

# Assimetria na transmissão de preço de grãos em novas regiões de fronteira agrícola

## *Asymmetric grain price transmission in new agricultural frontiers*

Geraldo Costa Junior<sup>1</sup> , Cristiane Mitie Ogino<sup>2</sup> 

<sup>1</sup>Departamento de Empreendedorismo e Gestão, Universidade Federal Fluminense (UFF), Niterói (RJ), Brasil. E-mail: geraldo\_costa@id.uff.br

<sup>2</sup>Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), Piracicaba (SP), Brasil. E-mail: cristianeogino@gmail.com

**Como citar:** Costa Junior, G., & Ogino, C. M. (2024). Assimetria na transmissão de preço de grãos em novas regiões de fronteira agrícola. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 62(3), e270427. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2023.270427>

**Resumo:** A formação do preço de *commodities* como milho e soja se dá no exterior e é transmitida em maior ou menor grau para o Brasil. O processo de transmissão do preço dessas *commodities* do exterior para o Brasil, sobretudo para as regiões produtoras do Centro-Sul do país, está bem documentado na literatura. Menos estudada, porém, é a transmissão do preço para as novas regiões de fronteira agrícola no Norte e Nordeste do país. Este artigo buscou analisar a transmissão do preço de soja e milho entre a região Centro-Sul, representada pelo Indicador Esalq/BM&F, e os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, e também entre os próprios estados. Além disso, buscou-se identificar assimetrias positivas e negativas e de curto e longo prazos nas transmissões de preço. Para este fim, utilizou-se o modelo de correção de erros (VECM) e o modelo autorregressivo não linear de defasagens distribuídas (NARDL). Os resultados indicam que as assimetrias na transmissão de preço de milho estão concentradas no longo prazo, havendo um predomínio de assimetria negativa na transmissão de preços do Indicador para os estados. No caso da soja, também houve predomínio de assimetria negativa, porém as assimetrias estão concentradas no curto prazo.

**Palavras-chave:** transmissão de preço, assimetrias, NARDL.

**Abstract:** Commodity price formation for corn and soybeans usually takes place in international markets and is then transmitted to Brazil. In Brazil, price transmission to producing regions in the Center-South of Brazil is well documented in the literature, whereas price transmission to the new agricultural frontiers in the North and Northeast of Brazil receive much less attention. In this paper we investigate soybeans and corn price transmission between the Center-South region, represented by the Esalq/BM&F Indicator, and the states of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia, and also between these states themselves. In addition, we sought to identify the occurrence of positive and negative, short- and long-term asymmetries. For this purpose, we used the error correction model (VECM) and the nonlinear autoregressive model with distributed lags (NARDL). Our results show that asymmetries in corn price transmission are concentrated in the long run, with a predominance of negative asymmetry when it happens from the Center-South to the Northern states. In the case of soybeans, there was also a predominance of negative asymmetry, but they are concentrated in the short run.

**Keywords:** price transmission, asymmetries, NARDL.

## 1. Introdução

O Brasil se encontra entre os maiores produtores de grãos do mundo. Uma parte significativa desse sucesso se deve a um somatório de fatores: o investimento em manejo de culturas, em mecanização, em irrigação, em correção química do solo, em agricultura de precisão, dentre outros. Apesar dos ganhos em produtividade, é notória também a expansão da área plantada desde a década de 1960 (Sentelhas et al., 2015).

Uma das mais novas regiões de expansão da cultura de grãos – nomeadamente soja e milho – cobre uma área contígua de terra que compreende o estado do Tocantins (na região Norte) e parte dos estados do Maranhão, Piauí e Bahia (região Nordeste). A região do Matopiba – nome criado a partir das iniciais de cada estado – é conhecida por sua infraestrutura precária



e por terras relativamente baratas. Uma das características que distingue a região das demais é sua localização em baixas latitudes, o que expõe a região a temperaturas relativamente mais altas do que nas regiões mais tradicionais de cultura de grãos do Centro-Sul do país. A região do Matopiba está quase exclusivamente inserida no bioma cerrado e suas características climáticas e topográficas favorecem a agricultura de sequeiro (Araújo et al., 2019).

A crescente importância da região do Matopiba no contexto da produção brasileira de grãos pode ser evidenciada pelo expressivo aumento da área plantada, sobretudo da área dedicada ao plantio da soja. No ano 2000, cerca de 1 milhão de hectares haviam sido semeados com soja na região do Matopiba. Duas décadas depois, essa área havia quase quintuplicado. A produção de grãos na região também tem contribuído significativamente com o aumento da produção nacional. No caso da soja, a produção da região do Matopiba praticamente duplicou sua representatividade na produção nacional, saindo de cerca de 6% no início da década de 2000 para cerca de 12% ao fim da década de 2010. No caso do milho, esta variação foi de 4% para pouco mais de 8%.

Dessa forma, fica evidente que a esta região vem se consolidando como uma nova área de fronteira agrícola no Brasil. No entanto, muito pouco ainda se sabe a respeito das características próprias do mercado de grãos dessa região. Uma questão em particular está relacionada ao grau de integração dos mercados estaduais de grãos e a como se dá a transmissão de preços: (i) entre a região Centro-Sul e a região de fronteira agrícola e (ii) entre os estados que compõem a região de fronteira. Embora existam na literatura trabalhos que abordem a transmissão de preços de *commodities* agrícolas entre diversas regiões brasileiras, nota-se que as regiões Norte e Nordeste continuam pouco estudadas. Neste sentido, este artigo se propõe a contribuir para a literatura ao investigar a existência de transmissão de preço da soja e milho entre os mercados do Centro-Sul e os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia. Analisam-se também neste artigo as assimetrias na transmissão de preço e sua decomposição em efeitos positivos e negativos, de curto e longo prazo. Este nível de detalhamento é escasso na literatura nacional sobre transmissão de preços de *commodities* agrícolas e, ao incorporá-lo, este estudo contribui para enriquecer o conhecimento acumulado até aqui.

A dinâmica de formação dos preços agrícolas é sensível a choques de oferta, à sazonalidade, às condições climáticas, à perecibilidade dos próprios produtos, entre outros fatores. No processo de formação de preços, a existência de mercados eficientes que permitam que as sinalizações de preço sejam rapidamente transmitidas são essenciais para a alocação ótima de recursos. Assim sendo, conhecer a forma como se dá a transmissão de preço de *commodities* agrícolas entre diferentes regiões é de fundamental importância para o bom entendimento desses mercados, tanto por parte dos produtores quanto por parte dos formuladores de políticas públicas para a agricultura. A partir desse conhecimento, é possível desenvolver intervenções a fim de estabilizar a renda dos produtores, melhor administrar crises de mercado e aumentar a sustentabilidade do setor.

Além desta introdução, este trabalho está estruturado da seguinte forma: na seção 2 serão analisados os principais trabalhos que tratam da transmissão horizontal de preço na literatura especializada. A seção 3 detalha as duas metodologias utilizadas neste estudo, o modelo de correção de erros e o modelo NARDL, e também explica a origem dos dados, juntamente com a análise descritiva preliminar. A seção 4 apresenta os resultados do modelo de correção de erros e os resultados do modelo NARDL. Por fim, a seção 5 conclui este trabalho resumando os principais resultados.

## 2. Fundamentação Teórica

A análise de transmissão horizontal (ou espacial) de preços é fundamentada na hipótese de que, na ausência de imperfeições ou fricções em dado mercado, o ajustamento de preços se dará de forma simétrica entre as regiões que compõem este mesmo mercado. Neste contexto vigora a Lei do Único Preço, segundo a qual o preço de um mesmo bem em diversas regiões de um mesmo mercado deve convergir para um único valor, sendo os desvios explicados pelo custo de transportar o bem de uma região para outra (Pippenger & Phillips, 2008; Santeramo, 2015).

Existem diversos fatores que podem levar os preços a não se ajustarem de forma simétrica, como, por exemplo, a assimetria informacional entre as regiões, o grau de concentração de mercado entre as diferentes regiões, a diferença de inventário entre as regiões, o grau de organização dos produtores rurais, infraestrutura precária, entre outros (Zanin et al., 2020). Em todos os casos há perda líquida de bem-estar social decorrente das potenciais falhas de mercado existentes (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004).

