercado, ou, também, de transmissões simétricas de preços, como em Bakucs et al. (2012), entre produtores e varejistas de leite na Hungria estão presentes nas análises de ATP.

Modelos Avec são, frequentemente, adotados para análise da dinâmica de preços ao longo de cadeias produtivas, e assimetrias são encontradas em diversos mercados. Contudo, os agentes econômicos podem não revisar os preços de seus produtos diante de um nível de variação de preços nos mercados, positiva ou negativa, mas, sim, adotar estratégias distintas a depender da magnitude dos choques observadas nos preços (Hahn et al., 2016). Havendo a possibilidade desse tipo de estratégia, é importante considerar a presença de thresholds nas variações de preços de um elo da cadeia produtiva, que geram incentivos suficientes para ajustes dos preços de outro elo, ou seja, um comportamento de não linearidade na transmissão vertical de preços (Vavra & Goodwin, 2005).

Deb et al. (2020) empregaram modelos TAR e MTAR para analisar assimetrias na transmissão de preços entre produtores, atacadistas e varejistas de arroz, em Bangladesh, em 2006–2017. Os autores encontraram evidências de exercício de poder de mercado por parte dos atacadistas, tanto a jusante quanto a montante da cadeia. Ao verificarem a presença de threshold, os autores sugerem políticas de intervenção para a redução dos custos transacionais, como a construção de centros atacadistas e incentivos às cooperativas de produtores (Deb et al., 2020).

Analisando os períodos anterior e posterior ao início da divulgação/publicação dos preços praticados pelos frigoríficos nos Estados Unidos, Chung et al. (2018) usaram modelos com threshold para verificar mudanças na dinâmica de transmissão de preços entre produtores, atacadistas e varejistas de carne. Os resultados dos modelos TAR e MTAR mostraram que os parâmetros estimados dos valores acima e abaixo dos thresholds, em todas as equações, foram maiores, em módulo, no período pós-2001 do que antes. Assim, é possível

observar maior velocidade de ajustamento dos preços depois do período de início das divulgações/publicações dos preços praticados pelos frigoríficos nos EUA (Chung et al., 2018). Porém, também no pós-2001, observou-se maior presença de assimetrias estatisticamente significativas, o que, como sugerem os autores, demonstra que um maior nível de informação no mercado, apesar de proporcionar maior integração, pode gerar possibilidade de comportamentos oportunistas a jusante da cadeia (Chung et al., 2018).

Evidências de simetria em análise de ATP com modelos de threshold são encontradas em Mai et al. (2018). Analisando os preços diários internacionais e recebidos pelos produtores do Vietnã de café robusta, os autores afirmam que a política de abertura econômica vietnamita proporcionou maior integração do setor cafeeiro com os mercados globais, o que, para os autores, demonstrou ganhos em eficiência e competitividade. Os autores verificaram também que os parâmetros dos modelos com threshold foram significativos e, dessa forma, mesmo considerando a presença de custos de transação, não puderam rejeitar a hipótese de simetria na transmissão dos preços no comércio internacional de café robusta do Vietnã (Mai et al., 2018).

Enquanto o trabalho de Mai et al. (2018) para o mercado de café no Vietnã sugere que simetria na transmissão de preços é um indicativo de mercados mais competitivos, Aghabeygi et al. (2021), ao encontrarem evidências de simetria na transmissão de preços entre milho e ovos no Irã, testadas com base em modelos assimétricos com threshold, sugerem que políticas de controle de preços e fiscalização de intermediários devem ser implementadas para melhorar o desempenho do mercado. O estudo mostrou que os ovos desempenham papel essencial na dieta iraniana, principalmente por seu conteúdo de proteína. A produção de ovos depende estritamente do preço dos insumos, ou seja, do milho. Para os autores, a partir das evidências de simetrias na transmissão de preços, intervenções são importantes para evitar o contínuo aumento dos preços do milho e consequente transmissão integral aos preços dos

ovos para o consumidor final no Irã (Aghabeygi et al., 2021).

Para analisar a intensificação de intervenções governamentais no mercado de carne suína da China, depois de 2007, Dong et al. (2018) utilizaram modelos com threshold para analisar assimetrias na transmissão dos preços recebidos pelos produtores e pago pelos consumidores finais. Dividindo as séries de preços em duas subamostras, de 1994 a 2007 e de 2007 a 2016, os autores encontraram evidências de simetria de transmissão de preços na primeira subamostra e assimetrias na segunda. Os resultados sugerem que, apesar de o governo chinês ter feito aquisições diretas e adotado política de estoques reguladores para dar suporte ao mercado de carne suína, as consequências geraram desequilíbrios entre oferta e demanda, com flutuações significativas dos preços e consequentes assimetrias de transmissão (Dong et al., 2018).

Para análise em mercados lácteos, Pokrivcak & Rajcaniova (2014) usaram modelos MTAR para investigar assimetrias na transmissão de preços entre produtores e varejistas de leite na Eslováquia entre 1997 e 2011. Os resultados sugerem cointegração com efeito threshold, em que choques positivos nos preços aos produtores se ajustam mais rapidamente no varejo do que choques negativos. Hahn et al. (2016) utilizaram modelos TAR de transição suave (STAR) para analisar os preços do leite ao produtor e de produtos lácteos no varejo nos EUA em 2000–2012. Para os autores, apesar da presença de threshold e do pressuposto relevante de transição suave, o modelo STAR não gerou resultados suficientes para evidências conclusivas ATP (Hahn et al., 2016).

Antonioli et al. (2019), com modelos MTAR, não encontraram evidências de assimetrias na transmissão de preços entre atacadistas e varejistas ao analisar o mercado de leite convencional e orgânico na Itália em 2001–2015. Já Yu & Gould (2019), para a análise de assimetrias na transmissão de preços entre produtores e varejistas de leite nos EUA, entre 2001 e 2018, adotaram modelos MTAR para verificar a cointegração não linear entre as séries temporais analisadas e sugerem que o

aumento de concentração nos elos a jusante provocou as assimetrias detectadas e reduziu o nível de bem dos consumidores finais.

Tendo em vista as evidências apresentadas, de que os agentes econômicos podem revisar seus preços somente após choques de magnitudes específicas, produzindo um efeito threshold nas assimetrias de transmissão de preços, observa-se a importância de se considerar a não linearidade na transmissão de preços ao longo de cadeias produtivas do agronegócio. Nesse contexto, os modelos TAR, MTAR e asymmetric errors correction models com threshold se mostram de singular importância para analisar as assimetrias na transmissão de preços considerando-se a presença de custos de transação.

Material e método

Para estimar os modelos não lineares ATP, foram utilizados dados secundários do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (Cepea) e do Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos (Dieese).

O preço médio pago ao produtor pelo litro de leite (PP) e o preço médio no atacado pelo litro de leite UHT (PA) foram extraídos do Cepea. O preço médio pago pelo litro de leite UHT no varejo no Município de Goiânia (PV) foi extraído do Dieese. As séries temporais possuem frequência mensal, de janeiro de 2005 a dezembro de 2020, totalizando 192 observações em cada amostra. As séries estão representadas em seus valores nominais (reais por litro) e não possuem dados faltantes.

