

Pontifícia Universidade Católica de Goiás  
Escola de Direito, Negócios e Comunicação  
Curso de Ciências Econômicas

Estimativa da elasticidade de transmissão de preços no mercado de boi gordo em  
Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Bahia de 2014  
a 2023.

Sávio Batista Rodrigues

Goiânia, Goiás

2023

Pontifícia Universidade Católica de Goiás  
Escola de Direito, Negócios e Comunicação  
Curso de Ciências Econômicas

**SÁVIO BATISTA RODRIGUES**  
**Matrícula: 2019.1.0021.0021-4**

Estimativa da elasticidade de transmissão de preços no mercado de boi gordo em Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Bahia de 2014 a 2023.

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Goiás, como parte dos requisitos à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Carlos Leão

GOIÂNIA  
2023

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

ABIEC – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNE

AD - DICKEY E FULLER

ADF – DICKEY E FULLER AUMENTADO

BA – BAHIA

GO – GOIÁS

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA

MG – MINAS GERAIS

MS – MATO GROSSO DO SUL

MT – MATO GROSSO

PIB – PRODUTO INTERNO BRUTO

SP – SÃO PAULO

## RESUMO

A produção de carne bovina é muito importante para o complexo agroindustrial brasileiro, constituindo na principal fonte de proteínas do sistema alimentar da população brasileira e conduzindo inúmeras tecnologias para o avanço da bovinocultura, que tem desempenhado um papel de destaque na economia nacional e global. Esse trabalho tem como objetivo estimar a elasticidade de transmissão, integração e causalidade de preços da carne de boi gordo nos estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Bahia. Sendo assim, avaliar a intensidade de transmissão de preços e identificar as relações existentes entre o preço do boi gordo em cada estado. A pesquisa utiliza dados diários de preços no período de fevereiro de 2014 a março de 2023 e a metodologia empregada, inclui técnicas de análise de transmissão de preços e integração de mercados, por meio de testes de causalidade em séries temporais, teste ADF, teste de integração de mercado e teste de cointegração. Os resultados indicam que os mercados de boi gordo são integrados, ou seja, um choque de oferta ou demanda no mercado 1 impacta os preços no mercado 2. Além disso, o teste de Causalidade de Granger revela que o mercado 1 causa variações nos preços do mercado 2. Os testes realizados de transmissão de preços comprovam a existência da elasticidade, sendo assim os mercados, tem com rápida transmissão de informações entre os mercados.

Palavras-chave: Transmissão de preços, boi gordo, integração, causalidade.

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	9
1.2 COMERCIALIZAÇÃO AGRÍCOLA.....	13
1.3 FORMAÇÃO DE PREÇOS.....	16
1.4 ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇO.....	17
1.5 INTEGRAÇÃO DE MERCADOS.....	19
2. METODOLOGIA E FUNDAMENTOS TEÓRICOS.....	21
2.1 ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO.....	22
2.2 TESTE DE GRANGER.....	23
3. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	28
3.1 TESTE DE CAUSALIDADE E INTEGRAÇÃO.....	28
CONCLUSÃO.....	54
REFERÊNCIAS:.....	56

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Variação do rebanho bovino em milhares de cabeça de gado dos estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, São Paulo, Minas Gerais e Bahia de 2017 a 2021.....	12
Tabela 2 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Goiás X Bahia.....	28
Tabela 3 – Elasticidade de transmissão de Goiás x Bahia e Bahia x Goiás.....	29
Tabela 4 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso X Bahia.....	29
Tabela 5 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso x Bahia e Bahia x Mato Grosso.....	30
Tabela 6 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso do Sul X Bahia.....	31
Tabela 7 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso do Sul x Bahia e Bahia x Mato Grosso do Sul.....	32
Tabela 8 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Minas Gerais X Bahia.....	33
Tabela 9 – Elasticidade de transmissão de Minas Gerais x Bahia e Bahia x Minas Gerais.....	33
Tabela 10 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Bahia.....	34
Tabela 11 – Elasticidade de transmissão de São Paulo x Bahia e Bahia x São Paulo.....	35
Tabela 12 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso X Goiás.....	36
Tabela 13 – Elasticidade de transmissão de Goiás x Mato Grosso e Mato Grosso x Goiás.....	36
Tabela 14 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso do Sul X Goiás.....	37
Tabela 15 – Elasticidade de transmissão de Goiás x Mato Grosso do Sul e Mato Grosso do Sul x Goiás.....	38

Tabela 16 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Minas Gerais X Goiás. ....	39
Tabela 17 – Elasticidade de transmissão de Goiás x Minas Gerais e Minas Gerais x Goiás.....	40
Tabela 18 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Goiás. ....	40
Tabela 19 – Elasticidade de transmissão de Goiás x São Paulo e São Paulo x Goiás. ....	41
Tabela 20 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso X Mato Grosso do Sul. ....	42
Tabela 21 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso x Mato Grosso do Sul e Mato Grosso do Sul x Mato Grosso.....	43
Tabela 22 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso X Minas Gerais.....	44
Tabela 23 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso x Minas Gerais e Minas Gerais x Mato Grosso.....	45
Tabela 24 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Mato Grosso. ....	46
Tabela 25 – Elasticidade de transmissão de São Paulo x Mato Grosso e Mato Grosso x São Paulo.....	47
Tabela 26 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Mato Grosso do Sul.....	48
Tabela 27 – Elasticidade de transmissão de São Paulo x Mato Grosso do Sul e Mato Grosso do Sul x São Paulo.....	49
Tabela 28 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Minas Gerais.....	50
Tabela 29 – Elasticidade de transmissão de São Paulo x Minas Gerais e Minas Gerais x São Paulo.....	51
Tabela 30 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso do Sul X Minas Gerais.....	51

Tabela 31 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso do Sul x Minas Gerais e Minas Gerais x Mato Grosso do Sul. ....	52
--	----

## 1. INTRODUÇÃO

A partir dos anos 1950, a produção de carne bovina no Brasil passou a crescer de forma expressiva, impulsionada pelo aumento da demanda interna e pela exportação para outros países. A atividade pecuária brasileira, lidera o ranking mundial, se destacando com uma indústria robusta e altos índices de produção e produtividade. Sua vasta extensão territorial e clima favorável permitem criar grandes rebanhos, resultando em uma oferta abundante de carne de qualidade.

De acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, o tamanho do rebanho bovino no Brasil em 2014 era de aproximadamente 214,3 milhões de cabeças de gado, distribuído em diversas regiões do país, com destaque para os estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, São Paulo, Minas Gerais e Bahia. No ano de 2023, com novas tecnologias para a criação de gado, o número de cabeças aproxima-se de 234,4 milhões.

A região Centro-Oeste é responsável pela maior parte da produção de animais de corte, enquanto em Minas Gerais, embora exista um considerável rebanho de vacas leiteiras, uma parte desse rebanho é utilizada para o abate. Como mencionado anteriormente o território nacional encontra-se diferentes áreas de produção animal de corte. Com um grande território que abrange os estados de São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso e Bahia, onde as operações são modernas e bem desenvolvidas, e onde os principais frigoríficos nacionais estão concentrados, principalmente no Centro-Oeste. Existem outras áreas na fronteira da expansão agrícola, onde a atividade é crescente e há déficit na capacidade de abate.

Apesar de sua grande importância na economia brasileira, o setor sofre com a elasticidade de transmissão de preços entre as regiões produtoras, onde podem gerar distorções no preço da carne.

A transmissão de preços, por sua vez, refere-se à forma como as variações de preços em um determinado mercado se propagam para outros mercados. No mercado de boi gordo, a transmissão de preços pode ser observada, por exemplo, na relação entre os preços praticados no mercado interno e como essa assimetria de transmissão de preços entre as regiões produtoras pode afetar a eficiência do mercado e os preços dos outros estados.

O objetivo deste trabalho é identificar a existência, a intensidade de transmissão de preços e integração entre os mercados dos estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Bahia. A constatação de existência de transmissão de preços permite inferir sobre o grau de integração dos mercados.

## 1.1 BOVINOCULTURA BRASILEIRA E SUA IMPORTÂNCIA

A cadeia de produção de carne bovina é muito importante para o complexo agroindustrial brasileiro, desempenhando uma atividade pecuária importante na geração de emprego e no PIB do país. Em 2022, observamos a produção de 10,79 milhões de toneladas de carne bovina no país, dados estatísticos fornecidos pela Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne - ABIEC, indicam que no mesmo ano, o Brasil registrou o abate de mais de 42 milhões de cabeças de gado, resultando na exportação de 3,02 milhões de toneladas de carne.

É fundamental ressaltar que a maioria dessa produção é direcionada ao mercado interno, totalizando 7,78 milhões de toneladas. Essa relevância é percebida tanto em termos de segurança alimentar quanto no que tange à contribuição para a formação do Produto Interno Bruto (PIB) do país. Em 2022 o setor registrou uma participação na geração de riqueza de 10%, a maior já observada.

Anualmente, o Brasil realiza exportações de carne bovina com uma média de US\$ 8,8 bilhões, atendendo à demanda mundial. O processo não apenas estimula o crescimento da economia brasileira, mas também contribui para a criação direta de aproximadamente 3,5 milhões de postos de trabalho no país. Além disso, reforça a posição do Brasil no contexto global do comércio de carne bovina, consolidando sua presença em um mercado internacionalmente competitivo e líder na exportação mundial.

A bovinocultura brasileira está diretamente ligada ao desenvolvimento da pecuária no país, que se iniciou no século XVI, com a introdução de animais pelos colonizadores portugueses. Inicialmente, a criação de gado no Brasil era voltada principalmente para a produção de couro e de animais de carga. A partir do século XVIII, a aptidão climática faz com que a produção de carne animal ganhasse importância na região Sul do país, se espalhando pelo Sudeste, e em especial para o Centro-Oeste, onde se concentra a maioria do rebanho bovino brasileiro, que em 2023, já é mais 234,4 milhões de cabeças. (Globo Rural, 2023)

A criação de gado é bem distribuída em diversas regiões do país, com destaque para os estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, São Paulo, Minas Gerais e Bahia. A Tabela 1, apresenta os dados relativos ao crescimento, com maior destaque, nos anos de 2017 a 2021, do rebanho nos seis principais estados.

Com inúmeras tecnologias para a criação de gado e o clima favorável, é possível observar um aumento no número de cabeças ao longo de 2017 até 2021. O Estado de Mato Grosso apresentou crescimento de 9,08%, Goiás 6,39%, Minas Gerais 4,03% e com destaque para a Bahia, com crescimento de 17,11%. Nota-se também que há uma tendência de queda nos rebanhos de São Paulo de -3,52% e Mato Grosso do Sul -13,35%.

Tabela 1 – Variação do rebanho bovino em milhares de cabeça de gado dos estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, São Paulo, Minas Gerais e Bahia de 2017 a 2021.

Ano	MT	Variação %	MS	Variação %	GO	Variação %	SP	Variação %	MG	Variação %	BA	Variação %
2017	29	100%	21	100%	22	100%	11	100%	21	100%	10	100%
2018	30	1,6%	20	-2,7%	22	-0,8%	10	-3,0%	21	-0,7%	9	-1,1%
2019	31	4,8%	19	-7,1%	22	0,8%	10	-2,6%	22	1,0%	10	2,9%
2020	32	2,2%	19	-2,0%	23	3,5%	10	0,8%	22	0,7%	9	-4,6%
2021	32	0,3%	18	-2,2%	24	2,8%	10	1,4%	22	3,1%	11	20,6%
Total	156	9,08%	99	-13,35%	116	6,39%	53	-3,52%	110	4,03%	51	17,11%

Fonte: IBGE, Elaboração própria.

Mato Grosso mantém sua posição de liderança na criação de gado, com um efetivo de 32.424.958 milhões de cabeças, representando 14,4% dos rebanhos nacionais. Em seguida Goiás, com 24.293.954 cabeças (10,8%). Esses estados desempenham papéis proeminentes na criação de gado e na indústria da carne bovina, consolidando-se como importantes polos de produção e abastecimento no Brasil. Além disso, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Bahia e São Paulo. Todos esses estados são conhecidos por suas vastas áreas de pastagens, infraestrutura agropecuária desenvolvida e uma eficiente produção pecuária, que aumenta significativamente a economia de carne bovina.

Mato Grosso do Sul possui um rebanho de 18.608.503 bovinos em 2021, mantendo sua posição entre os estados brasileiros com maior número de animais. No entanto, ao longo dos anos, é observada uma redução desses números no estado, à medida que outras atividades econômicas ganham espaço em seu território, assim

como outros estados também diversifica sua produção em outros ramos da agropecuária brasileira, a fim de competir com o mercado interno.

## **1.2 COMERCIALIZAÇÃO AGRÍCOLA**

Segundo Marques e Aguiar (1993), o mercado é o local onde ocorre transações comerciais, ou seja, onde se manifestam as forças da oferta e da demanda, realizando a troca de propriedade de bens e serviços por meio de relações de compra e venda.

