

DINÂMICA DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA BORRACHA NATURAL ENTRE BRASIL E SINGAPURA *PRICE TRANSMISSION DYNAMICS OF NATURAL RUBBER BETWEEN BRAZIL AND SINGAPORE*

Autor(es): Larissa Pereira do Amaral; Cláudio Silveira Brisolara; Cristiane Mitie Ogino

Filiação: Federação da Agricultura e Pecuária do Estado de São Paulo - FAESP

E-mail: larissapdoamaral@gmail.com; brisolara@hotmail.com; cristianeogino@gmail.com

Grupo de Trabalho (GT): GT1. Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

Os preços pagos ao produtor pelo coágulo DRC 53% são definidos com base em referências que consideram os preços da borracha natural TSR-20 negociada na Bolsa de Singapura. Isso faz com que as negociações do coágulo no mercado paulista estejam diretamente vinculadas aos preços praticados no mercado asiático. Esse fator pode explicar as dificuldades recorrentes enfrentadas pelos heveicultores, como ocorreu entre 2022 e 2023, quando os preços pagos ao produtor não cobriam o custo de produção. Compreender a dinâmica dos preços é essencial para enfrentar as crises de forma mais eficaz. Assim sendo, este estudo analisa a transmissão de preços entre os mercados asiático e paulista, visando entender o comportamento dos preços domésticos ante choques ocorridos em Singapura. As abordagens adotadas envolvem o modelo Vetor de Correção de Erro e o modelo Autorregressivo Não-Linear de Defasagens Distribuídas. Os resultados do primeiro modelo mostraram que a transmissão de preços a longo prazo, da borracha TSR-20 em Singapura para o coágulo em São Paulo, ocorre de forma mais que proporcional, com elasticidade de 1,17. De forma complementar, os resultados do segundo modelo mostraram que a relação de longo prazo é estável e que as respostas aos choques positivos e negativos foram simétricas, com elasticidade de transmissão de 1,16. No entanto, no curto prazo, as respostas apresentam assimetria negativa de transmissão de preços.

Palavras-chave: Borracha natural; Assimetria de transmissão de preços; Causalidade; NARDL; VECM

Abstract

The DRC 53% coagulum producer prices are determined by reference to the prices of natural rubber TSR-20 traded on the Singapore Exchange. As a result, coagulum transactions in the São Paulo market are closely tied to prices in the Asian market. This connection helps explain the recurring challenges faced by rubber growers, as seen between 2022 and 2023, when the prices paid to producers failed to cover production costs. Therefore, this study analyzes price transmission between the Asian and São Paulo markets, aiming to understand the behavior of domestic prices in the face of shocks that occurred in Singapore. The proposed approaches involve the Vector Error-Correction model and the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag model. The results of the first model demonstrated that the long-term price transmission, from the price of TSR-20 rubber in Singapore to the price of coagulum in São Paulo, occurs in a more than proportional way, with elasticity equal to 1.17. Complementarily, the results of the second model demonstrated that the long-term relationships are stable and that the responses to positive and negative shocks are symmetric, with a transmission elasticity of 1.15. However, in the short term, the responses show negative price transmission asymmetry.

Key words: Natural rubber; Price transmission asymmetry; Causality; NARDL; VECM

1. Introdução

O Brasil já figurou como um dos maiores produtores mundiais de borracha natural durante o início do século XIX, no entanto, o cenário mudou quando países asiáticos iniciaram a produção. Em 2022, a participação do Brasil na produção mundial total foi de apenas 1,6%, segundo dados da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e Agricultura (FAO, 2024).

Em termos globais, considerando as estatísticas de 2023, o país ocupa a 12ª posição no ranking mundial de produção (FAO, 2024). A produção nacional é crescente, tal que de 2000

para 2023, a taxa de crescimento anual da quantidade produzida de borracha (látex coagulado) foi de 5,3% (IBGE, 2024). Esse aumento de produção se deu principalmente via aumento da área, cuja taxa de crescimento para o período foi de 3,2%, mas também se baseou em ganho médio anual de produtividade de 2,2%.

Apesar do aumento na produção de borracha natural no Brasil, ela ainda não é suficiente para atender à demanda interna. Em 2000, 48% da borracha consumida no país era produzida localmente, enquanto 52% vinham de importações. Em 2022, 63% da borracha disponível no Brasil foi produzida internamente, e 38% tiveram origem nas importações. As importações de borracha natural têm origem principalmente de países asiáticos, como Tailândia, Indonésia e Costa do Marfim, que juntos responderam por 77% do total adquirido pelo Brasil em 2023 (Agrostat, 2024).

Segundo dados da FAO (2024), os países que mais produzem borracha estão localizados no Sudoeste Asiático. Devido à elevada produção da região, a bolsa de Singapura, do Grupo Singapore Exchange - SGX, é o local de referência para a formação dos preços da borracha em diversos países (SGX, 2024). Nesta bolsa são negociados dois tipos de borracha, SICOM-RSS3 e TSR-20. A primeira é a folha defumada com nervuras, derivada diretamente do látex, e a TSR-20 é a borracha tecnicamente especificada, constituída a partir da batida, limpeza e secagem da borracha, sendo muito utilizada como matéria prima da fabricação de pneus (SGX, 2024).

Em 2023, principal borracha importada pelo Brasil foi a tecnicamente especificada, que correspondeu a 68,2% do total, mas também foram adquiridas quantidades expressivas de borracha na forma de folhas fumadas (15,5%), látex (10,5%) e granulada ou prensada (5,4%) (Agrostat, 2024). Diante disso, tem-se que os preços do coágulo no mercado doméstico são negociados com base nos preços da borracha TSR-20 asiática, mesmo sendo produtos diferentes. O coágulo DRC 53% é o produto extraído diretamente da seringueira, que é constituído por 53% de borracha seca e é utilizado como matéria-prima da produção de borracha natural. Já a TSR-20 é a borracha beneficiada, produzida a partir do coágulo e que atende a um conjunto de especificações. No próprio mercado de borracha brasileiro, as duas principais referências para a formação de preços, o “GEB-10 Mercado” da Associação Paulista de Produtores e Beneficiadores de Borracha (APABOR, 2024) e o “preço referência de importação da borracha natural (TSR-20)” do Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2024), consideram o preço TSR-20 de Singapura.

Essa dinâmica da transmissão de preços, com base no mercado asiático, pode influenciar a competitividade da produção de borracha natural no Brasil. Há discussão em torno das regras ambientais e trabalhistas nos países asiáticos, que por serem supostamente mais flexíveis em comparação ao Brasil, implicam custo de produção menor. Assim, ao utilizar internamente o preço de referência da borracha produzida nos países asiáticos, sujeita-se o heveicultor brasileiro a uma receita que não condiz com a realidade de seu modelo de produção e que pode, inclusive, não ser suficiente para dar retorno econômico à atividade.

Em 2022, o setor produtivo primário de borracha natural enfrentou sérias dificuldades, dada a queda severa nos preços recebidos pelo coágulo, que atingiram níveis abaixo do custo de produção. Na região de São José do Rio Preto, no estado de São Paulo, onde o custo de produção do coágulo DRC 53% foi de aproximadamente R\$ 5,76 por quilo, o preço máximo pago aos heveicultores no período foi de R\$ 5,23 por quilo (CONAB, 2024; IEA, 2024). A crise do setor se agravou em 2023, quando o custo de produção atingiu R\$ 7,35 por quilo e o preço médio do coágulo caiu para R\$ 2,82 por quilo.