A transmissão de preços entre produtores, atacadistas e varejistas de leite em Goiás, considerando-se a presença de thresholds, pode ser verificada com base nos resíduos da relação de equilíbrio de longo prazo entre pares das três séries temporais. A definição dos pares de variáveis a serem estimadas seguirá a teoria de comercialização agrícola (Vavra & Goodwin, 2005) e, assim, as transmissões serão analisadas entre PP, PA e PV.

De forma geral, a modelagem de cointegração com threshold possibilita analisar de que maneira a relação dinâmica de curto prazo atua, dependendo da magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo (Simioni et al., 2013). De acordo com Dong et al. (2018), a modelagem econométrica parte da equação

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \mu_t \quad (1)$$

em que x_t são os preços a montante da cadeia produtiva do leite regredidos contra os preços a jusante, representados por y_t (Simioni et al., 2013). O primeiro par de variáveis a ser testadas é $PA_t = \beta_0 + \beta_1 PP_t + \mu_t$, e o segundo é $PV_t = \beta_0 + \beta_1 PA_t + \mu_t$. O subscrito t se refere ao tempo, os parâmetros β são estimados por mínimos quadrados ordinários, e μ_t representa os resíduos da regressão.

Com base no teste Dickey Fuller Aumentado (ADF), verifica-se a estacionariedade de μ_t (Cunha et al., 2010); caso os resíduos sejam estacionários, são feitos os testes para verificação de sua não linearidade. Os testes de Tsay (1989) e Hansen (1997) são feitos para detectar a não linearidade de μ_t ; caso rejeitada a hipótese nula de linearidade, os modelos não lineares TAR e MTAR são estimados.

Os testes ADF, de Tsay e Hansen, são feitos sobre os resíduos da equação 1 com as séries de preços em seus formatos originais. Na sequência, os modelos TAR e MTAR são estimados com as séries em logaritmo, para que seja possível analisar as elasticidades nas transmissões de preços em termos percentuais. Os modelos TAR e MTAR podem ser dados por

$$\Delta\mu_t = \beta_0 + \rho_1 I_t \mu_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \gamma_i \Delta\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

com

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \mu_{t-1} \geq \tau, \\ 0 & \text{se } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad \text{para o modelo TAR} \quad (3)$$

e

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta\mu_{t-1} \geq \tau, \\ 0 & \text{se } \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad \text{para o modelo MTAR} \quad (4)$$

em que q se refere à ordem de defasagem do termo residual definida a partir do Bayesian Information Criterion (BIC); ρ_1 e ρ_2 são os parâmetros estimados do modelo, cujo valores estão acima ou abaixo do threshold, respectivamente, tal como definido nas equações 3 e 4; e I_t é a função do indicador Heaviside, e τ refere-se ao valor do threshold.

É possível estimar os modelos TAR e MTAR com base em duas abordagens, tal como em Enders & Granger (1998) e Enders & Siklos (2001), determinando-se o valor do threshold igual a zero, ou seja, $\tau = 0$ nas equações 3 e 4, aqui denominados modelos TAR e MTAR, ou estimando-se os valores dos thresholds, tal como propõe Chan (1993), aqui denominados de modelos TAR consistente (CTAR) e MTAR consistente (CMTAR). Os modelos CTAR e CMTAR podem demonstrar mudanças na dinâmica de transmissão de preços a partir de choques acima ou abaixo dos thresholds calculados com base na própria estrutura dos dados, permitindo analisar possíveis comportamentos de assimetria que não são captados pelos modelos TAR e MTAR.

Nos modelos TAR, MTAR, CTAR e CMTAR, a condição $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$ é suficiente para supor a estacionariedade dos resíduos (Araujo et al., 2017), e a relação de cointegração na equação 2 é confirmada a partir da rejeição da hipótese nula $\rho_1 = \rho_2 = 0$ (Dong et al., 2018).

As assimetrias na transmissão de preços podem ser testadas verificando se $\rho_1 = \rho_2$; caso a igualdade seja rejeitada, existem evidências de transmissão assimétrica de preços. Identificando-se transmissões de preços assimétricas na abordagem TAR, MTAR, CTAR ou CMTAR, é possível estimar um asymmetric error correction model com base nos parâmetros de threshold (Ndoricimpa, 2013; Tiwari & Mutascu, 2016), aqui denominados de asymmetric ecmTAR, ecmCTAR, ecmMTAR e ecmCMTAR.

Para o primeiro par de variáveis analisadas, entre PP e PA, são estimadas as equações

$$\begin{aligned} \Delta PP_t = & \theta_{PP} + \delta^+_{PP} e^+_{t-1} + \delta^-_{PP} e^-_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \varphi^+_{PPi} \Delta PP^+_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi^-_{PPi} \Delta PP^-_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \omega^+_{PPi} \Delta PA^+_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega^-_{PPi} \Delta PA^-_{t-1} + \upsilon_{PPt} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta PA_t = & \theta_{PA} + \delta^+_{PA} e^+_{t-1} + \delta^-_{PA} e^-_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \varphi^+_{PAi} \Delta PP^+_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi^-_{PAi} \Delta PP^-_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \omega^+_{PAi} \Delta PA^+_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega^-_{PAi} \Delta PA^-_{t-1} + \upsilon_{PA_t} \end{aligned} \quad (6)$$

Para o segundo par, entre os preços no atacado (PA) e no varejo (PV),

$$\begin{aligned} \Delta PA_t = & \theta_{PA} + \delta^+_{PA} e^+_{t-1} + \delta^-_{PA} e^-_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \varphi^+_{PAi} \Delta PA^+_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi^-_{PAi} \Delta PA^-_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \omega^+_{PAi} \Delta PV^+_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega^-_{PAi} \Delta PV^-_{t-1} + \upsilon_{xt} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta PA_t = & \theta_{PV} + \delta^+_{PV} e^+_{t-1} + \delta^-_{PV} e^-_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \varphi^+_{PVi} \Delta PA^+_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi^-_{PVi} \Delta PA^-_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \omega^+_{PVi} \Delta PV^+_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega^-_{PVi} \Delta PV^-_{t-1} + \upsilon_{PVi} \end{aligned} \quad (8)$$

Nas equações de 5 a 8, os preços estão em logaritmos. Os parâmetros δ^+ e δ^- referem-se aos componentes dos modelos TAR, MTAR, CTAR e CMTAR, em que $e^+_{t-1} = I_t \mu_{t-1}$ e $e^-_{t-1} = (1 - I_t) \mu_{t-1}$, tal como nas equações de 2 a 4. Os sobrescritos + e - referem-se aos componentes positivos e negativos de suas respectivas variáveis. Por exemplo, $\Delta x^+_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2}$ se $x_{t-1} > x_{t-2}$, bem como $\Delta x^-_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2}$ se $x_{t-1} < x_{t-2}$. Os resíduos das equações são representados por υ_{it} , θ é a constante, e φ e ω são parâmetros a serem estimados. Com base nessas equações, é possível analisar comportamentos assimétricos nas relações de curto prazo, bem como em direção ao equilíbrio de longo prazo com a presença de thresholds.