A transmissão de preços de uma região para outra pode ser classificada quanto à sua intensidade e velocidade, e também quanto ao espaço de tempo considerado, podendo-se analisar a transmissão no curto prazo e no longo prazo (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004; Frey & Manera, 2007). No caso da intensidade da transmissão de preços, utiliza-se usualmente a elasticidade de transmissão, de forma que quanto mais próxima da unidade for a elasticidade, mais completa é a transmissão de preços de uma região para outra.

A transmissão de preços pode ainda ser analisada em sua simetria, ou seja, de acordo com a intensidade com que aumentos e reduções de preços são transmitidos de uma região para outra (Ogino, 2022). Segundo Meyer & von Cramon-Taubadel (2004), quando o preço de uma *commodity* em uma dada região reage mais a diminuições do que a aumentos de preço em outra região, diz-se que há assimetria negativa. De forma análoga, quando o preço de uma *commodity* reage mais a aumentos do que a diminuições de preço em outra região, diz-se que há assimetria positiva.

Existem ainda situações específicas em que o governo intervém nos mercados, como, por exemplo, com políticas de preços mínimos ou quotas, em que se pode encontrar elasticidades de transmissão que superam a unidade (Bredahl et al., 1979).

Há uma ampla variedade de estudos sobre transmissão de preços de *commodities* agrícolas na literatura internacional, com muitos temas transversais emergentes, como intervenção governamental, variáveis climáticas, *commodities* perecíveis, entre outros. Sobre a transmissão de preços de produtos perecíveis, Santeramo (2015) analisou a transmissão de preços de tomates e couves-flores entre os países da União Europeia. Após análise utilizando um modelo *threshold* com assimetrias, o autor conclui que, na maioria das praças analisadas, não houve transmissão simétrica de preço nem no mercado de tomates, nem no de couves-flores.

No que diz respeito à relação entre transmissão de preços e intervenção governamental, Mai et al. (2018) analisaram a transmissão de preço vertical do café robusta no Vietnã após uma série de reformas liberalizantes introduzidas pelo governo. Para tanto, os autores utilizaram um modelo de correção de erros com *thresholds*. Entre os resultados encontrados está uma maior simetria entre os preços de exportação e os preços recebidos pelos produtores no país após as reformas. Nesse mesmo sentido, Antonioli & Santeramo (2021) analisaram o impacto de duas reformas liberalizantes introduzidas no âmbito do setor de lácteos da União Europeia sobre a cadeia de suprimentos de leite italiana. Após estimarem um modelo de correção de erros, os autores concluíram que, embora a transmissão de preço tenha ficado mais lenta, as assimetrias diminuíram.

Em relação à transmissão horizontal de preços, Boffa & Varela (2019) estudam o nível de integração dos mercados de uma cesta de *commodities* na Índia utilizando um modelo de regressões multivariadas e rejeitaram sistematicamente a hipótese de que a lei do preço único vigora nesses mercados. Existe transmissão espacial de preços, porém com alto grau de heterogeneidade. Os autores explicam que investimentos em infraestrutura de transporte poderiam contribuir para aumentar o nível de integração dos mercados e acelerar a transmissão de preços.

Svanidze & Götz (2019) investigaram o nível de integração entre os mercados de trigo da Rússia utilizando um modelo de correção de erros com *thresholds* (TVECM) e concluíram que eles são pouco integrados, havendo dois *clusters* distintos, um voltado para a exportação e outro para a produção doméstica, com pouca conexão entre os dois. Ozturk (2020), também utilizando um modelo de correção de erros, analisou a transmissão horizontal do preço de grãos dos mercados internacionais para os mercados turcos, não encontrando cointegração para os mercados de arroz. Os mercados de trigo, soja, milho e cevada, no entanto, apresentaram cointegração fraca com os mercados internacionais. Em ambos os casos, os autores argumentam que altos custos de comercialização e políticas protecionistas podem reduzir a transmissão de preços dos mercados externos para os mercados domésticos.

A transmissão horizontal de preços de produtos agrícolas no Brasil tem sido objeto de vários estudos, sendo a maior parte deles dedicada à análise da transmissão de preços do exterior, em especial da Bolsa de Chicago, para as regiões produtoras do Centro-Sul do país.

Nesse sentido, Lovadine & Bacchi (2005) concluíram que houve transmissão de preço contemporânea entre o preço do grão de soja na Bolsa de Chicago e os preços domésticos da soja (Cepea) entre 1999 e 2004, resultado este confirmado por Diehl & Bacchi (2006), analisando o período entre 2000 e 2004.

Silva & Machado (2009) encontram uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço da soja no Brasil e nos Estados Unidos entre 1997 e 2007. Presotto et al. (2018) verificaram a existência de transmissão de preço da soja da Bolsa de Chicago para as regiões produtoras de Passo Fundo (Rio Grande do Sul), Maringá (Paraná) e Rondonópolis (Mato Grosso) e concluíram positivamente. Todos os trabalhos utilizaram modelos de correção de erros (VECM), à exceção de Diehl & Bacchi (2006), que estimaram um modelo ARMA.

Mais recentemente, Ogino (2022), utilizando o modelo NARDL, analisou a transmissão de preço da soja da Bolsa de Chicago para o preço de exportação da soja FOB (*free on board*) no Brasil e verificou a existência de assimetria positiva, ou seja, choques positivos no preço da soja em Chicago são transmitidos ao preço de exportação FOB no Brasil mais intensamente do que os choques negativos. Verificou-se também assimetria positiva na transmissão de preço do porto de Paranaguá para as regiões produtoras do Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (Rio Grande do Sul), Rio Verde (Goiás) e Sorriso (Mato Grosso).

Em relação à transmissão de preços em nível nacional, Sousa & Campos (2009), utilizando um modelo de vetores autorregressivos (VAR), verificaram a existência de transmissão quase perfeita de variações de preço da soja no Rio Grande do Sul para os estados do Paraná e Mato Grosso entre os anos de 2001 e 2008, constatando-se, assim, elevado nível de integração do mercado de soja na região Centro-Sul. Em estudo mais recente, Ikeda (2015), utilizando um modelo de correção de erros (VECM), analisou a transmissão de preço da soja do porto de Paranaguá (Paraná) para a região de Sorriso (Mato Grosso), entre 2004 e 2013. Apesar de a elasticidade de transmissão ter sido significativa e alta durante todo o período analisado, ela sofreu redução significativa a partir do 2007, quando o porto de Santarém começou a ser uma opção de escoamento da produção para os produtores do Mato Grosso.

O mercado de milho tem características que o distingue do mercado de soja. Entre elas, pode-se citar a alta sensibilidade aos choques regionais de oferta e demanda e da maior importância do mercado interno em relação ao externo em seu processo de formação de preço (Sanches et al., 2018).

Os estudos sobre transmissão de preço de milho reforçam essas características. Westerich-Filho (2014) investigou o grau de integração do mercado de milho nas regiões Sul e Centro-Oeste, concluindo que há significativa transmissão de preços entre os mercados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina, sendo que este último exerce grande influência na formação de preço dos demais estados. O autor encontrou também significativa comunicação dos preços futuros de milho cotados na BM&F (atual B3) e os preços dos mercados estaduais analisados.

Nesse mesmo sentido, Sanches et al. (2018) analisaram a transmissão de preços da região de Campinas (São Paulo), que é base para o contrato futuro de milho da B3, para diversas regiões brasileiras nos estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Santa Catarina, Bahia e Minas Gerais, entre 2008 e 2016. Os autores concluíram que existe cointegração e transmissão simétrica de preços entre Campinas e a maioria das regiões analisada. Ambos os trabalhos utilizaram modelos de correção de erros.

Costa Junior et al. (2016), utilizando um modelo de correção de erros (VECM), verificaram a existência de transmissão de preços do milho entre diversas regiões produtoras do estado do Mato Grosso e o porto de Paranaguá entre 2009 e 2015. Concluiu-se que, embora se tenha constatado transmissão de preço entre todas as regiões produtoras do estado, sinalizando assim um mercado estadual integrado, apenas as regiões de Canarana, Lucas do Rio Verde e Sapezal apresentaram relações de longo prazo com Paranaguá. Além disso, a transmissão de preço se deu de forma unidirecional do porto para as regiões produtoras.