Para enfrentar o cenário de margens de comercialização negativas na atividade, foi implementado um instrumento da política agrícola brasileira chamado de Prêmio Equalizador Pago ao Produtor (Pepro) para a borracha natural, por meio da Conab. Esse instrumento

funciona como uma subvenção econômica, sendo utilizado quando o preço de mercado está abaixo do preço mínimo. O prêmio efetivo pago ao produtor corresponde à diferença entre esses preços (CONAB, 2024). Em 2023, segundo dados da Conab (2024), foram realizados dez leilões do Pepro, com preço mínimo de R\$ 4,46 e R\$ 4,30 por quilo.

Outro mecanismo adotado para tentar elevar o preço da borracha natural no mercado interno foi o aumento da tarifa de importação por meio da Tarifa Externa Comum (TEC). Em setembro de 2023, a TEC de importação da borracha natural tecnicamente especificada (NCM 4001.22.00) foi elevada de 4% para 10,8%, assim como a da borracha natural granulada ou prensada (NCM 4001.29.20), que passou de 3,2% para 10,8%, conforme a Resolução Camex 516/2023 (Siscomex, 2025).

As medidas adotadas visaram mitigar o problema em curto prazo, mas não conferiram uma solução estrutural. Para garantir a sustentabilidade dos heveicultores são necessárias políticas que os tornem mais eficientes e competitivos em relação aos seus concorrentes. Nesse sentido, compreender a dinâmica de transmissão de preços da borracha pode contribuir para a definição de estratégias mais duradouras, que tornem o mercado mais eficiente, sobretudo porque os investimentos nessa atividade têm retorno em longo prazo. A seringueira é uma planta que apresenta uma fase juvenil prolongada, de 6 a 7 anos, após a qual se inicia a extração do látex (Oliveira e Gonçalves, 2022).

Diante do exposto, o presente estudo busca responder os seguintes questionamentos: i) os preços pagos aos heveicultores seguem o comportamento de preços do mercado do sudoeste asiático?; e ii) como se comportam os preços desses dois mercados, isto é, há diferenças de comportamento entre os repasses de aumento e de redução de preços? Uma das hipóteses é de que os preços definidos na bolsa de Singapura são transmitidos para os preços pagos ao heveicultor brasileiro, como consequência do comércio entre países. Assim, o preço é definido pela oferta e demanda mundial, uma vez que o Brasil não é um *player* grande o suficiente para interferir no mercado, caracterizando-se como tomador de preços (Barros, 2017). Como outra hipótese, tem-se que a transmissão dos preços ocorre de forma assimétrica, tal que as reduções de preços na bolsa de Singapura são repassadas com maior intensidade do que os aumentos, já que entre esses dois elos há outros agentes com maior poder de mercado.

Para responder essas questões, o presente estudo avaliou as dinâmicas da relação entre o preço da borracha natural TSR-20 na bolsa de Singapura e o preço do coágulo pago ao heveicultor paulista. Foi selecionado o preço pago ao produtor paulista, devido ao estado de São Paulo ser o maior produtor de borracha do Brasil, responsável por, aproximadamente, 65% de todo o coágulo produzido no país (IBGE, 2024).

Mais especificamente, analisa-se a causalidade e a elasticidade de transmissão entre o preço da borracha em Singapura e o preço do coágulo para o produtor no mercado paulista. Para a análise de causalidade foi utilizado o teste de Granger e para a análise de transmissão, empregou-se o Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM), o qual permite analisar o efeito do choque não antecipado em um dos preços. No entanto, como o modelo VECM pressupõe relações simétricas entre aumentos e reduções de preços, foi utilizado, de forma complementar, o Modelo Autoregressivo Não-Linear de Defasagens Distribuídas (NARDL), que possibilita verificar a presença de assimetria através da decomposição dos choques em somas parciais positivas e negativas.

Não há estudos que analisam a transmissão de preços, distinguindo aumentos e reduções, entre o TSR-20 na bolsa de Singapura e o preço ao heveicultor no Brasil. Entender mais a fundo o comportamento dos preços permite a adoção de políticas em prol da sustentabilidade do setor, o que passa pela estabilização da renda dos produtores e implementação de medidas contracíclicas em momentos de disfuncionalidade do mercado.

2. Revisão de literatura

Os preços são responsáveis pela alocação eficiente dos recursos, sendo a sua transmissão um processo que integra os mercados (Meyer e Cramon-Taubadel, 2004). A análise de transmissão de preços permite observar o efeito de um choque em um determinado mercado sobre os preços em outro. Por meio da elasticidade de transmissão de preços é possível medir a intensidade das variações de preços entre diferentes mercados, que podem estar separados quanto à forma, ao tempo ou ao espaço, assim como uma combinação desses três (Von Cramon-Taubadel e Goodwin, 2021).

Segundo Von Cramon-Taubadel e Goodwin (2021), a troca de mercadorias no espaço, no tempo e na forma limita desvios arbitrários nos preços em diferentes pontos ao longo da cadeia de produção. Mercados separados no espaço dependem, por exemplo, da logística para a comercialização entre si, o que pode implicar custos adicionais ao produto, que variam conforme a distância, as legislações e os tributos incidentes.

Quando separados no tempo, os mercados geralmente se diferenciam pelo uso de práticas de armazenagem, em que o produtor opta por guardar seu produto para venda posterior, quando há perspectivas de melhores cotações futuras (Von Cramon-Taubadel e Goodwin, 2021). Por fim, a separação por forma distingue mercados pela ocorrência de verticalização do processo produtivo, caso em que há agregação de valor ao produto ou processamento industrial (Von Cramon-Taubadel e Goodwin, 2021).

De forma complementar, é possível elencar como fatores capazes de interferir na transmissão de preços: i) custo de transação (impostos, tarifas, frete, seguro, entre outros custos envolvidos na internalização do produto no mercado comprador); ii) taxa de câmbio; iii) políticas domésticas e de fronteira; e iv) poder de mercado (Conforti, 2004). Todos esses fatores aumentam a diferença dos preços de compra e venda entre dois mercados e, por conseguinte, evitam operações de arbitragem.

Conforme definido por Krugman e Obstfeld (1997), a Lei do Preço Único estabelece que mercados internacionais concorrentes, desconsiderados os custos de transporte e de barreiras comerciais e tarifárias, tendem a vender produtos idênticos, commodities, pelo mesmo preço, quando convertidos em mesma moeda. Em mercados separados pela forma, esta Lei não vigora, mas isso não impede que os preços estejam correlacionados de alguma forma.

O comportamento da transmissão de preços pode ser analisado em dois âmbitos temporais, no curto e no longo prazo. De acordo com Frey e Manera (2007), a análise de curto prazo é empregada para avaliar a intensidade de resposta aos choques não antecipados, enquanto no longo prazo examina-se o tempo de reação de ajustamento ao choque.