Resultados e discussão

Conforme a Tabela 1, os testes ADF sobre os resíduos da regressão linear dos dois pares de

Tabela 1. Estatísticas dos testes de estacionariedade e linearidade⁽¹⁾

Testes sobre os resíduos	PA em função de PP	PV em função de PA
ADF, defasagens = 2	-4,644***	-4,753***
ADF, defasagens = 3	-4,438***	-5,159***
ADF, defasagens = 6	-3,601***	-3,399***
TSAY, ordem = 2	10,020***	5,288***
HANSEN, SETAR (2)	35,799***	31,825***
HANSEN, SETAR (3)	43,713***	41,051***

⁽¹⁾ Como em Hansen (1997), o parâmetro de atraso para o teste de linearidade é estimado por modelos Self-Exciting Threshold Autoregressive (Setar). Valores críticos do teste ADF: -2,58 (1%), -1,95 (5%) e -1,62 (10%). Os resultados apresentados do teste ADF são da versão sem tendência e sem constante, mas a rejeição de H0 também foi observada nos testes com constante e tendência.

Nota: *** Rejeita H0 a 1% de significância.

preços (PA em função de PP e PV em função de PA) rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária. Os testes de linearidade de Tsay e Hansen também rejeitaram a hipótese nula de linearidade para os resíduos da regressão linear entre os dois pares de preços.

Os testes preliminares sobre as séries (Tabela 1) justificam o uso dos modelos TAR e MTAR, a seguir.

Relação entre PP e PA

A Figura 1 mostra os preços do leite ao produtor e no atacado em Goiás.

As séries de preços do leite ao produtor e no atacado foram trabalhadas nos modelos apenas com uma transformação logarítmica com base em seus formatos originais. Modelos TAR e MTAR foram estimados de 1 a 7 defasagens e, seguindo Ndoricimpa (2013), foram selecionados os modelos com menor Bayesian Information Criterion (BIC). Tanto para o modelo TAR quanto para o MTAR, a ordem de defasagem que apresentou o menor BIC foi igual a 1 e, por essa razão, esses modelos foram escolhidos⁷.

Pelo procedimento de Chan (1993), o valor do threshold estimado para o modelo CTAR, com base no critério de menor soma dos quadrados dos resíduos, foi igual a 0,068. Para o modelo CMTAR, levando-se em consideração o mesmo critério, o valor do threshold foi igual a -0,045. A Tabela 2 mostra os resultados dos modelos TAR, MTAR, CTAR e CMTAR para a relação entre PP (variável independente) e PA (variável dependente).

A Tabela 2 mostra que, para os quatro modelos estimados, os parâmetros ρ_1 e ρ_2 exibem valores entre -2 e 0, o que demonstra estacionariedade dos resíduos. Além disso, a hipótese nula de ausência de autocorrelação no teste Ljung-Box (LB) com quatro, oito e 12 defasagens não foi rejeitada, mostrando não haver problemas de autocorrelação serial. Esses resultados permitem supor que os modelos estimados TAR, MTAR, CTAR e CMTAR possuem estabilidade e que seus parâmetros podem ser analisados.

A hipótese nula de ausência de cointegração é testada a partir de $\rho_1 = \rho_2 = 0$, que foi rejeitada nos quatro modelos. Esses resultados demonstram que as séries de preços do leite ao produtor e no atacado são cointegradas. Por fim, a hipótese nula de simetria na transmissão de preços, ou seja $\rho_1 = \rho_2$, foi rejeitada apenas nos modelos CTAR e CMTAR – duas últimas colunas da Tabela 2.

As evidências de transmissão de preços, simétricas nos modelos TAR e MTAR, mas assimétricas nos modelos CTAR e CMTAR, mostram que perturbações no equilíbrio de longo prazo entre as séries não se ajustam de formas distintas considerando-se apenas os efeitos de threshold entre choques positivos ou negativos, mas, sim, que as assimetrias na transmissão de preços estão presentes diante de valores específicos de thresholds: choques sobre o equilíbrio de longo prazo de 6,8% captados pelo modelo CTAR; e de -4,5% captados pelo modelo CMTAR.

Tendo em vista que os resíduos da equação 1, utilizados nos modelos da Tabela 2 possuem a re-

⁷ Todos os modelos foram também estimados com duas, três e quatro defasagens, tendo em vista que a inclusão de mais defasagens poderia explicar melhor o comportamento do ajuste de preços entre produtores e atacadistas. Porém, os resultados não foram melhores do que nos modelos com uma defasagem.

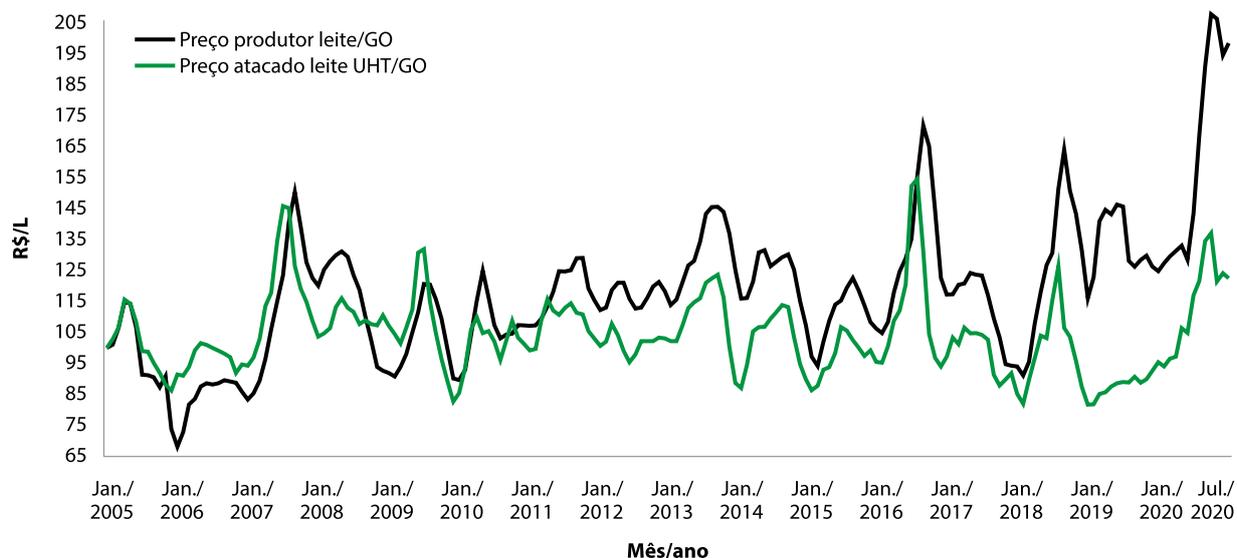


Figura 1. Preços do leite ao produtor e no atacado, em Goiás (R\$/L).

Preços deflacionados pelo IPCA (base = dezembro de 2020). Preços em número índice com base em janeiro de 2005.

Fonte: elaborado com dados de Cepea (2021) e Dieese (2021).

Tabela 2. Resultados dos modelos TAR, MTAR, CTAR e CMTAR.

Estimativa ⁽¹⁾	TAR	MTAR	CTAR	CMTAR
τ	0	0	0,068	-0,045
ρ_1	-0,328*** [0,059]	-0,230*** [0,061]	-0,399*** [0,062]	-0,217*** [0,048]
ρ_2	-0,212*** [0,063]	-0,318*** [0,061]	-0,165*** [0,058]	-0,495*** [0,092]
R2 Ajustado	0,187	0,184	0,212	0,210
Estatística F	15,61***	15,28***	18,07***	17,86
AIC	-595,176	-594,380	-601,094	-600,598
BIC	-582,188	-581,391	-588,106	-587,610
LB (4)	p-valor 0,375	p-valor 0,419	p-valor 0,384	p-valor 0,714
LB (8)	p-valor 0,737	p-valor 0,774	p-valor 0,725	p-valor 0,880
LB (12)	p-valor 0,630	p-valor 0,689	p-valor 0,603	p-valor 0,785
H0: $\rho_1 = \rho_2 = 0$	p-valor 0,000***	p-valor 0,000***	p-valor 0,000***	p-valor 0,000***
H0: $\rho_1 = \rho_2$	p-valor 0,173	p-valor 0,301	p-valor 0,005***	p-valor 0,007***

⁽¹⁾ As séries foram estimadas em seus logaritmos naturais.