Conforme Sandroni (2006), o conceito de mercado refere-se à existência de um conjunto de compradores e vendedores, cuja proximidade física não é necessariamente requerida, para as transações de compra e venda entre eles tenham efeito. Um mercado é identificado quando compradores que buscam trocar dinheiro por produtos ou serviços envolvem em interação com vendedores desses bens e serviços. Portanto, o mercado pode ser interpretado como o ponto regular de encontro entre compradores e vendedores em uma economia específica. Em termos práticos, ele consiste em instituições que facilitam as transações comerciais, como feiras, lojas, Bolsas de Valores ou de Mercadorias, entre outras. Ele é predominantemente manifesto na maneira como se estruturam as negociações em uma determinada esfera, envolvendo indivíduos, empresas e governos.

De acordo com Steele, et alli (1971), o termo “comercialização” é descrito como o sentido e a prática do comércio. Também pode ser definido como o processo social que engloba a satisfação da demanda por bens e serviços, abrangendo a concepção, promoção, intercâmbio e distribuição física desses produtos. A comercialização agrícola, por sua vez, refere-se à sua aplicação no contexto da agricultura. Isso envolve todas as atividades, funções e instituições necessárias para transportar produtos agropecuários do local de produção até o consumidor final, bem como transportar insumos dos locais de origem até onde são usados pelo produtor agropecuário.

Os mercados agrícolas são notáveis pela significativa flutuação de preços e pela elevada instabilidade. Isso ocorre devido à influência de “constantes choques”, que impactam tanto os preços de oferta quanto os de demanda.

De acordo com Barros (1987), as marcantes oscilações nos preços agrícolas indicam um funcionamento inadequado do complexo de produção e comercialização.

É altamente reconhecido que a instabilidade nos preços agrícolas afeta muito mais os produtores.

Conforme apontado por Santana (1999), a compreensão da origem dos choques de preços e de sua transmissão no processo de tomada de decisões pelos agentes de mercado, como no nível de produtor, é essencial para uma previsão mais precisa dos impactos desses choques no setor agrícola e em outras partes da economia. Ter discernimento sobre a fonte e a magnitude desses choques ajuda a antecipar com maior segurança os efeitos que eles terão, não apenas no campo agrícola, mas também em outros setores econômicos. Dessa forma, é possível adotar estratégias mais adequadas para lidar com as flutuações de preços e minimizar os impactos negativos em toda a economia.

A transmissão de preços, por sua vez, refere-se à forma como as variações de preços em um determinado mercado se propagam para outros mercados. No mercado de boi gordo, a transmissão de preços pode ser observada, por exemplo, na relação entre os preços praticados no mercado interno e como essa transmissão de preços entre as regiões produtoras, se ela existir, pode afetar a eficiência do mercado.

Segundo Brandt (1980), os preços de produtos agrícolas apresentam uma notável volatilidade em comparação com os preços de muitos outros produtos e serviços não relacionados à agricultura. Com exceção talvez dos preços de metais não ferrosos e das tarifas de transporte marítimo, a amplitude das flutuações nos preços dos produtos agrícolas é incomparável.

Essa instabilidade de preços é, na maioria, atribuída à natureza biológica da produção agrícola, que se traduz em significativas disparidades entre a produção planejada e a produção alcançada. Variações climáticas, surtos de pragas e doenças têm um impacto significativo nas variações da produtividade e do rendimento das colheitas ou abate. Além disso, as flutuações sazonais na produção também são reduzidas para a instabilidade dos preços ao nível mensal. Muitos produtos agrícolas são coletados apenas uma ou duas vezes por ano, e alguns deles não podem ser armazenados ou são altamente perecíveis, o que amplia essa volatilidade.

Segundo o mesmo autor, Brandt (1980), a natureza descentralizada da produção agrícola, aliada à sua dispersão geográfica, introduz complexidade no processo de determinação de preços. A presença de pequenas unidades de produção dificulta os procedimentos de controle, coleta e avaliação de produção

Os preços são importantes para o funcionamento da economia, desempenhando um papel central na orientação da alocação de produção e consumo.

Restrições climáticas, condições do solo e regulamentações governamentais são exemplos de elementos que afetam as escolhas dos produtores. As funções fundamentais dos preços agrícolas podem ser resumidas em três aspectos essenciais: orientar a alocação de recursos, a distribuição de renda e a formação de capital. A primeira função, a alocação de recursos, desempenha um papel crucial para orientar produtores e consumidores nas decisões relacionadas à produção e ao consumo. As evidências empíricas destacam que as variações nos preços relativos exercem influência significativa sobre as escolhas de produtores e consumidores.

A função de distribuição de renda requer uma análise mais detalhada. Em primeiro lugar, as mudanças nos preços relativos aos produtos e a distribuição de renda entre diferentes setores econômicos devem ser analisados. Em segundo lugar, as variações nos preços dos produtos agrícolas impactam na distribuição de renda entre grupos de renda na população urbana.

Por exemplo, um aumento nos preços dos produtos agrícolas prejudica mais os consumidores de baixa renda em comparação com aqueles de renda mais alta, deslocando a distribuição de renda em favor dos últimos. Em terceiro lugar, as variações nos preços agrícolas influenciam a distribuição de renda entre grupos de produtores, afetando de maneira desigual pequenos e grandes agricultores. Quando os preços dos produtos agrícolas sobem, os pequenos produtores se beneficiam menos em comparação com os grandes produtores, levando a uma reconfiguração da distribuição de renda a favor dos últimos.

É importante observar que aumentos nos preços agrícolas podem incentivar investimentos na indústria. A explicação fundamental para essas características reside no fato de que os produtos agrícolas são bens salariais. Um aumento nos preços desses produtos resulta em uma redução do poder de compra real e, conseqüentemente, em uma elevação dos ganhos nominais de pagamentos pelo setor industrial. Esse cenário impacta os lucros, a distribuição de renda e os retornos aos recursos em diferentes setores econômicos.

Este trabalho tem como principal objetivo estimar a direção de causalidade, a assimetria e a elasticidade de transmissão de preços, entre os mercados de boi gordo dos estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e

Bahia no nível de produtor, procurando obter informações relacionadas à intensidade da transmissão e identificar as relações existentes entre esses estados. Se a elasticidade de transmissão de preços for perfeita, significa que os mercados entre os estados são integrados e, dessa forma, é possível comprovar estatisticamente, se há presença de transmissão de preços do boi gordo nos mercados e a possível integração nesses mercados.

### **1.3 FORMAÇÃO DE PREÇOS**

Para elucidar o mecanismo subjacente à formação de preços em mercados agrícolas, é crucial partir de um entendimento estrutural da dinâmica do mercado em análise. Conforme enfatizado por Barros (1997), o processo de formação e determinação de preços e produção está intrinsecamente vinculado a uma superestrutura institucional. Esta superestrutura é principalmente delineada pelo grau de competitividade presente no mercado em questão e pela magnitude da intervenção governamental no mesmo. A existência dessa superestrutura estabelece um mecanismo de transmissão de preços mediado pelo setor de intermediação.

Um dos fatores de maior relevância na determinação do preço do boi gordo é a posição dos estoques globais. Fica evidente que à medida que os níveis de estoque diminuem, os preços tendem a aumentar. Outro fator que impacta diretamente nas cotações do boi gordo é a produção mundial. À medida que essa produção cresce, há uma tendência de queda nos preços. Cada uma dessas variações possui um mecanismo específico que exerce influência sobre o nível de preços de maneira distinta.

Em relação às variações sazonais, o principal desafio reside na oscilação de preços, a qual é frequentemente observada em períodos marcados por pressões de oferta e demanda. Em outras palavras, quando ocorre um desequilíbrio, como, por exemplo, quando a oferta supera a demanda, os preços pagos aos produtores tendem a declinar, às vezes alcançando patamares insuficientes para cobrir os custos de produção. Essa situação é geralmente desencadeada pela descapitalização dos pecuaristas, que se veem compelidos a vender parte ou a totalidade de seu rebanho para obter o capital de giro necessário para manter a viabilidade de seus negócios.

Além disso, a perecibilidade do produto em questão também contribui para essa dinâmica.

O preço das commodities agrícolas são notavelmente voláteis, influenciado por diversos fatores que vão além de simples considerações de oferta e demanda. Variáveis como qualidade do solo, condições climáticas, saúde animal, alimento animal e até mesmo a dinâmica dos mercados de derivativos afetam significativamente esses preços. A crescente integração dos mercados locais no contexto global intensifica ainda mais a interdependência dos preços das commodities.

No contexto da carne bovina, essa característica não é exceção. A integração de preços pode ocorrer tanto regionalmente quanto estadual. Por exemplo, o preço da arroba do boi gordo em uma determinada região pode ser impactado pelas condições de saúde animal prevalentes em outros estados.

#### **1.4 ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇO**

Compreender como as flutuações de preços se difundem e influenciam diversas regiões geográficas é importante para entender a dinâmica de ajustes dos mercados. Essas informações oferecem melhores condições e um maior entendimento para que esses agentes possam atuar de forma mais eficiente. Além disso, são fundamentais para orientar as decisões governamentais relacionadas a políticas econômicas e setoriais.

A elasticidade de transmissão de preço envolve a análise da dinâmica de preços entre dois mercados geograficamente separados. Este conceito aborda como as variações nos preços de um produto em um mercado específico se propagam e afetam os preços em um mesmo mercado ou outros mercados espacialmente distantes, ilustrando a transmissão de mudanças de preço de um mercado para outro.

De acordo com Balcombe e Morrisson (2002), o conceito de transmissão de preços é fundamentado em três componentes principais. Em primeiro lugar, o movimento de preços e o ajuste integral são cruciais, para que a transmissão de preços seja completa em algum ponto no tempo. Em segundo lugar, a dinâmica e a velocidade de ajuste desempenham um papel importante. Por fim, o terceiro

componente diz respeito à assimetria de resposta, sendo o processo de variações de preço transmitidas de forma simétrica ou assimétrica entre mercados.

A identificação do mercado que lidera a transmissão de preços é espacialmente realizada por meio de testes de causalidade, que visam verificar se os valores presentes e passados de uma variável são significativos na explicação do valor presente da outra variável, conforme discutido por Aguiar (1993). Essa abordagem permite determinar em quais mercados se origina o choque de preços e para qual mercado ele é transmitido, possibilitando a identificação do mercado afetado.

Conforme a definição de Barros e Burnquist (1987), a flexibilidade de transmissão de preços vertical se refere à variação relativa do preço em um nível de mercado em relação à variação no preço em outro nível.

O processo de transmissão de preços entre dois mercados verticalmente integrados, pode ser conceituado como a mudança relativa nos preços de um bem específico em um mercado, decorrente de uma variação relativa no preço desse mesmo bem em outro mercado. Em um contexto diferente, a flexibilidade de transmissão de preços mede as variações nos preços do boi gordo em um mercado específico e esses preços são transmitidos para mercados espacialmente separados. Essa representação pode ser expressa da seguinte forma:

$$N_{1,2} = \frac{\frac{\delta P_1}{\delta P_2}}{\frac{P_1}{P_2}}$$

$N_{1,2}$  = elasticidade de transmissão de preços entre mercado 1 e o mercado 2,

$\delta P_1$  = variação no preço do mercado 1;

$\delta P_2$  = variação no preço no mercado 2;

$P_1$  = preço do bem no mercado 1;

$P_2$  = preço do bem no mercado 2.

Se  $N_{1,2}$  for maior que um, isso indica que as variações percentuais nos preços no mercado 2 serão maiores do que as variações percentuais ao nível do mercado 1. Se  $N_{1,2}$  for menor que um, as variações percentuais nos preços serão menores ao nível do produtor. Por fim, se  $N_{1,2}$  for igual a um, as variações percentuais serão iguais nos dois níveis.

A análise da elasticidade de transmissão de preços envolve, principalmente, o uso de séries temporais do mercado 1 e os preços no mercado 2. Nesse processo, avalia-se a significância dos parâmetros do modelo utilizando o teste t de Student. Com base nessa equação, é definida a regressão final de transmissão de preços, eliminando-se as defasagens não significativas por meio do teste F, a um determinado nível de significância.

Além disso, realiza-se o teste de Durbin-Watson para verificar a possível ocorrência de autocorrelação nos resíduos. A autocorrelação é um fenômeno frequente em regressões que envolvem séries temporais.

Conforme destacado por AGUIAR (1996), qualquer atraso na transmissão de preços é um indicativo de um funcionamento deficiente do mercado, particularmente no que diz respeito à eficiência na disseminação de informações.

As pesquisas que abordam a transmissão horizontal de preços fundamentam-se em conceitos associados à determinação competitiva dos preços, ou seja, têm como base a aplicação da Lei do Preço Único.