Com relação ao mercado de borracha natural, alguns trabalhos que analisaram a transmissão de preços entre elos dessa cadeia, no Brasil, foram Soares et al. (2008) e Soares, da Silva e Rossman (2013). O primeiro deles investigou se a Lei do Preço Único é válida entre os preços da borracha natural nos mercados brasileiro e da Malásia, no período de 2000 a 2007. Como resultado, Soares et al. (2008) descrevem que a transmissão de preços entre esses dois mercados ocorre no sentido da Malásia para o Brasil e que repasses no sentido contrário não ocorrem. Além disso, identificaram que 92% dos choques de preço na Malásia são transmitidos aos preços no mercado brasileiro, mas, apesar disso, constataram que a Lei do Preço Único não vigora nessa relação.

Soares, da Silva e Rossman (2013) obtiveram resultados semelhantes. A proposta destes autores foi analisar a influência da taxa de câmbio e do preço da borracha na Malásia sobre os preços da borracha brasileira, entre 2000 e 2009, o que foi feito por meio do método *shift-share*. Um dos resultados foi que variações nos preços da borracha no Brasil sofrem grande contribuição das variações de preços ocorridas na Malásia.

Com relação a estudos do mercado internacional da borracha, a maioria analisa a relação de seus preços domésticos com os preços praticados nos países asiáticos, como Tailândia, Indonésia e Malásia, uma vez que estes são os principais países produtores de borracha natural do mundo e seus preços tendem a influenciar o mercado mundial dessa commodity (Ramli et al., 2022).

Dentre as análises realizadas no estudo de Ramli et al. (2022), os autores avaliaram o efeito do transbordamento dinâmico da volatilidade dos preços da borracha natural entre Tailândia, Indonésia e Malásia, utilizando o modelo Multivariado de Heterocedasticidade Condicional Autorregressivo Generalizado. Os resultados demonstraram volatilidade bidirecional entre os preços da Malásia e da Tailândia e volatilidade unidirecional da Malásia para a Indonésia. Não foi detectado transbordamento de volatilidade entre os preços da Tailândia e da Indonésia. Com esses resultados, nota-se que a Malásia é o país de maior influência, dentre os avaliados, configurando-se como ponto focal para as negociações da borracha asiática.

Nair (2021) analisou a transmissão de preços entre o mercado futuro asiático e o mercado à vista na Índia de diferentes produtos, incluindo da borracha natural. Por meio do teste de causalidade de Granger, o autor concluiu que o preço no mercado futuro antecede os movimentos dos preços à vista, e não o contrário. Ainda, aplicando-se o modelo de cointegração ECM-GARCH, obteve-se como resultado que a volatilidade dos preços futuros repercute no preço à vista da borracha na Índia.

Semelhantemente a Nair (2021), Saji (2018) analisou a relação entre os preços da borracha na Índia e no mercado futuro asiático, denominado por esses autores de mercado internacional. Os resultados demonstraram a existência de relação unidirecional dos preços do mercado externo para o preço da Índia e a elasticidade de transmissão de preços mostrou que os preços da Índia se movimentam quase na mesma cadência do preço internacional.

A transmissão de preços também pode ser avaliada segundo a direção da variação, isto é, distinguindo movimentos de aumento e de redução de preços. Quando há diferenças entre as respostas dos preços de um elo frente ao aumento e à redução de preços de outro, quanto à magnitude e/ou à velocidade, tem-se a presença de assimetria de transmissão de preços (Meyer e Cramon-Taubadel, 2004).

Existem dois tipos de assimetrias, as denominadas assimetrias positivas e as negativas (Meyer e Cramon-Taubadel, 2004). A primeira se dá quando os preços de um elo respondem com maior intensidade ou mais rapidamente a um aumento do que a uma diminuição de preço em outro elo. Em sentido contrário, a assimetria negativa ocorre quando a resposta à diminuição é maior que a resposta ao aumento.

Na literatura, encontram-se diferentes causas para a presença de assimetria como: i) poder de mercado; ii) custo menu; iii) intervenção política; iv) informações assimétricas; v) gestão de estoques; dentre outros. De acordo com Meyer e Cramon-Taubadel (2004) e Bulutay (2021), as explicações para a presença de assimetria de transmissão de preços muitas vezes são suposições, não havendo um teste empírico que evidencie o motivo causal exato da ocorrência de assimetria. Apenas experimentos laboratoriais possibilitariam determinar a real origem da distorção, visto que no ambiente laboratorial os fatores podem ser controlados, porém não se aplica a esse caso (Bulutay, 2021). Ainda assim, elencar prováveis causas pode ser interessante para dar um direcionamento às políticas públicas.

Muitos estudos analisam a assimetria de transmissão de preços na economia agrícola (Meyer e Cramon-Taubadel, 2004). No entanto, especificamente para o mercado da borracha natural, destacam-se os estudos de Ahoba e Gaspart (2019) e de Kopp et al. (2017).

Ahoba e Gaspart (2019) avaliaram o efeito do preço de referência internacional de Singapura sobre os preços aos produtores da Costa do Marfim, no período de 2006 a 2016.

Utilizando o modelo Multivariado de Correção de Vetor Limite (TVECM), os autores encontraram que as alterações nos preços da borracha de Singapura são transmitidas fortemente e de maneira rápida para os preços pagos aos produtores da Costa do Marfim, sendo que o processo de transmissão entre choques positivos e negativos ocorre de maneira simétrica. No longo prazo, os preços de Singapura são transmitidos integralmente para os preços na Costa do Marfim. Por outro lado, variações de preços que partem da Costa do Marfim impactam muito pouco os preços de Singapura.

Segundo Ahoba e Gaspart (2019), a presença da organização APROMAC – Associação de Produtores e Fabricantes de Borracha na Costa do Marfim, que reúne diferentes atores da cadeia de borracha, permite que se estabeleça uma remuneração justa a todos os agentes. Apesar disso, não isenta o produtor agrícola das variações negativas nos preços internacionais. Os autores destacam a importância de que os produtores tenham maior poder de mercado, para que se evitem preços muito baixos.

Utilizando a mesma metodologia, Kopp et al. (2017) analisaram a transmissão entre o preço padrão do mercado da Indonésia e o preço da região de Jambi, ilha da Indonésia. Diferentemente do estudo de Ahoba e Gaspart (2019), os resultados indicaram a presença de assimetria de transmissão de preços, de tal modo que choques negativos foram transmitidos mais rapidamente que choques positivos. A origem da assimetria, segundo os autores, foi a prática de cartel por nove indústrias processadoras de borracha da Indonésia. Kopp et al. (2017) concluíram que as indústrias de transformação da borracha são tomadoras de preços internacionais, porém formadoras de preços no mercado interno, fato que prejudica os produtores agrícolas dada a recorrente perda de lucro.

Há poucos estudos que analisam a transmissão de preços na cadeia da borracha natural, através da decomposição das variações em positivas e negativas. Os estudos existentes avaliam o mercado do sudoeste asiático, tal que não há análises do mercado brasileiro. A fim de preencher esta lacuna, o presente estudo analisa a transmissão de preços entre os mercados de Singapura e do Estado de São Paulo, maior produtor de borracha natural do Brasil.

3. Metodologia

3.1. Modelo VECM

Para a análise de transmissão de preços proposta neste trabalho, foi empregado o modelo paramétrico de Vetor de Correção de Erro (VECM), uma extensão do Autoregressivo Vetorial (VAR) de Sims (1980), que acomoda a dinâmica de curto prazo para uma estrutura com equilíbrio de longo prazo.