Nota: *** Significância estatística a 1%.

lação $\mu_{t-1} = \log PA_{t-1} - \beta_1 \log PP_{t-1} - \beta_0$, os resultados do modelo CTAR mostram que variações positivas nos preços do leite no atacado (ou negativas nos preços do leite ao produtor), suficientes para causar choques superiores a 6,8% na relação de longo prazo entre as séries, deslocam os choques para o vetor de equilíbrio duas vezes mais rápido do que choques inferiores a 6,8% na relação de longo prazo entre as séries.

Quanto aos resultados do modelo CMTAR, pode-se observar que variações negativas persistentes nos preços do leite no atacado (ou positivas ao produtor), suficientes para causar choques persistentes inferiores a -4,5% na relação de longo prazo entre as séries, deslocam os choques para o vetor de equilíbrio duas vezes mais rápido do que

choques negativos mais próximos de zero na relação de longo prazo entre as séries.

Pelo fato de as assimetrias terem sido captadas apenas nos modelos CTAR e CMTAR (Tabela 2), eles serão o foco de análise nos modelos assimétricos de correção de erros com threshold. A Tabela 3 mostra os resultados dos outros modelos estimados.

Os modelos asymmetric ecmCTAR e asymmetric ecmCMTAR permitem analisar as assimetrias na transmissão de preços de curto e longo prazos. Com relação aos choques de curto prazo, as duas últimas linhas da Tabela 3 mostram que as hipóteses de simetria, $PP^+_{t-1} = PP^-_{t-1}$ e $PA^+_{t-1} = PA^-_{t-1}$, não puderam ser rejeitadas em nenhum dos três níveis de significância em todos

Tabela 3. Resultados dos modelos Asymmetric ecmTAR, ecmMTAR, ecmCTAR e ecmCMTAR para a relação entre PP e PA.

Estimativa	Asymmetric ecmTAR		Asymmetric ecmMTAR		Asymmetric ecmCTAR		Asymmetric ecmCMTAR	
	PP	PA	PP	PA	PP	PA	PP	PA
τ	0	0	0	0	0,068	0,068	-0,045	-0,045
θ	0,000 [0,005]	0,012 [0,007]	0,000 [0,005]	0,007 [0,007]	0,000 [0,005]	0,008 [0,006]	-0,001 [0,005]	0,008 [0,007]
δ^+	0,100 [0,075]	-0,312*** [0,097]	0,083 [0,062]	-0,115 [0,081]	0,086 [0,069]	-0,389*** [0,088]	0,048 [0,047]	-0,126** [0,063]
δ^-	0,113 [0,072]	-0,044 [0,093]	0,126** [0,056]	-0,221*** [0,073]	0,121** [0,057]	-0,023 [0,072]	0,292*** [0,082]	-0,321*** [0,109]
PP^+_{t-1}	0,372*** [0,096]	-0,077 [0,124]	0,361*** [0,097]	-0,079 [0,126]	0,373*** [0,095]	-0,080 [0,121]	0,336*** [0,094]	-0,077 [0,124]
PP^-_{t-1}	0,183* [0,099]	-0,037 [0,128]	0,190* [0,099]	-0,028 [0,129]	0,179* [0,099]	-0,067 [0,126]	0,220** [0,098]	-0,044 [0,129]
PA^+_{t-1}	0,444*** [0,110]	0,600*** [0,142]	0,467*** [0,116]	0,458*** [0,151]	0,456*** [0,112]	0,686*** [0,143]	0,534*** [0,108]	0,449*** [0,143]
PA^-_{t-1}	0,502*** [0,094]	0,602*** [0,122]	0,490*** [0,091]	0,677*** [0,126]	0,497*** [0,094]	0,567*** [0,120]	0,423*** [0,096]	0,706*** [0,127]
R2 ajustado	0,541	0,224	0,541	0,216	0,541	0,251	0,557	0,222
Estatística-F	38,13***	10,13***	38,23***	9,693***	38,19***	11,60***	40,66***	10,01***
$\delta^+ = \delta^-$	p-valor 0,918	p-valor 0,086	p-valor 0,598	p-valor 0,320	p-valor 0,699	p-valor 0,002***	p-valor 0,010**	p-valor 0,119
$PP^+_{t-1} = PP^-_{t-1}$	p-valor 0,235	p-valor 0,847	p-valor 0,285	p-valor 0,805	p-valor 0,222	p-valor 0,947	p-valor 0,460	p-valor 0,873
$PA^+_{t-1} = PA^-_{t-1}$	p-valor 0,717	p-valor 0,994	p-valor 0,895	p-valor 0,330	p-valor 0,803	p-valor 0,574	p-valor 0,505	p-valor 0,241

Notas: ** significância estatística a 5%; *** significância estatística a 1%.

os modelos estimados⁸. Dessa forma, pode-se afirmar que, no curto prazo, os preços entre produtores e atacadistas de leite em Goiás são transmitidos de forma simétrica.

Contudo, a hipótese nula de simetria no equilíbrio de longo prazo com a presença de threshold, $\delta^+ = \delta^-$, foi rejeitada a 5% de significância nos modelos asymmetric ecmCTAR e asymmetric ecmCMTAR. Esses resultados reforçam os resultados dos modelos CTAR e CMTAR (Tabela 3) e evidenciam a presença de assimetrias na transmissão de preços entre produtores e atacadistas de leite em Goiás, com a presença de threshold.

Os parâmetros δ^+ significativo e δ^- não significativo, no modelo asymmetric ecmCTAR, mostram que variações negativas nos preços aos produtores, suficientes para causar choques superiores a 6,8% na relação de longo prazo entre as séries, são ajustadas negativamente nos preços do atacado. Assim, quedas mais fortes nos preços ao produtor são transmitidas negativamente aos preços de atacado, enquanto reduções de preços aos produtores de magnitudes menores não são transmitidas.

Esse resultado sugere que os atacadistas se beneficiam diante de pequenas variações negativas de preços em relação ao produtor, mas em momentos de aumento da oferta de leite, que provocam reduções de preços mais acentuadas aos produtores, os atacadistas tendem a reduzir seus preços, convergindo ao equilíbrio de longo prazo em até três meses. Uma possível explicação para a redução mais forte de preços no elo atacadista, em momentos de aumento da oferta de leite a montante da cadeia, decorre da necessidade de escoar a produção diante de uma demanda inelástica nos elos a jusante da cadeia, como observado em Scalco et al. (2017).

No modelo asymmetric ecmCMTAR, δ^- se mostrou significativo e δ^+ não significativo, indicando que variações negativas persistentes nos preços do leite no atacado, causando choques

inferiores a -4,5% no equilíbrio de longo prazo, são ajustadas positivamente nos preços aos produtores, enquanto choques superiores a -4,5% na relação de longo prazo entre as séries não são ajustados. Esse resultado sugere que, em momentos de mudança de trajetória dos preços do atacado, para uma tendência negativa, os preços aos produtores permanecem sendo ajustados positivamente entre três e quatro meses.