Miranda (2016) investigou a transmissão do preço de milho entre os estados do Tocantins, Maranhão, Piauí e Bahia, e entre esses estados e o Mato Grosso e Paraná, principais produtores da *commodity*. O autor, que analisou as séries de preço de milho entre os anos de 2005 e 2016, também utilizando um modelo de correção de erros (VECM), encontrou transmissão de preço entre os estados do Matopiba e o Paraná, mas não entre os estados do Matopiba e o estado do Mato Grosso. Além disso, o autor conclui que os mercados de milho dos estados do Matopiba têm um grau relativamente alto de integração.

Observa-se que, de forma geral, a maior parte dos estudos de transmissão de preço de soja e milho se concentram na análise da transmissão entre o preço da *commodity* dos Estados Unidos para o Brasil e entre as regiões Centro-Sul do Brasil. Poucos estudos abordam os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia. Dessa forma, pretende-se, com este estudo, contribuir para estreitar este hiato na literatura sobre transmissão de preços de *commodities* agrícolas no Brasil, fornecendo ainda uma análise mais detalhada sobre as assimetrias de transmissão, decompondo-as em positiva e negativa e de curto e longo prazos.

### 3. Metodologia

Para a análise empírica da assimetria de transmissão de preços de soja e milho entre o Indicador Esalq/BM&F e os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia e, também, entre os próprios estados, optou-se por dois modelos de séries temporais. Primeiramente, aplicou-se pelo modelo de correção de erros (VECM), de forma a se obter as elasticidades de transmissão de preço e os termos de erro. Posteriormente, a fim de analisar mais detalhadamente as assimetrias na transmissão de preço, aplicou-se o modelo autorregressivo não linear de defasagens distribuídas (NARDL), proposto por Shin et al. (2014). Os dois modelos são brevemente descritos a seguir:

#### Modelo de Correção de Erros

O modelo de correção de erros requer que as séries de preço sejam cointegradas. O modelo de correção de erros, em sua forma convencional, pode ser descrito da seguinte forma:



$$\Delta y_t = \alpha + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta x_{t-p+1} - A z_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde  $y$  é a variável preço do milho (soja) do estado de interesse ou do Indicador,  $x$  é a variável preço do milho (soja) do outro estado ou do Indicador;  $\Delta$  indica primeira diferença da variável que o acompanha;  $\delta_i$  são os coeficientes de ajustamento no curto prazo;  $z_{t-1}$  é o termo de erro, e  $A$  é a matriz de coeficientes das relações de longo prazo. Além disso,  $\alpha$  é uma constante e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

Neste artigo, o modelo de correção de erros foi estimado para pares de estados, totalizando 6 pares para o mercado de soja e igualmente 6 pares para o mercado de milho.

### Modelo Autorregressivo Não Linear de Defasagens Distribuídas (NARDL)

O modelo NARDL, proposto por Shin et al. (2014) como uma extensão dos modelos ARDL de Pesaran et al. (2001), tem como principal vantagem o fato de não exigir que as relações de longo prazo entre as variáveis de interesse sejam lineares. Além disso, o modelo NARDL permite identificar corretamente as assimetrias de curto e longo prazo na transmissão de preços a partir de choques positivos e negativos. Em sua forma mais simples, o modelo NARDL pode ser descrito como:

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

Onde  $y$  é o preço do milho (soja) em um estado ou Indicador e  $x$  é o preço do milho (soja) em outro estado ou Indicador. Além disso,  $\rho$  e  $\theta$  são os coeficientes de longo prazo;  $\alpha_j$  e  $\pi_j$  são os coeficientes de curto prazo;  $p$  e  $q$  são as defasagens ótimas,  $x_t^+$  e  $x_t^-$  são processos de somas parciais definidos em  $x_t$ .

Adicionalmente, são feitos o teste de Banerjee et al. (1998), que testa a existência de relação de longo prazo entre as variáveis ( $H_0: \rho = 0; H_A: \rho < 0$ ) e o teste de Pesaran et al. (2001), que testa se os parâmetros como um todo são nulos ( $H_0: \rho = \theta^+ = \theta^- = 0; H_A: \rho \neq \theta^+ \neq \theta^- \neq 0$ ).

Ademais, realizou-se o teste de padrão de Wald para analisar a presença de simetria de curto prazo ( $H_0: \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^-$ ) e de longo prazo ( $H_0: \hat{\beta}^+ = -\frac{\hat{\theta}^+}{\rho} = \hat{\beta}^- = -\frac{\hat{\theta}^-}{\rho}$ ).

Para definir o número de lags ótimos para o modelo NARDL, foi utilizado o método Stepwise. Este método seleciona apenas os lags cujos coeficientes estimados apresentaram significativos até o nível de 10% de probabilidade.

### Dados

As séries de dados referentes aos preços de soja e milho para os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia têm frequência semanal e abrangem o período entre 06 de janeiro de 2014 e 16 de setembro de 2022. Os preços são referentes à saca de 60kg e foram fornecidos pela Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). As séries de preço de milho e soja são as médias mensais dos preços pagos aos produtores nos respectivos estados.

O mercado de grãos do Centro-Sul brasileiro pode ser representado pelos Indicadores Esalq/BM&F de milho e soja. Os dados referentes aos Indicadores Esalq/BM&F foram coletados no site do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea/Esalq/USP). Os dados originais do Indicador têm frequência diária, a partir dos quais se computaram as médias semanais e também são referentes à saca de 60kg.

O Indicador Milho Esalq/BM&F é uma média dos preços de milho amarelo tipo 2, em bom estado de conservação, em concordância com os termos especificados no contrato futuro de milho da B3. A região de referência para o Indicador Milho é Campinas-SP. O Indicador Soja Esalq/BM&F é a média aritmética do preço da soja comercializada no porto de Paranaguá-PR. A soja em questão é a soja brasileira a granel, tipo exportação, em conformidade com o contrato futuro de soja com liquidação financeira da B3.

O período analisado é o maior período para o qual os dados estão disponíveis, sendo janeiro de 2014 o início da série histórica e setembro de 2022 o último mês para o qual os dados estavam disponíveis. Os dados não foram deflacionados, tendo sido, portanto, utilizados em sua forma original.

#### 4. Resultados e Discussão

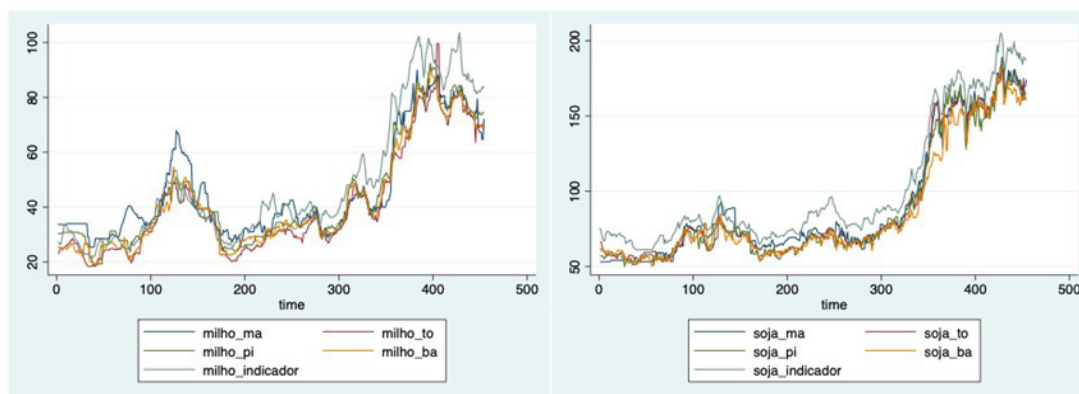
Nesta seção são apresentadas as estatísticas descritivas dos dados, bem como os testes preliminares de tratamento de séries temporais. Após os testes são apresentados os resultados dos modelos descritos na seção anterior. As estatísticas descritivas estão reportadas na Tabela 1.

**Tabela 1** - Estatísticas descritivas para os mercados de soja e milho nos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia.