Segundo Enders (2015), a forma reduzida do modelo VAR pode ser representada da seguinte forma:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

onde $\mathbf{y}_t$ é o vetor ($n \times 1$), sendo n o número de variáveis empregadas na análise; $\boldsymbol{\alpha}_0$ é o vetor ($n \times 1$) dos termos de interceptos; $\mathbf{A}_i$ é a matriz ($n \times n$) dos coeficientes estimados; p é o número de defasagens ótimas determinadas através do critério de informação de Akaike (AIC); e $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é o vetor ($n \times 1$) de termo de erro.

Quando as variáveis se apresentam cointegradas, ou seja, com relações de equilíbrio de longo-prazo, ao invés de utilizar o modelo VAR, emprega-se o modelo VECM, que pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (2)$$

em que, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$; $\Pi = (I - A_1 - \dots - A_p)$; e $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_p)$ com $i = 1, \dots, p-1$. A matriz Π pode ser denotada, também, por $\Pi = \alpha \beta'$, em que α é a matriz de velocidade de ajustamento dos parâmetros e β é a matriz de parâmetros de cointegração de longo-prazo, com r vetores de cointegração. Assim, Π representa a matriz de longo prazo. E a matriz Γ mede os efeitos transitórios. Logo, $\sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i+1}$ representa os fatores de curto prazo. Mais detalhes desse modelo podem ser encontrados em Enders (2015).

Para assegurar que o modelo ajustado é adequado, foi realizado o diagnóstico, a fim de verificar: i) a normalidade do resíduo, por meio do teste de Jarque-Bera multivariado, cuja hipótese nula é que os resíduos apresentam distribuição normal; ii) a autocorrelação dos resíduos, através do teste F de Edgerton-Shukur, indicado para defasagens menores, e do teste Portmanteau, para defasagens elevadas, sendo que ambos testam a hipótese nula de ausência de hipótese nula é de ausência de heterocedasticidade condicional nos resíduos.

3.2. Modelo NARLD

Outro modelo utilizado para a análise da transmissão de preços foi o Autorregressivo Não-Linear de Defasagens Distribuídas (NARDL), de Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014). Esse modelo é uma extensão do modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL), de Pesaran, Shin e Smith (2001), cujas principais características são a não exigência de premissa de linearidade da relação de longo prazo e a aplicação é válida para variáveis com diferentes ordens de integração [I(0) e/ou I(1)].

O modelo ARDL pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde Δ são as variáveis na primeira diferença; y_t é a variável resposta; y_{t-j} e x_{t-j} são, respectivamente, as variáveis explicativas y e x , defasadas no momento t ; ρ e θ são os coeficientes estimados de longo prazo; α_j e π_j são os coeficientes estimados de curto prazo; p e q são as defasagens ótimas selecionadas através do Critério de Informação de Akaike (AIC).

Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) acrescentaram no modelo ARDL, o seguinte termo para identificar a assimetria de longo prazo:

$$\begin{aligned} y_t &= \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \\ \Delta x_t &= v_t \end{aligned} \quad (4)$$

Nota-se que x_t é decomposto em $x_t = x_t + x_t^+ + x_t^-$, sendo que x_t^+ e x_t^- são processos de somas parciais dos retornos positivos e negativos de x_t , dados por:

$$\begin{aligned} x_t^+ &= \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0) \\ x_t^- &= \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0) \end{aligned} \quad (5)$$

Substituindo a equação (4) em (3), tem-se o modelo NARDL, que pode ser definido simplificadaamente por:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^{+'} x_{t-1}^{+} + \theta^{-'} x_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^{+'} \Delta x_{t-j}^{+} + \pi_j^{-'} \Delta x_{t-j}^{-}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

Mediante a equação acima, é possível analisar a simetria das respostas frente aos choques positivos e negativos nas relações de curto e longo prazo, utilizando o teste de Wald. A hipótese nula de curto prazo é definida por $\sum \pi^{+} = \sum \pi^{-}$ e de longo prazo por $\hat{\beta}^{+} = -\frac{\hat{\theta}^{+}}{\rho} = \hat{\beta}^{-} = -\frac{\hat{\theta}^{-}}{\rho}$.

Adicionalmente, aplica-se o teste t-BDM proposto por Banerjee, Dolado e Mestre (1998), em que se testa a hipótese nula de ausência de relação de longo prazo entre y_t , x_t^{+} e x_t^{-} , isto é, $\rho = 0$ e a hipótese alternativa $\rho < 0$. Outro teste realizado é a estatística F-PSS de Pesaran, Shin e Smith (2001), em que a hipótese nula testada é de que os parâmetros são nulos ($\rho = \theta^{+} = \theta^{-} = 0$), contra a hipótese alternativa de que os parâmetros são diferentes de zero ($\rho \neq \theta^{+} \neq \theta^{-} \neq 0$).

3.3. Dados e estatística descritiva

Os dados utilizados para a análise de transmissão de preços foram os preços médios mensais do coágulo (DRC 53%) pagos ao heveicultor no estado de São Paulo, e o preço da borracha natural TSR-20 na bolsa de Singapura. Os preços domésticos foram obtidos junto ao Instituto de Economia Agrícola, vinculado à Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (IEA, 2024). As cotações internacionais foram adquiridas na *Singapore Exchange* (SGX) e correspondem aos preços médios mensais para a modalidade *FOB – Free on Board* (SGX, 2024).

A conversão do preço internacional, que está em US\$/Kg, para a moeda doméstica foi feita utilizando-se os valores médios mensais da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), divulgados pelo Banco Central do Brasil (BCB, 2024).

O período da amostra compreende de janeiro de 2003 a dezembro de 2023, perfazendo-se, assim, um total de 252 observações para cada série. As estatísticas descritivas das séries utilizadas encontram-se na tabela 1.

Os valores das variáveis utilizadas nos modelos foram transformados em logaritmos, de modo que os coeficientes estimados possam ser interpretados como elasticidades. O preço do coágulo (DRC 53%) pago ao heveicultor no estado de São Paulo e o preço da borracha natural TSR-20 na bolsa de Singapura foram representados em logaritmos por 'lpr_sp' e 'lpr_singapura', respectivamente.

Tabela 1. Estatística descritiva das séries de preços

Série	Média	Máximo	Mínimo	Coef. de variação
Preço coágulo (53% DRC - R\$/kg) em São Paulo	2,39	5,48	1,09	0,39
Preço TSR-20 (R\$/kg) em Singapura	5,29	10,83	2,41	0,32

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Figura 1, são apresentados os comportamentos dos preços do coágulo em São Paulo e da borracha natural TSR-20 em Singapura. A análise gráfica revela uma evolução semelhante entre as duas séries, sendo que o preço da borracha natural TSR-20 em Singapura permanece acima do preço do coágulo em São Paulo.

