

Integração de Mercados e Transmissão de Preços no Brasil: Evidências a Partir do Modelo ARDL

Market Integration and Price Transmission in Brazil: Evidence from the ARDL Model

Yasmin Mara dos Santos Vieira

Mestranda em Modelagem e Métodos Quantitativos – PPGMMQ – UFC
yasminmaravieira@gmail.com

Tiago Sayão Rosa

Professor Adjunto no Curso de Ciências Econômicas da UFDPar
tiagosayao@ufdpar.edu.br

José Armando de Sousa Neres

Mestrando em Economia Rural – PPGER – UFC
armandoneres00@gmail.com

Grupo de Trabalho (GT): GT01. Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

Apesar da forte integração comercial entre os estados brasileiros analisados, a literatura empírica ainda apresenta lacunas na compreensão da transmissão espacial de preços entre esses mercados agropecuários. Este estudo busca preencher essa lacuna ao investigar as relações de curto e longo prazo na transmissão de preços entre Bahia, Goiás, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, utilizando o modelo ARDL com mecanismo de correção de erro (ECM). Os resultados indicam a existência de uma relação de longo prazo entre os mercados estudados, confirmada pela significância estatística do termo de correção de erro em todos os modelos. A velocidade de ajuste dos desequilíbrios varia entre os estados, sendo mais rápida no Mato Grosso do Sul (5,8 semanas) e mais lenta na Bahia (18,7 semanas). Além disso, os coeficientes de curto prazo revelam um padrão heterogêneo de transmissão de preços, com o Mato Grosso exercendo forte influência sobre os demais estados e uma interdependência significativa entre Goiás e Mato Grosso do Sul. Esses achados são relevantes para o desenvolvimento de estratégias que visam aprimorar a eficiência dos mercados agropecuários, facilitar a integração regional e contribuir para a formulação de políticas públicas voltadas à estabilidade dos preços agrícolas.

Palavra s-chave: Transmissão de preços, ARDL, ECM, mercados agropecuários, integração regional.

Abstract

Despite the strong commercial integration between the Brazilian states analyzed, the empirical literature still has gaps in understanding the spatial transmission of prices between these agricultural markets. This study seeks to fill this gap by investigating the short- and long-term relationships in price transmission between Bahia, Goiás, Mato Grosso do Sul and Mato Grosso, using the ARDL model with an error correction mechanism (ECM). The results indicate the existence of a long-term relationship between the markets studied, confirmed by the statistical significance of the error correction term in all the models. The speed of adjustment of imbalances varies between states, being fastest in Mato Grosso do Sul (5.8 weeks) and slowest in Bahia (18.7 weeks). In addition, the short-term coefficients reveal a heterogeneous pattern of price transmission, with Mato Grosso exerting a strong influence on the other states and significant interdependence between Goiás and Mato Grosso do Sul. These findings are relevant to the development of strategies aimed at improving the efficiency of agricultural markets, facilitating regional integration and contributing to the formulation of public policies aimed at agricultural price stability.

Key words: Price transmission, ARDL, ECM, agricultural markets, regional integration.

1. Introdução

O algodão é uma fibra natural e é a principal fibra vegetal utilizada pela indústria têxtil. Em 2024, o algodão ocupava a quinta posição entre os produtos mais importantes da agropecuária brasileira, correspondendo a 2,64% do Valor Bruto da Produção (VBP), que foi estimado em R\$ 1,29 trilhão. A agricultura contribuiu com R\$ 856 bilhões desse total, de acordo com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) (CNA, 2024). De acordo com o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA), o Brasil foi o terceiro maior produtor mundial de algodão em 2024, com uma produção de 3,7 milhões de toneladas anuais, ficando atrás apenas da China e da Índia, que ocupam o primeiro e o segundo lugar, respectivamente (USDA, 2025). Juntos, esses três países são responsáveis por aproximadamente 60% da produção global de algodão.

No Brasil, conforme a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), a safra 2023/2024 registrou uma produção de 3.701,7 mil toneladas, sendo que a região Centro-Oeste respondeu por 75,1% desse total, seguida pela região Nordeste, com 20,9% (CONAB, 2025). Apesar de o Centro-Oeste concentrar 76% da área cultivada com algodão, a cultura tem expandido sua fronteira no Nordeste, especialmente no Cerrado da Bahia, Piauí e Maranhão, onde produtores migrantes das regiões Sul e Sudeste têm investido na cotonicultura (EMBRAPA, 2025). Além disso, o Semiárido nordestino também apresenta produção em pequena escala, sendo comum no Sertão do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e sul da Bahia.

A produção de algodão no Brasil é altamente mecanizada e voltada para a exportação. Na safra 2023/2024, o Mato Grosso destinou cerca de 66,5% de sua produção ao mercado externo, enquanto Goiás exportou 92,8%, Bahia 68,4% e Mato Grosso do Sul 47% (Brasil, 2025). A produção mato-grossense é particularmente relevante, representando 3,2 vezes a soma da produção das demais regiões do país. Esse alto nível de exportação sugere uma forte integração dos mercados produtores de algodão com os mercados internacionais.

A transmissão de preços entre mercados geograficamente distintos é um aspecto fundamental para avaliar o grau de integração e eficiência do setor agrícola. No caso do algodão em pluma, os estados da Bahia, Goiás, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso desempenham papel central na produção nacional. A evolução dos preços pagos ao produtor nesses mercados pode indicar a existência de uma relação interdependente. Com esse pano de fundo, este estudo tem como objetivo analisar a dinâmica de transmissão de preços entre esses estados ao longo da última década (2014-2025), investigando se os mercados estão cointegrados e se há padrões de assimetria na resposta a choques de preço.

Para investigar essa dinâmica, este estudo emprega o modelo *Autoregressive Distributed Lag (ARDL)*, que permite analisar tanto os efeitos de curto quanto de longo prazo na transmissão de preços. Esse método é particularmente útil por sua flexibilidade em lidar com séries temporais integradas de diferentes ordens, proporcionando uma melhor compreensão da velocidade e intensidade dos ajustes nos mercados estaduais. A indexação dos preços do algodão em pluma pago ao produtor entre os quatro estados para uma base comum de janeiro de 2014 produz o Gráfico 1, que ilustra as tendências mensais dos preços do algodão pago ao produtor em Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Bahia entre janeiro de 2014 e janeiro de 2025.

A análise preliminar do gráfico sugere que os preços nesses estados seguem trajetórias similares ao longo do tempo, com oscilações e tendências convergentes. Esse padrão indica uma possível integração entre os mercados estaduais, pois choques de preço em um estado parecem se refletir nos demais. Tal sincronização sugere que os mercados reagem a fatores comuns, como oferta e demanda globais, taxa de câmbio e políticas agrícolas. A cointegração entre os preços estaduais pode indicar que, embora desvios temporários ocorram, no longo

prazo existe uma relação estável entre eles. Para confirmar essa hipótese, é necessária a realização de testes formais, como o de Johansen.

Outro ponto relevante é que os preços do algodão nos quatro estados apresentam picos acentuados entre 2022 e 2024, seguidos por quedas bruscas. Essa volatilidade pode indicar diferenças na transmissão de preços. Se as quedas ocorrem de forma mais lenta do que as elevações, pode haver assimetria na transmissão, o que torna essencial uma análise mais detalhada dos mecanismos de ajuste de preços.