	Observações	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
<b>Milho</b>					
MA	454	46,03	18,35	25,40	90
TO	454	40,78	19,19	18,36	99,60
PI	454	43,83	19,37	18,86	92,45
BA	454	42,13	19,13	19,03	89,75
Indicador	454	48,60	23,47	21,85	103,53
<b>Soja</b>					
MA	454	91,16	40,45	51,39	189
TO	454	89,15	40,12	53,12	182,17
PI	454	88,28	39,79	50	184
BA	454	86,20	37,58	50	182,42
Indicador	454	101,75	42,49	61,05	205,30

**Fonte:** elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

A Figura 1 mostra as séries de preço de milho e soja em nível para os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, bem como o Indicador Esalq/BM&F.



**Figura 1** – Séries de preço do milho (à esquerda) e soja (à direita) em nível no Maranhão, Tocantins, Piauí, Bahia e o Indicador, de 06 de janeiro de 2014 a 16 de setembro de 2022

**Fonte:** elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

Como análise preliminar, testou-se existência de raiz unitária nas séries de preço de milho e soja dos estados em questão a partir dos testes Augmented Dickey & Fuller (1979) e Philips & Perron (1988). A Tabela 2 reporta o resultado destes testes. Observa-se que, para todas as séries de preço de milho em nível, não é possível rejeitar a hipótese nula de que a série contém raiz unitária. Após a primeira diferenciação, porém, observa-se que, em todos os casos, é possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária ao nível de 1% de significância. O mesmo resultado foi encontrado para as séries de preço de soja.

**Tabela 2** - Teste de raiz unitária de Philips Perron (PP) e Augmented Dickey-Fuller (ADF) para as séries de preço de milho e soja

Milho	PP				ADF			
	Nível		Primeira Diferença		Nível		Primeira Diferença	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Maranhão	-0,962	0,767	-22,550	0,000	-0,897	0,788	-22,543	0,000
Tocantins	-0,804	0,817	-19,538	0,000	-0,718	0,842	-19,547	0,000
Piauí	-0,610	0,868	-17,582	0,000	-0,212	0,937	-17,197	0,000
Bahia	-0,701	0,846	-16,499	0,000	-0,338	0,919	-16,215	0,000
<b>Soja</b>								
Maranhão	0,347	0,979	-22,958	0,000	0,090	0,965	-22,765	0,000
Tocantins	0,429	0,982	-20,348	0,000	0,665	0,989	-20,181	0,000
Piauí	-0,082	0,951	-23,868	0,000	-0,418	0,907	-23,362	0,000
Bahia	0,324	0,978	-24,640	0,000	-0,158	0,943	-23,856	0,000

Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

Após análise sobre a estacionariedade das séries de preço, cabe investigar se existe algum tipo de relação de longo prazo entre elas. Para este fim, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen (1988) nos pares de Indicador-estado e nos pares de estados, e os resultados estão descritos na Tabela 3<sup>1</sup>. Verifica-se que existem vetores de cointegração entre todos os pares de séries de preço do milho, ou seja, existem relações de longo prazo entre o Indicador milho Esalq/BM&F e os preços de milho no Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia e também relações de longo prazo entre as trajetórias de preços entre estes mesmos estados. O mesmo procedimento foi feito para o mercado de soja e obteve-se resultado similar. Isto é, encontrou-se um vetor de cointegração em todos os pares de estados, com exceção para o par Indicador-Piauí, o que sugere a não existência de uma relação de longo prazo entre as trajetórias do Indicador soja Esalq/BM&F e o preço da soja no estado do Piauí.

**Tabela 3** - Teste de cointegração de Johansen

Milho	r=0	r=1	Valor crítico a 5%
Indicador-Maranhão		0,6038	3,76
Indicador-Tocantins		0,5161	3,76
Indicador-Piauí		0,4479	3,76
Indicador-Bahia		0,4714	3,76
Maranhão-Tocantins		0,5964	3,76
Maranhão-Piauí		0,4836	3,76
Maranhão-Bahia		0,2987	3,76
Tocantins-Piauí		0,5686	3,76
Tocantins-Bahia		0,6386	3,76
Piauí-Bahia		0,6698	3,76

Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

<sup>1</sup> O número de lags para a realização do teste de cointegração de Johansen para as séries de preço de milho foi igual a 3, de acordo com os critérios de AIC e FPE. Para as séries de preço de soja, o número de lags foi igual a 8, de acordo com os critérios de LR, FPE e AIC.



**Tabela 3** - Continuação...

Soja	r=0	r=1	Valor crítico a 5%
Indicador-Maranhão		0,1343	3,76
Indicador-Tocantins		0,2229	3,76
Indicador-Piauí	14,6005		15,41
Indicador-Bahia		0,0543	3,76
Maranhão-Tocantins		0,2938	3,76
Maranhão-Piauí		0,1308	3,76
Maranhão-Bahia		0,2339	3,76
Tocantins-Piauí		0,0000	3,76
Tocantins-Bahia		0,166	3,76
Piauí-Bahia		0,0833	3,76

**Fonte:** elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

Uma vez constatada a existência de relações de longo prazo entre as séries de preço de grãos entre os estados da região Matopiba, cabe analisar a direção em que se dá a transmissão de preços. As Tabelas 4 e 5 reportam os resultados do teste de causalidade de Granger para a soja e milho, respectivamente. Constata-se, claramente, que a transmissão de preço da soja se dá dos mercados da região Centro-Sul (Indicador Esalq/BM&F) para os estados da região de fronteira agrícola. Observa-se também que, entre os estados, a transmissão de preço ocorre em ambas as direções.

**Tabela 4** - Teste de causalidade de Granger para a soja.

	Defasagem	Valor do Teste	P-valor	Conclusão
Indicador → MA	2	80,134	0,000	Sim
MA → Indicador	2	0,57777	0,447	Não
Indicador → TO	3	50,917	0,000	Sim
TO → Indicador	3	1,0435	0,307	Não
Indicador → PI	9	103,59	0,000	Sim
PI → Indicador	9	14,222	0,115	Não
Indicador → BA	17	117,57	0,000	Sim
BA → Indicador	17	33,081	0,011	Sim
MA → TO	2	12,875	0,002	Sim
TO → MA	2	75,192	0,000	Sim
MA → PI	4	21,24	0,000	Sim
PI → MA	4	56,673	0,000	Sim
MA → BA	8	17,854	0,022	Sim
BA → MA	8	53,215	0,000	Sim
TO → PI	14	92,548	0,000	Sim
PI → TO	14	78,272	0,000	Sim
TO → BA	8	60,782	0,000	Sim
BA → TO	8	22,311	0,004	Sim
PI → BA	8	6,071	0,000	Sim
BA → PI	8	4,674	0,000	Sim

**Fonte:** elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

Observa-se padrão semelhante nas séries de preço do milho. Assim como na soja, a transmissão de preço se dá na direção do Indicador para os estados da região de fronteira agrícola. Entre os estados, observa-se, de forma geral, que a transmissão de preço do milho ocorre nas duas direções, porém exceção se faz ao estado do Maranhão. De acordo com a Tabela 5, não se detectou causalidade de Granger do preço de milho do Maranhão para o Tocantins nem para a Bahia.

**Tabela 5** - Teste de causalidade de Granger para o milho.

Direção do Efeito	Defasagem	Valor do Teste	P-valor	Conclusão
Indicador → MA	3	39,917	0,000	Sim
MA → Indicador	3	3,6536	0,301	Não
Indicador → TO	3	66,295	0,000	Sim
TO → Indicador	3	7,3681	0,061	Não
Indicador → PI	3	75,513	0,000	Sim
PI → Indicador	3	1,5539	0,67	Não
Indicador → BA	3	99,849	0,000	Sim
BA → Indicador	3	3,1582	0,368	Não
MA → TO	5	8,7427	0,120	Não
TO → MA	5	32,391	0,000	Sim
MA → PI	3	10,372	0,016	Sim
PI → MA	3	23,915	0,000	Sim
MA → BA	2	5,9016	0,052	Não
BA → MA	2	27,973	0,000	Sim
TO → PI	5	22,504	0,000	Sim
PI → TO	5	78,867	0,000	Sim
TO → BA	4	14,439	0,006	Sim
BA → TO	4	72,852	0,000	Sim
PI → BA	3	2,5803	0,053	Não
<i>BA → PI</i>	3	18,799	0,000	Sim

Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

### Resultados do Modelo de Correção de Erros

Tendo detectado a existência de relação de longo prazo entre as séries de preço analisadas e a direção da transmissão de preço entre elas, cabe analisar as elasticidades de transmissão. Ressalta-se que todas as séries de preço e do Indicador foram transformadas em logaritmos, de modo que as estimativas dos parâmetros possam ser interpretadas como elasticidades.