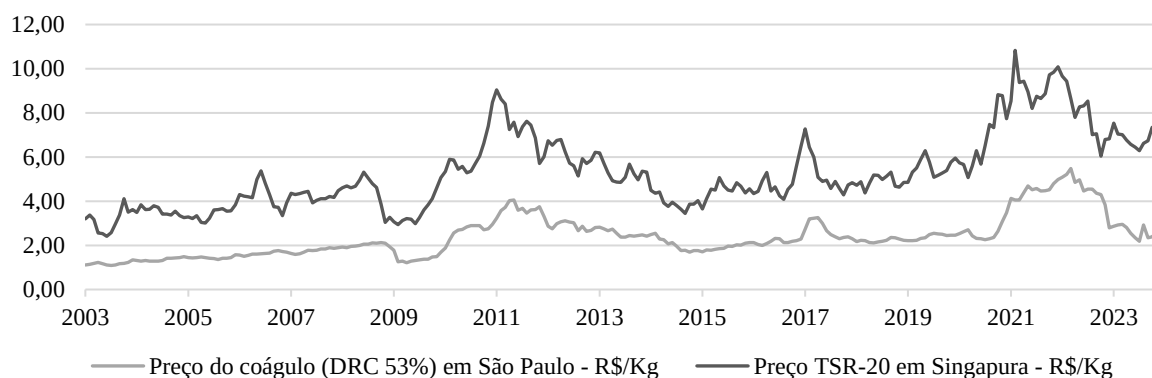


Figura 1. Evolução das séries de preços do coágulo em São Paulo e da borracha natural TSR-20 em Singapura.

Fonte: Dados da pesquisa.

4. Resultados e discussão

4.1. Resultados dos pré-testes

Antes da aplicação do modelo, é necessário realizar alguns testes para a sua adequada especificação. Dentre os testes preliminares, tem-se o teste de raiz unitária, que avalia a estacionariedade das séries. Uma série é caracterizada estacionária quando apresenta média constante e variância dependente apenas do intervalo de tempo. Quando não estacionária, tem-se a presença de pelo menos uma raiz unitária. A premissa de estacionariedade da série é necessária para evitar possíveis relações espúrias.

O teste de raiz unitária utilizado foi o DF-GLS de Elliott, Rothenberg e Stock (1996), que testa a hipótese nula de presença de uma raiz unitária ($H_0: \rho = 0$) contra a hipótese alternativa de ausência ($H_0: \rho < 0$). Primeiramente, realizou-se os testes com as séries em nível, cujos resultados indicaram a não rejeição da presença de raiz unitária para os testes com/sem componentes determinísticos (tendência e constante), conforme apresentado na tabela 2.

Para verificar se na primeira diferença as séries tornam-se estacionárias, os mesmos testes foram aplicados nas séries transformadas. Dessa vez, os resultados mostraram que as séries na primeira diferença são estacionárias. Logo, assume-se que as duas séries são integradas de ordem 1.

Dado que as séries são integradas de mesma ordem, foi necessário realizar o teste de cointegração para avaliar se essas séries apresentam relações de equilíbrio de longo prazo. Quando as séries são cointegradas, o número de raízes características, r , é diferente de zero.

Tabela 2. Resultados dos testes de raiz unitária

Série	Componente determinista	Nº de defasagens ¹	Estatística do teste	Valores críticos ²		Resultados da significância
				5%	1%	
lpr_sp	Tendência	1	-2,14	-2,89	-3,48	Não rejeita H ₀
	Constante	0	-0,40	-1,94	-2,57	Não rejeita H ₀
	Nenhum	2	-0,46	-1,95	-2,58	Não rejeita H ₀
Δ lpr_sp	Tendência	9	-4,08	-2,89	-3,48	Rejeita H ₀ ***
	Constante	9	-3,37	-1,94	-2,57	Rejeita H ₀ ***
	Nenhum	1	-8,61	-1,95	-2,58	Rejeita H ₀ ***
lpr_singapura	Tendência	5	-2,72	-2,89	-3,48	Não rejeita H ₀
	Constante	13	-0,39	-1,94	-2,57	Não rejeita H ₀
	Nenhum	1	0,15	-1,95	-2,58	Não rejeita H ₀
Δ lpr_singapura	Tendência	1	-9,66	-2,89	-3,48	Rejeita H ₀ ***
	Constante	0	-11,75	-1,94	-2,57	Rejeita H ₀ ***
	Nenhum	4	-8,66	-1,95	-2,58	Rejeita H ₀ ***

Notas: O símbolo *** denota significância de 1%; na ausência de componentes deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (Dickey & Fuller, 1981); Δ denota série na diferença; ¹ número de defasagens estabelecidos pelo critério MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Fonte: Dados da pesquisa.

Inicialmente, foi determinado o número de defasagens para as variáveis em conjunto, que será empregado no teste de cointegração. A escolha da defasagem ótima é dada pelo menor valor de cada critério adotado. A tabela 3 apresenta os resultados obtidos para os critérios de Akaike (AIC), de Hannan e Quinn (HQ), de Schwarz (SC) e de Erro de Previsão Final (FPE), sendo que o número de defasagens adotado foi o sugerido pelos critérios AIC e FPE, cujas propriedades para amostras de tamanho moderado são melhores (Lütkepohl, 2005).

Definidas as defasagens, utilizou-se para o teste de cointegração a estatística traço, que é conduzida de forma sequencial. Primeiramente, foi avaliada a hipótese nula de rank igual a zero ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de rank maior que zero ($r > 0$). Os resultados indicaram a rejeição da hipótese nula (tabela 4).

Tabela 3. Determinação do número de defasagens para o teste de cointegração

Nº de defasagens	Critérios utilizados para seleção			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	-10,86	-10,83	-10,78	1,92E-05
2	-10,92	-10,87*	-	1,8E-05
3	-10,91	-10,83	-10,71	1,83E-05
4	-10,93	-10,83	-10,68	1,78E-05
5	-10,94*	-10,81	-10,62	1,78E-05*
6	-10,93	-10,78	-10,56	1,79E-05

Notas: O símbolo * denota a defasagem sugerida por cada critério, AIC denota Critério de Akaike; HQ denota Critério de Hannan e Quinn; SC denota Critério de Schwarz; e FPE denota o Critério de erro de previsão final.

Fonte: Dados da pesquisa.

Em seguida, foi testada a hipótese nula de rank menor ou igual a um ($r \leq 1$) contra a hipótese alternativa de rank maior que um ($r > 1$), porém os resultados impossibilitaram a rejeição da hipótese nula (tabela 4). Diante desses resultados, considerou-se a presença de pelo

menos um vetor de cointegração. Assumindo-se que as séries são cointegradas, adotou-se para a análise da transmissão de preços o modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM).

Tabela 4. Resultados do teste traço

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos ¹		Resultado da significância
Nula	Alternativa		5%	1%	
$r = 0$	$r > 0$	26,08	17,95	23,52	Rejeita H_0 ***
$r \leq 1$	$r > 1$	6,09	8,18	11,65	Não rejeita

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992); o símbolo *** denota significância de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Para finalização dos testes prévios à análise de transmissão de preços, foi aplicado o teste de causalidade de Granger (1969), para o ordenamento das variáveis do modelo segundo o grau de endogeneidade. Esse teste avalia a precedência temporal entre duas séries, não necessariamente uma relação de causa e efeito. A hipótese nula do teste de causalidade é a de que uma série não antecede a outra.

De acordo com a tabela 5, os resultados indicam relação unidirecional do efeito, em que o preço da borracha natural TSR-20 em Singapura antecede o preço do coágulo em São Paulo, e não o contrário. Logo, considera-se que o preço da borracha TSR-20 em Singapura é uma variável exógena do preço do coágulo em São Paulo, ou seja, que o preço da borracha naquele mercado interfere nas cotações do coágulo em São Paulo.