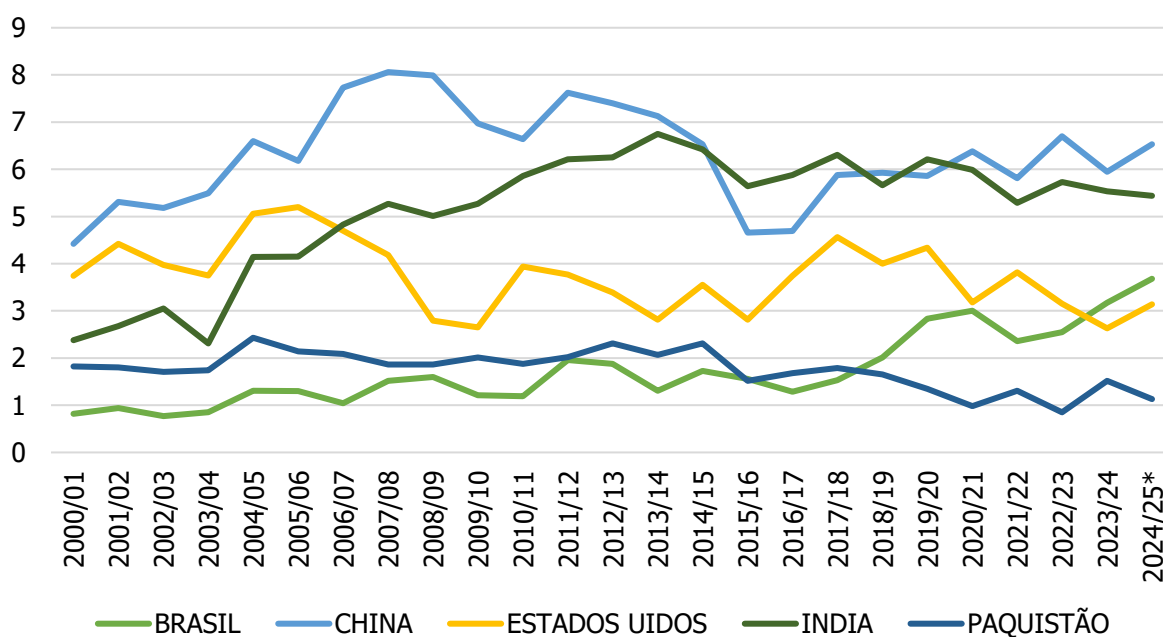
A literatura sobre transmissão de preços tem explorado diversos métodos econométricos, sendo que a maioria dos estudos utilizou o Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VEC) para examinar a integração de mercados. No entanto, este estudo emprega a abordagem de cointegração ARDL, que apresenta vantagens como flexibilidade na modelagem de séries temporais não estacionárias e capacidade de capturar efeitos assimétricos tanto no curto quanto no longo prazo.

2. Cotonicultura

O algodão tem se tornado uma das mais importantes culturas de fibras no mundo, os dados apresentados pelo USDA (2025), mostram que a safra mundial de algodão 2023/24 foi de 24,6 milhões de toneladas, uma queda de 2,81% em relação à safra 2022/23. Apesar de ser produzido por diversos países, o algodão é uma das commodities agrícolas com maior concentração de mercado quando se trata da sua oferta. Ainda segundo o USDA 2025, apenas cinco países são responsáveis por cerca de 70% da produção mundial, sendo eles China (24,18%), Índia (22,47%), Brasil (12,88%) Estados Unidos (10,69%) e Paquistão (6,17%).

A China é o país que mais se sobressai quando se trata da cultura do algodão, o país é o maior produtor, consumidor e importador de algodão. Visto que a produção chinesa não é suficiente para atender a sua demanda interna, dado o elevado consumo, o país busca investir em políticas que impactam, não somente o mercado interno, mas também que influenciem o comércio global. O mesmo ocorre com a Índia, consolidando-se como o segundo maior produtor e o segundo maior consumidor da fibra.

Figura 1 - Evolução da Produção Mundial de Algodão nos Principais Países Produtores, em mil toneladas, de 2000 a 2025.



Fonte: elaboração própria a partir de USDA, 2025. *2024/2025: estimativa

O Brasil, Estados Unidos e Paquistão, são respectivamente os maiores exportadores da fibra, abastecendo principalmente os países do Sudeste asiático. Isso se dá principalmente devido os subsídios ofertados pelos governos, que impactam principalmente na distorção de preço. Tal observação, demonstra como esses países, no que tange a respeito das exportações e importações de algodão, reflete a complexidade e a interdependência das dinâmicas do mercado global.

O cultivo do algodão no Brasil tem origens que precedem sua integração ao sistema mercantil europeu. Antes mesmo da chegada dos colonizadores portugueses em 1500, povos indígenas das regiões Norte e Nordeste já utilizavam a pluma de diferentes formas, seja como adorno, seja na confecção de artefatos de uso cotidiano. Com a chegada dos portugueses, novas espécies de algodoeiros oriundas do Oriente foram introduzidas no território brasileiro, especialmente na capitania da Bahia. Posteriormente, essas variedades foram disseminadas pelos jesuítas, que levaram a cultura para regiões do Sul do país, ampliando sua presença no território colonial. No entanto, o cultivo do algodão com fins comerciais só ganhou relevância a partir da primeira fase de declínio da economia açucareira, entre os séculos XVI e XVII. Com a crise do açúcar, a produção algodoeira começou a se expandir, principalmente no Nordeste, consolidando-se como uma alternativa econômica significativa em províncias como Pernambuco e Maranhão (Gonçalves e Ramos, 2008).

Apesar da produção algodoeira ser historicamente concentrada no Nordeste brasileiro, para Klein e Luna (2018), nas décadas de 1980 e 1990, a região sofreu um declínio acentuado no cultivo da cultura, devido à disseminação de pragas que afetaram severamente a produção na região. Esse cenário levou ao quase abandono da atividade em diversos estados nordestinos. Somente a partir dos anos 2000 é que se observou uma retomada gradual da área cultivada, com indícios de recuperação, embora ainda limitada quando comparada aos períodos anteriores à crise fitossanitária.

A retomada da cultura algodoeira no Brasil, após a crise enfrentada nas décadas anteriores, ocorreu em paralelo ao processo de desregulamentação do mercado nacional. Durante esse período de abertura econômica, o setor passou por profundas transformações, como a eliminação gradual das tarifas alfandegárias sobre o algodão, que caíram de 55% em 1986 para zero em 1990. Essa liberalização impactou diretamente a competitividade da produção interna, culminando em uma queda acentuada na safra de 1996/1997. Com a redução da oferta nacional, as exportações diminuíram significativamente, enquanto as importações aumentaram para atender à demanda do mercado interno, o que levou a balança comercial do algodão a registrar déficits consecutivos. Além disso, fatores macroeconômicos como a valorização excessiva da moeda nacional, as elevadas taxas de juros e a diminuição dos prazos para o pagamento de créditos agrícolas agravaram ainda mais a crise enfrentada pelos produtores do setor (Alves, 2006; Barchet; Rocha; Dal Pai, 2016).

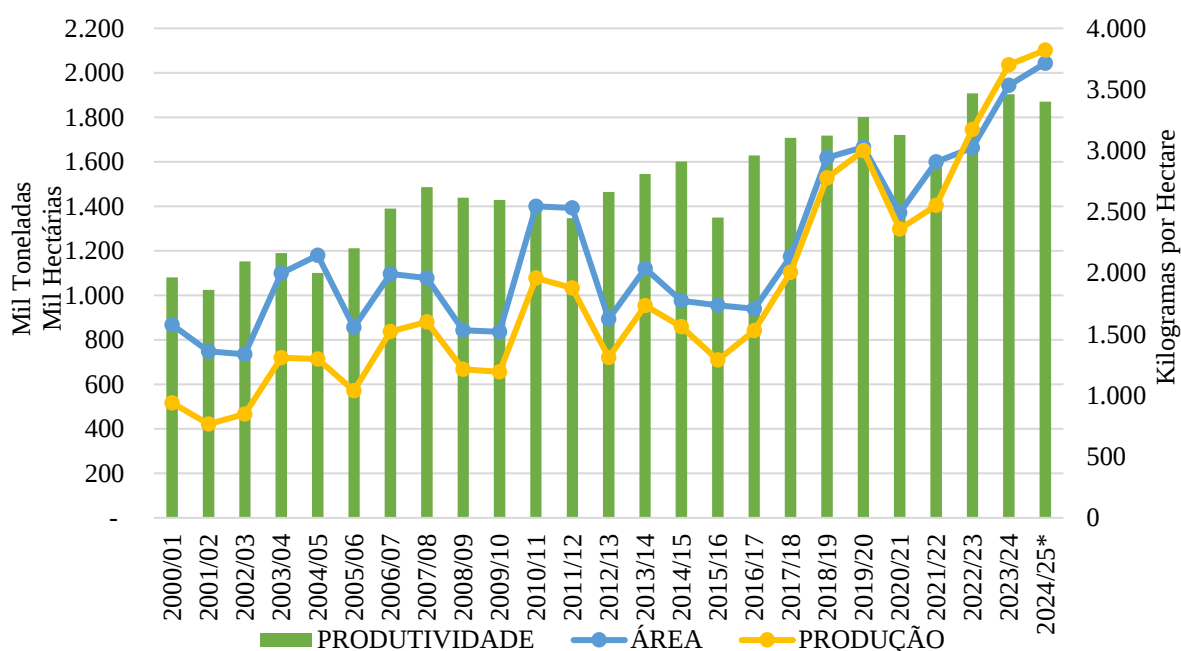
Nesse contexto, Barros et al. (2020) apontam que a migração da produção algodoeira para o Centro-Oeste brasileiro acompanhou a trajetória anteriormente trilhada pela soja na região. Esse movimento foi favorecido por investimentos estratégicos voltados à pesquisa, ao desenvolvimento e à inovação (PD&I), além da geração de tecnologias adaptadas às condições do Cerrado. Tais esforços contribuíram significativamente para consolidar a cultura do algodão em novos territórios, impulsionando sua produtividade e viabilidade econômica fora do tradicional eixo nordestino.