Pelo modelo asymmetric ecmCMTAR, é possível captar os benefícios gerados aos produtores na relação de preços de longo prazo com o atacado, ou seja, variações negativas nos preços do atacado, para o efeito *momentum*, não são imediatamente transmitidas aos produtores. Tendo em vista que Carvalhaes (2014) e Costa et al. (2018) sugerem que o elo atacadista/processador exerceria o papel dominante na cadeia produtiva do leite, em Goiás e no Brasil, respectivamente, as evidências aqui encontradas corroboram a hipótese, inicialmente levantada, de que para Goiás e existência de um elo atacadista/processador dominante que afete a sustentabilidade da cadeia produtiva do leite não é tão clara.

Relação entre PA e PV

A Figura 2 mostra as séries de preços do leite no atacado em Goiás e no varejo no Município de Goiânia (em estrutura diferente da estimada nos modelos).

Seguindo o mesmo procedimento da seção anterior, as séries de preços do leite no atacado e no varejo foram trabalhadas em suas formas logarítmicas a partir de seus formatos originais. Modelos TAR e MTAR foram estimados de 1 a 7 defasagens e, seguindo Ndoricimpa (2013), foram selecionados os modelos com menor BIC. Tanto para o modelo TAR quanto para o MTAR, a ordem de defasagem que apresentou o menor BIC foi igual a 1 e, por essa razão, esses modelos foram escolhidos⁹.

⁸ Modelos com mais defasagens também foram estimados, mas os resultados não se alteraram.

⁹ Todos os modelos foram também estimados com duas, três e quatro defasagens, tendo em vista que a inclusão de mais defasagens poderia explicar melhor o comportamento do ajuste de preços entre atacadistas e varejistas. Porém, os resultados não foram melhores do que os modelos com uma defasagem.

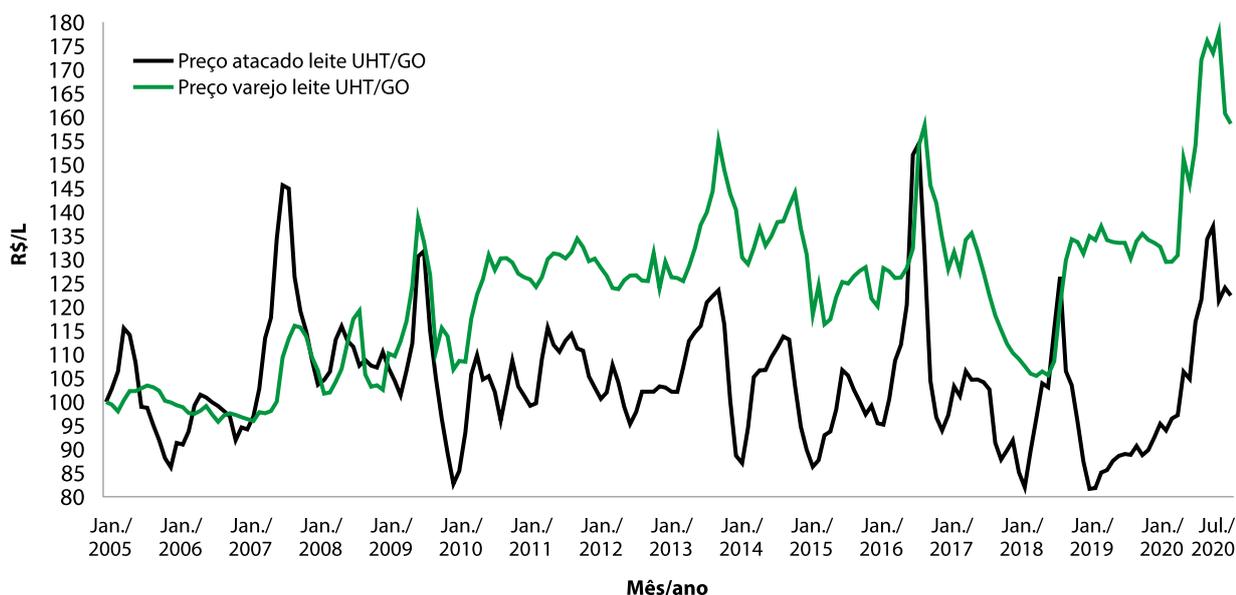


Figura 2. Preços do leite no atacado em Goiás e no varejo em Goiânia, GO (R\$/L).

Preços deflacionados pelo IPCA (base = dezembro de 2020). Preços em número índice com base em janeiro de 2005.

Fonte: elaborado com dados de Cepea (2021) e Dieese (2021).

Pelo método de Chan (1993), o valor do threshold estimado para o modelo CTAR, com base no critério de menor soma dos quadrados dos resíduos, foi igual a 0,102. Para o CMTAR, mesmo critério, o threshold foi igual a -0,026. A Tabela 4 mostra os resultados dos modelos TAR, MTAR, CTAR e CMTAR para a relação entre PA e PV. Nos quatro modelos estimados, os parâmetros ρ_1 e ρ_2 exibiram valores entre -2 e 0, o que significa estacionariedade dos resíduos. Além disso, a hipótese nula de ausência de autocorrelação no teste Ljung-Box (LB) com 4, 8 e 12 defasagens não foi rejeitada, o que mostra não haver problemas de correlação serial. Esses resultados permitem supor que os modelos estimados possuem estabilidade e seus parâmetros podem ser analisados.

A hipótese nula de ausência de cointegração é testada em $\rho_1 = \rho_2 = 0$, que foi rejeitada nos quatro modelos. Esses resultados mostram que as séries de preços do leite no atacado e no varejo são cointegradas. Por fim, a hipótese nula de simetria na transmissão de preços, ou seja, $\rho_1 = \rho_2$, foi rejei-

tada apenas no modelo CMTAR – última coluna da Tabela 4.

As evidências de transmissão de preços, simétricas nos modelos TAR, MTAR e CTAR, mas assimétrica no modelo CMTAR, mostram que perturbações no equilíbrio de longo prazo entre as séries não se ajustam de formas distintas, considerando-se apenas os efeitos de threshold entre choques positivos ou negativos e não diante de choques no equilíbrio de longo prazo acima ou abaixo de um threshold, mas, sim, diante do efeito *momentum* no equilíbrio de longo prazo entre as séries, superiores ou inferiores a um threshold específico e negativo¹⁰, de -2,6%, captado pelo modelo CMTAR.

Tendo em vista que os resíduos da equação 1, utilizados nos modelos da Tabela 4, possuem a relação $\mu_{t-1} = \log PV_{t-1} - \beta_1 \log PA_{t-1} - \beta_0$, os resultados do modelo CMTAR provam que variações negativas nos preços do leite no varejo (ou positivas nos preços do atacado), suficientes para causar choques abaixo de -2,6% na relação de longo prazo

¹⁰ Valores de threshold negativos sugerem que choques negativos são mais rapidamente corrigidos do que choques positivos (Mattos et al., 2010).

Tabela 4. Resultados dos modelos TAR, MTAR, CTAR e CMTAR, PV em função de PA.