Tabela 5. Teste de causalidade de Granger

Hipótese nula	Defasagem	Valor do teste	P-valor
lpr_{sp} não Granger-causa $\text{lpr}_{\text{singapura}}$	5	0,76	0,58
$\text{lpr}_{\text{singapura}}$ não Granger-causa lpr_{sp}	5	26,57	0,00

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados do teste de causalidade de Granger foram semelhantes aos encontrados por Soares et al. (2008), que constataram que o repasse de preços ocorre do mercado internacional para o mercado brasileiro, e não ao contrário.

4.2. Resultados do modelo VECM

Conforme descrito na metodologia, após a definição do modelo Vetor de Correção de Erro (VECM), realiza-se o diagnóstico do modelo, a fim de verificar sua adequação. O diagnóstico compreende a aplicação de testes para a normalidade, a autocorrelação e a heterocedasticidade condicional, cujos resultados encontram-se na tabela 6. Nota-se que o modelo atende aos requisitos de ausência de autocorrelação nos resíduos e de ausência de heterocedasticidade condicional, porém a condição de normalidade não foi observada. Apesar disso, de acordo com Lütkepohl (2005), os estimadores se mantêm consistentes mesmo diante da não normalidade dos resíduos.

Tabela 6. Resultados dos testes para diagnóstico do modelo VECM

Diagnóstico	Teste	Estatística	Distribuição	p-Valor
Normalidade	JB	468,99	$\chi^2(4)$	0,00
Autocorrelação	PT.adjusted-16	37,40	$\chi^2(46)$	0,81
Autocorrelação	PT.adjusted-20	49,74	$\chi^2(62)$	0,87
Autocorrelação	ES-1	1,31	F (4-466)	0,27
Autocorrelação	ES-2	1,04	F (8-462)	0,41
Heterocedasticidade	ARCH-LM-6	71,19	$\chi^2(54)$	0,06

Notas: JB = teste de Jaque-Bera; PT adjusted-n = Teste de Portmanteau ajustado para amostras pequenas; ES-n = Teste de Edgerton-Shukur; ARCH-LM-n = Teste ARCH multiplicador de Lagrange; sendo n=número de defasagem.

Fonte: Dados da pesquisa.

A aplicação das estimativas do modelo VECM traz como resultados analíticos a elasticidade. Conforme a tabela 7, os resultados das elasticidades evidenciam que a transmissão de preços a longo prazo, do preço da borracha TSR-20 em Singapura para o preço do coágulo em São Paulo, ocorre de forma mais que proporcional, ou seja, uma variação de 10% no preço internacional implica uma variação de longo prazo de 11,7% no preço do coágulo no mercado paulista. Nota-se, por esse resultado, que a relação de longo prazo não converge para a Lei do Preço Único, pois para isso, a transmissão de preços entre Singapura e São Paulo deveria ocorrer de forma integral (elasticidade igual a 1).

Tabela 7. Elasticidade de transmissão no longo prazo

	lpr_sp	lpr_singapura
lpr_singapura	1,17***	1,00

Nota: O símbolo *** denota significância de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

De forma complementar à análise da elasticidade de transmissão de preços, o modelo VECM retorna os termos de erro (tabela 8), que medem a velocidade de ajuste dos preços ao choque. A partir dos resultados apresentados, nota-se que o coeficiente da velocidade de ajuste do modelo é de 0,16, ou seja, em torno de 16% dos desequilíbrios são corrigidos a cada mês e, portanto, são necessários aproximadamente 6 meses para corrigir o choque que parte de Singapura.

Tabela 8. Termos de erro do modelo VECM estimado

	lpr_sp	lpr_singapura
lpr_singapura	0,16***	-

Nota: O símbolo *** denota significância de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tal resultado sinaliza uma velocidade moderada de reação dos preços do coágulo em São Paulo e forte influência do comportamento dos preços internacionais sobre o preço doméstico. Este último efeito é esperado, dado que as negociações do coágulo em São Paulo se baseiam no preço de referência GEB-10 Mercado, divulgado pela APABOR, que utiliza em seu cálculo o preço da borracha TSR-20 no mercado asiático.

4.3. Resultados do modelo NARDL

O modelo NARDL resultante, considerando 4 defasagens, mostrou que as variáveis se apresentam cointegradas, uma vez que o teste t-BDM rejeitou a hipótese nula de ausência de relação de longo prazo. Ademais, o resultado do teste F-PSS indicou que os parâmetros são não nulos (tabela 9).

De acordo com a tabela 10, os resultados dos testes de assimetria do modelo NARDL indicaram a rejeição da hipótese nula de simetria no curto prazo, ao nível de significância de 10%. Logo, há diferença de resposta no preço do coágulo em São Paulo, quando aplicado choque positivo e negativo no preço da borracha natural TSR-20 em Singapura. Variação positiva de 1% no preço da borracha TSR-20 gera um aumento de 0,19% no preço do coágulo, enquanto uma variação negativa de 1% no preço da borracha TSR-20 está associada a uma redução em 0,62% no preço do coágulo. Esses resultados classificam o repasse de preços como uma assimetria de transmissão de preços negativa, isto é, reduções nos preços são sentidas com maior intensidade do que aumentos nos preços de mesma magnitude.

Tabela 9. Resultado do teste de cointegração do modelo NARDL

Testes de cointegração	Estatística
F-PSS	6,12 ^{**}
t-BDM	-4,2 ^{**}

Notas: valores críticos da estatística F-PSS são 4,85 e 5,73 para $k=1$ e $k=2$, respectivamente, a nível de 5% de significância; e os valores críticos do teste t-BDM são -3,53 e 3,22 para $k=1$ e $k=2$, nessa ordem, a nível de 5% de significância; o símbolo ^{**} denota significância a nível de 5%; k descreve o número de variáveis do modelo.

Fonte: Dados da pesquisa.

Com relação ao teste de assimetria de longo prazo, os resultados indicaram que não há diferença de resposta quando aplicado choque positivo e negativo (tabela 10). Variações de 10% no preço da borracha TSR-20 impactam o preço do coágulo em 11,6%. Isto é, o choque é sentido mais que integralmente, tanto no sentido negativo como o sentido positivo.

Tabela 10. Efeito positivo e negativo de curto e longo prazo

	lpr_sp		Assimetria
	Efeito Positivo	Efeito Negativo	
lpr_singapura - Curto Prazo	0,19	0,62	3,19 [*]
lpr_singapura - Longo Prazo	1,16	1,16	0,07

Nota: ^{*} denota significância de 10%.

Fonte: Dados da pesquisa.

4.4. Discussão dos resultados dos modelos

Nos dois modelos, a elasticidade de transmissão de preços no longo prazo foi de aproximadamente 1,2, isto é, quando ocorre uma variação no preço da borracha TSR-20 em Singapura, essa variação é repassada mais que integralmente ao preço do coágulo em São Paulo. Isso indica que as mudanças nos preços do mercado internacional têm um impacto significativo no preço interno da borracha.