“A definição de mercado geográfico relevante como internacional implica que oscilações na diferença de preços entre os dois mercados devem ser transitórias, ou seja, os preços praticados pelos produtores locais internamente não podem divergir permanentemente dos preços internacionais. Além disso, os preços internacionais devem ser os principais determinantes dos preços internos, ou seja, alterações nos primeiros devem servir como bom previsor para alterações nos últimos. (OLIVEIRA; GUEDES FILHO; VALLADARES; 2003, pág. 118)”

## **1.5 INTEGRAÇÃO DE MERCADOS**

Em Barret (2002), os estudos econômicos sobre integração de mercados historicamente se centraram no conceito de transnacionalidade. Para ilustrar esse conceito, consideramos dois países que importam o mesmo produto e têm capacidade de exportar para o outro país de forma independente. Isso sugere que o produto pode ser comercializado entre os dois mercados e, à medida que os fluxos comerciais entre eles aumentam, os mercados se tornam mais integrados.

Rapsomanikis (2003), quando não há integração de mercado, ou seja, quando os preços não são completamente transmitidos de um mercado para outro, isso tem sérias repercussões na relação ao bem-estar da sociedade. A implementação de políticas comerciais restritivas ou a existência de custos de transação, como, por

exemplo, infraestrutura de comunicação e transporte deficientes, acaba limitando a quantidade de informações disponíveis para os agentes econômicos.

Goodwin (2006) enfatiza que existem várias terminologias para descrever o grau de transmissão espacial de preços, como integração espacial de mercados, eficiência espacial, lei do preço único e condição de arbitragem espacial. Por exemplo, a integração espacial pode ser definida considerando apenas a transmissão perfeita de preços entre mercados, ou seja, a flexibilidade de transmissão de preços deve ser igual a um, o que significa que variações de preços em um mercado são transmitidas na mesma proporção para um outro mercado.

Por outro lado, uma abordagem alternativa pode exigir apenas que os preços de ambos os mercados não se afastem muito um do outro ao longo do tempo. Algebricamente o modelo de ligação espacial de preços entre regiões pode ser representado da seguinte forma:

$$P_{1t} = \alpha + P_{2t}$$

Onde  $P_{1t}$  representa o preço da mercadoria na região 1 e no período  $t$ , e  $\alpha$  é um parâmetro que reflete os custos de transação, como os relacionados ao transporte, por exemplo. Segundo Goodwin (2006), é importante considerar que os custos de transação não podem ser negligenciados quando se trata do transporte de mercadorias entre regiões. Portanto, a equação acima é importante, a menos que não haja um fluxo contínuo de mercadorias interligando os mercados. Isso implica que, quando há um fluxo constante de bens entre os mercados, as discrepâncias nos preços esperados são precisamente equivalentes aos custos de transporte. Portanto, precisa ser reformulada da seguinte maneira:

$$P_{1t} \leq \alpha + P_{2t}$$

Segundo Margarido (2018), assim, é possível que os preços atuais apresentem diferenças apenas em prazos curtos, mas em um mercado perfeitamente eficiente, as ações dos arbitradores tendem a pressionar os preços de tal forma que a disparidade entre os preços nas duas regiões se iguala aos custos de transporte a longo prazo. Em termos econométricos, o parâmetro  $\alpha$  é empregado para detectar eventuais

desvios devido a variáveis não incorporadas no modelo, funcionando, portanto, como um termo de erro na pesquisa. Que sob especificação logarítmica, gera:

$$\ln P_{1t} = \ln P_{2t} + \alpha$$

Nesse contexto, o parâmetro  $\alpha$  segue uma distribuição IID (Independente e Identicamente Distribuída) com média  $2\mu$  e variância  $\sigma^2$ , e a expectativa matemática da covariação entre  $\alpha$  e  $p_{2t}$  é igual a zero, o que significa que  $\alpha$  não conecta com qualquer das variáveis de entrada do modelo. Partindo do princípio de que os preços em uma região são determinados pelo preço do mesmo produto em outra região, juntamente com um termo de erro  $\beta$ . Portanto, o modelo estimado é o seguinte:

$$P_{1t} = \beta P_{2t} + \alpha$$

Segundo Margarido (2018), no que se refere ao coeficiente  $\beta$ , o pressuposto é de que ele é unitário quando ocorre uma integração perfeita entre os mercados. Esse coeficiente,  $\beta$ , representa a elasticidade-preço da commodity na região 1, ou seja, descreve a sensibilidade do preço desse produto à transmissão de preços. Quando esse coeficiente possui um valor de um, isso indica que as variações ocorridas na região 2 são completamente refletidas nos preços do mesmo produto na região 1.

Nesse cenário, os mercados estão perfeitamente integrados, e a Lei do Preço Único é aplicável. Em contrapartida, quando o valor de  $\beta$  é igual a zero, isso implica que as alterações nos preços ocorridos na região 2 não têm impacto sobre os preços do mesmo produto na região 1. Nesse cenário, ambas as regiões operam de forma autônoma, estando completamente isoladas uma da outra. É frequente que o valor de  $\beta$  esteja situado entre zero e um, o que indica a presença de alguma forma de restrição no mercado.

## **2. METODOLOGIA E FUNDAMENTOS TEÓRICOS**

Considerando a estrutura do mercado de boi gordo, é razoável supor que as flutuações nos preços desse produto nos seis estados, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Bahia em análise estejam interconectadas.

O objetivo deste trabalho é estimar a intensidade em que os preços de um estado são transmitidos para o outro mercado e qual é a magnitude dessa transmissão nos estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Bahia, no mercado de boi gordo. Além disso, buscar-se-á explicar o conceito de elasticidade de transmissão de preço, e verificar, caso exista, uma integração espacial entre esses mercados e a direção da causalidade, utilizando-se dados de preços diários no período entre fevereiro de 2014 até março de 2023.

## **2.1 ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO**

O processo inicial no tratamento de dados de séries temporais compreende a avaliação da estacionariedade. Segundo Gujarati (2011), uma série temporal é considerada estacionária quando suas métricas centrais e de dispersão, como média, variância e covariância, permanecem constantes independentemente do ponto no tempo em que são avaliadas, ou seja, não apresentam variações ao longo do tempo. Em outras palavras, a série não exhibe tendências ou flutuações sistemáticas que a tornariam instável.

A estacionariedade é uma condição fundamental ao lidar com séries temporais, pois muitos métodos estatísticos e modelos econométricos pressupõem que a série seja estacionária ou que possa ser transformada em uma série estacionária antes da análise.

A existência de uma tendência estocástica ou uma raiz unitária em séries temporais, indicando não estacionariedade, resulta em previsões cada vez mais imprecisas à medida que afastamos do último ponto da amostra.

Adicionalmente, a presença de uma tendência estocástica em séries temporais gera o problema de regressão espúria, o que requer a adoção de procedimentos de diferenciação. Engle e Granger (1987) destacam que essas técnicas eliminam completamente a lógica subjacente à teoria econômica, o que levou à introdução do conceito de cointegração. A lógica da cointegração é que, mesmo quando as séries temporais são não estacionárias, pode existir uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, caracterizando-as como cointegradas em algum nível. Para detecção de cointegração, é necessário que as séries temporais em análise compartilhem a mesma ordem de integração, que representa o número de diferenciações necessárias

para tornar a série estacionária. Quando uma série precisa ser diferenciada  $d$  vezes para atingir a estacionariedade, ela é chamada de integrada de ordem  $d$ , indicada como  $I(d)$ .

Portanto, o primeiro passo ao lidar com a cointegração envolve verificar a presença de uma raiz unitária nas séries em estudo. Isso pode ser realizado por meio dos testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que testam a hipótese nula de que há uma raiz unitária nos dados, indicando a não estacionariedade das séries.

## 2.2 TESTE DE GRANGER

Segundo Gujarati (2011), a fim de estabelecer uma relação entre as variáveis, recorreu-se ao teste de causalidade de Granger. Esse teste difere do conceito tradicional de causalidade, em que uma variável causa diretamente outra. A causalidade no sentido de Granger, representada por  $Y \Leftrightarrow X$ , significa que os valores de uma variável, por exemplo,  $X_T$ , têm a capacidade de explicar uma regressão que utiliza  $Y_T$  como variável dependente, levando em consideração os valores de  $Y_T$  e  $X_T$ . Em outras palavras, os valores anteriores de  $X$  podem ser usados para prever de maneira mais precisa os valores futuros de  $Y$  uma forma mais precisa do que se apenas os valores anteriores de  $Y$  fossem utilizados.

O teste de causalidade de Granger parte do pressuposto de que as informações cruciais para prever as variáveis,  $X$  e  $Y$ , estão contidas exclusivamente nos dados de séries temporais dessas variáveis. O procedimento envolve uma estimativa de um par de regressões conforme o seguinte modelo:

$$X_T = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{T-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{T-j} X_{T-j} + u_1 t \quad (1)$$

$$Y_T = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{T-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{T-j} X_{T-j} + u_2 t \quad (2)$$

Nesse contexto, assume-se que os termos de erro  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  não estão correlacionados, ou seja, são termos de erro independentes entre si. Essa suposição é importante para que o teste de causalidade de Granger seja válido, pois ele se baseia na ideia de que as informações relevantes para prever o comportamento das respectivas variáveis estão contidas apenas nos dados de série dessas variáveis

temporais, e qualquer evidência entre os termos de erro poderia distorcer os resultados do teste. Portanto, a independência entre  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  é uma condição fundamental para a aplicação correta do teste de causalidade de Granger. A equação (1) estabelece que os preços de X estão relacionados não apenas aos seus próprios valores anteriores, mas também aos valores passados de Y. Da mesma forma, a equação (2) assume um padrão semelhante para Y, relacionando seus preços aos valores passados tanto de Y quanto de X. Isso sugere que ambas as variáveis estão interligadas e que seus valores anteriores influenciam seus comportamentos futuros.

De acordo com Gujarati (2011), uma causalidade unidirecional de Y para X será sugerida se os coeficientes estimados das defasagens de Y na equação (1) forem estatisticamente significativos como um conjunto, e o conjunto de coeficientes estimados de X na equação (2) não for estatisticamente significativo. Isso indica que variações passadas em Y têm um efeito significativo nas variações futuras de X, enquanto o oposto não é verdadeiro. Em outras palavras, a causalidade ocorre apenas de Y para X.

Por outro lado, a causalidade unidirecional de X para Y existe se o conjunto de coeficientes na equação (1) não forem estatisticamente diferente de zero, e o conjunto de coeficientes de X na equação (2), estatisticamente significativo. Isso implica que variações passadas em X têm um efeito significativo nas variações futuras de Y, enquanto o oposto não é verdadeiro. Portanto, a causalidade ocorre apenas de X para Y.

A causalidade bilateral, é sugerido quando os conjuntos de coeficientes de Y e de X são estatisticamente diferentes de zero em ambas. A independência é sugerida quando os conjuntos de coeficientes de Y e de X não são estatisticamente significativos em nenhuma das regressões. Isso indica que não há evidência estatística de uma relação causal ou de impacto mútuo entre as duas variáveis, Y e X, e que elas são independentes uma da outra.

Resumindo, se X causa Y, então os valores passados de  $X_{t-j}$  (X no período anterior) são positivos para determinar  $Y_t$  (Y no período atual), independentemente da contribuição dos valores passados de  $Y_{t-j}$  (e no período anterior). Isso implica que as variações anteriores em X desempenham um papel na previsão das variações em Y, mesmo quando consideramos as variações anteriores em Y. Isso é consistente com a ideia de causalidade em que X influencia Y.

Estudos empíricos voltados para a análise da transmissão de preços em mercados agrícolas concentram-se predominantemente na investigação dos impactos de mudanças em variações exógenas nos preços em diferentes mercados. O teste de exogeneidade, proposto por SIMS (1972), fundamenta-se no conceito de causalidade temporal desenvolvido por GRANGER (1969) e tem como objetivo avaliar a hipótese de uma relação causal entre duas variáveis.

As suposições subjacentes a este método incluem:

- (a) as variáveis em análise originam-se de processos estocásticos;
- (b) as séries são estacionárias; e
- (c) não há uma relação de causalidade do futuro para o passado.

No entanto, a terceira suposição tem sido alvo de discussão, uma vez que o tempo desempenha um papel fundamental na definição das relações de causa e efeito, como destacado por BISHOP (1979).

O teste empírico desenvolvido por SIMS (1972) visa analisar a direção da causalidade entre variáveis econômicas. Ele consiste em estimar equações do tipo  $Y = f(X)$  e  $X = g(Y)$ . SIMS realiza quatro estimativas: duas restrições e duas completas. As equações completas incorporam valores presentes, passados e futuros das variações exógenas, enquanto as restrições excluem as variações futuras. As possíveis relações de causalidade entre as duas variações são variadas em:

- 1) Causalidade unidirecional: X causa Y ou Y causa X.
- 2) Causalidade bidirecional: X e Y estão interligados em termos de causalidade; X causa Y e Y causa X.
- 3) Ausência de causalidade: X não causa Y e Y não causa X.

Uma consideração crítica durante a condução deste teste envolve a determinação do número de defasagens passadas e futuras a serem consideradas. O modelo fundamental proposto por SIMS (1972) inclui oito variáveis passadas, uma variável presente e quatro variáveis futuras. O número de variáveis passadas e futuras deve ser suficiente para permitir a identificação da direção da causalidade pelo teste, mas não deve ser suficientemente elevado para evitar multicolinearidade.