Estimativa	TAR	MTAR	CTAR	CMTAR
τ	0	0	0,102	-0,026
ρ_1	-0,174*** [0,053]	-0,203*** [0,055]	-0,151*** [0,057]	-0,227*** [0,044]
ρ_2	-0,185*** [0,046]	-0,166*** [0,045]	-0,198*** [0,044]	-0,107* [0,055]
R2 Ajustado	0,162	0,163	0,164	0,175
Estatística F	13,26***	13,36***	13,42***	14,43***
AIC	-485,069	-485,312	-485,468	-487,986
BIC	-472,081	-472,324	-472,480	-474,998
Ljung-Box (4)	p-valor 0,952	p-valor 0,932	p-valor 0,962	p-valor 0,882
Ljung-Box (8)	p-valor 0,879	p-valor 0,856	p-valor 0,894	p-valor 0,839
Ljung-Box (12)	p-valor 0,650	p-valor 0,588	p-valor 0,650	p-valor 0,510
H0: $\rho_1 = \rho_2 = 0$	p-valor 0,000***	p-valor 0,000***	p-valor 0,000***	p-valor 0,000***
H0: $\rho_1 = \rho_2$	p-valor 0,872	p-valor 0,607	p-valor 0,518	p-valor 0,089*

Notas: * Significância estatística a 10%; *** significância estatística a 1%.

entre as séries, deslocam os choques para o vetor de equilíbrio duas vezes mais lentamente do que choques superiores a -2,6% na relação de longo prazo entre as séries.

Pelo fato de as assimetrias terem sido captadas apenas no modelo CMTAR (Tabela 4), esse modelo será o foco de análise nos modelos assimétricos de correção de erros com threshold mostrados na Tabela 5. Contudo, optou-se por apresentar os resultados dos outros modelos estimados.

O modelo asymmetric ecmCMTAR permite analisar as assimetrias na transmissão de preços de curto e longo prazos. Com relação aos choques de curto prazo, a última linha da Tabela 5 mostra que a hipótese nula de simetria $PV_{t-1}^+ = PV_{t-1}^-$ foi rejeitada a 10% de significância. Dessa forma, pode-se afirmar que, no curto prazo, variações positivas nos preços de varejo estão associadas a ajustes negativos de preços no atacado. Esse resultado sugere que variações positivas nos preços

de varejo não são transmitidas, sistematicamente, para os preços de atacado. Uma possível explicação é que, em momentos de aumento da demanda por parte dos consumidores finais de leite, o que explicaria aumento dos preços do varejo, os varejistas se organizariam para realizar compras maiores no atacado, de modo a garantir, nesse momento, o suprimento desse incremento adicional de demanda, exercendo poder de negociação com os atacadistas, como observado em Scalco et al. (2017).

A hipótese nula de simetria no equilíbrio de longo prazo com a presença de threshold, $\delta^+ = \delta^-$, foi rejeitada a 10% de significância no modelo asymmetric ecmCMTAR, o que reforça os resultados do modelo CMTAR (Tabela 4) e evidencia a presença de assimetrias na transmissão de preços entre atacadistas e varejistas de leite em Goiás, com a presença de threshold.

Os parâmetros δ^+ significativo e δ^- não significativo mostram que uma mudança de trajetória

Tabela 5. Resultados dos modelos Asymmetric ecmTAR, ecmMTAR, ecmCTAR e ecmCMTAR para a relação entre PA e PV.

Estimativa	Asymmetric ecmTAR		Asymmetric ecmMTAR		Asymmetric ecmCTAR		Asymmetric ecmCMTAR	
	PA	PV	PA	PV	PA	PV	PA	PV
τ	0	0	0	0	0,102	0,102	-0,026	-0,026
θ	0,010 [0,007]	0,002 [0,004]	0,012* [0,006]	0,004 [0,004]	0,012* [0,006]	0,003 [0,004]	0,011* [0,006]	0,004 [0,004]
δ^+	0,123** [0,057]	-0,034 [0,037]	0,126*** [0,046]	-0,061** [0,030]	0,096* [0,052]	-0,040 [0,034]	0,143*** [0,037]	-0,056** [0,024]
δ^-	0,089* [0,048]	-0,069** [0,031]	0,087** [0,040]	-0,048* [0,026]	0,109*** [0,039]	-0,062** [0,025]	0,039 [0,048]	-0,049 [0,031]
PA^+_{t-1}	0,517*** [0,125]	0,252*** [0,081]	0,500*** [0,130]	0,268*** [0,084]	0,530*** [0,125]	0,252*** [0,082]	0,450*** [0,130]	0,265*** [0,085]
PA^-_{t-1}	0,565*** [0,117]	0,236*** [0,076]	0,576*** [0,120]	0,223*** [0,078]	0,554*** [0,118]	0,235*** [0,076]	0,594*** [0,117]	0,227*** [0,077]
PV^+_{t-1}	-0,411** [0,158]	0,006 [0,103]	-0,403** [0,158]	0,008 [0,103]	-0,408** [0,158]	0,011 [0,103]	-0,346** [0,161]	0,006 [0,105]
PV^-_{t-1}	0,190 [0,199]	-0,030 [0,129]	0,188 [0,198]	-0,033 [0,129]	0,185 [0,199]	-0,029 [0,130]	0,167 [0,197]	-0,032 [0,130]
R2 ajustado	0,249	0,216	0,250	0,215	0,249	0,216	0,260	0,215
Estatística-F	11,47***	9,72***	11,53***	9,665***	11,45***	9,69***	12,11***	9,64***
$\delta^+ = \delta^-$	0,696	0,541	0,534	0,752	0,849	0,621	0,088*	0,873
$PA^+_{t-1} = PA^-_{t-1}$	0,811	0,903	0,712	0,735	0,902	0,893	0,480	0,777
$PV^+_{t-1} = PV^-_{t-1}$	0,037	0,842	0,040	0,822	0,039**	0,828	0,075*	0,838

Notas: * Significância estatística a 10%; ** significância estatística a 5%; *** significância estatística a 1%.

ria nos preços do varejo que apresente uma nova tendência negativa, com choques de magnitudes menores, causando desequilíbrios na relação de longo prazo superiores -2,6%, ou seja, mais próximas de zero, ou mesmo choques positivos nos preços de varejo, que gerem uma mudança de trajetória dos preços, para uma nova tendência positiva, é transmitida para os preços do atacado em até sete meses, enquanto uma mudança de trajetória nos preços do varejo, que apresente uma nova tendência negativa, causando choques de magnitude (negativa) maior, inferiores a -2,6% no equilíbrio de longo, não é transmitida para os preços no atacado.

Os resultados encontrados para o modelo CMTAR, na relação de preços entre atacadistas

e varejista, sugerem benefícios no processo de ATP aos varejistas no curto prazo, mas limitados diante da magnitude e direção dos choques no equilíbrio de longo prazo. Esses resultados devem ser considerados com cautela, tendo em vista, como apresentado nas Tabelas 4 e 5, que o nível de significância considerado para a interpretação de seus parâmetros é de 10%. Outro ponto a ser considerado na interpretação desses resultados é que, por limitações de disponibilidade de dados, os preços do varejo, como foi mencionado na seção de material e método, são referentes ao Município de Goiânia, enquanto os preços de atacado são referentes à média do estado, o que pode influenciar as estimativas.