Uma vez que as séries se mostraram cointegradas, estimou-se o modelo de correção de erros (VECM) para os diversos pares de séries de preço estaduais e para o Indicador. As elasticidades de transmissão de preço do milho estão dispostas na Tabela 6 e os termos de erro na Tabela 7.

**Tabela 6** - Elasticidades de transmissão de preços de milho entre os estados do Matopiba.

	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		0,8166***	0,9847***	0,9245***	0,9511***
Maranhão	1,2245***		1,2043***	1,1315***	1,1667***
Tocantins	1,0155***	0,8303***		0,9368***	0,9650***
Piauí	1,0815***	0,8837***	1,0673***		1,0288***
Bahia	1,0513***	0,8571***	1,0362***	0,9720***	

Observação: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10% Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

A partir dos dados da Tabela 6 é possível confirmar a existência da relação de longo prazo entre os mercados de milho dos estados que compõem a nova região de fronteira agrícola, porém a análise das elasticidades evidencia que a transmissão de preços ocorre de forma heterogênea entre os estados. Nesse sentido, uma variação de 10% no preço do milho no estado do Tocantins está associada a uma variação de 9,36% no estado do Piauí e de 9,61% no estado da Bahia, ou seja, a variação de preço do milho se transmite quase integralmente do Tocantins para a Bahia e do Tocantins para o Piauí. Do Tocantins para o Maranhão, porém, essa variação diminui para 8,3%.

Da mesma forma, uma variação de 10% no preço do milho no estado do Piauí se transmite quase integralmente para os estados do Tocantins (10,67%) e Bahia (10,29%), mas no Maranhão a variação é de 8,84%. De forma reversa, uma variação de 10% no preço do milho no Maranhão está associada a variações de 12,04% no Tocantins, 11,32% no Piauí e 11,67% na Bahia. Portanto, a transmissão de preços se verifica de forma mais completa entre os estados do Tocantins, Piauí e Bahia, e observa-se um relativo isolamento do estado do Maranhão. Tal fato não impede, no entanto, que se considere haja integração do mercado de milho entre os estados. Este resultado confirma Miranda (2016), que também verificou integração no mercado de milho entre os estados que compõem o Matopiba entre os anos de 2005 e 2016.

Em relação à transmissão de preços entre o Indicador, que representa os mercados de milho da região Centro-Sul, e os estados da região de fronteira, verifica-se uma variação de 10% no Indicador que é transmitida de forma mais completa do Indicador para o estado do Tocantins (9,85%) e Bahia (9,51%), e de forma menos completa para o estado do Maranhão (8,17%).

Os termos de erro do modelo VECM apresentados na Tabela 6 medem a velocidade de ajuste no curto prazo a perturbações na trajetória de preço entre os mercados estaduais de milho. É possível constatar que 11,65% dos desvios na trajetória de transmissão de preço de longo prazo do estado do Tocantins para o estado do Piauí são corrigidos a cada semana. Velocidades de correção de magnitude similar são observadas nas transmissões do estado da Bahia para o estado do Tocantins e do estado da Bahia para o estado do Piauí. É possível observar também que as transmissões de preço de milho dos estados do Tocantins, Piauí e Bahia para o estado do Maranhão são corrigidas em cerca de 6% a cada semana, tendo, portanto, uma velocidade de correção relativamente menor.

Analisando a velocidade de ajuste no curto prazo entre o Indicador e os estados, constata-se que os ajustes ocorrem de forma mais rápida no Piauí e na Bahia, onde 9,20% e 8,99% dos desvios são corrigidos a cada semana, respectivamente e de forma mais lenta no Maranhão, onde 5,54% dos desvios são corrigidos a cada semana.

É possível concluir, portanto, que o mercado de milho na fronteira agrícola representada pelos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia não está isolado dos mercados do Centro-Sul do país, embora a transmissão de preços não se dê de forma completa.

Resultado semelhante foi encontrado por Costa-Junior et al. (2016) para as transmissões de preço do porto de Paranaguá para as regiões produtoras de milho do estado do Mato Grosso, e por Sanches et al. (2018) na transmissão de preço do milho de Campinas para diversos estados produtores, entre eles Santa Catarina, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

**Tabela 7** - Termos de erro do modelo VECM estimado para as séries de preço de milho dos estados do Matopiba.

	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		0,0545***	0,0938***	0,0920***	0,0899***
Maranhão	0,0055		0,0170*	0,0363**	0,0248*
Tocantins	0,0052	-0,0678***		0,1165***	0,0761***
Piauí	0,0058	-0,0638***	-0,0598**		0,0293
Bahia	-0,001	-0,0609***	-0,1067***	-0,1105***	

Observação: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 1% Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

As elasticidades de transmissão de preço da soja estão dispostas na Tabela 8. No geral, as elasticidades encontradas entre os estados que compõem a nova região de fronteira agrícola ficaram próximas à unidade, o que significa que a transmissão do preço da soja entre os estados se dá de forma mais completa se comparada ao mercado de milho. Tal resultado pode ser explicado pelo fato de os mercados de milho regionais serem muito vulneráveis às condições locais de oferta e demanda da *commodity*, enquanto o mercado de soja nacional absorve mais rapidamente o preço da soja formado no exterior. No mercado de soja, uma variação de 10% no preço em Tocantins está associada a uma variação de 9,92% no Piauí e 9,55% na Bahia. Da mesma forma, uma variação de 10% no preço da soja no Piauí se traduz numa variação de 10,07% no preço da soja no Maranhão, 10,08% no Tocantins e 9,65% na Bahia.

No que diz respeito à transmissão de preço do Indicador para os estados, uma variação de 10% no Indicador se transmite quase que integralmente para os mercados de soja dos estados, sem grandes diferenças de magnitude entre eles. A forte transmissão de preço da soja encontra similitudes nos trabalhos de Sousa & Campos (2009) e Ikeda (2015). Os primeiros também encontraram uma transmissão quase completa do preço da soja entre regiões, porém no caso do estudo em particular, a transmissão se deu do estado do Rio Grande do Sul para os estados do Paraná e Mato Grosso. No caso de Ikeda (2015), observou-se forte transmissão de preço da soja do porto de Paranaguá para Sorriso (Mato Grosso), e que não deixou de ser significativa após a entrada em operação do porto de Santarém.

**Tabela 8** - Elasticidades de transmissão de preços de soja entre os estados do Matopiba.

	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		1,0703***	1,0790***	1,0612***	1,0268***
Maranhão	0,9343***		1,0106***	0,9931***	0,9570***
Tocantins	0,9268***	0,9895***		0,9920***	0,9550***
Piauí	0,9424***	1,0070***	1,0081***		0,9647***
Bahia	0,9739***	1,0449***	1,0472***	1,0366***	

Observação: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 1% Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

Os termos de erro estão reportados na Tabela 9. Os termos de maior magnitude foram encontrados entre os estados do Tocantins, Piauí e Bahia, o que significa que desvios nas trajetórias de preço de longo prazo da soja entre estes estados são corrigidos mais rapidamente. Dessa forma, 16,31% dos desvios na trajetória de transmissão de preço do estado do Tocantins para o estado do Piauí e 13,15% dos desvios do estado do Tocantins para o estado da Bahia são corrigidos em uma semana. De forma análoga, 16,24% dos desvios na trajetória de longo prazo do estado do Piauí para o estado do Tocantins e 16,38% dos desvios na trajetória do Piauí para a Bahia são corrigidos em uma semana. Em contraste, apenas 9,50% dos desvios na trajetória da transmissão de preço do estado do Piauí para o estado do Maranhão são corrigidos em uma semana.

Apesar de a Tabela 8 mostrar relações significativas de longo prazo para as trajetórias de preço da soja entre os estados que da região de fronteira agrícola, observa-se que os ajustes de curto prazo se dão de forma mais rápida e dinâmica do Tocantins para o Piauí, do Piauí para o Tocantins e do Piauí para a Bahia.

