



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL**

LAURA CUNHA REBOUÇAS LESSA

ENSAIOS DA DINÂMICA DOS PREÇOS DA SOJA, TRIGO E MILHO

FORTALEZA

2025

LAURA CUNHA REBOUÇAS LESSA

ENSAIOS DA DINÂMICA DOS PREÇOS DA SOJA, TRIGO E MILHO

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de doutora em Economia Rural. Área de concentração: Economia Aplicada ao Agronegócio (EAA).

Orientador: Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa.

FORTALEZA

2025

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- L631e Lessa, Laura Cunha Rebouças.
Ensaio da dinâmica dos preços da soja, trigo e milho / Laura Cunha Rebouças Lessa. – 2025.
87 f. : il. color.
- Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2025.
Orientação: Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa .
1. Preços agrícolas. 2. Integração de mercados. 3. Commodities agrícolas. 4. Clubes de convergência. I. Título.

CDD 338.1

LAURA CUNHA REBOUÇAS LESSA

ENSAIOS DA DINÂMICA DOS PREÇOS DA SOJA, TRIGO E MILHO

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de doutora em Economia Rural. Área de concentração: Economia Aplicada ao Agronegócio (EAA).

Aprovada em: 07/07/2025.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. José de Jesus Sousa Lemos
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Marcelo Dias Paes Ferreira
Universidade Federal de Viçosa (UFV)

Prof. Dr. Daniel Arruda Coronel
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

Aos meus pais, Maria Leuda e Evaneldo Lessa,
A minha irmã, Monalisa Lessa,
A minha companheira de vida, Adriely Borges.

AGRADECIMENTOS

Trilhar o caminho de um doutorado não é fácil. São muitas noites sem dormir, momentos de lazer abdicados; é estar longe da família e de amigos, mesmo estando fisicamente perto... Contudo, seria impossível trilhar esse longo caminho sozinha. Portanto, reservo este espaço para desejar minha humilde gratidão a todos aqueles que se fizeram presentes não só durante esses últimos anos, mas durante a minha vida.

Agradeço de coração aos meus pais, Maria Leuda e Francisco Evaneldo. Foram eles que fizeram o possível e o impossível para que nunca me faltasse nada.

Sou grata a minha irmã, Monalisa, por me fazer companhia, por ter me feito cafuné quando estava estressada, pelos momentos de risada e as maratonas de séries. Mona, você é a melhor irmã que alguém poderia ter e eu desejo que seu futuro seja brilhante.

Agradeço a minha vovó, Quinha, por sempre estar presente e se preocupar comigo, mesmo a distância. A senhora sempre me acolheu, mesmo quando não entendia minhas decisões.

Agradeço a minha companheira de vida, Adriely Borges. Em você e em toda a sua perseverança, eu me inspiro e encontro forças para continuar. Obrigada por escolher ficar.

Agradeço aos meus amigos, Lucas Chaves e Ana Maria. Foi muito bom crescer e amadurecer com vocês. Sei que podemos conversar sobre tudo sem receio algum, porque “quem somos nós para julgar?”.

Sou imensamente grata a minha dupla de três, Erika Costa e Eucinete Menezes. Cursar o mestrado e o doutorado com vocês foi um prazer e eu espero que nossa amizade permaneça por muitos e muitos anos.

Agradeço aos meus colegas de doutorado, os quais não citarei nomes para não correr o risco de esquecer ninguém. Com certeza, nossa união contribuiu para que todos transpusessemos esses longos anos sem intercorrências. Sentirei falta dos cafés e das inúmeras confraternizações sem nenhum motivo aparente. Será impossível esquecer a festa de inauguração da cafeteria e as comemorações ao final de cada disciplina concluída.

Meu sincero obrigado ao meu orientador, Francisco Tabosa, por todo o apoio e paciência durante as disciplinas, estágios de docência e esta tese, e por todas as palavras de motivação. O senhor é um excelente professor, pesquisador e mentor.

Reconheço e agradeço toda a contribuição que o professor Lemos teve na minha formação como pesquisadora. Foi ele quem me contagiou com a paixão pelo semiárido e pela

Economia Rural, assim como foi ele quem me incentivou a ingressar na pós-graduação. Sou grata.