Normalmente, para análises de produtos agrícolas, empregam-se doze variáveis futuras, doze passadas e uma variável presente. Isso se justifica pelo caráter anual da produção agrícola, conforme demonstrado em estudos anteriores, como os realizados por AGUIAR e BARROS (1989) e AGUIAR (1990). As equações que

compõem o modelo para examinar a direção da causalidade entre os níveis X e Y na cadeia de comercialização de um produto agrícola específico podem ser especificadas da seguinte forma:

$$P_x = a_0 + a_1T + a_2D + a_3P_{Y_t} + \sum_{i=1}^{12} a_{4i}Py_{t+i} + \sum_{k=1}^{12} a_{5k}P_{Y_{t-k}} + e_{1t} \quad (1)$$

$$P_y = b_0 + b_1T + b_2D + b_3P_{X_t} + \sum_{i=1}^{12} b_{4i}Px_{t+i} + \sum_{k=1}^{12} b_{5k}P_{X_{t-k}} + e_{2t} \quad (2)$$

Equações restritas:

$$P_X = C_0 + C_1T + C_2D + C_3P_Y + \sum_{k=1}^{12} C_{4k}Py_{t-k} + e_{3t} \quad (3)$$

$$P_Y = d_0 + d_1T + d_2D + d_3P_X + \sum_{k=1}^{12} d_{4k}Px_{t-k} + e_{4t} \quad (4)$$

na proposta apresentada, os seguintes termos definidos são:  $P_x$  representa o logaritmo natural do preço de boi gordo no nível X,  $P_y$  é o logaritmo natural do preço de boi gordo no nível Y, T é uma variável de tendência, D é uma variável binária utilizado para controlar os efeitos sazonais. Além disso,  $a_0, a_1, a_2, a_3, a_4$  e  $a_k$  são os parâmetros a serem estimados na equação (1);  $b_0, b_1, b_2, b_3, b_4$  e  $b_k$  são os parâmetros a serem estimados na Equação (2);  $c_0, c_1, c_2, c_3, c_4$  e  $c_k$  são os parâmetros a serem estimados na Equação (3);  $d_0, d_1, d_2, d_3, d_4$  e  $d_k$  são os parâmetros a serem estimados na Equação (4); e  $e_{1t}, e_{2t}, e_{3t}$  e  $e_{4t}$  representam os erros aleatórios associados a cada descoberta.

O teste de Durbin-Watson é aplicado para avaliar a presença de autocorrelação de ordem nos resíduos, enquanto o primeiro teste Q de Ljung-Box é mais abrangente, permitindo a análise da existência de autocorrelação nos resíduos, inclusive considerando defasagens de ordem superior a um. Após a avaliação da regressão, proceda-se aos testes das seguintes hipóteses:

$$H_1 : a_{41} = a_{42} = \dots = a_{412} = 0 \quad (5)$$

$$H_2 : b_{41} = b_{42} = \dots = b_{412} = 0 \quad (6)$$

Hipótese 1: Os coeficientes das variáveis futuras no modelo  $X = f(Y)$  são iguais a zero/nulos.

Hipótese 2: Os coeficientes das variáveis futuras no modelo  $Y = f(X)$  são iguais a zero/nulos. O teste é realizado utilizando a estatística F, que é calculada por:

$$F = [(SQR_r - SQR_u / (q - p)) / [SQR_u / (n - q)]], \quad (7)$$

Na expressão apresentada,  $SQR_r$  representa a soma dos quadrados dos resíduos da regressão restrita;  $SQR_u$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão completa;  $q$  denota o número de parâmetros estimados na regressão completa;  $p$  é o número de parâmetros estimados na regressão restrita; e  $n$  é o número total de observações. Se ambas as hipóteses forem rejeitadas, indica uma relação de causalidade bidirecional. Se nenhuma das hipóteses for rejeitada, sugere a ausência de causalidade. Se a primeira hipótese for rejeitada e a segunda não, a causalidade será do preço do boi gordo no nível mercado 2 para o preço do boi gordo no mercado 1. E, se ocorrer o oposto, com a segunda hipótese rejeitada e a primeira não, a causalidade será do preço do boi gordo no mercado 1 para o preço do boi gordo no mercado 2.

Com a determinação do sentido da causalidade, as equações de transmissão de preços foram estimadas. Se o sentido selecionado fosse do preço no mercado 1 para o preço no mercado 2, a equação seria a seguinte:

$$P_{Yt} = a_0 + a_1T + a_2D + a_3P_{Xt} + \sum_{k=1}^{12} a_{4k}P_{Xt-k} + e_{1t} \quad (8)$$

Foi realizado um teste para determinar o número de defasagens relevantes, a fim de definir a proposta de transmissão de preços. Esse procedimento envolve uma avaliação da significância do teste F a um nível de 5% de confiança à medida que as defasagens (1 a 12), (2 a 12), ..., (11 a 12) conforme proposto por AGUIAR, 1990). Posteriormente, eliminaram-se as defasagens não significativas, utilizando o teste t.

Após a formulação da forma final, os valores dos coeficientes "a" (com exceção de  $a_0$ ) representam as elasticidades mensais de transmissão de preços. No modelo, as variáveis binárias foram empregadas para controlar a sazonalidade, que se referem a variações regulares que ocorrem em períodos específicos ao longo do ano em uma série temporal. Isso é particularmente relevante na explicação das flutuações de preços de produtos agrícolas, cujas safras e entressafras ocorrem em épocas fixas regularmente.

Para refletir essa sazonalidade, usamos variáveis binárias. Durante os meses de safra, que ocorreram entre outubro e agosto para a soja e entre outubro e julho

para o milho, essas variações assumiram o valor um. Nos demais meses do ano, elas mantiveram um valor zero. Vale ressaltar que, embora o boi gordo não seja uma commodity agrícola em si, seus preços estão diretamente ligados aos fatores referenciais, uma vez que a alimentação do gado consiste principalmente em soja e milho, produtos que são afetados por todas as variações sazonais e econômicas discutidas anteriormente.

### 3. ANÁLISE DOS RESULTADOS

#### 3.1 TESTE DE CAUSALIDADE E INTEGRAÇÃO

Testes de causalidade de Granger, foram realizados para avaliar se há uma relação causal entre as variáveis DLGO e DLBA. A amostra utilizada foi de fevereiro de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens.

Tabela 2 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Goiás X Bahia.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:27

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLGO não causa DLBA	108	7.87843	0.0007
DLBA não causa DLGO		5.01013	0.0084

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A hipótese nula testada foi DLGO não causa DLBA. Com base nos resultados, a estatística F calculada foi de 7.87843, e a probabilidade associada a essa estatística foi de 0.0007. Portanto, com um nível de significância de 0.05, rejeitamos a hipótese nula e concluímos que há evidências de que DLGO causa DLBA.

Da mesma forma, a hipótese nula testada foi DLBA não causa DLGO. Os resultados mostram que a estatística F calculada foi de 5.01013, e a probabilidade associada a essa estatística foi de 0.0084. Novamente, com um nível de significância de 0.05, rejeitamos a hipótese nula e concluímos que DLBA causa DLGO. Esses resultados sugerem uma relação causal bidirecional entre as variáveis DLGO e DLBA.

Tabela 3 – Elasticidade de transmissão de Goiás x Bahia e Bahia x Goiás.

Variável dependente: DLGO			Variável Dependente: DLBA		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	-0.000657	0.003133	C	0.002893	0.002328
DLBA	0.863312	0.088528	DLGO	0.509449	0.055542
DLBA (-2)	0.146077	0.090747	DLGO (-1)	0.158824	0.055619
R-quadrado		0.484646	R-quadrado		0.513732
Estatística F		49.37165	Durbin-Watson		1.720161
Durbin-Watson		1.845646	Estatística F		55.99333

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 3, observávamos as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 48,46% da variável dependente DLGO é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 49,37%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLBA explica 86,33% das variações do preço da Bahia são transmitidas para o mercado de Goiás, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 14,60% da variável DLBA (-2) é explicada com a defasagem de 2 períodos.

Na variável dependente DLBA os resultados são semelhantes em termos das variáveis e coeficientes estimados. As estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de aproximadamente 51,37%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLBA. A estatística F de 55,99% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLGO explica 50,94% das variações do preço de Goiás são transmitidas para o mercado da Bahia, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 15,88% da variável DLGO (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Tabela 4 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso X Bahia.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:33

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMT não causa DLBA	108	3.66808	0.0289
DLBA não causa DLMT		5.70417	0.0045

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Os testes de causalidade de Granger, foram realizados para avaliar se há uma relação causal entre as variáveis DLMT e DLBA. A amostra utilizada foi de março de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens.

A hipótese nula testada foi DLMT não causa DLBA. Com base nos resultados, a estatística F calculada foi de 3.66808, e a probabilidade associada a essa estatística foi de 0.0289. Portanto, com um nível de significância de 0.05, rejeita a hipótese nula e que há evidências de que DLMT causa DLBA.

Da mesma forma, a hipótese nula testada foi DLBA não causa DLMT. Os resultados mostram que a estatística F calculada foi de 5.70417, e a probabilidade associada a essa estatística foi de 0.0045. Novamente, com um nível de significância de 0.05, rejeita a hipótese nula e que há evidências de que DLBA causa DLMT. Esses resultados sugerem uma relação causal bidirecional entre as variáveis DLMT e DLBA.

Tabela 5 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso x Bahia e Bahia x Mato Grosso.

Variável dependente: DLMT			Variável Dependente: DLBA		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	-0.000463	0.002929	C	-0.003347	0.003289
DLBA	0.741672	0.082750	D3	0.010479	0.005779
DLBA (-2)	0.260357	0.084824	D4	0.018160	0.005795
R-quadrado		0.465714	DLMT	0.537275	0.061059
Durbin-Watson		1.788094	R-quadrado		0.476931
Estatística F		45.76207	Durbin-Watson		1.773462
			Estatística F		32.21668

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 5, observávamos as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 46,57% da variável dependente é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 45,76%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLBA explica que 74,16% das variações do preço da Bahia são transmitidas para o mercado de Mato Grosso, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 26,03% da variável DLBA (-2) é explicada com a defasagem de 2 períodos.

Na variável dependente DLBA, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 47,69%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLBA. A estatística F de 32,21% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMT explica que 53,72% das variações do preço de Mato Grosso, são transmitidas para o mercado da Bahia, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. A transmissão é feita em um único período.

Tabela 6 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso do Sul X Bahia.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:32

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMS não causa DLBA	108	7.50233	0.0009
DLBA não causa DLMS		8.50319	0.0004

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A tabela 6 apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger, entre as variáveis DLMS e DLBA.

Para o teste DLMS não causa DLBA, a hipótese nula é de que a variável DLMS não causa a variável DLBA. Com base nos resultados, observamos que a estatística F é igual a 7.50233, e a probabilidade associada é de 0.0009. Portanto, com um nível de significância de 0.05, rejeitamos a hipótese nula e concluímos que há evidências estatísticas para afirmar que a variável DLMS causa a variável DLBA.

Por outro lado, para o teste DLBA não causa DLMS, a hipótese nula é de que a variável DLBA não causa a variável DLMS. Os resultados mostram que a estatística F é igual a 8.50319, e a probabilidade associada é de 0.0004. Assim, com um nível de significância de 0.05, rejeitamos a hipótese nula e concluímos que há evidências estatísticas para afirmar que a variável DLBA causa a variável DLMS. Esses resultados indicam uma relação de causalidade mútua entre as variáveis DLMS e DLBA, ou seja, cada uma influencia a outra.

Tabela 7 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso do Sul x Bahia e Bahia x Mato Grosso do Sul.

Variável dependente: DLMS			Variável Dependente: DLBA		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	0.001149	0.003113	C	-0.000741	0.002898
DLBA	0.682028	0.091029	D4	0.013815	0.005848
DLBA (-1)	-0.214856	0.093986	DLMS	0.436348	0.066279
DLBA (-2)	0.327664	0.093059	DLMS (-1)	0.222088	0.067402
R-quadrado		0.390523	R-quadrado		0.425051
Estatística F		22.21272	Estatística F		25.87501
Durbin-Watson		1.771765	Durbin-Watson		1.691623

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 7, observávamos as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 39,05% da variável dependente DLMS é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 22,21%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLBA explica que 68,20% das variações do preço da Bahia, são transmitidas para o mercado de Mato Grosso do Sul, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 21,48% da variável DLBA (-1) é explicada com a defasagem de 1 período e 32,76% da variável DLBA (2-) é explicada com 2 períodos de defasagem.

Na variável dependente DLBA, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 42,50%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLBA. A estatística F de 25,87% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMS explica que 43,63% das variações do preço de Mato Grosso do Sul, são transmitidas para o mercado da Bahia, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 22,20% da variável DLMS (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Tabela 8 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Minas Gerais X Bahia.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:31

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMG não causa DLBA	108	4.33953	0.0155
DLBA não causa DLMG		6.34475	0.0025

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Nesse teste de causalidade de Granger, foram realizados para avaliar se há uma relação causal entre as variáveis DLMG e DLBA. A amostra utilizada foi de fevereiro de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens. Para cada hipótese nula testada, temos a estatística F e a probabilidade associada.