Assim, a partir da segunda metade da década de 1990, a cotonicultura no Brasil passou a acompanhar a trajetória de expansão da soja rumo ao Cerrado, aproveitando-se da infraestrutura já existente — como sistemas de transporte, redes de comunicação e oferta de energia — além das condições naturais e geoeconômicas favoráveis da região. Esse avanço foi

também impulsionado por políticas estaduais de incentivo fiscal, pela introdução de tecnologias modernas e pelo progresso da pesquisa biotecnológica, que desenvolveu cultivares mais adaptados e resistentes ao ambiente do Cerrado (Barchet; Rocha; Dal Pai, 2016).

A transformação produtiva da cadeia agroindustrial do algodão resultou em mudanças significativas no modelo tradicional da cotonicultura. Antes baseada na colheita manual e na venda do caroço diretamente pelos agricultores, a atividade passou por um processo de verticalização. Nesse novo arranjo, os produtores passaram a investir no beneficiamento da fibra, comercializando o algodão já processado. Essa reestruturação representou um avanço na agregação de valor ao produto e uma maior integração entre as etapas de produção e comercialização dentro da própria unidade produtiva (Alcantara; Vedana; Vieira Filho, 2023).

Figura 2 - Evolução da produção (mil toneladas), área (mil ha) e produtividade (Kg/ha) do algodão em pluma durante a safra 2000/01 a 2024/25.



Fonte: elaboração própria com os dados da CONAB, 2025. *2024/25: estimativa

Em 2024, segundo a CONAB, o Brasil possuía uma área de mais de 1.944 mil hectares, produzindo mais de 3.701 mil toneladas, tornando-se assim, como dito anteriormente, o maior exportador e terceiro maior produtor mundial da fibra.

A Figura 2 apresenta a evolução da produção de algodão ao longo das duas últimas décadas. É possível observar que durante todo o período há um padrão de variação na produção, devido principalmente as mudanças políticas e econômicas que afetam o setor. Isso demonstra a capacidade de adaptação da indústria algodoeira brasileira às condições do mercado internacional. Pode-se observar que as três variáveis, produtividade, área e produção, tem um comportamento parecido durante a série histórica analisada. Isso demonstra que a área plantada também é um dos fatores que implica diretamente na produção algodoeira no Brasil.

Desde a safra de 2000/01 até a safra de 2011/12, a produção mante-se em um nível de variação bem consistente, seguindo-se uma grande queda a safra seguinte, e permanecendo no mesmo patamar até a safra 2016/17. Logo após esse período há uma ascensão até a safra 2019/20, sofrendo uma leve queda em 2020/21, porém recuperando-se em 2021/22. Após esses ciclos de ascensão e queda, a produção de algodão vem crescendo, as expectativas, segundo a CONAB é de um crescimento de 3,25% para a safra de 2024/25.

No que tange o cultivo nacional de algodão, em 2024 a região Centro-Oeste concentrou 76% da área cultivada, já o Nordeste concentra 20,9% da área plantada, as demais regiões somam juntas apenas 3,1% da área produtiva. Quanto a produção, as duas regiões somam juntas 97% da produção nacional. Os quatro estados selecionados para esse estudo (MT, BA, MS e GO), estão entre os estados que possuem as maiores áreas plantadas, as maiores produções, e as maiores produtividades. Os dados sobre essas três variáveis são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Área, Produtividade e Produção de Algodão em pluma.

	Área (Mil há)			Produtividade (kg/ha)			Produção (Mil toneladas)		
	2022/23	2023/24	%	2022/23	2023/24	%	2022/23	2023/24	%
BA	312,6	346,0	10,7%	2.003	2.047	2,2%	626,2	708,3	13,11%
MT	1.190,3	1.415,3	18,9%	1.892	1.874	-0,9%	2.251,5	2.651,9	17,78%
MS	29,6	32,0	8,1%	2.070	2.078	0,4%	61,3	66,5	8,48%
GO	28,9	30,3	4,8%	1.798	1.994	10,9%	52,0	60,4	16,15%

Fonte: elaboração própria a partir de dados da CONAB, 2023.

Como mostra a Tabela 1, dentre os quatro estados apresentados, o Mato Grosso apresenta maior área de plantio da cotonicultura, seguido por Bahia, Goiás e Mato Grosso do Sul, respectivamente. Entretanto, o estado do Mato Grosso do Sul possui a maior produtividade, isso se dá ao fato do algodão ser uma cultura que se adaptou ao clima e solo do cerrado sul-mato-grossense. Morello et. al. (2020) afirmam que o estabelecimento da cotonicultura no Cerrado é decorrente de uma série de fatores, dentre eles: a organização dos produtores; as condições edafoclimáticas favoráveis ao cultivo do algodoeiro; e dos investimentos em pesquisa, gestão e capacitação de pessoal aportados pelos diferentes agentes da cadeia produtiva.

A trajetória recente da cotonicultura no Brasil exemplifica um processo de reestruturação produtiva dentro do setor agrícola. Essa transformação é evidenciada pela migração do cultivo para áreas do Cerrado, em paralelo à retração em regiões historicamente produtoras, como o Nordeste, São Paulo e Paraná. Entre os principais fatores associados a essa mudança estão o aumento das exportações, o fortalecimento da competitividade no mercado global e a adoção de sementes transgênicas. Além disso, tal reorganização produtiva é frequentemente compreendida como uma transição de sistemas baseados em pequenas propriedades com baixa tecnologia para grandes explorações agrícolas, com uso intensivo de capital e tecnologias avançadas (Silva Júnior; Miyamoto; Silva Filho, 2021).

3. Metodologia

3.1. Especificações

Este estudo usa preços semanais de algodão em pluma (saca de 15 kg) pago ao produtor no Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Bahia, cobrindo o período entre 06 janeiro de 2014 a 13 de janeiro de 2025, perfazendo um total de 576 observações. Todos os preços foram transformados em seu logaritmo natural para mitigar as flutuações de preços, aumentar a probabilidade de estacionariedade após a primeira diferenciação e permitir que as primeiras diferenças dos preços sejam interpretadas como taxas de crescimento. Também foi realizado um tratamento para identificar e lidar com outliers ou dados faltantes, garantindo a consistência dos dados. Os modelos usados neste estudo foram especificados como:

$$\begin{aligned} \ln BA_t &= \beta_0 + \beta_1 \ln GO_t + \beta_2 \ln MS_t + \beta_3 MT_t + \epsilon_{1t} \\ \ln GO_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln MS_t + \alpha_2 \ln MT_t + \alpha_4 \ln BA_t + \epsilon_{2t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln MS_t &= \gamma_0 + \gamma_1 \ln MT_t + \gamma_2 \ln BA_t + \gamma_3 \ln GO_t + \epsilon_{3t} \\ \ln MT_t &= \delta_0 + \delta_1 \ln BA_t + \delta_2 \ln GO_t + \delta_3 \ln MS_t + \epsilon_{4t} \end{aligned}$$

onde BA, GO, MS e MT denotam preços algodão em pluma pago ao produtor no Bahia, Goiás, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, respectivamente. $\ln$ representa o logaritmo natural das respectivas variáveis, $\beta_0, \alpha_0, \gamma_0$ e δ_0 são interceptos e os demais são coeficientes de suas respectivas variáveis, e $\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t}$ e ϵ_{4t} são os termos de erro.