Considerações finais

Este trabalho analisou a presença de assimetrias na transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva do leite em Goiás. Os resultados dos modelos TAR, MTAR, CTAR e CMTAR mostraram que as séries de preços entre produtores (PP) e atacadistas (PA) e entre atacadistas (PA) e varejistas (PV) são cointegradas. Contudo, apenas nos modelos CTAR e CMTAR foi possível rejeitar a hipótese nula de simetria na transmissão de preços. Esses resultados somam à literatura especializada a relevância de considerar a presença de thresholds por meio do método de Chan (1993) nas análises de transmissão assimétrica de preços ao longo de cadeias produtivas no agronegócio.

Os resultados do modelo asymmetric ecmCTAR sugerem que os atacadistas de leite em Goiás se beneficiam de pequenas variações negativas dos preços aos produtores, mas ajustam, negativamente, seus preços em momentos de fortes reduções nos preços aos produtores. Os resultados do modelo asymmetric ecmCMTAR mostram que diante de mudanças na trajetória dos preços no atacado, para uma tendência negativa, os preços aos produtores permanecem sendo ajustados, positivamente, por até três meses e meio.

Esse resultado é incompatível com a característica de dominância por parte do elo atacadista sobre o elo produtor de leite em Goiás. Evidência de grande relevância no âmbito da formulação de políticas públicas, tendo em vista que os laticínios preservaram margens de comercialização dos produtores para o período analisado. No contexto de políticas públicas, encontram-se na literatura especializada sugestões de ações governamentais para mitigar o efeito de transmissão assimétrica de preços, como a construção de centros atacadistas para redução de custos de transação e controle de preços e fiscalização de comerciantes para a mitigação de comportamento oportunista. Contudo, com base nos resultados encontrados, esses não são caminhos que devem ser seguidos para a cadeia produtiva do leite em Goiás.

Os resultados do modelo asymmetric ecmCMTAR para a transmissão de preços entre

atacado e varejo sugerem que os varejistas se beneficiam de ATP sobre os atacadistas, tendo em vista que, no curto prazo, variações positivas dos preços do varejo estão associadas a ajustes negativos dos preços de atacado e, no longo prazo, uma mudança de trajetória dos preços do varejo, para uma tendência negativa, é ajustada nos preços do atacado a partir de choques inferiores a -2,6% sobre o equilíbrio de longo prazo, mostrando que choques negativos nos preços de varejo de magnitudes menores, ou mesmo positivos, são ajustados, positivamente, nos preços do atacado em até sete meses. Esses resultados sugerem benefícios do processo de ATP para o elo varejista no curto prazo, mas limitados diante da magnitude e direção dos choques no equilíbrio de longo prazo. Contudo, não é possível dizer que esse resultado reflete a relação entre esses elos em Goiás, tendo em vista que os coeficientes dos modelos para a relação entre atacadistas e varejistas foram significativos apenas a 10% de significância. Outro ponto a ser considerado é que os preços do atacado refletem a média de preços para Goiás, enquanto os preços de varejo são referentes a Goiânia o que pode ter causado interferência nas estimativas.

Em síntese, caso os resultados aqui encontrados reflitam a verdadeira dinâmica de transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva do leite em Goiás, conclui-se que não há evidências suficientes que caracterizem a presença de um elo atacadista dominante nessa cadeia produtiva, tendo em vista as limitações encontradas na dinâmica dos preços para o exercício de poder de mercado por parte dos atacadistas sobre os produtores. Contudo, é possível que condições adversas de mercado, que causem sistematicamente choques de preços, como definidos nas análises dos resultados dos modelos, conduzam a um cenário em que um elo produtivo se beneficie em detrimento do outro. Para a relação entre atacadistas e varejistas, o nível de significância para a análise dos parâmetros limita a possibilidade de inferir sobre a dinâmica de ATP, abrindo caminhos para estudos futuros que utilizem preços de varejo que tendem a refletir melhor a média do estado. Por fim, sugere-se para trabalhos futuros que os modelos aqui ado-

tados sejam replicados para outros estados, de modo a testar a hipótese levantada, se a ausência/presença de dominância na cadeia produtiva influenciou a permanência/saída de produtores da atividade. Além disso, sugere-se que estudos futuros busquem verificar a influência do período de pandemia sobre a dinâmica de ATP ao longo da cadeia produtiva do leite.