A hipótese nula testada foi que DLMG não causa DLBA e que DLBA não causa DLMG. A estatística F é uma medida usada em testes estatísticos para comparar a variação entre dois grupos com a variação dentro dos grupos. Já a probabilidade indica a evidência contra a hipótese nula. Valores menores de probabilidade indicam uma maior evidência contra a hipótese nula.

Os resultados apresentados indicam que tanto a hipótese nula de que DLMG não causa DLBA quanto a hipótese nula de que DLBA não causa DLMG foram rejeitadas. Isso significa que há evidências para afirmar que existe uma relação de causalidade entre as variáveis DLMG e DLBA.

Tabela 9 – Elasticidade de transmissão de Minas Gerais x Bahia e Bahia x Minas Gerais.

Variável Dependente: DLMG			Variável Dependente: DLBA		
Variável	Coeficiente	Std. Erro	Variável	Coeficiente	Std. Erro
C	0.000862	0.003138	C	0.001856	0.002544
DLBA	0.707729	0.088656	DLMG	0.482441	0.063429
DLBA (-2)	0.210860	0.090878	DLMG (-1)	0.217828	0.064459
R-quadrado		0.401061	R-quadrado		0.437483
Estatística F		35.15494	Estatística F		41.21930
Durbin-Watson		1.929878	Durbin-Watson		1.825153

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 9, pode observar as o R-quadrado, que indica que cerca de 40,10% da variável dependente DLMG é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 35,15%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLBA explica que 70,77% das variações do preço da Bahia, são transmitidas para o mercado de Minas Gerais, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 21,08% da variável DLBA (-2) é explicada com a defasagem de 2 períodos.

Na variável dependente DLBA, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 43,74%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLBA. A estatística F de 41,21% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMG explica que cerca de 48,24% das variações do preço de Minas Gerais, são transmitidas para o mercado da Bahia, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 21,78% da variável DLMG (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Tabela 10 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Bahia.

Testes de causalidade de Granger Pairwise  
 Data: 26/10/23 Horário: 15:33  
 Amostra: 2014M02 2023M03  
 Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLSP não causa DLBA	108	3.88675	0.0236
DLBA não causa DLSP		5.94031	0.0036

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A tabela 10, apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger entre as variáveis DLSP e DLBA. A amostra utilizada foi de fevereiro de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens.

A hipótese testada é se uma variável causa a outra, ou seja, se a informação passada de uma variável é útil para prever a outra variável. Os resultados indicam que a hipótese nula de que DLSP não causa DLBA é rejeitada com um nível de significância de 0.05. Isso significa que há evidências de que a variável DLSP é útil para prever DLBA. O valor da estatística F é de 3.88675 e a probabilidade associada é de 0.0236.

Por outro lado, a hipótese nula de que DLBA não causa DLSP não é rejeitada com um nível de significância de 0.05. Isso significa que não há evidências de que a variável DLBA é útil para prever DLSP. O valor da estatística F é de 5.94031 e a probabilidade associada é de 0.0036. Os resultados sugerem que a variável DLSP causa DLBA, mas não o contrário. Portanto, a informação passada da variável DLSP é útil para prever DLBA, mas a informação passada de DLBA não é útil para prever DLSP.

Tabela 11 – Elasticidade de transmissão de São Paulo x Bahia e Bahia x São Paulo.

Variável dependente: DLSP			Variável Dependente: DLBA		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	0.000204	0.002937	C	-0.003247	0.003454
DLBA	0.695945	0.082967	D3	0.011308	0.006022
DLBA (-2)	0.235386	0.085046	D4	0.013895	0.006112
R-quadrado		0.430956	DLSP	0.494279	0.068023
Estatística F		39.76007	DLSP (-1)	0.133842	0.067463
Durbin-Watson		1.797377	R-quadrado		0.450166
			Estatística F		21.28701
			Durbin-Watson		1.680179

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 11, pode observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que cerca de 43,09% da variável dependente DLSP é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 39,76%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLBA explica que 69,59% das variações do preço da Bahia, são transmitidas para o mercado de São Paulo, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 23,53% da variável DLBA (-2) é explicada com a defasagem de 2 período.

Na variável dependente DLBA, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 45,01%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLBA. A estatística F de 21,28% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLSP explica que 42,49% das variações do preço de São Paulo, são transmitidas para o mercado da Bahia, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 13,38% da variável DLSP (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Tabela 12 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso X Goiás.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:37

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMT não Granger causa DLGO	108	0.34800	0.7069
DLGO não Granger causa DLMT		3.21116	0.0444

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 12, são apresentados os resultados do teste de causalidade de Granger para as variáveis DLMT e DLGO. O teste é realizado com defasagens de 2 períodos e a amostra utilizada vai de fevereiro de 2014 a março de 2023. A tabela mostra os resultados para as hipóteses nulas testadas, a estatística F e a probabilidade associada.

Para a hipótese nula de que DLMT não causa DLGO, o teste resultou em uma estatística F de 0.34800 e uma probabilidade associada de 0.7069. Isso indica que não há evidência estatística para rejeitar a hipótese nula, ou seja, não há causalidade de DLMT para DLGO.

Já para a hipótese nula de que DLGO não causa DLMT, o teste resultou em uma estatística F de 3.21116 e uma probabilidade associada de 0.0444. Nesse caso, há evidência estatística para rejeitar a hipótese nula, o que sugere que DLGO tem um efeito causal em DLMT.

Tabela 13 – Elasticidade de transmissão de Goiás x Mato Grosso e Mato Grosso x Goiás.

Variável dependente: DLGO			Variável dependente: DLMT		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	-0.006421	0.003301	C	0.000130	0.002259
D3	0.011219	0.005799	DLGO	0.677055	0.052788
D4	0.017717	0.005815	DLGO (-1)	0.160400	0.052642
DLMT	0.839273	0.061270	DLGO (-2)	0.138555	0.066799
R-quadrado		0.667127	R-quadrado		0.680915
Estatística F		70.81334	Estatística F		73.97742
Durbin-Watson		2.198950	Durbin-Watson		2.126797

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 13, pode observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 66,71% da variável dependente DLGO é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 70,81%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMT explica que 83,92% das variações do preço de Mato Grosso, são transmitidas para o mercado Goiás, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. A transmissão é feita em um único período.

Na variável dependente DLMT, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 68,09%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMT. A estatística F de 73,97% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLGO explica que 67,70% das variações do preço de Goiás, são transmitidas para o mercado de Mato Grosso, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 16,04% da variável DLGO (-1), é explicada com a defasagem de 1 período e a variável DLGO (-2) é explicada em 13,85%, com a defasagem de 2 período.

Tabela 14 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso do Sul X Goiás.

Testes de causalidade de Granger Pairwise  
 Data: 26/10/23 Horário: 15:36  
 Amostra: 2014M02 2023M03  
 Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMS não causa DLGO	108	1.38923	0.2539
DLGO não Granger causa DLMS		0.25528	0.7752

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A tabela 14, apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger para o par de variáveis DLMS e DLGO. O teste é realizado para verificar se uma variável causa a outra. São apresentados os resultados do teste de causalidade de Granger com defasagens de 2 períodos e a amostra utilizada vai de fevereiro de 2014 a março de 2023. Na tabela, a hipótese nula é apresentada para cada teste. No primeiro teste, a hipótese nula é que DLMS não causa DLGO. O número de observações utilizado no teste é 108. A estatística F calculada é 1.38923 e o valor p associado é 0.2539.

No segundo teste, a hipótese nula é que DLGO não Granger causa DLMS. A estatística F calculada é 0.25528 e o valor p associado é 0.7752. Com base nesses resultados, não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de que DLGO não Granger causa DLMS ao nível de significância de 5%. Isso significa que não podemos afirmar que DLGO tem um efeito causal significativo em DLMS.

Tabela 15 – Elasticidade de transmissão de Goiás x Mato Grosso do Sul e Mato Grosso do Sul x Goiás.

Variável dependente: DLGO			Variável dependente: DLMS		
Variável	Coeficiente	Std. Erro	Variável	Coeficiente	Std. Erro
C	-0.011927	0.004019	C	0.012854	0.003674
D2	0.010298	0.005732	D2	-0.012523	0.005291
D3	0.012732	0.005688	D3	-0.010169	0.005347
D4	0.023326	0.005754	D4	-0.020446	0.005421
DLMS	0.903950	0.054668	DLGO	0.799193	0.046838
DLMS (-1)	0.093533	0.054981	R-quadrado		0.744036
R-quadrado		0.764018	Estatística F		76.30331
Estatística F		66.69493	Durbin-Watson		1.804888
Durbin-Watson		1.822523			

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 15, pode observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 76,40% da variável dependente DLGO é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 66,69%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMS explica 90,39% das variações do preço de Mato Grosso do Sul, são transmitidas para o mercado de Goiás, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 9,35% da variável DLMS (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Na variável dependente DLMS, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 74,40%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMS. A estatística F de 76,30% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLGO explica que 79,91% das variações do preço de Goiás, são transmitidas para o mercado de

Mato Grosso do Sul, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. A transmissão é feita em um único período.

Tabela 16 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Minas Gerais X Goiás.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:34

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMG não causa DLGO	108	2.38921	0.0968
DLGO não causa DLMG		1.22547	0.2979

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A tabela 16, apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger. O teste é realizado para verificar se uma variável causa a outra. São apresentados os resultados do teste de causalidade de Granger com defasagens de 2 períodos e a amostra utilizada vai de fevereiro de 2014 a março de 2023. Neste caso, as variáveis testadas são DLMG e DLGO.

A hipótese nula testada é que DLMG não causa DLGO. O valor da estatística F é 2.38921 e a probabilidade associada é 0.0968. Isso indica que não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula, sugerindo que DLMG não causa estatisticamente DLGO.

Por outro lado, a hipótese nula testada é que DLGO não causa DLMG. O valor da estatística F é 1.22547 e a probabilidade associada é 0.2979. Nesse caso, também não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula, indicando que DLGO não causa estatisticamente DLMG.

Portanto, com base nos resultados do teste de Granger, não há uma relação de causalidade significativa entre as variáveis DLMG e DLGO. Isso significa que uma variável não pode ser considerada como causa estatística da outra com base nesses testes.

Tabela 17 – Elasticidade de transmissão de Goiás x Minas Gerais e Minas Gerais x Goiás.

Variável dependente: DLGO			Variável Dependente: DLMG		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	-0.000908	0.002497	C	0.002926	0.002293
DLMG	0.829928	0.062269	DLGO	0.743979	0.053797
DLMG (-1)	0.151306	0.063280	R-quadrado		0.639096
R-quadrado		0.657557	Estatística F		191.2488
Estatística F		101.7704	Durbin-Watson		2.262319
Durbin-Watson		2.220806			

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 17, pode observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 65,75% da variável dependente DLGO é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 101,77%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMG explica que 82,89% das variações do preço de Minas Gerais, são transmitidas para o mercado de Goiás, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 15,13% da variável DLMG (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Na variável dependente DLMG, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 63,90%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMG. A estatística F de 191,24% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLGO explica que 74,39% das variações do preço de Goiás, são transmitidas para o mercado de Minas Gerais, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. A transmissão é feita em um único período.

Tabela 18 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Goiás.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:38

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLSP não causa DLGO	108	0.05382	0.9476
DLGO não causa DLSP		3.52652	0.0330

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A Tabela 18, apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger, que são usados para avaliar a relação de causalidade entre duas variáveis, DLSP e DLGO. A amostra utilizada foi de fevereiro de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens.

A hipótese nula do primeiro teste é que a variável DLSP não causa a variável DLGO. O valor da estatística F é 0.05382 e a probabilidade associada é 0.9476. Como essa probabilidade é maior do que o nível de significância comum de 0.05, não podemos rejeitar a hipótese nula e concluir que não há evidências de causalidade entre DLSP e DLGO.

Já o segundo teste tem como hipótese nula que a variável DLGO não causa a variável DLSP. O valor da estatística F é 3.52652 e a probabilidade associada é 0.0330. Como essa probabilidade é menor do que o nível de significância comum de 5%, podemos rejeitar a hipótese nula e concluir que há evidências de causalidade entre DLGO e DLSP.

Em resumo, os resultados indicam que há evidências de causalidade unidirecional de DLGO para DLSP, mas não há evidências de causalidade de DLSP para DLGO.

Tabela 19 – Elasticidade de transmissão de Goiás x São Paulo e São Paulo x Goiás.

Variável dependente: DLGO			Variável dependente: DLSP		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	-0.011064	0.003730	C	0.010081	0.003333
D2	0.012931	0.005397	D2	-0.012686	0.004769
D3	0.015620	0.005326	D3	-0.012072	0.004788
D4	0.015593	0.005352	D4	-0.010611	0.004864
DLSP	0.975490	0.052553	DLGO	0.765022	0.042467
R-quadrado		0.784815	DLGO (-1)	0.100616	0.041902
Estatística F		95.73830	R-quadrado		0.793191
Durbin-Watson		2.340431	Estatística F		79.00871
			Durbin-Watson		2.353640

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 19, pode observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 78,48% da variável dependente DLGO é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 95,73%, indicando

que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLSP explica que 97,57% das variações do preço de São Paulo, são transmitidas para o mercado de Goiás, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. A transmissão é feita em único período.