3.2. Estimação

A metodologia ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) foi utilizada para investigar a relação de longo prazo entre os preços do algodão nos diferentes estados. Esse método é amplamente reconhecido por sua eficácia em lidar com séries temporais que possuem diferentes ordens de integração (Pesaran *et al.*, 2001). A condição principal para a aplicação do ARDL é que as séries sejam integradas de ordem 0 ou 1 (I(0) ou I(1)), mas não de ordem superior. Para garantir essa condição, realizamos os testes de raiz unitária *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) e *Phillips Perron* (PP) e os testes ADF com quebra estrutural, determinando o número de defasagens com base no critério de informação AIC.

Os modelos ARDL foram especificados de forma que a variável dependente fosse expressa em função de seus valores defasados e dos valores atuais e defasados das variáveis explicativas. Esse processo permite identificar relações dinâmicas entre as variáveis no curto e longo prazo.

O modelo ARDL na análise de dados de séries temporais tem 2 componentes: *DL* (*Distributed Lag*) - variáveis independentes com defasagens podem afetar a variável dependente e *AR* (*Autoregressive*) - valores defasados da variável dependente também podem impactar seu valor atual. Entrando em detalhes, o caso simples *ARDL*(1,1) é exibido como:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \beta_0 \cdot X_t + \beta_1 \cdot X_{t-1} + \epsilon_t$$

O modelo *ARDL*(1,1) mostra que tanto as variáveis independentes quanto as dependentes têm a ordem de defasagem de 1. Nesse caso, o coeficiente de regressão de X na equação de longo prazo é o seguinte:

$$k = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1}$$

O modelo ECM (*Error Correction Form*) baseado em *ARDL*(1,1) pode ser mostrado como:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \cdot (Y_{t-1} - k \cdot X_{t-1}) + \beta_0 \cdot \Delta X_{t-1} + \epsilon_t$$

aqui, o termo de correção de erro ($Y_{t-1} - k \cdot X_{t-1}$), que captura o desvio do equilíbrio de longo prazo, $\alpha_1 - 1$ mostra a velocidade de ajuste em direção ao equilíbrio e $\beta_0 \cdot \Delta X_{t-1}$ reflete a relação de curto prazo entre Y e X . Para determinar as ordens de defasagem apropriadas nos modelos ARDL, utilizamos critérios de informação como AIC, garantindo a seleção de modelos parcimoniosos.

3.2.1 Bound Test e Cointegração

O modelo ARDL geral para uma variável dependente Y e um conjunto de variáveis independentes $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ é denotado como *ARDL*($p_0, p_1, p_2, p_3, \dots, p_n$), em que p_0 é a ordem de defasagem de Y e o resto são respectivamente as ordens de defasagem de $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$. *ARDL*($p_0, p_1, p_2, p_3, \dots, p_n$) é escrito da seguinte forma:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p_0} (\beta_{0,i} \cdot Y_{t-i}) + \sum_{j=0}^{p_1} (\beta_{1,j} \cdot X_{1,t-j}) + \sum_{k=0}^{p_2} (\beta_{2,k} \cdot X_{2,t-k}) + \sum_{l=0}^{p_3} (\beta_{3,l} \cdot X_{3,t-l}) + \dots + \sum_{m=0}^{p_n} (\beta_{n,m} \cdot X_{n,t-m}) + \varepsilon_t.$$

Os métodos ARDL começam com o procedimento de teste vinculado para identificar a presença de cointegração entre as variáveis usando o *Bound test* - em outras palavras, a relação de longo prazo entre as variáveis (Pesaran *et al.*, 2001), em que os regressores são considerados todos I(0) (limite inferior) ou todos I(1) (limite superior). O teste é realizado comparando a estatística F com os limites das bandas definidas anteriormente. A forma do Modelo de Correção de Erros Irrestritos (ECM) do ARDL é mostrada como:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p_0} (\beta_{0,i} \cdot \Delta Y_{t-i}) + \sum_{j=0}^{p_1} (\beta_{1,j} \cdot \Delta X_{1,t-j}) + \sum_{k=0}^{p_2} (\beta_{2,k} \cdot \Delta X_{2,t-k}) + \sum_{l=0}^{p_3} (\beta_{3,l} \cdot \Delta X_{3,t-l}) + \dots + \sum_{m=0}^{p_n} (\beta_{n,m} \cdot \Delta X_{n,t-m}) + \lambda_0 \cdot Y_{t-1} + \lambda_1 \cdot X_{1,t-1} + \lambda_2 \cdot X_{2,t-1} + \lambda_3 \cdot X_{3,t-1} + \dots + \lambda_n \cdot X_{n,t-1} + \varepsilon_t.$$

Testamos essas hipóteses para encontrar a cointegração entre as variáveis: a hipótese nula $H_0: \lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_n = 0$: (sem cointegração) contra a hipótese alternativa $H_1: \lambda_0 \neq \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \dots \neq \lambda_n \neq 0$: (existe cointegração entre as variáveis). Posto isto, se a estatística F obtida estiver abaixo do valor crítico, não há cointegração dos regressores. Se a estatística F estiver acima dos limites, pode-se inferir que há cointegração entre eles. Caso a estatística F esteja dentro do intervalo das bandas, o teste é inconclusivo, exigindo informações adicionais sobre a ordem de integração das variáveis.

3.2.2. Testes de Diagnóstico

Os modelos estimados foram testados para correlação serial usando o Teste de Correlação Serial de Lagrange (LM) de Breusch-Godfrey. O teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey foi realizado para testar a heterocedasticidade. Para avaliar a estabilidade dos parâmetros do modelo ao longo do tempo, aplicamos o teste CUSUM (*Cumulative Sum of Recursive Residuals*). Este teste é baseado na soma cumulativa dos resíduos recursivos e é utilizado para detectar possíveis quebras estruturais ou instabilidades nos parâmetros do modelo.

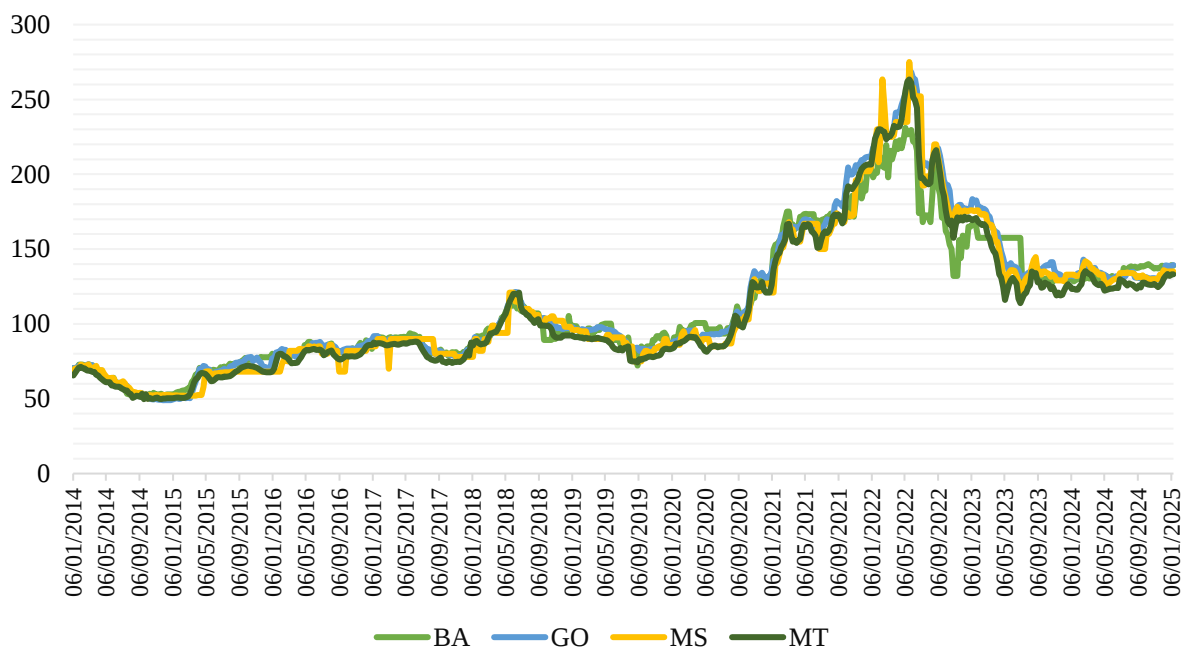
3.3. Dados

Este estudo usa preços semanais de algodão em pluma pago ao produtor no Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Bahia, cobrindo o período entre 06 janeiro de 2014 a 13 de janeiro de 2025, perfazendo um total de 576 observações, para examinar como as mudanças de preço em um estado são influenciadas pelas mudanças nos outros estados, tanto no curto quanto no longo prazo. Os preços são referentes à saca de 15 kg, e foram fornecidos pela Companhia

Nacional de Abastecimento (CONAB). Os softwares¹ utilizados para a análise dos dados foram o *E-Views12* e o *RStudio*.