Com relação à assimetria negativa de transmissão de preços no curto prazo, observada no modelo NARDL, ela pode indicar uma possível falha de mercado. Embora seja difícil testar empiricamente a origem dessa distorção, a concentração de mercado nos elos a jusante do produtor surge como uma explicação plausível para o repasse assimétrico de preços. Quando há uma redução de preços no mercado asiático, essa diminuição é repassada ao produtor de

forma mais intensa do que os aumentos, possivelmente como uma estratégia das usinas de beneficiamento ou das indústrias pneumáticas para ampliar a margem de lucro, reduzindo os custos com a matéria-prima (coágulo). Como existem poucos compradores, os heveicultores se veem com reduzido poder de negociação, sujeitando-se aos preços oferecidos. De acordo com Meyer e Cramon-Taubadel (2004) e Vavra e Goodwin (2005), o poder de mercado é uma explicação recorrente para a assimetria na transmissão de preços. Em experimentos laboratoriais, Bulutay et al. (2021) concluíram que o conluio tácito, derivado do poder de mercado, foi o único fator a interferir significativamente na presença de assimetria.

Outra possível fonte de distorção pode estar relacionada à assimetria de informação, uma vez que não há uma regra clara no mercado para determinar o preço final pago ao produtor. Embora o Indicador GEB-10 Mercado da APABOR seja amplamente utilizado, o preço final é calculado multiplicando esse indicador pelo DRC (%) e por uma participação do produtor, que é definida em negociação entre cada heveicultor e a respectiva usina de beneficiamento.

Ademais, tem-se a ideia de que o preço é definido inicialmente pela indústria e posteriormente pela usina de beneficiamento, deixando o heveicultor como um mero tomador de preços, sem poder impor condições comerciais ou ter conhecimento sobre o repasse feito pelos demais elos. No entanto, não há informações disponíveis ou de fácil acesso sobre o preço que as indústrias e as beneficiadoras recebem. Além disso, também não se encontra números sobre estoques, dado esse que pode interferir nos preços. Sem informações precisas sobre as condições de mercado, os produtores não têm poder de barganha para negociar preços melhores para seus produtos.

O resultado da transmissão assimétrica negativa de preços também foi encontrado por Kopp et al. (2017), quando analisada a transmissão em Jambi, Indonésia. Segundo os autores, a ocorrência de assimetria se deve à prática de cartel pelas indústrias de transformação, estabelecidas em um mercado de concorrência monopolista. Embora o estudo reflita condições específicas para a Indonésia, as indústrias processadoras de borracha natural no Brasil são, de igual forma, concentradas.

Esses resultados diferem do estudo de Ahoba e Gaspart (2019), no qual foi observada simetria na transmissão de preços da borracha em Singapura para os preços aos produtores da Costa do Marfim. Segundo esses autores, a presença de uma organização, a APROMAC, que reúne todos os atores da cadeia da borracha, impede que as agroindústrias exerçam potencial poder de mercado.

Frente aos resultados encontrados, tem-se como implicação que, embora os preços externos influenciem o preço pago ao produtor, característica de um mercado de economia aberta, há algum mecanismo independente impedindo o adequado repasse aos preços pagos ao heveicultor.

Apesar dos instrumentos de política agrícola contribuírem para equilibrar a receita do produtor, seus resultados são limitados. A Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) foi utilizada para garantir um preço mínimo aos heveicultores através da subvenção econômica ofertada por meio de leilões públicos em 2023 e 2024, contudo, um limitado número de produtores e sangradores participou dos leilões e apenas 61,6 mil toneladas foram contempladas, o que significa apenas 13,1% da produção do mercado interno. Por essa razão, outras estratégias se fazem necessárias a fim de promover maior transparência na formação dos preços ao longo da cadeia produtiva de borracha natural no Brasil.

Entre essas estratégias, destaca-se a divulgação pública dos preços negociados entre as usinas de beneficiamento e as indústrias pneumáticas, bem como informações sobre os estoques de borracha natural e pneus. Muito pouco se conhece sobre esses elos da cadeia, o que limita os estudos sobre os repasses de preços ao produtor. Com maior transparência no fluxo de

informações, contribui-se para reduzir as assimetrias informacionais, mitigando os efeitos das volatilidades de preços e propiciando um mercado mais estável e previsível.

Outro mecanismo essencial é a diferenciação de preços para as borrachas que são produzidas sob melhores práticas ambientais e sociais. A adoção de certificações e rastreabilidade da produção poderiam agregar valor a borracha nacional, atendendo a crescente demanda global por produtos de origem sustentável. A diferenciação, portanto, não só beneficia o meio ambiente e as condições de trabalho, mas também contribui para o aumento da competitividade. Para produtos específicos como a borracha natural, as certificações precisam, muitas vezes, serem complementadas por políticas e programas nacionais e locais para serem impulsionadas, eventualmente, com fundos públicos ou privados (Kennedy, Leimona e Yi, 2017 e Cho et al., 2022).

A diferença entre as práticas de produção brasileira e asiática é talvez o maior desestímulo ao heveicultor no Brasil, isso porque os preços nacionais são balizados em produtos produzidos sob regras ambientais e trabalhistas supostamente mais flexíveis do que as praticadas domesticamente, tratando-se de produtos equivalentes, porém produzidos sob diferentes condições. Wang et al. (2023), por exemplo, encontraram que a produção de borracha no Sudeste Asiático, região com mais de 90% da produção global, levou à perda de mais de 4 milhões de hectares de área florestal entre 1993 e 2016. Além disso, mais de 1 milhão de hectares de cultivo de borracha estão localizados em áreas cruciais para a biodiversidade. Três quartos desse desmatamento ocorreram a partir de 2001. Diversos outros estudos como de Warren-Thomas, Dolman e Edwards (2015), Chiarelli et al. (2018), Min et al. (2019) e Cho et al. (2022), destacam o problema da perda de diversidade e desmatamento associado com o cultivo de borracha no Sudeste Asiático.

A organização dos produtores é, por sua vez, um fator chave para fortalecer o elo entre os diferentes agentes da cadeia produtiva (Ahoba e Gaspart, 2019). A criação de associações ou cooperativas de heveicultores pode proporcionar maior poder de negociação, além de permitir o compartilhamento de tecnologias, boas práticas e outras informações, bem como facilitar o acesso a financiamentos e programas de apoio governamental.

É igualmente necessário implementar políticas públicas que auxiliem os heveicultores a aumentar sua competitividade em relação a outros países, o que demanda investimentos em inovação tecnológica. De acordo com dados do IBGE (2024), a produção de látex coagulado apresentou aumento, porém, esse crescimento deve-se principalmente à expansão da área plantada, uma vez que a produtividade se manteve estagnada desde 2013. Além disso, é fundamental fornecer suporte técnico para garantir que a borracha natural possa gerar ganhos econômicos, sociais e ambientais (Negash, Sriplod e Hassan, 2021).

5. Considerações finais

O presente estudo analisou a transmissão de preços entre a borracha natural TSR-20 em Singapura e o coágulo DRC 53% no mercado paulista. O estudo indicou a existência de relação unidirecional no teste de causalidade, tal que variações no preço da borracha TSR-20 em Singapura são repassadas ao preço do coágulo DRC 53% no mercado paulista.

Os resultados do teste de cointegração mostraram que as duas séries apresentam relações de longo prazo. Através do modelo VECM foi possível determinar a elasticidade de transmissão no longo prazo do preço da borracha em Singapura para o preço do coágulo no mercado paulista como sendo igual a 1,17, demonstrando que, no longo prazo, uma variação de 10% no preço internacional implica em uma variação de 11,7% no preço doméstico. Esse desequilíbrio é corrigido em 16% a cada mês posterior ao choque, portanto, num prazo de seis meses, dado que as estatísticas avaliadas são de periodicidade mensal, as variações são repassadas integralmente.