Na variável dependente DLSP, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 79,31%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLSP. A estatística F de 79% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLGO explica que cerca de 76,50% das variações do preço de Goiás, são transmitidas para o mercado de São Paulo, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 10% da variável DLGO (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Tabela 20 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso X Mato Grosso do Sul.

Testes de causalidade de Granger Pairwise  
 Data: 26/10/23 Horário: 15:42  
 Amostra: 2014M02 2023M03  
 Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMT não causa DLMS	108	0.52938	0.5906
O DLMS não causa o DLMT		7.58569	0.0008

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A tabela 20, apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger para as variáveis DLMT e DLMS. O teste é utilizado para verificar se uma variável causa a outra. A amostra utilizada foi de fevereiro de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens.

A hipótese nula é que a variável DLMT não causa a variável DLMS. A primeira linha da tabela mostra que a hipótese nula de que DLMT não causa DLMS não foi rejeitada, com uma estatística F de 0.52938 e uma probabilidade associada de 0.5906. Isso indica que não há evidências suficientes para afirmar que DLMT causa DLMS.

A segunda linha da tabela mostra que a hipótese nula de que DLMS não causa DLMT foi rejeitada, com uma estatística F de 7.58569 e uma probabilidade associada de 0.0008. Isso indica que há evidências suficientes para afirmar que DLMS causa

DLMT. O teste de causalidade de Granger sugere que DLMS causa DLMT, mas não há evidências suficientes para afirmar que DLMT causa DLMS.

Tabela 21 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso x Mato Grosso do Sul e Mato Grosso do Sul x Mato Grosso.

Variável dependente: DLMT			Variável dependente: DLMS		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	-0.000567	0.001883	C	0.002310	0.002043
DLMS	0.788659	0.048608	DLMT	0.866063	0.053293
DLMS (-1)	0.272251	0.048570	DLMT (-1)	-0.141165	0.053273
R-quadrado		0.767541	R-quadrado		0.717360
Durbin-Watson		2.227028	Estatística F		134.5180
Estatística F		174.9974	Durbin-Watson		2.292868

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 21, pode observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 76,75% da variável dependente DLMT é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 174,99%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMS explica que 78,76% das variações do preço de Mato Grosso do Sul, são transmitidas para o mercado de Mato Grosso, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 27,22% da variável DLMS (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Na variável dependente DLMS, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 71,73%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMS. A estatística F de 134,51% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMT explica que 86,60% das variações do preço de Mato Grosso, são transmitidas para o mercado de Mato Grosso do Sul, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E -14,11% da variável DLMT (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

## Tabela 22 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso X Minas Gerais.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:40

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMT não Granger causa DLMG	108	0.16077	0.8517
DLMG não causa DLMT		2.69903	0.0720

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A Tabela 22, apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger entre as variáveis DLMT e DLMG. Esses testes avaliaram se uma variável Granger causa a outra, ou seja, se uma variável fornece informações passadas que ajudam a prever outra variável. A amostra que abrange o período de fevereiro de 2014 a março de 2023 e e foram consideradas duas defasagens.

A primeira hipótese testada é se a variável DLMT não causa a variável DLMG. Os resultados indicam que o valor da estatística F é 0,16077, com um valor de probabilidade de 0,8517. Neste caso, o valor da probabilidade é alto, demonstrando que não há evidência estatística para rejeitar a hipótese nula. Isso implica que a variável DLMT não causa a variável DLMG.

A segunda hipótese é que verifica se a variável DLMG não causa a variável DLMT. Os resultados mostram que o valor da estatística F é 2,69903, com um valor de probabilidade de 0,0720. Neste caso, o valor da probabilidade é relativamente baixo, diminuindo a evidência estatística para rejeitar a hipótese nula. Isso sugere que a variável DLMG pode causar a variável DLMT.

Com base nos resultados da tabela 32, não há evidência estatística de que a variável DLMT causa a variável DLMG, mas há alguma evidência de que a variável DLMG pode causar a variável DLMT, com um atraso de 2 períodos. Essa análise ajuda a compreender a relação de causalidade entre essas variáveis ao longo do tempo.

Tabela 23 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso x Minas Gerais e Minas Gerais x Mato Grosso.

Variável dependente: DLMT			Variável Dependente: DLMG		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	0.000747	0.002438	C	0.000437	0.002555
D4	-0.009474	0.005073	D4	0.010105	0.005181
DLMG	0.776449	0.054857	DLMT	0.841783	0.059182
DLMG (-1)	0.207120	0.058213	DLMT (-1)	-0.131933	0.060008
DLMG (-2)	0.104180	0.055730	R-quadrado		0.671462
R-quadrado		0.703031	Estatística F		71.53243
Estatística F		60.95949	Durbin-Watson		2.036898
Durbin-Watson		1.981029			

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 23, pode observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 70,30% da variável dependente DLMT é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 60,95%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMG explica que 77,64% das variações do preço de Minas Gerais, são transmitidas para o mercado de Mato Grosso, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 20,71% da variável DLMG (-1), é explicada com a defasagem de 1 período e a variável DLMG (-2) é explicada em 10,41%, com a defasagem de 2 período.

Na variável dependente DLMG, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 67,14%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMG. A estatística F de 71,53% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMT explica que 84,17% das variações do preço de Mato Grosso, são transmitidas para o mercado de Minas Gerais, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E - 13,19% da variável DLMT (-1), é explicada com a defasagem de 1 período.

## Tabela 24 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Mato Grosso.

Testes de causalidade de Granger Pairwise

Data: 26/10/23 Horário: 15:44

Amostra: 2014M02 2023M03

Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLSP não Granger causa DLMT	108	1.08503	0.3417
DLMT não causa DLSP		0.13721	0.8719

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A Tabela 24, apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger entre as variáveis DLSP e DLMT. Esses testes avaliaram se uma variável Granger causa a outra, ou seja, se uma variável fornece informações passadas que ajudam a prever outra variável. A amostra que abrange o período de fevereiro de 2014 a março 2023 e foram consideradas duas defasagens.

Os testes de causalidade de Granger foram realizados com duas hipóteses nulas. A primeira hipótese nula é que a variável DLSP não causa estatisticamente a variável DLMT. O valor da estatística F para essa hipótese é 1.08503, e a probabilidade associada é 0.3417. Isso indica que não há evidências estatísticas suficientes para rejeitar a hipótese nula de que DLSP não causa DLMT.

A segunda hipótese nula é que a variável DLMT não causa estatisticamente a variável DLSP. O valor da estatística F para essa hipótese é 0.13721, e a probabilidade associada é 0.8719. Isso indica que também não há evidências estatísticas suficientes para rejeitar a hipótese nula de que DLMT não causa DLSP.

Portanto, com base nos testes de causalidade de Granger realizados, não foi encontrada uma relação estatisticamente significativa de causalidade entre as variáveis DLSP e DLMT.

Tabela 25 – Elasticidade de transmissão de São Paulo x Mato Grosso e Mato Grosso x São Paulo.

Variável dependente: DLSP			Variável dependente: DLMT		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	0.001230	0.001918	C	0.000305	0.001993
DLMT	0.824067	0.048529	DLSP	0.854967	0.052811
R-quadrado		0.727516	DLSP (-1)	0.113221	0.052859
Estatística F		288.3541	R-quadrado		0.739452
Durbin-Watson		1.995222	Estatística F		150.4175
			Durbin-Watson		1.928.947

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 25, podemos observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 72,75% da variável dependente DLSP é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 288,35%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMT explica que 82,40% das variações do preço de Mato Grosso, são transmitidas para o mercado de São Paulo, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata . A transmissão é feita em um único período.

Na variável dependente DLMT, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 73,94%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMT. A estatística F de 150,41% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLSP explica que 85,49% das variações do preço de São Paulo, são transmitidas para o mercado de Mato Grosso, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 11,32% da variável DLSP (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Tabela 26 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Mato Grosso do Sul.

Testes de causalidade de Granger Pairwise  
Data: 26/10/23 Horário: 15:43  
Amostra: 2014M02 2023M03  
Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLSP não Granger causa DLMS	108	1.36685	0.2595
DLMS não causa DLSP		6.14164	0.0030

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A tabela 26, apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger, entre as variáveis DLSP e DLMS. Os testes foram realizados na amostra que abrange o período de fevereiro de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens.

Os testes de causalidade de Granger exploram a relação de causalidade entre as variáveis DLSP e DLMS. A hipótese nula testada é que uma variável não causa a outra. No primeiro teste, a possibilidade nula é que a variável DLSP Granger cause a variável DLMS. Os resultados indicam que a estatística F é de 1,36685, com um valor de probabilidade de 0,2595. Nesse caso, o valor da probabilidade é relativamente alto, indicando que não há evidência estatística para rejeitar a hipótese nula. Isso implica que a variável DLSP não causa a variável DLMS.

No segundo teste, a hipótese nula é que a variável DLMS não causa a variável DLSP. Os resultados mostram que a estatística F é de 6,14164, com um valor de probabilidade de 0,0030. Nesse caso, o valor da probabilidade é baixo, diminuindo que há evidência estatística para rejeitar a hipótese nula. Portanto, a variável DLMS causa a variável DLSP de acordo com os resultados do teste.

Com base nos resultados da tabela, não há evidência estatística de que a variável DLSP causa a variável DLMS, mas há evidência de que a variável DLMS causa a variável DLSP. Essa análise sugere que pode existir uma relação de causalidade Granger significativa entre essas duas variáveis no período e defasagens consideradas.

Tabela 27 – Elasticidade de transmissão de São Paulo x Mato Grosso do Sul e Mato Grosso do Sul x São Paulo.

Variável dependente: DLSP			Variável dependente: DLMS		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	-0.000165	0.001723	C	0.001764	0.001855
DLMS	0.811606	0.044483	DLSP	0.914847	0.049130
DLMS (-1)	0.190077	0.044449	DLSP (-1)	-0.116552	0.049175
R-quadrado		0.791919	R-quadrado		0.768300
Estatística F		201.7081	Estatística F		175.7440
Durbin-Watson		2.092771	Durbin-Watson		2.110100

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 27, podemos observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 79,19% da variável dependente DLSP é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 201,70%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMS explica que 81,16% das variações do preço de Mato Grosso do Sul, são transmitidas para o mercado de São Paulo, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 19% da variável DLMS (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Na variável dependente DLMS, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 76,83%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMS. A estatística F de 175,74% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLSP explica que 91,48% das variações do preço de São Paulo, são transmitidas para o mercado de Mato Grosso do Sul, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E -11,65% da variável DLSP (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Tabela 28 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados São Paulo X Minas Gerais.

Testes de causalidade de Granger Pairwise  
Data: 26/10/23 Horário: 15:40  
Amostra: 2014M02 2023M03  
Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLSP não causa DLMG	108	0.28615	0.7517
DLMG não causa DLSP		4.12521	0.0189

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A Tabela 28, apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger para as variáveis DLSP e DLMG. Os testes foram realizados na amostra que abrange o período de fevereiro de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens.

A primeira hipótese nula em questão avalia a causalidade entre as duas variáveis: a primeira linha testa se DLSP não causa DLMG, enquanto a segunda hipótese verifica se DLMG não causa DLSP.

No primeiro teste, a estatística F é de 0,28615, e o valor de probabilidade associado a esse teste é 0,7517. Isso indica que a hipótese nula de que DLSP não causa DLMG não pode ser rejeitada, indicando que não há evidência estatística de causalidade direta de DLSP para DLMG com base nas defasagens consideradas.

No segundo teste, a estatística F é de 4,12521, e o valor de probabilidade é 0,0189. Neste caso, a hipótese nula de que DLMG não causa DLSP é rejeitada, agora que há evidência estatística de causalidade direta de DLMG para DLSP com base nas defasagens comprovadas. Os resultados sugerem que, com as defasagens consideradas, parece haver uma relação de causalidade unidirecional de DLMG para DLSP, mas não o inverso.

Tabela 29 – Elasticidade de transmissão de São Paulo x Minas Gerais e Minas Gerais x São Paulo.

Variável dependente: DLSP			Variável Dependente: DLMG		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	-0.000296	0.001954	C	0.001129	0.002372
DLMG	0.770104	0.048711	D4	0.001848	0.004837
DLMG (-1)	0.174860	0.049502	DLSP	0.873038	0.055700
R-quadrado		0.735964	R-quadrado		0.704878
Estatística F		147.7303	Estatística F		127.7807
Durbin-Watson		2.171137	Durbin-Watson		2.106882

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 29, podemos observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 73,59% da variável dependente DLSP é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 147,73%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMG explica que 77,01% das variações do preço de Minas Gerais, são transmitidas para o mercado de São Paulo, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. E 17,48% da variável DLMG (-1) é explicada com a defasagem de 1 período.