Os preços recebidos pelo produtor nos estados da Bahia (BA), Goiás (GO), Mato Grosso do Sul (MS) e Mato Grosso (MT), entre janeiro de 2014 e janeiro de 2025, apresentam comportamento homogêneo, como evidenciado **Erro! Fonte de referência não encontrada..** Essa homogeneidade sugere uma forte integração entre os mercados desses estados. Contudo, algumas diferenças estatísticas são observadas, conforme mostrado na Tabela 2.

Gráfico 1 – Evolução dos preços semanais pagos ao produtor do algodão em pluma no período de 01/2014 a 01/2025.



Fonte: elaboração própria a partir de dados da CONAB, 2025.

A Tabela 2 contém as medidas de estatística descritiva para as séries de preços utilizadas neste trabalho. Para os preços recebido pelo produtor, percebe-se que as médias entre os estados produtores são bem próximas. Dentre os estados, o Goiás apresenta a maior média de preços com R\$ 114,91, na sequência está o Bahia com R\$ 112,30 e Mato Grosso do Sul com R\$ 111,91, o estado do Mato Grosso é o que apresenta o menor preço médio dentre os estados analisados com R\$ 109,48. As medianas seguem padrões similares, com valores levemente menores do que as médias, sugerindo distribuições com caudas assimétricas positivas.

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas

Preços recebidos pelo produtor	BA	GO	MS	MT
Mínimo	50,70	49,00	50,14	49,75
Mediana	96,49	96,14	91,80	90,61
Média	112,30	114,91	111,92	109,48
Máximo	231,00	268,28	275,00	263,35

¹ O *E-Views12* foi utilizado para a estimativa dos modelos ARDL, realização dos testes de cointegração e análise dos resultados. Já o *RStudio* foi empregado para o processamento dos dados, criação de gráficos e validação complementar dos resultados.

Desvio Padrão	42,05	48,04	47,02	46,54
Assimetria	0,79	1,02	1,07	1,14
Curtose	2,82	3,41	3,62	3,74
Observações	576	576	576	576

Fonte: Elaboração própria com base nos dados no *RStudio*.

Os valores mínimos dos preços do algodão foram similares entre os estados, com uma faixa entre R\$ 49,00 (GO) e R\$ 50,70 (BA), indicando que, apesar das flutuações, há certa estabilidade nos preços mais baixos. Pelo desvio padrão, observa-se que o valor mais alto foi observado em Goiás (48,04) e o menor na Bahia (42,05). Isso mostra que os preços em Goiás tiveram maior dispersão em relação à média, enquanto na Bahia, os preços foram mais consistentes. Todos os estados apresentaram assimetrias positivas, indicando que os preços foram mais frequentemente concentrados em valores abaixo da média, com ocorrências ocasionais de preços elevados. Já as estatísticas para curtose foram maior em Mato Grosso (3,74) e menor na Bahia (2,82). Isso sugere que a distribuição dos preços no Mato Grosso tem caudas mais pesadas em comparação à Bahia, refletindo uma maior frequência de valores extremos.

O comportamento homogêneo observado no Gráfico 1 é consistente com a integração entre os mercados regionais. Embora os preços tenham seguido trajetórias semelhantes ao longo do tempo, os dados descritivos destacam diferenças sutis na variabilidade e nos padrões de distribuição. Por exemplo, Goiás, que apresentou a maior média e o maior desvio padrão, reflete uma dinâmica de preços mais volátil, enquanto a Bahia apresenta maior estabilidade relativa, como evidenciado pelo menor desvio padrão e curtose mais baixa.

4. Análise dos Resultados

Na Tabela 3 e Tabela 4, são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) e o testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* com uma quebra estrutural. Os resultados dos três testes revelam que os preços do algodão pago ao produtor no Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Bahia para o período em estudo são I(1). Pode-se concluir, portanto, que nenhuma das variáveis em estudo é I(2). Portanto, elas preenchem a condição primária do modelo ARDL, que afirma que a série examinada deve ser I(0), I(1) ou mutuamente cointegrada.

Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária.

Variáveis	Teste ADF		Teste PP	
	Constante T-Stat. [Prob.]	Constante e Tendência T-Stat. [Prob.]	Constante T-Stat. [Prob.]	Constante e Tendência T-Stat. [Prob.]
Ln (BA)	-1,0887 0,7218	-1,5784 0,8005	-1,1630 0,6916	-1,8051 0,7012
Ln (GO)	-1,1210 0,7090	-1,5646 0,8057	-1,1073 0,7145	-1,5216 0,8214
Ln (MS)	-1,2929 0,6344	-1,9419 0,6310	-1,2170 0,6687	-1,8422 0,6829
Ln (MT)	-1,2339 0,6612	-1,9205 0,6424	-1,1889 0,6808	-1,5787 0,8004

$\Delta \text{Ln (BA)}$	-29,3331 *** 0,0000	-29,3115 *** 0,0000	-28,9470 *** 0,0000	-28,9378 *** 0,0000
$\Delta \text{Ln (GO)}$	-12,3305 *** 0,0000	-12,3244 *** 0,0000	-19,7373 *** 0,0000	-19,7252 *** 0,0000
$\Delta \text{Ln (MS)}$	-24,9228 *** 0,0000	-24,9034 *** 0,0000	-25,0080 *** 0,0000	-24,9879 *** 0,0000
$\Delta \text{Ln (MT)}$	-12,1311 *** 0,0000	-12,1211 *** 0,0000	-16,7792 *** 0,0000	-16,7672 *** 0,0000

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no EViews.

Nota: Δ denota o primeiro operador de diferença, ***, ** e * denotam rejeição da hipótese nula de raiz unitária nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. A estrutura de defasagem ótima do teste ADF foi selecionada com base no AIC, enquanto a largura de banda ótima do teste PP foi selecionada com base no método do kernel Newey-West Bartlett.

Tabela 4 - Teste de Raiz Unitária com uma quebra estrutural.

Variáveis	Teste ADF	
	T-Stat. [Prob.]	Data da Quebra
Ln (BA)	-2,8837 0,7465	02/09/2019
Ln (GO)	-2,5364 0,8921	29/06/2020
Ln (MS)	-3,0216 0,6737	10/08/2020
Ln (MT)	-2,8727 0,7515	13/07/2020
$\Delta \text{Ln (BA)}$	-390,8292 * <0,01	27/06/2022
$\Delta \text{Ln (GO)}$	-18,9637 * <0,01	28/04/2014
$\Delta \text{Ln (MS)}$	-26,1664 * <0,01	11/07/2022
$\Delta \text{Ln (MT)}$	-16,9505 * <0,01	26/05/2014

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no EViews.

Nota: Δ denota o primeiro operador de diferença, * denota a rejeição da hipótese nula de raiz unitária no nível de 1%.

A Tabela 5 expõe as defasagens selecionadas para os modelos propostos. Cabe ressaltar que os modelos são estimados com, no máximo, quatro defasagens para as variáveis dependentes e explicativas, utilizando o critério de informação de Akaike (AIC) para escolher as defasagens mais adequadas para cada variável.

Tabela 5 - Estimativas dos modelos ARDL.