Em relação à correção dos desvios do Indicador para os estados, observa-se que 15,77% dos desvios entre o Indicador e a Bahia são corrigidos em uma semana, e 9,33% dos desvios entre o Indicador e o Tocantins são corrigidos em uma semana.

**Tabela 9** - Termos de erro do modelo VECM estimado para as séries de preço de soja dos estados do Matopiba.

	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		0,0943 <sup>***</sup>	0,0933 <sup>***</sup>	0,1340 <sup>***</sup>	0,1577 <sup>***</sup>
Maranhão	-0,0063		0,0494 <sup>***</sup>	0,0814 <sup>***</sup>	0,0685 <sup>**</sup>
Tocantins	-0,0146	-0,0743 <sup>***</sup>		0,1631 <sup>***</sup>	0,1315 <sup>***</sup>
Piauí	-0,0408	-0,0950 <sup>***</sup>	-0,1624 <sup>***</sup>		0,1638 <sup>***</sup>
Bahia	-0,0026	-0,0629 <sup>**</sup>	-0,0526 <sup>**</sup>	-0,0793	

**Observação:** \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10% Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

Tendo analisado as elasticidades de transmissão e a velocidade de ajuste entre as séries de preço de milho e soja, cabe analisar com mais profundidade as assimetrias de transmissão.

### Resultados do Modelo NARDL

Os resultados do teste de assimetria do modelo NARDL para as séries de preço do milho estão reportados na Tabela 10. Em muitos pares analisados no curto prazo, não foi possível rejeitar a hipótese nula de simetria, sobretudo nos pares de estados. Exceção se faz ao par Maranhão-Tocantins, para o qual se rejeitou a hipótese nula de simetria ao nível de 1%, tanto nas variações de preço vindas do Maranhão quanto nas variações de preço vindas do Tocantins. Observam-se também assimetrias de curto prazo significativas na transmissão de preço do Indicador para os estados do Tocantins e Bahia.

No longo prazo, é possível rejeitar a hipótese nula de simetria para a maioria dos pares analisados ao nível de 1% e 5%. Foi possível rejeitar a hipótese nula de simetria para todos os pares de estado e Indicador. Observou-se também assimetria de longo prazo (significativa a 1%) na transmissão de preço de milho do estado do Maranhão para os outros estados e do Piauí para Tocantins e Bahia (significativa a 5%).



**Tabela 10** - Teste de assimetria para as séries de preço do milho

	Assimetria de Curto Prazo					Assimetria de Longo Prazo				
	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		2,112	8,960***	0,034	9,967***	Indicador	23,130***	16,63***	14,69***	6,132**
Maranhão	7,688***		4,514**	3,700*	0,056	Maranhão	17,500***	14,190***	19,770***	15,120***
Tocantins	0,376	10,570***		0,214	0,155	Tocantins	47,380***	3,782*	0,103	3,359*
Piauí	3,544*	0,019	7,716***		0,781	Piauí	33,39***	0,6636	5,211**	4,169**
Bahia	13,710***	0,437	3,412*	0,093		Bahia	25,82***	2,938*	0,9045	0,1795

**Observação:** \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10% Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

A Tabela 11 traz as estimativas dos efeitos positivos e negativos das assimetrias de curto prazo, e a Tabela 12 as estimativas dos efeitos positivos e negativos das assimetrias de longo prazo. Observa-se que, onde se verifica relações assimétricas significativas no curto prazo, o Indicador transmite choques positivos de preço com mais intensidade para o estado do Tocantins do que para os demais estados. Ou seja, um aumento de 1% no Indicador está associado a um aumento 0,927% no preço do milho no Tocantins. Por outro lado, choques negativos no Indicador são transmitidos com menor intensidade para o estado do Tocantins (uma diminuição de 1% no Indicador está associada a uma diminuição de 0,236% no preço do milho do estado). Observa-se ainda que as assimetrias de curto prazo entre os estados têm magnitudes relativamente pequenas, tanto nos efeitos positivos quanto nos efeitos negativos. Um aumento de 1% no preço do milho no Maranhão está associado a um aumento de 0,06% no preço do milho no Piauí. De forma similar, um aumento de 1% no preço do milho no Piauí está associado a um aumento de 0,208% no preço do milho no Tocantins.

**Tabela 11** - Efeitos positivos e negativos das assimetrias de curto prazo.

	Efeito Positivo					Efeito Negativo					
	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia	
Indicador		-0,008	0,927	0,357	0,335	Indicador		-0,266	0,236	-0,378	-
Maranhão	0,109		-	0,060	0,162	Maranhão	-		0,124	0,317	0,187
Tocantins	0,654	-0,221		0,203	0,227	Tocantins	0,165	0,203		0,259	0,276
Piauí	0,077	0,234	0,208		0,280	Piauí	-	0,218	-0,163		0,409
Bahia	-0,094	0,255	0,311	0,551		Bahia	0,189	0,171	0,054	0,602	

**Fonte:** elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

De forma geral, as transmissões de preço no mercado de milho se dão de forma mais assimétrica no longo prazo, conforme Tabela 12. Choques negativos de longo prazo do Indicador são transmitidos para os estados de forma ligeiramente mais intensa do que os choques positivos, confirmando-se assim predomínio de assimetria negativa. Dessa forma, um aumento de 1% no Indicador se traduz em aumentos de 1,106% no preço do milho no Maranhão, 1,128% no Tocantins, 1,082% no Piauí e 1,065% na Bahia. Analogamente, uma diminuição de 1% no Indicador está associada a uma diminuição de 1,236% no preço do milho no Maranhão, 1,193% no Tocantins, 1,151% no Piauí e 1,114% na Bahia. Na análise de transmissão de preço apenas entre os estados, existe um número maior de pares com assimetria de transmissão de preço significativa no longo prazo do que no curto prazo. Não é possível, porém, identificar o predomínio de assimetria positiva ou negativa.

Os resultados do teste t-BDM (Banerjee et al., 1998) mostraram a existência de relação de longo prazo para maioria dos pares de preços de milho analisados, à exceção da transmissão dos estados do Maranhão, Piauí e Bahia para o Indicador. Os resultados do teste F-PSS indicaram que o conjunto de parâmetros não são nulos em quase todos os modelos os pares preços de milho analisados.

As exceções foram os modelos envolvendo o Indicador em função dos preços dos estados de Maranhão, de Piauí e de Bahia e o modelo de Tocantins em função do preço de Maranhão.

**Tabela 12** - Efeitos positivos e negativos das assimetrias de longo prazo.

Efeito Positivo					Efeito Negativo						
	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia		Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		1,106***	1,128***	1,082***	1,065***	Indicador		-1,236***	-1,193***	-1,151***	-1,114***
Maranhão	0,200***		0,834***	0,878***	0,864***	Maranhão	-		-0,742***	-0,809***	-0,788***
Tocantins	0,273***	0,925***		0,920***	0,887***	Tocantins	-	-0,976***		-0,916***	-0,859***
Piauí	0,298***	0,916***	0,970***		0,873***	Piauí	-	-0,945***	-0,933***		-0,813***
Bahia	0,224***	0,945***	1,011***	0,986***		Bahia	-	-0,988***	-1,001***	-0,992***	

**Observação:** \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10% Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

Os resultados do modelo NARDL para o mercado de soja estão reportados nas tabelas a seguir. A Tabela 13 traz os resultados do teste de simetria, e nas Tabelas 14 e 15 estão as estimativas dos efeitos positivos e negativos das assimetrias de curto e longo prazos, respectivamente. De forma geral, constata-se que as assimetrias se concentram no curto prazo e entre os estados. No longo prazo, não se constatam assimetrias significativas (ao nível de 5% ou menos) na transmissão de preço do Indicador para os estados e entre os estados.