Na variável dependente DLMG, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 70,48%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMG. A estatística F de 127,78% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLSP explica que 87,30% das variações do preço de São Paulo, são transmitidas para o mercado de Minas Gerais, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. A transmissão é feita em um único período.

Tabela 30 – Teste de causalidade Granger – Preços Estados Mato Grosso do Sul X Minas Gerais.

Testes de causalidade de Granger Pairwise  
 Data: 26/10/23 Horário: 15:39  
 Amostra: 2014M02 2023M03  
 Defasagens: 2

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Prob.
DLMS não causa DLMG	108	2.23907	0.1117
DLMG não causa DLMS		1.11086	0.3332

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

A Tabela 30, apresenta os resultados dos Testes de Causalidade de Granger para as variáveis DLMS e DLMG. Os testes foram realizados na amostra que abrange o período de fevereiro de 2014 a março de 2023, e foram consideradas duas defasagens.

A hipótese nula testada nesses testes de causalidade é a de que uma variável não causa causalmente a outra. No entanto, a exclusão da hipótese indica que há evidências de causalidade entre as variáveis.

No primeiro teste, a hipótese nula de que DLMS não causa DLMG não foi rejeitada, uma vez que a estatística F é 2,23907, com um valor de probabilidade de 0,1117. Isso sugere que não há evidências concretas de que DLMS seja uma causa de DLMG.

No segundo teste, a hipótese nula de que DLMG não causa DLMS também não foi rejeitada, pois a estatística F é 1.11086, com um valor de probabilidade de 0.3332. Isso indica que não há evidências concretas de que DLMG seja uma causa de DLMS.

Os resultados desses testes não fornecem evidências robustas de causalidade entre as variáveis DLMS e DLMG. Portanto, com base nos dados e nas análises realizadas, não é possível afirmar que uma dessas variáveis causa a outra, pelo menos com um nível de significância estatística aceitável.

Tabela 31 – Elasticidade de transmissão de Mato Grosso do Sul x Minas Gerais e Minas Gerais x Mato Grosso do Sul.

Variável dependente: DLMS			Variável Dependente: DLMG		
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Variável	Coefficiente	Std. Erro
C	0.003375	0.002368	C	-0.001341	0.002408
D4	-0.008658	0.004817	D4	0.011873	0.004797
DLMG	0.825007	0.053111	DLMS	0.839737	0.054059
R-quadrado		0.693324	R-quadrado		0.701170
Estatística F		120.9509	Estatística F		125.5318
Durbin-Watson		2.236090	Durbin-Watson		2.342296

Fonte: Cepea, Elaboração Própria.

Na tabela 31, podemos observar as estatísticas de ajuste do modelo. O R-quadrado indica que 69,33% da variável dependente DLMS é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F é significativa 120,95%, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável

independente DLMG explica que 82,50% das variações do preço de Minas Gerais, são transmitidas para o mercado de Mato Grosso do Sul, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. A transmissão é feita em um único período.

Na variável dependente DLMG, as estatísticas de ajuste mostram um R-quadrado de 70,11%, indicando que as variáveis independentes explicam a variável dependente DLMG. A estatística F de 125,53% é significativo, indicando que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. A variável independente DLMS explica que 83,97% das variações do preço de Mato Grosso do Sul, são transmitidas para o mercado de Minas Gerais, ou seja, essa elasticidade de transmissão de preço é imediata. A transmissão é feita em um único período.

## CONCLUSÃO

A análise empírica neste trabalho teve como objetivo estimar a elasticidade de transmissão de preços do boi gordo entre os mercados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Bahia e verificar a existência da assimetria de transmissão de preços, de forma que identifica as relações existentes entre esses estados. Dessa forma, foi possível comprovar estatisticamente a elasticidade de transmissão de preços, não rejeita a hipótese que esses mercados são integrados, ou seja, existe uma conexão ou interdependência entre esses mercados, no período de 2014 a 2023.

A elasticidade de transmissão de preços, integração de mercados, e a metodologia, baseou-se em teste de causalidade de Granger, teste ADF, teste integração de mercado, teste de cointegração e teste de correlograma.

Destaca-se que as variações do preço de um estado transmitem para outro mercado. Observa-se que essa transmissão é imediata ou com defasagem de 1 ou 2 períodos.

No que diz respeito a relação de causalidade entre os estados, o estudo apontou uma relação de causalidade e elasticidade de transmissão de preços. Sendo assim os dados dos testes:

- Bahia, transmite imediatamente 86,33% das variações de preços para o estado de Goiás, enquanto o estado de Goiás transmite 50,94%.
- Bahia, transmite imediatamente 74,16% das variações de preços para o estado de Mato Grosso, enquanto o estado de Mato Grosso transmite 53,72%.
- Bahia, transmite imediatamente 68,20% das variações de preços para o estado de Mato Grosso do Sul, enquanto o estado de Mato Grosso do Sul transmite 43,63%.
- Bahia, transmite imediatamente 70,77% das variações de preços para o estado de Minas Gerais, enquanto o estado de Minas Gerais transmite 48,74%.
- Bahia, transmite imediatamente 69,59% das variações de preços para o estado de São Paulo, enquanto o estado de São Paulo transmite 42,49%.
- Mato Grosso, transmite imediatamente 83,92% das variações de preços para o estado de Goiás, enquanto o estado de Goiás transmite 67,70%.
- Mato Grosso do Sul, transmite imediatamente 90,39% das variações de preços para o estado de Goiás, enquanto o estado de Goiás transmite 79,91%.

- Minas Gerais, transmite imediatamente 82,89% das variações de preços para o estado de Goiás, enquanto o estado de Goiás transmite 74,39%.
- São Paulo, transmite imediatamente 97,57% das variações de preços para o estado de Goiás, enquanto o estado de Goiás transmite 76,50%.
- Mato Grosso, transmite imediatamente 86,60% das variações de preços para o estado de Mato Grosso do Sul, enquanto o estado de Mato Grosso do Sul transmite 78,76%.
- Mato Grosso, transmite imediatamente 84,17 das variações de preços para o estado de Minas Gerais, enquanto o estado de Minas Gerais transmite 74,64%.
- São Paulo, transmite imediatamente 85,49% as variações de preços para o estado de Mato Grosso, enquanto o estado de Mato Grosso transmite 82,40%.
- São Paulo, transmite imediatamente 91,48 das variações de preços para o estado de Mato Grosso do Sul, enquanto o estado de Mato Grosso do Sul transmite 81,16%.
- São Paulo, transmite imediatamente 87,30 das variações de preços para o estado de Minas Gerais, enquanto o estado de Minas Gerais transmite 77,01%.
- Mato Grosso do Sul, transmite imediatamente 83,97 das variações de preços para o estado de Minas Gerais, enquanto o estado de Minas Gerais transmite 82,50%.

Com base nos resultados obtidos, foi possível concluir que os preços dos estados são totalmente repassados para o outro estado no período compreendido entre 2014 e 2023.

## REFERÊNCIAS:

AGUIAR, D.R.D. & BARROS, G.S.A.C. Transmissão de preços de laranja entre mercado externo e interno. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, V 27(1): 61-70, jan/mar. 1989.

BALCOMBE, B. K.; MORRISON, J. Commodity price transmission: a critical review of techniques and an application to selected tropical export commodities. Rome, IT: FAO, 2002.

BARRETT, C. B.; LI, J. R. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, Saint Paul, v. 84, n. 2, p. 292- 307, May 2002.

BARROS, G. S. A. C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 1990.

BARROS, G. S. A. C.; BURNQUIST, H. L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: Encontro Latino-Americano Da Econometric Society, 7., São Paulo, 1987.

BRANDT, S.A, *Comercialização Agrícola*; Piracicaba-SP, Livroceres, 1980.

GOODWIN, B. K. Spatial and vertical price transmission in meat markets. Lexington, KY: [s.n.], Apr. 2006. (Paper prepared for workshop on Market Integration and vertical and Spatial Price Transmission in Agricultural Markets, University of Kentucky)

GRANGER, W. J. *Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. *Econometrica*, 1969.

GUJARATI, Damodar; PORTER, Dawn C. *Econometria Básica*. 5° ed. Porto Alegre: AMGH Editora Ltda, 2011. 924p.

Howard L. Steele, Francisco M. Vera Filho e Robert S. Welsh, Comercialização Agrícola; 1971.

IBGE - Instituto Brasileiro De Geografia E Estatística <https://www.ibge.gov.br/>. Acesso em: 30 ago. 2023.

MAPA - Ministério Da Agricultura, Pecuária E Abastecimento. Balança Comercial Do Agronegócio – disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/brasil-alcanca-41-mercados-abertos-para-a-exportacao-de-produtos-da-agropecuaria>: Acesso em: 30 ago. 2023

MARGARIDO. M.A. Análise da elasticidade da transmissão dos preços internacionais do açúcar para os preços no Brasil: uma aplicação do Modelo Estrutural. 2018, São Paulo.

MARQUES, Pedro V.; AGUIAR, Danilo R. O. de. Comercialização de Produtos Agrícolas. São Paulo: editora da USP.

OLIVEIRA, G.; GUEDES FILHO, E. M.; VALLADARES, F. E. C. Técnicas econométricas para a delimitação de mercados relevantes geográficos: uma aplicação para a petroquímica. In MATOS, C. (org.), A revolução do antitruste no Brasil: a teoria econômica aplicada a casos concretos. São Paulo: Editora Singular, 2003

RAPSOMANIKIS, G.; HALLAM, D.; CONFORTI, P. Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. [S.l.]: Food and Agriculture Organization of United Nations, 2003

Rebanho bovino atinge recorde de 234,4 milhões de cabeças. Disponível em: <https://globo.com/pecuaria/boi/noticia/2023/09/rebanho-bovino-atinge-recorde-de-2344-milhoes-de-cabecas.ghtml> .Acesso em: 11 nov. 2023.

REVISTA DE ADMINISTRAÇÃO E NEGÓCIOS DA AMAZÔNIA, SAITH, ALVES, PARRÉ, pag. 71-84 Transmissão e Integração de Preço no Mercado de Boi Gordo entre a Região Centro-Oeste e o Estado de São Paulo. v.5, n.1, jan/abr. 2013.

SANDRONI, Paulo. Dicionário de Economia do Século XXI. Rio de Janeiro,2006.

SANTANA, J.A. de. Assimetria na transmissão de preços de diversos produtos agrícolas no Estado de São Paulo. Viçosa: UFV, 1999. (Dissertação - Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa.

SIMS, C. A. The Role of Approximate Prior Restrictions in Distributed Lag Estimation. J. Amer. Statist. Ass., 1972, pg 169

## APÊNDICE

### APÊNDICE A1 - TESTE CORRELOGRAMA

Data: 26/10/23 Horário: 15:47

Amostra: 2014M02 2023M03

Observações incluídas: 110

Autocorrelação	Correlação Parcial	Corrente alternada	PAC	Q-Estat	Prob	
.]**	.]**	1	0.278	0.278	8.7157	0.003
. .	. .	2	0.029	-0.052	8.8112	0.012
. .	. .	3	-0.049	-0.047	9.0902	0.028
* .	. .	4	-0.084	-0.061	9.9115	0.042
. .	. .	5	-0.030	0.010	10.020	0.075
. .	. .	6	-0.045	-0.046	10.259	0.114
.]*	.]*	7	0.123	0.154	12.071	0.098
.]*	.]*	8	0.160	0.086	15.159	0.056
.]**	.]*	9	0.238	0.187	22.063	0.009
.]*	. .	10	0.130	0.027	24.155	0.007
. .	. .	11	0.058	0.056	24.567	0.011
. .	. .	12	0.058	0.068	24.988	0.015
. .	. .	13	-0.055	-0.045	25.369	0.021
. .	. .	14	-0.038	-0.004	25.552	0.029
. .	.]*	15	0.053	0.079	25.912	0.039
. .	. .	16	0.063	-0.019	26.429	0.048
* .	* .	17	-0.070	-0.165	27.079	0.057
* .	* .	18	-0.090	-0.103	28.154	0.060
. .	. .	19	-0.040	-0.060	28.374	0.076
* .	* .	20	-0.141	-0.199	31.105	0.054
* .	* .	21	-0.091	-0.081	32.243	0.055
. .	. .	22	-0.055	-0.064	32.662	0.067
. .	. .	23	0.050	0.027	33.011	0.081
. .	* .	24	-0.012	-0.103	33.033	0.103
. .	. .	25	-0.040	-0.001	33.270	0.124
* .	. .	26	-0.072	-0.018	34.028	0.134
* .	. .	27	-0.116	-0.015	36.039	0.114
* .	. .	28	-0.073	0.040	36.847	0.122
* .	. .	29	-0.162	-0.019	40.837	0.071
* .	* .	30	-0.194	-0.121	46.646	0.027
* .	* .	31	-0.156	-0.090	50.444	0.015
. .	. .	32	-0.055	0.016	50.914	0.018
. .	. .	33	-0.021	-0.011	50.986	0.024
. .	* .	34	-0.051	-0.074	51.414	0.028
. .	. .	35	-0.060	-0.053	52.009	0.032
. .	.]*	36	0.015	0.116	52.044	0.041