Modelos	Defasagens Seleccionadas	Teste LM ² Autocorrelação (p-value)	Breusch-Pagan-Godfrey Heterocedasticidade (p-value)	R ²	R ² ajustado
BA	(2,1,0,3)	0,49135 (0,7822)	36,579 (< 0,001)	0,9933	0,9932
GO	(2,1,3,0)	0,63429 (0,7282)	12,239 (0,2002)	0,9985	0,9985
MS	(1,3,3,4)	0,40472 (0,8168)	45,337 (< 0,001)	0,9935	0,9934
MT	(2,2,2,1)	0,10328 (0,9497)	11,644 (0,3096)	0,9980	0,9980

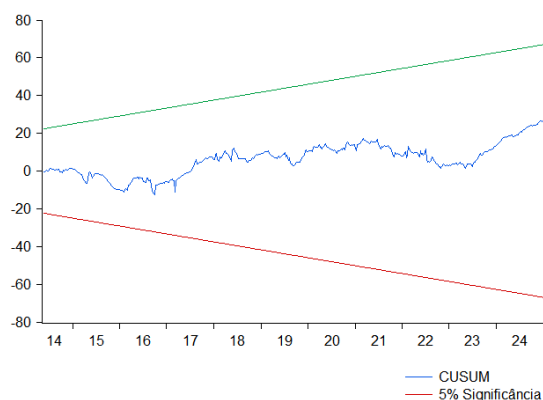
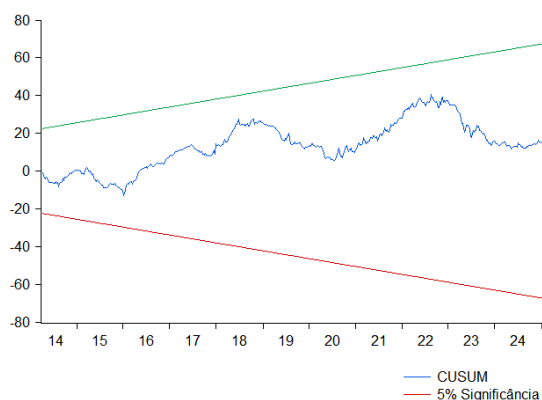
Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no EViews.

Notas: Teste LM: H_0 : ausência de autocorrelação serial. Todos os modelos foram estimados com a constante.

Os resultados indicam que todos os modelos apresentam p-valores elevados no Teste LM de autocorrelação nos resíduos, sugerindo ausência de autocorrelação significativa e evidenciando que a estrutura temporal das séries foi bem capturada. Além disso, os altos valores de R^2 e R^2 ajustado, todos superiores a 0,99, demonstram o excelente desempenho dos modelos, com elevada capacidade explicativa e sem indícios de overfitting, dada a proximidade entre os valores de R^2 e R^2 ajustado. Esses resultados reforçam a adequação dos modelos para análise e predição, destacando a robustez da metodologia adotada para capturar as dinâmicas das variáveis em cada estado.

Na sequência, apresenta-se os testes de estabilidade dos coeficientes dos modelos CUSUM (*Cumulative Sums of Standardized Residuals*), conforme Brown *et al.* (1975). Os testes CUSUM apresentados nas figuras abaixo, mostram que o CUSUM em todos os modelos está dentro dos limites críticos, o que significa a constância dos parâmetros e a estabilidade dos modelos.

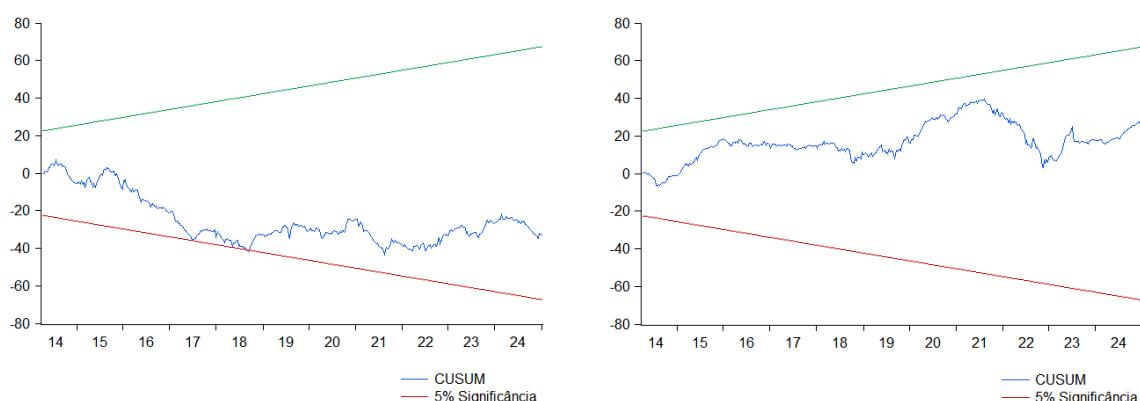
Figura 3 - Teste CUSUM para os modelos (a) 1: BA, (b) 2: GO, (c) 3: MS e (d) 4: MT.
(a) Teste CUSUM modelo 1: BA. (b) Teste CUSUM modelo 2: GO.



(c) Teste CUSUM modelo 3: MS.

(d) Teste CUSUM modelo 4: MT.

² Teste de Breusch-Godfrey, também conhecido como Teste LM (*Lagrange Multiplier*) para autocorrelação serial. Esse teste é amplamente utilizado para verificar a presença de autocorrelação nos resíduos de um modelo de regressão, com a vantagem de detectar autocorrelação de qualquer ordem.



Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no Eviews.

Os resultados do teste de limites para cointegração apresentados na Tabela 6 apresenta os resultados do teste de limites (ARDL *Bounds Tests*), desenvolvido por Pesaran *et al.* (2001), cuja finalidade é a de se verificar a hipótese de cointegração, ou seja, da existência de relação de longo prazo entre as séries temporais.

Tabela 6 - Relação de cointegração (ARDL *Bounds F-Tests*).

Significância		10%	5%	2,5%	1%
Valores críticos assintóticos	I(0)	2,72	3,23	3,69	4,29
	I(1)	3,77	4,35	4,89	5,61
F-statistics	Modelo 1: BA	5,75			
	Modelo 2: GO	19,15			
	Modelo 3: MS	28,78			
	Modelo 4: MT	12,62			

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no Eviews.

Observa-se que as estatísticas do teste F em todos os modelos é maior que o limite crítico superior em todos os níveis de significância para ambos os modelos. Isso sugere que as variáveis são cointegradas, ou seja, há uma relação de longo prazo entre os preços do algodão pago ao produtor no Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Bahia. Destarte, o próximo passo consiste na estimação dos coeficientes de longo prazo dos modelos ARDL propostos, conforme os resultados apresentados na Tabela 7.

Para os modelos ARDL, observa-se que as variáveis explicativas exercem diferentes níveis de influência sobre os preços em cada estado. No Modelo 1 (BA), a variável defasada $\ln(GO)$ apresentou um coeficiente significativo ($-0,1156, p < 0,001$), sugerindo que os preços do algodão em Goiás têm impacto negativo sobre os preços na Bahia no longo prazo. Em contraste, as variáveis $\ln(MS)$ e $\ln(MT)$ mostraram coeficientes não significativos ($p > 0,05$), indicando que suas influências são limitadas ou inexistentes no contexto deste modelo.

Tabela 7 - Resultados das Estimativas dos coeficientes de Longo Prazo (Modelo ARDL).

Modelo 1: BA			
Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Prob
Constante	0,0231	0,0078	0,0030

Ln (BA) (-1) *	-0,1156	0,0244	0,0000
Ln (GO) (-1)	0,0745	0,0494	0,1323
Ln (MS) **	0,0049	0,0278	0,8610
Ln (MT) (-1)	0,0250	0,0487	0,6083
Δ Ln (BA) (-1)	-0,2398	0,0408	0,0000
Δ Ln (GO)	0,2298	0,0815	0,0050
Δ Ln (MT)	0,3177	0,0697	0,0000
Δ Ln (MT) (-1)	0,0785	0,0645	0,2241
Δ Ln (MT) (-2)	0,2504	0,0599	0,0000
Modelo 2: GO			
Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Prob
Constante	-0,0073	0,0039	0,0593
Ln (GO) (-1) *	-0,1822	0,0238	0,0000
Ln (MS) (-1)	-0,0369	0,0153	0,0161
Ln (MT) (-1)	0,1678	0,0242	0,0000
Ln (BA) **	0,0566	0,0114	0,0000
Δ Ln (MS)	-0,0833	0,0399	0,0375
Δ Ln (MT)	0,0279	0,0197	0,1577
Δ Ln (MT) (-1)	0,4433	0,0308	0,0000
Δ Ln (MT) (-2)	0,0639	0,0368	0,0833
Modelo 3: MS			
Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Prob
Constante	0,0027	0,0085	0,7494
Ln (MS) (-1) *	-0,3261	0,0306	0,0000
Ln (MT) (-1)	0,2060	0,0535	0,0001
Ln (BA) (-1)	-0,0029	0,0277	0,9159
Ln (GO) (-1)	0,1222	0,0551	0,0269
Δ Ln (MT)	0,2567	0,0765	0,0008
Δ Ln (MT) (-1)	-0,0161	0,0803	0,8408
Δ Ln (MT) (-2)	0,2983	0,0809	0,0002
Δ Ln (BA)	-0,0219	0,0452	0,6272
Δ Ln (BA) (-1)	-0,0564	0,0487	0,2472
Δ Ln (BA) (-2)	0,0846	0,0454	0,0628
Δ Ln (GO)	0,1230	0,0888	0,1664
Δ Ln (GO) (-1)	-0,0561	0,0866	0,5176
Δ Ln (GO) (-2)	-0,1675	0,0827	0,0433
Δ Ln (GO) (-3)	-0,2038	0,0699	0,0037
Modelo 4: MT			
Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Prob