**Tabela 13** - Teste de assimetria para as séries de preço da soja

Assimetria de Curto Prazo					Assimetria de Longo Prazo						
	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia		Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		0,188	2,771*	1,469	2,789*	Indicador		0,026	1,405	0,2929	1,842
Maranhão	0,203		1,132	2,59	0,149	Maranhão	30,98***		1,125	0,9321	0,888
Tocantins	0,002	12,890***		10,390***	10,900***	Tocantins	4,971**	2,87*		2,649	0,186
Piauí	7,334***	18,110***	4,959**		1,863	Piauí	5,606**	2,652	0,827		0,350
Bahia	0,207	23,840***	6,161**	0,028		Bahia	5,594**	5,08**	1,391	2,819*	

**Observação:** \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10% Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

No curto prazo, choques negativos no Indicador são transmitidos de forma mais intensa do que choques positivos. Conforme a Tabela 14, um aumento de 1% no Indicador está associado a um aumento de 0,402% no preço da soja no Tocantins e a um aumento de 1,066% no preço da soja na Bahia. Por outro lado, uma diminuição de 1% no Indicador leva a uma diminuição de 0,714% no preço da soja no Tocantins e a uma diminuição de 1,581% no preço da soja na Bahia. Este resultado de certa forma se contrasta com o resultado encontrado por Ogino (2022), que identificou assimetria positiva na transmissão de preços do porto de Paranaguá para regiões produtoras de soja nos estados do Paraná, Rio Grande do Sul e Mato Grosso.

Entre os estados, observam-se assimetrias de curto prazo significativas na transmissão de preço dos estados para o Maranhão. Nesse sentido, um aumento de 1% no preço da soja no Piauí e na Bahia está associado a aumentos de 0,468% e 0,578% no preço da soja no Maranhão, respectivamente. Em contrapartida, assimetria menor observou-se na transmissão de preço do Tocantins para o Maranhão, onde um aumento de 1% no preço da soja no Tocantins leva a aumento de 0,95% no preço da soja do Maranhão. Ressalta-se ainda a intensa transmissão de preço de soja do Tocantins para a Bahia. Um aumento de 1% no preço da soja no Tocantins se transfere integralmente para a Bahia, enquanto uma diminuição de 1% no preço da soja no Tocantins leva a uma diminuição de 0,936% no preço da soja na Bahia.

**Tabela 14** - Efeitos positivos e negativos das assimetrias de curto prazo.

	Efeito Positivo				Efeito Negativo					
	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		1,138	0,402	0,438	1,066	Indicador	1,017	0,714	0,785	1,581
Maranhão	0,195		0,221	0,521	0,248	Maranhão	0,162	0,130	-	0,179
Tocantins	0,298	0,950		0,625	0,101	Tocantins	0,294	0,265	-0,315	0,936
Piauí	0,310	0,468	0,377		0,452	Piauí	0,092	-	0,198	0,278
Bahia	0,250	0,578	0,208	0,931		Bahia	0,217	0,191	0,439	0,895

**Fonte:** elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa

A Tabela 15 reporta os efeitos positivos e negativos das assimetrias encontradas no longo prazo. Porém, a Tabela 13 mostra que não foi possível rejeitar a hipótese nula de simetria na transmissão de preço do Indicador para os estados. O mesmo ocorre para a maioria dos pares de estados, à exceção da transmissão de preço de soja da Bahia para o Maranhão, para o qual se rejeitou a hipótese nula ao nível de 5%.

Os resultados do teste de t-BDM indicaram a existência de relação de longo prazo em quase todos os modelos estimados de soja. As exceções foram as transmissões de preço da soja dos estados do Maranhão, do Tocantins e da Bahia para o Indicador. Para estes mesmos pares também não foi possível rejeitar a hipótese que o conjunto de parâmetros estimados são não nulos pelo teste F-PSS. Para o restante dos pares estudados, rejeitou-se a hipótese nula.

Os resultados encontrados até aqui mostram que a transmissão de preço de grãos entre as regiões brasileiras ocorre de forma mais completa se comparada a outros países, sobretudo os emergentes. Não há evidências de que existem regiões de produção de grãos isoladas do mercado externo, como no caso da Rússia (Svanidze & Götz, 2019). Também não é possível afirmar que haja no Brasil intervenções governamentais a ponto de interferir no sistema de preços de forma a enfraquecer a integração dos mercados, como na Turquia (Ozturk, 2020). De fato, quando há pouca interferência governamental no sistema de preços, espera-se um maior nível de integração entre os mercados (Mai et al., 2018; Antonioli & Santeramo, 2021). Os mercados de soja das diferentes regiões brasileiras têm elevado nível de cointegração (Sousa & Campos, 2009; Ikeda, 2015; Ogino, 2022), e o mercado da região do Matopiba não é exceção, como mostram os resultados deste trabalho.

Assim como no caso da Índia (Boffa & Varela, 2019), é também de se esperar que mercados mais sensíveis às condições locais de demanda e oferta, como é o caso do mercado de milho no Brasil, apresentem um nível de transmissão de preço relativamente menor, sobretudo quando existem problemas infraestruturais que impedem a livre circulação de informações e produtos. No entanto, problemas desta natureza no Brasil não impedem a transmissão de preços nem comprometem a integração dos mercados, como mostram os resultados encontrados neste trabalho e outros na literatura nacional (Costa Junior et al., 2016; Sanches et al., 2018)

O correto entendimento acerca da dinâmica da transmissão de preço entre regiões produtoras de grãos é de fundamental importância na formulação de políticas agrícolas que permitam aos produtores atravessar momentos de crise de mercado com maior estabilidade e sem grandes perdas de renda. Uma maior estabilidade permite a esses produtores lidar com as possíveis externalidades negativas do cultivo de grãos, como, por exemplo, a contaminação por glifosato (Dias et al., 2023) e seus efeitos na saúde da população local ou a perda de biodiversidade e degradação do solo.

**Tabela 15** - Efeitos positivos e negativos das assimetrias de longo prazo.

	Efeito Positivo				Efeito Negativo					
	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia	Indicador	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
Indicador		1,060***	1,111***	1,095***	1,123***	Indicador	-1,065***	-1,132***	-1,106***	-1,156***
Maranhão	0,252***		0,944***	0,890***	0,911***	Maranhão	-	-0,916***	-0,860***	-0,887***
Tocantins	0,821***	0,903***		0,966***	0,955***	Tocantins	-0,746***	-0,856***		-0,942***
Piauí	0,823***	0,905***	0,979***		0,947***	Piauí	-0,790***	-0,882***	-0,973***	
Bahia	0,857***	0,934***	0,990***	0,953***		Bahia	-0,821***	-0,902***	-0,974***	-0,931***

**Observação:** \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10% Fonte: elaboração dos próprios autores com base nos resultados da pesquisa.

## 5. Conclusões

Este artigo se propôs a investigar a transmissão de preço da soja e do milho entre os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia e a região Centro-Sul, onde se concentram os principais produtores das duas *commodities*, para os estados em questão. Neste último caso, utilizou-se o Indicador de preços Cepea/Esalq/BM&F como *proxy* para os mercados da região Centro-Sul. Para verificar a existência de transmissão de preço e analisá-la, procedeu-se, preliminarmente, aos testes de raiz unitária, cointegração e causalidade de Granger. Concluída esta etapa, aplicou-se o modelo de correção de erros. A fim de analisar de forma mais detalhada as assimetrias de transmissão, procedeu-se à aplicação do modelo NARDL.

Entre os principais resultados do modelo de correção de erros para o mercado de milho, destaca-se, primeiramente, que é possível considerar o mercado formado pelos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia como integrado, uma vez que ocorre transmissão de preços entre todos os estados. Ressalta-se, porém, que a transmissão se deu de forma mais completa entre o Tocantins, Piauí e Bahia. Foi possível também constatar a existência de transmissão de preço do milho do Indicador para os estados da região analisada, embora a transmissão não tenha se dado de forma completa nem homogênea para todos os estados. Em relação aos resultados do modelo NARDL, observou-se que as assimetrias na transmissão de preço de milho estão concentradas no longo prazo, e foi possível identificar um predomínio de assimetria negativa na transmissão de preços do Indicador para os estados.

Em relação ao mercado de soja, o modelo de correção de erros mostra que existe transmissão de preço quase completa tanto entre os estados analisados quanto entre o Indicador Cepea/Esalq/BM&F e os estados. Em muitos casos foi possível observar elasticidade de transmissão próxima à unidade. Os resultados do modelo NARDL reportam que, ao contrário do mercado de milho, as assimetrias no mercado de soja estão concentradas no curto prazo. Neste caso, choques negativos no Indicador são transmitidos de forma mais intensa do que choques positivos para os estados da região Matopiba, havendo também predomínio de assimetria negativa. Tal resultado contrasta com resultados encontrados em estudos anteriores como em Ogino (2022), que encontrou predomínio de assimetria positiva na transmissão de preço da soja do porto de Paranaguá para regiões produtoras do Paraná, Rio Grande do Sul e Mato Grosso.