Fonte: Elaboração Própria

## APÊNDICE A2 - TESTE CORRELOGRAMA

Data: 26/10/23 Horário: 15:47

Amostra: 2014M02 2023M03

Observações incluídas: 110

Autocorrelação	Correlação Parcial	Corrente alternada	PAC	Q-Estat	Prob
. **	. **	1 0.246	0.246	6.8396	0.009
* .	* .	2 -0.094	-0.165	7.8487	0.020
. .	. *	3 0.020	0.095	7.8928	0.048
. .	. .	4 0.019	-0.032	7.9332	0.094
. .	. .	5 0.009	0.027	7.9421	0.159
. .	. .	6 -0.045	-0.062	8.1769	0.225
. *	. *	7 0.118	0.168	9.8376	0.198
. .	* .	8 0.017	-0.095	9.8733	0.274
. .	. *	9 0.006	0.087	9.8775	0.360
. *	. .	10 0.078	0.027	10.625	0.387
. *	. **	11 0.201	0.218	15.651	0.155
. *	. .	12 0.095	-0.040	16.797	0.157
. .	. .	13 -0.059	0.008	17.244	0.188
. .	. .	14 0.045	0.028	17.508	0.230
. .	. .	15 0.006	-0.016	17.513	0.289
. .	. .	16 0.031	0.047	17.640	0.345
. .	. .	17 0.022	0.001	17.706	0.408
. .	. .	18 0.022	-0.009	17.769	0.471
* .	* .	19 -0.102	-0.153	19.167	0.446
* .	. .	20 -0.147	-0.062	22.124	0.334
* .	* .	21 -0.100	-0.157	23.504	0.318
. .	. .	22 -0.058	-0.031	23.976	0.348
. .	* .	23 -0.036	-0.102	24.157	0.395
. .	. .	24 -0.055	-0.005	24.598	0.428
. *	. *	25 0.098	0.077	25.997	0.408
. .	. .	26 0.038	-0.004	26.206	0.452
. .	. .	27 -0.031	0.001	26.351	0.499
* .	* .	28 -0.147	-0.173	29.589	0.383
* .	. .	29 -0.158	-0.049	33.406	0.262
* .	* .	30 -0.137	-0.120	36.307	0.198
* .	* .	31 -0.199	-0.070	42.469	0.082
. .	. .	32 -0.047	-0.002	42.823	0.096
. .	. .	33 -0.033	-0.004	42.999	0.114
. .	. .	34 -0.032	-0.015	43.162	0.135
. .	. .	35 -0.001	0.066	43.162	0.162
. .	. .	36 -0.007	-0.038	43.171	0.192

Fonte: Elaboração Própria

## APÊNDICE A3 - TESTE CORRELOGRAMA

Data: 26/10/23 Horário: 15:47

Amostra: 2014M02 2023M03

Observações incluídas: 110

Autocorrelação	Correlação Parcial	Corrent e alternada	PAC	Q-Estat	Prob	
. *	. *	1	0.192	0.192	4.1659	0.041
. .	* .	2	-0.053	-0.094	4.4913	0.106
. .	. .	3	0.036	0.068	4.6417	0.200
. .	. .	4	-0.008	-0.036	4.6488	0.325
* .	. .	5	-0.073	-0.059	5.2688	0.384
. .	. .	6	0.034	0.059	5.4034	0.493
. *	. .	7	0.076	0.049	6.0901	0.529
. .	. .	8	0.019	0.007	6.1346	0.632
. .	. .	9	0.055	0.058	6.5077	0.688
. *	. *	10	0.158	0.134	9.5718	0.479
. *	. .	11	0.078	0.035	10.327	0.501
. .	. .	12	0.013	0.017	10.348	0.585
. .	. .	13	-0.047	-0.063	10.626	0.642
. *	. *	14	0.132	0.171	12.872	0.537
. *	. .	15	0.085	0.034	13.810	0.540
. .	. .	16	-0.032	-0.042	13.942	0.603
. .	. .	17	0.030	0.024	14.061	0.663
* .	* .	18	-0.079	-0.130	14.906	0.668
* .	* .	19	-0.140	-0.090	17.561	0.552
* .	* .	20	-0.115	-0.127	19.382	0.497
* .	* .	21	-0.097	-0.127	20.679	0.479
* .	* .	22	-0.107	-0.107	22.280	0.443
. .	. .	23	-0.050	-0.055	22.641	0.482
. *	. *	24	0.134	0.093	25.221	0.394
. .	. .	25	0.066	0.000	25.858	0.415
. .	. .	26	-0.004	0.012	25.861	0.471
. .	. .	27	-0.038	-0.004	26.078	0.514
** .	* .	28	-0.221	-0.192	33.426	0.220
* .	. .	29	-0.177	-0.060	38.191	0.118
* .	. .	30	-0.111	-0.047	40.094	0.103
. .	. .	31	-0.048	-0.007	40.452	0.119
* .	. .	32	-0.067	-0.020	41.156	0.129
* .	* .	33	-0.124	-0.103	43.616	0.102
. .	. .	34	-0.007	0.034	43.624	0.125
. .	. *	35	0.048	0.075	44.002	0.141
. .	. .	36	-0.055	-0.041	44.503	0.156

Fonte: Elaboração Própria

## APÊNDICE A4 - TESTE CORRELOGRAMA

Data: 26/10/23 Horário: 15:47

Amostra: 2014M02 2023M03

Observações incluídas: 110

Autocorrelação	Correlação Parcial	Corrent e alternad a	PAC	Q-Estat	Prob	
. **	. **	1	0.241	0.241	6.5414	0.011
. .	* .	2	-0.024	-0.087	6.6091	0.037
. .	. .	3	-0.039	-0.013	6.7868	0.079
. .	. .	4	0.028	0.042	6.8787	0.142
. .	. .	5	-0.040	-0.065	7.0651	0.216
. .	. .	6	-0.013	0.017	7.0855	0.313
. *	. **	7	0.204	0.217	12.055	0.099
. .	* .	8	0.017	-0.109	12.088	0.147
. .	. .	9	-0.029	0.017	12.194	0.203
. *	. *	10	0.097	0.136	13.346	0.205
. **	. *	11	0.237	0.170	20.363	0.041
. .	* .	12	-0.011	-0.107	20.378	0.060
. .	. .	13	-0.049	0.022	20.678	0.080
. *	. *	14	0.120	0.114	22.529	0.068
. .	* .	15	-0.014	-0.096	22.556	0.094
. .	. *	16	0.073	0.166	23.254	0.107
. .	* .	17	-0.003	-0.095	23.256	0.141
. .	* .	18	0.003	-0.097	23.257	0.181
* .	* .	19	-0.150	-0.072	26.310	0.122
* .	. .	20	-0.079	-0.006	27.169	0.131
. .	* .	21	-0.041	-0.164	27.400	0.158
* .	* .	22	-0.123	-0.127	29.509	0.131
* .	* .	23	-0.128	-0.095	31.827	0.104
. .	. .	24	-0.046	-0.038	32.136	0.124
. .	. .	25	0.054	0.007	32.558	0.142
. .	. *	26	0.066	0.136	33.196	0.156
. .	* .	27	0.036	-0.079	33.386	0.185
* .	* .	28	-0.131	-0.140	35.963	0.144
** .	. .	29	-0.227	-0.053	43.829	0.038
* .	. .	30	-0.158	-0.049	47.688	0.021
* .	* .	31	-0.126	-0.105	50.170	0.016
. .	. .	32	-0.056	-0.002	50.660	0.019
. .	. .	33	-0.060	0.002	51.242	0.022
. .	. .	34	0.022	0.036	51.321	0.029
. .	. .	35	-0.061	0.008	51.935	0.033
. .	. .	36	-0.045	0.028	52.270	0.039

Fonte: Elaboração Própria

## APÊNDICE A5 - TESTE CORRELOGRAMA

Data: 26/10/23 Horário: 15:47

Amostra: 2014M02 2023M03

Observações incluídas: 110

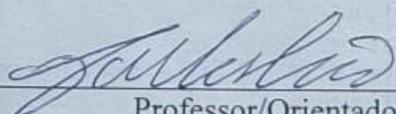
Autocorrelação	Correlação Parcial	Corrent e alternad a	PAC	Q-Estat	Prob	
. **	. **	1	0.293	0.293	9.7118	0.002
. .	* .	2	-0.004	-0.098	9.7136	0.008
. .	. .	3	0.022	0.057	9.7674	0.021
. .	. .	4	0.050	0.028	10.058	0.039
. .	. .	5	0.006	-0.018	10.062	0.074
. .	. .	6	-0.017	-0.010	10.096	0.121
. *	. *	7	0.137	0.158	12.326	0.090
. .	* .	8	-0.006	-0.115	12.331	0.137
. .	. .	9	0.000	0.063	12.331	0.195
. *	. *	10	0.145	0.137	14.918	0.135
. *	. .	11	0.112	0.011	16.470	0.125
. *	. *	12	0.114	0.108	18.095	0.113
* .	* .	13	-0.074	-0.147	18.788	0.130
. .	. .	14	-0.008	0.038	18.795	0.173
. *	. *	15	0.082	0.091	19.660	0.185
. *	. .	16	0.106	0.062	21.136	0.173
. .	* .	17	0.019	-0.067	21.186	0.218
. .	. .	18	-0.059	-0.033	21.656	0.248
* .	* .	19	-0.098	-0.141	22.963	0.239
* .	* .	20	-0.157	-0.085	26.342	0.155
* .	* .	21	-0.129	-0.090	28.633	0.123
. .	. .	22	-0.042	-0.048	28.877	0.148
* .	* .	23	-0.137	-0.147	31.534	0.110
* .	. .	24	-0.086	0.011	32.599	0.113
. .	. .	25	-0.031	-0.020	32.738	0.138
. .	. .	26	0.018	-0.003	32.786	0.168
* .	* .	27	-0.097	-0.126	34.187	0.161
* .	. .	28	-0.074	0.016	35.007	0.170
* .	. .	29	-0.080	-0.052	35.972	0.174
* .	. .	30	-0.136	-0.027	38.815	0.130
. .	. .	31	-0.053	0.045	39.251	0.147
* .	* .	32	-0.080	-0.093	40.260	0.150
* .	* .	33	-0.160	-0.099	44.342	0.090
. .	. *	34	-0.002	0.181	44.342	0.110
* .	* .	35	-0.083	-0.130	45.478	0.111
. .	. .	36	-0.060	0.041	46.075	0.121

Fonte: Elaboração Própria

## DECLARAÇÃO DE APTIDÃO DO TCC

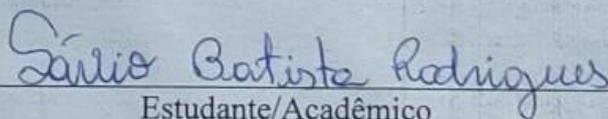
Declaro, para os devidos fins, que o estudante, Sávio Batista Rodrigues, matrícula: 2019.1.0021.0021-4, regularmente matriculado no 8º semestre letivo do Curso de Ciências Econômicas, no turno noturno, da Escola de Direito, Negócios e Comunicação, ESTÁ APTO, a apresentar e submeter seu Trabalho de Conclusão de Curso (TCC), conforme disposto no Regulamento Geral Dos Trabalhos de Conclusão Dos Cursos De Graduação (TCC) em banca para avaliação.

Goiânia, 28 de novembro de 2023.



Professor/Orientador

Ciente:



Estudante/Acadêmico

## Termo de autorização de publicação de produção acadêmica

O estudante Sávio Batista Rodrigues, do Curso de Ciências Econômicas, matrícula 2019.1.0021.0021-4, telefone: (62) 99366-2724, e-mail: saviobatista29@gmail.com, na qualidade de titular dos direitos autorais, em consonância com a Lei nº 9.610/98 (Lei dos Direitos do autor), autoriza a Pontifícia Universidade Católica de Goiás (PUC Goiás) a disponibilizar o Trabalho de Conclusão de Curso intitulado: Estimativa da elasticidade de transmissão de preços no mercado de boi gordo em Goiás, Mato Grosso, Mato do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Bahia de 2014 a 2023, gratuitamente, sem ressarcimento dos direitos autorais, por 5 (cinco) anos, conforme permissões do documento, em meio eletrônico, na rede mundial de computadores, no formato especificado (Texto (PDF); Imagem (GIF ou JPEG); Som (WAVE, MPEG, AIFF, SNS); Vídeo (MPEG, MWV, AVI, QT); outros, específicos da área; para fins de leitura e/ou impressão pela internet, a título de divulgação da produção científica gerada nos cursos de graduação da PUC Goiás.

Goiânia, 28 de novembro de 2023.

Assinatura do(s): autor(es):

Sávio Batista Rodrigues

Nome completo do autor: Sávio Batista Rodrigues

Assinatura do professor- orientador:

Carlos Leão

Nome completo do professor-orientador: Carlos Leão