Expresso meu agradecimento aos membros da banca, prof. Dr. Saeed, prof. Dr. Daniel Coronel, prof. Dr. Marcelo Ferreira e prof. Dr. José Lemos, por todas as pertinentes contribuições dadas para a confecção desta tese.

Ainda, sou muito grata a todos os professores e funcionários do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Ceará, em especial ao Departamento de Economia Agrícola. Por muitos anos, esse lugar foi minha segunda casa.

Esta Tese foi desenvolvida com o apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES), conforme a Portaria nº 206, de 4 de setembro de 2018, a qual expresso meus sinceros agradecimentos.

“No longo prazo, estaremos todos mortos” (John Maynard Keynes).

RESUMO

Esta pesquisa examina a heterogeneidade dos preços da soja, do trigo e do milho, com foco nas relações de causalidade e de convergência entre os mercados nacionais e internacionais. Para a soja e o milho, foram utilizados testes de causalidade de Granger, variante no tempo, conforme a metodologia proposta por Shi, Philips e Hurn (2018) e Shi, Hurn e Philips (2020), e sistematizada por Baum, Hurn e Otero (2022), considerando séries temporais deflacionadas e convertidas para dólares entre 2004 e 2024. Os resultados indicaram que os preços do Mato Grosso influenciam tanto os mercados internacionais de soja quanto os de milho, embora a Bolsa de Chicago (CBOT) também exerça papel relevante na formação dos preços domésticos, evidenciando uma relação de interdependência. Para o trigo, além da análise de causalidade, aplicou-se a metodologia de clubes de convergência de Phillips e Sul (2007), observando-se a formação de dois grupos distintos: um envolvendo os mercados brasileiros de Curitiba e de Porto Alegre, e outro composto pelos mercados internacionais de Kansas, de Chicago e de Up River (Argentina). Os resultados destacam padrões distintos de integração entre os mercados analisados, reforçando a importância do monitoramento das cotações internacionais como ferramenta estratégica de produção e de comercialização no Brasil.

Palavras-chave: preços agrícolas; integração de mercados; *commodities* agrícolas; clubes de convergência.

ABSTRACT

This research examines the price dynamics of soybeans, wheat, and corn, focusing on causality and convergence relationships between domestic and international markets. For soybeans and corn, time-varying Granger causality tests were applied, following the methodology proposed by Shi, Philips, and Hurn (2018) and Shi, Hurn, and Philips (2020), and systematized by Baum, Hurn, and Otero (2022), using deflated time series converted to U.S. dollars from 2004 to 2024. The results indicated that prices in Mato Grosso influence both international soybean and corn markets, although the Chicago Board of Trade (CBOT) also plays a relevant role in domestic price formation, revealing an interdependent relationship. For wheat, in addition to the causality analysis, the convergence clubs methodology by Phillips and Sul (2007) was applied, revealing the formation of two distinct groups: one involving the Brazilian markets of Curitiba and Porto Alegre, and another composed of the international markets of Kansas, Chicago, and Up River (Argentina). The results highlight distinct patterns of market integration, reinforcing the importance of monitoring international prices as a strategic tool for production and commercialization in Brazil.

Keywords: agricultural prices; market integration; agricultural commodities; convergence clubs.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	- Comportamento das séries de preço da soja	28
Gráfico 2	- Comportamento das séries de preço do trigo	29
Gráfico 3	- Comportamento das séries de preço do trigo	51
Gráfico 4	- Comportamento das séries de preço do milho	65

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Teste de causalidade de Granger para os mercados da soja	33
Figura 2 – Teste de causalidade de Granger, em que as variáveis nacionais são dependentes	37
Figura 3 – Teste de causalidade de Granger, em que as variáveis internacionais são dependentes	39
Figura 4 – Dinâmica de transição para o estado estacionário do clube 1	52
Figura 5 – Dinâmica de transição para o estado estacionário do clube 2	53
Figura 6 – Comparativo da dinâmica de transição entre os dois clubes formados	53
Figura 7 – Teste de causalidade de Granger para os mercados do milho	68

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Relação das variáveis utilizadas	24
Tabela 2 – Estatísticas descritivas	29
Tabela 3 – Testes de raiz unitária DF-GLS e Phillips – Perron (PP)	30
Tabela 4 – Estatísticas descritivas	51
Tabela 5 – Convergência global e clubes de convergência identificados	52
Tabela 6 – Estatísticas descritivas	65
Tabela 7 – Testes de raiz unitária DF GLS e Phillips – Perron (PP)	66