Embora tenha sido analisada a transmissão de preço de milho e soja da região Centro-Sul brasileira para a região de fronteira agrícola do Matopiba, este trabalho utilizou os dados referentes aos mercados estaduais e o Indicador Cepea/Esalq/BM&F. Outras características intrínsecas dos mercados de fronteira agrícola poderiam ser descobertas utilizando dados de maior granularidade, como os preços das diferentes praças locais de comercialização de milho e soja.

Além disso, a presente metodologia, apesar de permitir a não linearidade da relação entre as variáveis estudadas, não trata o possível viés advindo da correlação espacial, como fazem os modelos de econometria espacial. Estudos futuros podem preencher esta lacuna, além de ampliar a análise incorporando dados de mercados futuros nacionais (B3) e internacionais (CME).

Os resultados encontrados são de particular interesse para os agentes que compõem a cadeia de grãos nos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, região esta que está sub-representada nos estudos de transmissão de preços, além de contribuir para a literatura com resultados mais elaborados no que concerne ao detalhamento das assimetrias de transmissão de preço. O agronegócio brasileiro está em constante desenvolvimento e expansão e, como recomendação para estudos futuros, sugere-se a análise mais aprofundada de outras regiões que começam a despontar no cultivo de grãos, sobretudo na região Norte.

### Referências

- Antonioli, F., & Santeramo, F. (2021). On policy intervention and vertical price transmission: the Italian milk supply chain case. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 47(2), 342-354. <http://dx.doi.org/10.22004/ag.econ.310533>
- Araújo, M. L. S., Sano, E. E., Bolfe, E. L., Santos, J. R. N., Santos, J. S., & Silva, F. B. (2019). Spatiotemporal dynamics of soybean crop in the Matopiba region, Brazil (1990-2015). *Land Use Policy*, 80, 57-60. <http://dx.doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.09.040>
- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267-283. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-9892.00091>
- Boffa, M., & Varela, G. (2019). *Integration and price transmission in key food commodity markets in India* (Policy Research Working Paper, No. 8755). Washington: World Bank. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/31329>
- Bredahl, M. E., Meyers, W. H., & Collins, K. J. (1979). The elasticity of foreign demand for US agricultural products: the importance of the price transmission elasticity. *American Journal of Agricultural Economics*, 61(1), 58-63. <http://dx.doi.org/10.2307/1239500>
- Costa Junior, G., Popova, N. D., Tanus, T. C. T., & Martines Filho, J. G. (2016). Elasticidades de transmissão espacial de preço do milho no Brasil: um estudo para o Mato Grosso. *Economia & Região*, 4(1), 63-83. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de <https://ojs.uel.br/revistas/uel/index.php/ecoreg/article/view/25855/19380>
- Dias, M., Rocha, R., & Soares, R. (2023). Down the river: glyphosate use in agriculture and birth outcomes of surrounding populations. *The Review of Economic Studies*, 90(6), 2943-2981. <https://doi.org/10.1093/restud/rdad011>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431. <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Diehl, D., & Bacchi, M. R. P. (2006). Relações de preços nos mercados interno e internacional de soja e derivados. In *Anais do XLIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*. Sober, Ed. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de <https://ideas.repec.org/p/ags/sobr06/148203.html>
- Frey, G., & Manera, M. (2007). Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21(2), 349-415. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>



- Ikeda, V. Y. (2015). *Integração entre os mercados de soja de Paranaguá (PR) e Sorriso (MT): Impacto da nova rota de exportação pelo Porto de Santarém* (Dissertação de mestrado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de [https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-26052015-151808/publico/Victor\\_Yoiti\\_Ikeda.pdf](https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-26052015-151808/publico/Victor_Yoiti_Ikeda.pdf)
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 12(2-3), 231-254. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Lovadine, D., & Bacchi, M. R. P. (2005). Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja. In *Anais do XLIII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural – SOBER*. Sober, Ed. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de <https://docplayer.com.br/79655891-Causalidade-e-transmissao-de-precos-entre-mercado-interno-e-internacional-para-produtos-do-complexo-soja.html>
- Mai, T. C., Shakur, S., & Cassells, S. (2018). Testing vertical price transmission for Vietnam's robusta coffee. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 62(4), 563-575. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-8489.12260>
- Meyer, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581-611. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de <http://www.jochenmeyer.de/pdf/meyer-cramon.pdf>
- Miranda, T. P. L. (2016). *Transmissão de preços do mercado de milho na região do MATOPIBA: uma análise de cointegração* (Dissertação de mestrado). Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de <https://repositorio.ufrn.br/handle/123456789/22616>
- Ogino, C. M. (2022). *Assimetria na transmissão de preços: dois ensaios sobre cadeias do agronegócio brasileiro* (Tese de doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de [https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-12052022-145416/publico/Cristiane\\_Mitie\\_Ogino\\_versao\\_revisada.pdf](https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-12052022-145416/publico/Cristiane_Mitie_Ogino_versao_revisada.pdf)
- Ozturk, O. (2020). Market integration and spatial price transmission in grain markets of Turkey. *Applied Economics*, 52(18), <http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2020.1726862>
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <http://dx.doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <http://dx.doi.org/10.2307/2336182>
- Pippenger, J., & Phillips, L. (2008). Some pitfalls in testing the law of one price in commodity markets. *Journal of International Money and Finance*, 27, 915-925. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.05.003>
- Presotto, E., Freitas, C. A., Lazaretti, L. R., Batistella, P., & Feistel, P. R. (2018). Análise da transmissão do preço pago ao produtor de soja brasileiro (1997 a 2016). *Perspectiva Econômica*, 14(2), 108-122. <http://dx.doi.org/10.4013/pe.2018.142.03>
- Sanches, A. L. R., Barros, G. S. C., & Alves, L. R. A. (2018). Contrato futuro de base de preços de milho no Brasil: evidências empíricas de transmissão assimétrica entre as regiões. In *Anais do 56º Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural – SOBER*. Sober, Ed. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de <http://icongresso.itarget.com.br/tra/arquivos/ser.8/1/8678.pdf>

- Santeramo, F. G. (2015). Price transmission in the European tomatoes and cauliflowers sectors. *Agribusiness*, 31(3), 399-413. <http://dx.doi.org/10.1002/agr.21421>
- Sentelhas, P. C., Battisti, R., Câmara, G. M. S., Farias, J. R. B., Hampf, A. C., & Nendel, C. (2015). The soybean yield gap in Brazil – magnitude, causes and possible solutions for sustainable production. *Journal of Agricultural Science*, 153(8), 1394-1411.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. Sickles & W. Horrace (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. New York: Springer. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de [https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4899-8008-3\\_9](https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4899-8008-3_9)
- Silva, F. M., & Machado, T. A. (2009). Transmissão de preços da soja entre o Brasil e os estados unidos no período de 1997 a 2007. *Economia e Desenvolvimento*, (21), 85-103. <http://dx.doi.org/10.5902/141465093452>
- Sousa, E. P., & Campos, A. C. (2009). Transmissão inter-regional de preços no mercado brasileiro de soja. *Análise Econômica*, 27(51), 83-105. <http://dx.doi.org/10.22456/2176-5456.9701>
- Svanidze, M., & Götz, L. (2019). Spatial Market efficiency of grain markets in Russia: implications of high trade costs for export potential. *Global Food Security*, 21, 60-68. <http://dx.doi.org/10.1016/j.gfs.2019.07.004>
- Westerich-Filho, V. A. (2014). *Transmissão de preços no mercado de milho brasileiro: um estudo das regiões Sul e Centro-Oeste* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. Recuperado em 14 de dezembro de 2022, de <https://lume.ufrgs.br/handle/10183/98166>
- Zanin, V., Tonin, J. M., & Halmenschlager, V. (2020). Asymmetric price transmission in the commercialization of rice in Brazil. *Italian Review of Agricultural Economics*, 75(1), 19-35. <http://dx.doi.org/10.13128/rea-11739>

**Recebido:** Dezembro 14, 2022.

**Aceito:** Dezembro 09, 2023.

**JEL Classification:** Q11, Q13, Q18.