Referências

- ACOSTA, A.; VALDÉS, A. Vertical price transmission of milk prices: are small dairy producers efficiently integrated into markets? *Agribusiness*, v.30, p.56-63, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1002/agr.21357>.
- AGHABEYGI, M.; ANTONIOLI, F.; ARFINI, F. Assessing symmetric price transmission by using threshold cointegration in Iranian egg market. *British Food Journal*, v.123, p.2278-2288, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1108/BFJ-11-2018-0745>.
- ALVES, J. da S.; LIMA, R.C. Transmissão de preços nos mercados de açúcar e etanol localizados no centro-sul e nordeste do Brasil: uma análise através do modelo autorregressivo com *threshold* (TAR). *Revista Econômica do Nordeste*, v.46, p.27-43, 2015. DOI: <https://doi.org/10.61673/ren.2015.602>.
- ANDRADE, R.G.; HOTT, M.C.; MAGALHÃES JUNIOR, W.C.P. de; CARVALHO, G.R.; VILELA, D.; ALVES, E. Concentração e distribuição do leite no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, ano30, p.21-28, 2021.
- ANTONIOLI, F.; BEN-KAABIA, M.; ARFINI, F.; GIL, J.M. Price transmission dynamics for quality-certified food products: a comparison between conventional and organic fluid milk in Italy. *Agribusiness*, v.35, p.374-393, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1002/agr.21568>.
- ARAUJO, J.M.; SIQUEIRA, R.B.; BESARRIA, C.N. Aumentar receitas ou cortar gastos? Discutindo o nexo entre receitas e despesas do governo central brasileiro. *Estudos Econômicos*, v.47, p.681-711, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-416147426jrc>.
- 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>.
- BAKUCS, Z.; FAŁKOWSKI, J.; FERTŐ, I. Price transmission in the milk sectors of Poland and Hungary. *Post-Communist Economies*, v.24, p.419-432, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1080/14631377.2012.705474>.
- BOLOTOVA, Y.V.; NOVAKOVIC, A.M. An empirical analysis of wholesale cheese pricing practices on the Chicago Mercantile Exchange (CME) Spot Cheese Market. *International Food and Agribusiness Management Review*, v.8, p.49-66, 2015. Disponível em: <<https://ageconsearch.umn.edu/record/208403/?v=pdf>>. Acesso em: 15 jun. 2022.
- BRASIL. Ministério do Trabalho. **RAIS 2020: Paineis de Informações da Rais**. 2020. Disponível em: <<http://pdet.mte.gov.br/rais>>. Acesso em: 15 jun. 2021.
- BUTT, S.; RAMAKRISHNAN, S.; LOGANATHAN, N.; CHOCHAN, M.A. Evaluating the exchange rate and commodity price nexus in Malaysia: evidence from the threshold cointegration approach. *Financial Innovation*, v.6, art.22, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1186/s40854-020-00181-6>.
- CARVALHAES, G.C. **Análise da transmissão assimétrica de preços no mercado de leite em Goiás de 2005 a 2013**. 2014. 95p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Goiás, Goiânia.
- CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Leite**. 2021. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/metodologia/leite.aspx>>. Acesso em: 10 jan. 2021.
- CHAN, K.S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *Annals of Statistics*, v.21, p.520-533, 1993. DOI: <https://doi.org/10.1214/aos/1176349040>.
- CHUNG, C.; RUSHIN, J.; SURATHKAL, P. Impact of the livestock mandatory reporting act on the vertical price transmission within the beef supply chain. *Agribusiness*, v.34, p.562-578, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1002/agr.21546>.
- COSTA JÚNIOR, M.P. da; KHAN, A.S.; SOUSA, E.P. de; LIMA, P.V.P.S. Análise de cointegração com *threshold* nos mercados exportadores de mel natural no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.10, p.305-320, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005302007>.
- COSTA, V.J.F. da; MATTOS, R.S. de; CARVALHO, G.R. **Assimetria de preços na cadeia produtiva do leite UHT no Brasil**. Juiz de Fora: Ed. da Universidade Federal de Juiz de Fora, 2018. (Texto para discussão, 001/2018).
- CUNHA, D.A. da; LIMA, J.E. de; BRAGA, M.J. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com *threshold*. *Análise Econômica*, ano28, p.251-267, 2010. DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.8103>.
- 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. **Portal institucional**. 2021. Disponível em: <<https://www.dieese.org.br/materialinstitucional/quemSomos.html>>. Acesso em: 14 fev. 2021.
- DONG, X.; BROWN, C.; WALDRON, S.; ZHANG, J. Asymmetric price transmission in the Chinese pork and pig market. *British Food Journal*, v.120, p.120-132, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1108/BFJ-02-2017-0056>.
- ENDERS, W.; GRANGER, C.W.J. Unit-roots test 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. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-276, 1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913236>.
- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Livestock primary**. 2020. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/en/#data>>. Acesso em: 15 jun. 2021.
- FASSIO, L.H.; REIS, R.P.; YAMAGUCHI, L.C.T.; REIS, A.J. dos. Custos e *shut-down* point da atividade leiteira em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.43, p.759-777, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032005000400007>.
- FOCHEZATTO, A. Políticas de estabilização macroeconômica do plano real e seus efeitos sobre o agronegócio brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.41, p.779-802, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032003000400004>.
- FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic Surveys**, v.21, p.349-415, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>.
- GOMES, A.L.; FERREIRA FILHO, J.B. de S. Economias de escala na produção de leite: uma análise dos estados de Rondônia, Tocantins e Rio de Janeiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.45, p.591-619, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032007000300003>.
- HAHN, W.; STEWART, H.; BLAYNEY, D.P.; DAVIS, C.G. Modeling price transmission between farm and retail prices: a soft switches approach. **Agricultural Economics**, v.47, p.193-203, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1111/agec.12222>.
- HANSEN, B.E. Inference in TAR models. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v.2, p.1-14, 1997. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/24537653>>. Acesso em: 15 jun. 2021.
- HOUCK, J.P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agriculture Economics**, v.59, p.570-572, 1977. DOI: <https://doi.org/10.2307/1239663>.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017: resultados definitivos**. 2019. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: 15 jun. 2021.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006: segunda apuração**. 2007. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>>. Acesso em: 15 jun. 2021.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa da Pecuária Municipal: tabela 74: produção de origem animal, por tipo de produto**. 2021. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/74>>. Acesso em: 15 jun. 2021.
- JARAMILLO-VILLANUEVA, J.L.; PALACIOS-OROZCO, A. Vertical and spatial price transmission in the Mexican and international milk market. **Revista Mexicana de Ciencias Pecuarias**, v.10, p.623-642, 2019.
- LOPES, J.D.; WANDER, A.E. Percepção da competitividade do segmento de produção de leite no município de Morrinhos, estado de Goiás, 2015. **Informações Econômicas**, v.46, p.14-26, 2016.
- MAGALHÃES, K.A.; CAMPOS, R.T. Eficiência técnica e desempenho econômico de produtores de leite no estado do Ceará, Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.44, p.695-711, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032006000400004>.
- MAI, T.C.; SHAKUR, S.; CASSELLS, S. Testing vertical price transmission for Vietnam's robusta coffee. **The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.62, p.563-575, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12260>.
- MARION FILHO, P.J.; MATTE, V.A. Mudanças institucionais e reestruturação na indústria brasileira de laticínios (1990-2000). **Revista Economia e Desenvolvimento**, n.18, p.48-72, 2006. DOI: <https://doi.org/10.5902/141465093472>.
- MATTOS, L.B. de; LIRIO, V.S.; LIMA, J.E. de; CAMPOS, A.C. Uma aplicação de modelos TAR para o mercado de carne de frango no Brasil. **Economia**, v.11, p.537-557, 2010.
- MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. 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>.
- MORAES, B.M.M.; BENDER FILHO, R.B. Mercado brasileiro de lácteos: análise do impacto de políticas de estímulo à produção. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.55, p.783-800, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790550410>.
- NDORICIMPA, A. Threshold cointegration and asymmetric adjustment between imports and exports in Burundi. **The Empirical Economics Letters**, v.12, p.1311-1320, 2013.
- POKRIVCAK, J.; RAJCANIOVA, M. Price transmission along the food supply chain in Slovakia. **Post-Communist Economies**, v.26, p.555-568, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1080/14631377.2014.937111>.
- SCALCO, P.R.; LOPEZ, R.A.; HE, X. Buyer and/or seller power? An application to the Brazilian milk market. **Applied Economic Letters**, v.24, p.1173-1176, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1080/13504851.2016.1262515>.
- SIMIONI, M.; GONZALES, F.; GUILLOTREAU, P.; LE GREL, L. Detecting asymmetric price transmission with consistent threshold along the fish supply chain. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v.61, p.37-60, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.2012.01257.x>.
- TIWARI, A.K.; MUTASCU, M. The revenues-spending nexus in Romania: a TAR and MTAR approach. **Economic Research-**

Ekonomika Istraživanja, v.29, p.735-745, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1080/1331677X.2016.1197549>.

TSAY, R.S. Testing and modeling Threshold Autoregressive processes. **Journal of the American Statistical Association**, v.84, p.231-240, 1989. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1989.10478760>.

VAVRA, P.; GOODWIN, B. **Analysis of Price Transmission Along the Food Chain**. Paris: OECD, 2005. (OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers, n.3). DOI: <https://doi.org/10.1787/752335872456>.

VILELA, D.; RESENDE, J.C. de; LEITE, J.B.; ALVES, E. A evolução do leite no Brasil em cinco décadas. **Revista de Política Agrícola**, ano26, p.5-24, 2017.

VON CRAMON-TAUBADEL, S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. **European Review of Agricultural Economics**, v.25, p.1-18, 1998. DOI: <https://doi.org/10.1093/erae/25.1.1>.

VON CRAMON-TAUBADEL, S.; LOY, J.P. The Identification of Asymmetric Price Transmission Processes with Integrated Time Series. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, v.218, p.85-106, 1999.

WELDESENBET, T. Asymmetric price transmission in the Slovak liquid milk market. **Agricultural Economics**, v.59, p.512-524, 2013. DOI: <https://doi.org/10.17221/150/2012-AGRICECON>.

YU, C.-J.; GOULD, B.W. Market power and farm-retail price transmission: the case of US fluid milk markets. **Agribusiness**, v.35, p.537-555, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1002/agr.21606>.