Adicionalmente, empregou-se o modelo NARDL para verificar o comportamento do preço do coágulo em São Paulo frente a variações positivas e negativas, no preço da borracha em Singapura. Os resultados indicaram a presença de assimetria de transmissão negativa no curto prazo, ou seja, o choque negativo no preço da borracha em Singapura foi transmitido mais rapidamente e com maior intensidade do que o choque positivo. No entanto, a transmissão de preços no longo prazo se mostrou simétrica, com o valor da elasticidade de transmissão de 1,16, semelhante ao encontrado no modelo VECM.

Esses resultados evidenciam a grande influência do preço da borracha natural TSR-20 em Singapura na formação dos preços do coágulo DRC 53% praticados no estado de São Paulo. O resultado era esperado uma vez que os preços pagos aos produtores de borracha são balizados por referenciais que levam em consideração no seu cálculo o preço de Singapura. Contudo, como a transmissão de preços se mostrou assimétrica negativa no curto prazo, há evidências de que existem outros fatores influenciando o preço do coágulo paulista além do preço da borracha TSR-20 em Singapura.

Dentre as limitações desse estudo, destaca-se que não foi possível identificar, por meio de testes empíricos, as origens da assimetria de preços. Outra limitação foi a impossibilidade de analisar a relação de preços entre o heveicultor e outros elos do mercado, dada a inexistência de dados de comercialização das usinas de beneficiamento e das indústrias.

Referências

- APABOR. Associação Paulista de Produtores e Beneficiadores de Borracha. Disponível em: <<https://www.apabor.org.br/>>. Acesso em: 20 jan. 2024.
- AGROSTAT. Estatística do Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: <<https://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>>. Acesso em: 15 jan. 2024.
- AHOBIA, M.; GASPART, F. Rubber world price transmission to Ivorian producer prices: an analysis in the presence of structural breaks. **Agricultural and Food Economics**, v. 7, n. 1, p. 1-14, 2019. DOI: <<https://doi.org/10.1186/s40100-019-0137-5>>.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. **Journal of time series analysis**, v. 19, n. 3, p. 267-283, 1998. DOI: <<https://doi.org/10.1111/1467-9892.00091>>.
- BARROS, G. S. C. Economia da Comercialização Agrícola. Piracicaba: CEPEA/ESALQ/USP, 2007. 221 p.
- BCB. Banco Central do Brasil. **Consulta de cotações e boletins**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/historicocotacoes>>. Acesso em: 13 mar. 2024.
- BULUTAY, M. et al. Imperfect tacit collusion and asymmetric price transmission. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 192, p. 584-599, 2021. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.10.018>>.
- CONFORTI, P. Price transmission in selected agricultural markets. **FAO Commodity and trade policy research working paper**, v. 7, 2004. Disponível em: <<https://www.fao.org/markets-and-trade/publications/detail/en/c/1440719/>>.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Levantamento dos custos de produção**. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/custos-de-producao/planilhas-de-custo-de-producao>>. Acesso em: 15 de agosto de 2024a.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Prêmio Equalizador Pago ao Produtor (PEPRO)**. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/comercializacao-old/leiloes-publicos/pepro>>. Acesso em: 22 de janeiro de 2025.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Oxford, v. 49, p. 1057-1072, 1981. DOI: <<https://doi.org/10.2307/1912517>>.

- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, Oxford, v.64, n.4, p. 813-836, 1996. DOI: <<https://doi.org/10.2307/2171846>>.
- ENDERS, W. Applied econometric time series. 4. Ed. New Jersey: John Wiley, 2015, 480 p.
- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Faostat**. Disponível em: <<https://www.fao.org/faostat/>>. Acesso em: 07 de mar. 2024.
- FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic surveys**, v. 21, n. 2, p. 349-415, 2007. DOI: <<https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>>.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v.37, n.3, p. 424-438, 1969. DOI: <<https://doi.org/10.2307/1912791>>.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produtividade Agrícola Municipal**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acesso em: 05 de fev. 2024.
- IEA. Instituto de Economia Agrícola. **Preços Médios Mensais Recebidos pelos Agricultores**. Disponível em: <http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/precos_medios.aspx?cod_sis=2>. Acesso em: 17 abr. 2024.
- KOPP, T. et al. Welfare implications of intertemporal marketing margin manipulation. **British Food Journal**, v. 119, n. 8, p. 1656-1671, 2017. DOI: <<https://doi.org/10.1108/BFJ-11-2016-0572>>.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**. 4. ed., Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766 p.
- LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Springer Science & Business Media, 2005. 764 p.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of applied econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996. DOI: <[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T)>.
- MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of agricultural economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004. DOI: <<https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>>.
- NAIR, S. T. G. Measuring volatility spillovers and asymmetric responses of Agri commodity prices: evidence from spices and rubber futures in India. **Indian Growth and Development Review**, v. 14, n. 2, p. 242-267, 2021. DOI: <<https://doi.org/10.1108/IGDR-10-2020-0147>>.
- OLIVEIRA, M. D. M.; GONÇALVES, E. C. P. Custos de Implantação e Formação da Cultura da Seringueira na Região Noroeste do Estado de São Paulo. **Análises e Indicadores do Agronegócio**, São Paulo, v. 17, n. 4, p. 1-7, abr. 2022.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics 1. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 54, n. 3, p. 461-472, 1992. DOI: <<https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00013.x>>.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001. DOI: <<https://doi.org/10.1002/jae.616>>.
- RAMLI, N. et al. Spillover of rubber prices volatility in ASEAN-3 countries. **Journal of Rubber Research**, v. 25, n. 4, p. 251-263, 2022. DOI: <<https://doi.org/10.1007/s42464-022-00181-4>>.
- SAJI, T. G. Price transmission for natural rubber: India integration with world markets. **Theoretical & Applied Economics**, v. 25, n. 4, 2018. Disponível em: <

<https://www.ebsco.ectap.ro/Theoretical & Applied Economics 2018 Winter.pdf#page=155>
>.

SGX. Singapore Exchange. **Products.** Disponível em:
<<https://www.sgx.com/derivatives/products/>>. Acesso em: 06 de fevereiro de 2024.

SHIN, Y.; YU, B.; GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. **Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications**, p. 281-314, 2014. DOI:
<https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9>.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Oxford, v.48, n.1, p. 1-48, 1980.
<DOI: <https://doi.org/10.2307/1912017>>.

SISCOMEX. Sistema Integrado de Comércio Exterior. **Portal Único Siscomex.** Disponível em: <<https://portalunico.siscomex.gov.br/>>. Acesso em: 21 jan.2025.

SOARES, N. S. et al. Relação entre os preços da borracha natural nos mercados doméstico e internacional. **Revista de política agrícola**, v. 17, n. 3, p. 51-63, 2008. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/418/369>>

SOARES, N. S.; SILVA, M. L.; ROSSMANN, H. Influência da taxa de câmbio e do dólar sobre os preços da borracha natural brasileira. **Revista Árvore**, v. 37, p. 339-346, 2013. DOI:
<<https://doi.org/10.1590/S0100-67622013000200015>>.

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

VON CRAMON-TAUBADEL, S.; GOODWIN, B. K. Price transmission in agricultural markets. **Annual Review of Resource Economics**, v. 13, p. 65-84, 2021. DOI:
<<https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100518-093938>>.