Ln (MT) (-1) *	0,0010	0,0046	0,8340
Ln (BA) (-1)	-0,1870	0,0266	0,0000
Ln (GO) (-1)	0,0005	0,0146	0,9748
Ln (MS) (-1)	0,1451	0,0281	0,0000
Δ Ln (MT) (-1)	0,0392	0,0174	0,0249
Δ Ln (BA)	0,0980	0,0427	0,0219
Δ Ln (BA) (-1)	0,1084	0,0239	0,0000
Δ Ln (GO)	0,0519	0,0247	0,0362
Δ Ln (GO) (-1)	0,5855	0,0417	0,0000
Δ Ln (MS)	0,1686	0,0451	0,0002

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no Eviews

Nota: * valor p incompatível com distribuição t-bounds **. Variável interpretada como $Z = Z(-1) + D(Z)$.

No Modelo 2 (GO), os coeficientes associados às variáveis $\ln(MT)$ ($0,1678, p < 0,01$) e $\ln(BA)$ ($0,0566, p < 0,01$) são positivos e estatisticamente significativos, evidenciando que os preços no Mato Grosso e na Bahia influenciam significativamente os preços em Goiás no longo prazo. Esses resultados reforçam a integração dos mercados de Goiás com outros estados produtores, como Mato Grosso e Bahia, enquanto os preços em Mato Grosso do Sul ($-0,0369, p < 0,0161$) apresentam uma influência negativa e significativa.

O Modelo 3 (MS) revela um coeficiente significativo para $\ln(MT)$ ($0,2060, p < 0,01$), o que sugere uma relação positiva e robusta entre os preços no Mato Grosso e em Mato Grosso do Sul. Adicionalmente, $\ln(GO)$ também apresenta uma relação significativa ($0,1222, p = 0,0269$), reforçando o vínculo entre os mercados de Goiás e Mato Grosso do Sul. Contudo, o coeficiente para $\ln(BA)$ não foi significativo ($p = 0,9159$), indicando uma ausência de interdependência econômica relevante entre os preços nesses dois estados.

Por fim, o Modelo 4 (MT) demonstra a relevância dos preços de Mato Grosso do Sul ($\ln(MS)$) no comportamento de longo prazo dos preços no Mato Grosso, com um coeficiente significativo de $0,1551 (p < 0,01)$. Embora os preços da Bahia ($\ln(BA)$) apresentem um coeficiente significativo ($p = 0,01$), a Bahia exerce um efeito de longo prazo negativo sobre o Mato Grosso. Os preços de Goiás ($\ln(GO)$) não mostraram relação significativa ($p = 0,9748$).

Esses resultados, de forma geral, corroboram a hipótese de que há cointegração entre os preços do algodão nos principais estados produtores brasileiros, refletindo uma integração econômica entre os mercados regionais. As diferenças na significância dos coeficientes entre os modelos ressaltam a necessidade de analisar as particularidades de cada estado para compreender a dinâmica econômica regional.

A Tabela 8 reporta os resultados do ECM para os modelos, bem como as variáveis para explicar as relações de curto prazo. Verifica-se que o termo de correção de erro defasado (ECT) nos quatro modelos apresentados é negativo e estatisticamente significativo para os modelos. Isso fornece evidências adicionais da presença de uma relação de longo prazo entre as variáveis em todos os modelos. O coeficiente do *CointEq* indicam a velocidade com que os preços retornam ao equilíbrio após um choque. No presente estudo, esses coeficientes foram calculados como $-0,1156$ para o Modelo 1, $-0,1822$ para o Modelo 2, $-0,3260$ para o Modelo 3 e $-0,1870$ para o Modelo 4. Todos os coeficientes são estatisticamente significativos e apresentam os sinais esperados, evidenciando a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, bem como o ajuste gradual em direção ao equilíbrio, conforme previsto na literatura sobre modelos de correção de erro (Engle e Granger, 1987; Banerjee *et al.*, 1993).

Tabela 8 - Resultados das Estimativas dos coeficientes de Curto Prazo (Modelo ARDL).

Modelo 1: BA			
Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Prob
Constante	0,0231	0,0048	0,0000
$\Delta \text{Ln (BA) (-1)}$	-0,2398	0,0404	0,0000
$\Delta \text{Ln (GO)}$	0,2298	0,0773	0,0031
$\Delta \text{Ln (MT)}$	0,3177	0,0660	0,0000
$\Delta \text{Ln (MT) (-1)}$	0,0785	0,0612	0,2002
$\Delta \text{Ln (MT) (-2)}$	0,2504	0,0576	0,0000
CointEq (-1)*	-0,1156	0,0240	0,0000
Modelo 2: GO			
Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Prob
Constante	-0,0073	0,0009	0,0000
$\Delta \text{Ln (GO) (-1)}$	-0,0833	0,0390	0,0333
$\Delta \text{Ln (MS)}$	0,0279	0,0181	0,1241
$\Delta \text{Ln (MT)}$	0,4433	0,0297	0,0000
$\Delta \text{Ln (MT) (-1)}$	0,0639	0,0362	0,0778
$\Delta \text{Ln (MT) (-2)}$	0,0509	0,0320	0,1125
CointEq (-1) *	-0,1822	0,0208	0,0000
Modelo 3: MS			
Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Prob
Constante	0,0027	0,0006	0,0000
$\Delta \text{Ln (MT)}$	0,2567	0,0737	0,0005
$\Delta \text{Ln (MT) (-1)}$	-0,0161	0,0762	0,8322
$\Delta \text{Ln (MT) (-2)}$	0,2983	0,0781	0,0001
$\Delta \text{Ln (BA)}$	-0,0219	0,0442	0,6196
$\Delta \text{Ln (BA) (-1)}$	-0,0564	0,0457	0,2179
$\Delta \text{Ln (BA) (-2)}$	0,0846	0,0436	0,0526
$\Delta \text{Ln (GO)}$	0,1230	0,0838	0,1425
$\Delta \text{Ln (GO) (-1)}$	-0,0561	0,0849	0,5092
$\Delta \text{Ln (GO) (-2)}$	-0,1675	0,0820	0,0415
$\Delta \text{Ln (GO) (-3)}$	-0,2038	0,0695	0,0035
CointEq (-1) *	-0,3260	0,0303	0,0000
Modelo 4: MT			
Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão	Prob
Constante	0,0010	0,0003	0,0053
$\Delta \text{Ln (MT) (-1)}$	0,0980	0,0425	0,0214
$\Delta \text{Ln (BA)}$	0,1084	0,0233	0,0000
$\Delta \text{Ln (BA) (-1)}$	0,0519	0,0238	0,0294

$\Delta \text{Ln}(\text{GO})$	0,5855	0,0405	0,0000
$\Delta \text{Ln}(\text{GO})(-1)$	0,1686	0,0439	0,0001
$\Delta \text{Ln}(\text{MS})$	0,0770	0,0206	0,0002
$\text{CointEq}(-1)^*$	-0,1870	0,0263	0,0000

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no Eviews.

Nota: * valor p incompatível com distribuição de *t-bounds*.

A interpretação desses coeficientes vai além da proporção corrigida por período, sendo essencial analisar o tempo necessário para eliminar uma parcela significativa do desequilíbrio de longo prazo. Para isso, adotou-se uma abordagem baseada no decaimento exponencial (Hamilton, 1994). Os cálculos demonstram que o tempo necessário para corrigir 90% do equilíbrio é de aproximadamente 18,7 semanas para o Modelo 1, 11,4 semanas para o Modelo 2, 5,8 semanas para o Modelo 3 e 11,1 semanas para o Modelo 4. A interpretação desses tempos é consistente com a abordagem apresentada por Pesaran, Shin e Smith (2001) nos modelos ARDL, que destacam a importância do termo de correção de erro na convergência ao equilíbrio de longo prazo.