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO GERAL	14
2	CAUSALIDADE DE GRANGER ENTRE OS PREÇOS DA SOJA E DO TRIGO: UM ESTUDO ENTRE OS MERCADOS NACIONAL E INTERNACIONAL	16
2.1	Fundamentação teórica	18
2.1.1	<i>Comportamento de preços do complexo soja no Brasil</i>	<i>18</i>
2.1.2	<i>Comportamento do mercado do trigo</i>	<i>21</i>
2.2	Metodologia	23
2.2.1	<i>Dados e fonte da informação</i>	<i>23</i>
2.2.2	<i>Método aplicado</i>	<i>25</i>
2.3	Resultados e discussão	27
2.3.1	<i>Estatísticas descritivas</i>	<i>27</i>
2.3.2	<i>Testes de raiz unitária</i>	<i>30</i>
2.3.3	<i>Causalidade de Granger</i>	<i>30</i>
2.3.3.1	<i>Resultados encontrados para a soja</i>	<i>30</i>
2.3.3.2	<i>Resultados encontrados para o trigo</i>	<i>35</i>
2.4	Considerações finais	41
3	CONVERGÊNCIA DE PREÇOS NOS MERCADOS DE TRIGO DO BRASIL, DOS ESTADOS UNIDOS E DA ARGENTINA.....	43
3.1	Clubes de convergência	45
3.2	Metodologia	46
3.2.1	<i>Dados e fonte da informação</i>	<i>46</i>
3.2.2	<i>Método aplicado</i>	<i>47</i>
3.3	Resultados e discussão	50
3.3.1	<i>Estatísticas descritivas</i>	<i>50</i>
3.3.2	<i>Clubes de convergência</i>	<i>51</i>
3.4	Considerações finais	54
4	ANÁLISE DA DINÂMICA DOS PREÇOS DO MILHO NO BRASIL E NO EXTERIOR	56
4.1	Comportamento do mercado do milho no Brasil	58
4.2	Metodologia	61
4.2.1	<i>Dados e fonte da informação</i>	<i>61</i>
4.2.2	<i>Método aplicado</i>	<i>61</i>

4.3	Resultados e discussão	64
4.3.1	<i>Estatísticas descritivas</i>	64
4.3.2	<i>Testes de raiz unitária</i>	65
4.3.3	<i>Causalidade de Granger</i>	66
4.4	Considerações finais	70
5	CONCLUSÃO GERAL	72
	REFERÊNCIAS	73
	APÊNDICE	82

1 INTRODUÇÃO GERAL

Normalmente, os produtos agrícolas são comercializados como *commodities*, como é o caso da soja, milho, trigo, café, arroz e açúcar. As *commodities* são produtos estratégicos de alto valor comercial, amplamente comercializadas em grande escala por diversos produtores, em todo o mundo. Em sua grande maioria, são insumos ou matérias-primas que passaram por pouca ou nenhuma modificação na indústria, desde sua origem até sua comercialização. Sua negociação acontece no mercado futuro, com preços cotados diretamente na bolsa de valores, por meio da compra e venda de contratos, sendo objeto de cotações e de negociações globais (Geman, 2005; Pinheiro; Senna, 2016; Bezerra, 2023).

Os preços das *commodities* agrícolas são influenciados por uma série de variáveis que impactam suas projeções futuras. Além de fatores climáticos, Venter, Strydom e Grove (2013) destacam cinco principais determinantes do mercado de *commodities*: (i) dados históricos e recentes do mercado; (ii) demanda e oferta domésticas; (iii) demanda e oferta internacionais; (iv) condições macroeconômicas; e (v) fatores políticos. Os três primeiros elementos estão usualmente incorporados em séries temporais. Já os dois últimos apresentam maior complexidade e subjetividade, sendo geralmente acessados por meio de informações implícitas contidas em textos provenientes de notícias, de redes sociais e de reportagens de diferentes áreas do conhecimento (Reis Filho; Marcacini; Rezende, 2021).

Nesse contexto, o presente estudo tem como objetivo caracterizar a heterogeneidade entre os preços nos mercados da soja, do trigo e do milho, três importantes *commodities* agrícolas comercializadas pelo Brasil. Para tanto, divide-se em três capítulos:

O primeiro capítulo busca caracterizar a relação causal entre os preços nos mercados da soja e do trigo, culturas distintas em termos de comercialização no Brasil: enquanto o país representa um dos maiores exportadores de soja do mundo, ainda depende de importações para suprir a demanda interna de trigo.