No caso da Bahia, o impacto significativo e positivo de $\Delta \text{Ln}(\text{MT})$ indica que o preço do Mato Grosso influencia diretamente o curto prazo da variável dependente. Esse resultado reflete a relevância do fluxo de produtos agrícolas e da integração entre as regiões. A elasticidade negativa observada para $\Delta \text{Ln}(\text{BA})(-1)$ pode ser interpretada como um efeito de autocorreção da economia local após choques de curto prazo, alinhando-se ao processo gradual de ajuste evidenciado pelo $\text{CointEq}(-1)$, que indica um ajuste mais lento comparado aos outros modelos, pode ser explicado pela maior diversificação econômica do estado.

No modelo para Goiás, destaca-se o impacto positivo e significativo de $\Delta \text{Ln}(\text{MT})$, reforçando a interdependência entre os dois estados. Goiás, que também possui um forte setor agroindustrial, beneficia-se da complementaridade com o Mato Grosso no que tange às cadeias produtivas. O coeficiente negativo de $\Delta \text{Ln}(\text{GO})(-1)$ sugere um efeito moderador de curto prazo, possivelmente associado à volatilidade nos preços de commodities agrícolas e às limitações logísticas que impactam os custos de transporte.

Para o Mato Grosso do Sul, observa-se uma relação dinâmica mais complexa, com coeficientes significativos tanto para $\Delta \text{Ln}(\text{BA})$ quanto para $\Delta \text{Ln}(\text{MT})$, reforçando a posição estratégica do estado como elo entre o Centro-Oeste e outras regiões do país. O impacto positivo de $\Delta \text{Ln}(\text{BA})$ reflete a interdependência econômica, possivelmente associada ao transporte de grãos e insumos via corredores logísticos que conectam a Bahia e o Mato Grosso do Sul. No entanto, as defasagens não significativas, como $\Delta \text{Ln}(\text{BA})(-1)$ e $\Delta \text{Ln}(\text{BA})(-2)$, sugerem que os efeitos de curto prazo dessa relação são imediatos, sem persistir em períodos subsequentes. O coeficiente do $\text{CointEq}(-1)$, o mais elevado entre os modelos, indica um ajuste rápido para o equilíbrio de longo prazo.

No modelo para o Mato Grosso, os resultados destacam a importância de $\Delta \text{Ln}(\text{GO})$ e $\Delta \text{Ln}(\text{BA})$, ambas variáveis com coeficientes positivos e significativos. A elasticidade positiva de $\Delta \text{Ln}(\text{BA})(-1)$ e $\Delta \text{Ln}(\text{GO})(-1)$ sugere que o impacto das relações econômicas com esses estados tem persistência no curto prazo.

5. Conclusão

Este estudo investigou a transmissão de preços entre os estados da Bahia, Goiás, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, utilizando ARDL e ECM. A abordagem permitiu capturar tanto as relações de longo prazo quanto as dinâmicas de curto prazo entre as variáveis, fornecendo evidências empíricas robustas sobre a interdependência regional na formação de preços.

Os resultados evidenciaram a existência de relações de longo prazo entre os mercados analisados, confirmadas pela significância estatística do termo de correção de erro (ECT) em todos os modelos estimados. Esses achados reforçam a hipótese de que choques de preço em um estado impactam os demais ao longo do tempo, corroborando a literatura sobre transmissão de preços em mercados interligado. As elasticidades estimadas indicam que os preços em Mato Grosso desempenham um papel central na dinâmica de transmissão de preços, exercendo influência significativa sobre os estados vizinhos, especialmente Goiás e Mato Grosso do Sul. A velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo varia entre os estados, com Mato Grosso do Sul apresentando o ajuste mais rápido e a Bahia o mais lento, refletindo diferenças estruturais nos mercados regionais.

A análise de curto prazo revelou que os coeficientes associados às defasagens das variáveis explicativas apresentam magnitude e significância variadas entre os modelos, indicando heterogeneidade nas dinâmicas de ajuste entre os estados. No caso da Bahia, a influência significativa do preço do Mato Grosso reforça a importância desse estado como formador de preços no mercado agrícola. Em Goiás, o impacto positivo dos preços do Mato Grosso sugere forte interdependência entre essas regiões, enquanto a significância negativa da defasagem do próprio estado pode estar associada à volatilidade de curto prazo no setor agroindustrial. Já para o Mato Grosso do Sul, a complexidade das relações identificadas, com efeitos expressivos provenientes de múltiplos estados, reflete sua posição estratégica na malha logística nacional. Por fim, no Mato Grosso, a persistência dos efeitos de Goiás e Bahia nos preços locais evidencia a influência das interações comerciais interestaduais.

Além disso, a análise baseada no decaimento exponencial dos desequilíbrios revelou tempos de ajuste distintos entre os modelos, variando de 5,8 semanas no Mato Grosso do Sul a 18,7 semanas na Bahia. Essa discrepância sugere que a velocidade de convergência dos preços ao equilíbrio pode estar relacionada a fatores estruturais, como infraestrutura de transporte, capacidade produtiva e padrões de comercialização regionais.

A partir dessas evidências, o estudo contribui para a literatura ao demonstrar empiricamente como a transmissão de preços ocorre entre estados com distintos perfis produtivos e estruturais. Sugere-se que pesquisas futuras explorem a influência de fatores externos, como custos logísticos e choques internacionais, na transmissão de preços entre os estados analisados. Ademais, o uso de modelos não lineares poderia aprofundar a compreensão sobre assimetrias nos processos de ajuste, ampliando o conhecimento sobre a dinâmica inter-regional dos preços.

Referências

- ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.
- ALCANTARA, I. R.; VEDANA, R.; VIEIRA FILHO, J. E. R. O caso emblemático da produção de algodão no Brasil de 1974 a 2019. **Rev. Econ. NE**, Fortaleza, v. 54, n. 2, p. 139-155, abr./jun., 2023.
- ALVES, L. R. A. **A reestruturação da cotonicultura no Brasil: fatores econômicos, institucionais e tecnológicos**. 2006. 121 f. Tese (Doutorado em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba. 2006.
- BANERJEE, Anindya et al. **Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data**. Oxford university press, 1993.
- BARCHET, I.; ROCHA, A. A.; DAL PAI, C. Mudança estrutural no setor cotonicultor brasileiro: uma análise da territorialização no cerrado brasileiro e do impacto do contencioso

- do algodão. **Revista Brasileira de Planejamento e Desenvolvimento**, v. 5, n. 1, p. 6-25, 2016.
- BARROS, M. A. L.; SILVA, C. R. C.; LIMA, L. M.; FARIAS, F. J. C.; RAMOS, G. A.; SANTOS, R. C. A review on evolution of cotton in Brazil: GM, White, and Colored Cultivars. **Journal of Natural Fibers**, p.1-13, 2020.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços. Comex Stat – Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior. Disponível em: <https://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>.
- BROWN, Robert L.; DURBIN, James; EVANS, James M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. **Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology**, v. 37, n. 2, p. 149-163, 1975.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Safras. Série Histórica. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/serie-historica-das-safras/itemlist/category/898-algodao>
- CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL – CNA. *VBP da agropecuária deve recuar 1,9% em 2024, mesmo com leve melhora em alguns preços*. Brasília, 21 nov. 2024. Disponível em: <https://www.cnabrazil.org.br/storage/arquivos/pdf/vbp-21-nov-2024.pdf>.
- EMBRAPA. Agência de Informação Embrapa. [Home page]. Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/>
- FAS/USDA – FOREIGN AGRICULTURAL SERVICE – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>
- GONÇALVES, J. S.; RAMOS, S. F. Da origem à hegemonia e crise do algodão meridional brasileiro no século XX. **Informações Econômicas**, SP, v.38, n.2, fev. 2008.
- HAMILTON, J. D. Time Series Analysis (Princeton University Press, Princeton, NJ) ISBN 0-691-04289-6. **International Journal of Forecasting**, 1994.
- KLEIN, H.; LUNA, F. Causes for the Modernization of Brazilian Agriculture. In *Feeding the World: Brazil's Transformation into a Modern Agricultural Economy*. Cambridge: Cambridge University Press, p. 91-138, 2018.
- PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.
- SILVA JÚNIOR, J. J.; MIYAMOTO, B. C.; SILVA FILHO, L. A. Determinantes do valor bruto da produção de algodão em Mato Grosso. **Rev. de Política Agrícola**, ano XXX, n. 3, Jul./Ago./Set. 2021