O segundo capítulo é voltado para o mercado do trigo. Dado que diferentes mercados influenciam os preços internos do trigo, uma vez que o país ainda depende de importações para suprir a demanda interna, investiga-se se estes convergem para estados estacionários distintos, a partir da análise de clubes de convergência.

Por fim, o terceiro capítulo analisa a relação de causalidade entre os preços do milho vigentes nos estados do Mato Grosso, Paraná e Goiás, os três maiores produtores de milho do país, e dos preços do milho praticados na Bolsa de Valores de Chicago.

No geral, ao investigar a causalidade entre mercados agrícolas, este estudo adota uma abordagem comparativa entre três culturas de importância estratégica para o Brasil: a soja, o trigo e o milho. A soja representa uma *commodity* amplamente consolidada, na qual o Brasil ocupa posição de destaque como um dos principais exportadores globais, com mercado já maduro e integrado às cotações internacionais. O trigo, por sua vez, representa uma exceção no panorama das *commodities* agrícolas brasileiras, pois o país ainda depende significativamente das importações para suprir sua demanda interna, o que o torna estruturalmente sensível às flutuações externas. Já o milho configura-se como um caso de ascensão recente: embora o Brasil seja hoje um grande exportador, esse status foi alcançado de forma mais tardia em comparação à soja, caracterizando-o como um mercado emergente no comércio internacional de grãos.

Ademais, este estudo é importante, dada a relevância do agronegócio na economia brasileira, com destaque para o mercado de grãos. Portanto, entender a heterogeneidade dos preços agrícolas no Brasil é essencial para orientar a produção, a gestão de riscos e as estratégias de comercialização dos produtores, além de subsidiar políticas públicas e garantir a segurança alimentar. Também fortalece a competitividade internacional, atrai investimentos e orienta o planejamento logístico, contribuindo para a estabilidade econômica, social e ambiental do país.

Dessa forma, os resultados desta pesquisa contribuem para o avanço do conhecimento sobre a formação e transmissão de preços em mercados agrícolas, pois evidencia padrões de heterogeneidade e de integração entre mercados nacionais e internacionais.

As análises do primeiro e do terceiro capítulos utilizam a metodologia de Causalidade de Granger, variante no tempo, proposta por Shi, Philips e Hurn (2018) e Shi, Hurn e Philips (2020), e sistematizada por Baum, Hurn e Otero (2022). Por sua vez, a metodologia utilizada no segundo capítulo consiste na análise de séries temporais de Phillips e Sul (2007). Essa abordagem metodológica amplia as possibilidades analíticas em estudos aplicados à economia rural, sobretudo no contexto de economias emergentes, como o Brasil.

2 CAUSALIDADE DE GRANGER ENTRE OS PREÇOS DA SOJA E DO TRIGO: UM ESTUDO ENTRE OS MERCADOS NACIONAL E INTERNACIONAL

O agronegócio possui participação significativa na economia brasileira, e seu Produto Interno Bruto (PIB) alcançou R\$ 2,72 trilhões em 2024, sendo que a parcela de R\$ 1,9 trilhão foi correspondente ao ramo agrícola e o restante, à pecuária. Assim, a participação do setor na economia brasileira foi de 23,2% em 2024, 1,81% a mais que em 2023 (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada; Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil, 2025).

Além de ser a cultura de maior volume de produção entre os grãos cultivados no país, a soja é o produto com maior visibilidade do agronegócio brasileiro (Ramos *et al.*, 2020), alcançando maior competitividade internacional após a abertura comercial do país, ainda na década de 1990, atrelada a outros fatores, como a isenção do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), os incentivos tributários e a Lei Kandir, que contribuíram para o aumento do nível de exportações nacionais, o que induz o crescimento e gera divisas para o país.

No que tange ao mercado brasileiro da soja, observa-se que o preço dessa *commodity* possui três grandes elementos formadores: as cotações na Bolsa de Chicago (CBOT); a taxa de câmbio praticada no país; e os prêmios pagos nos portos de embarque do Brasil. Ademais, no que se refere aos preços, o processo de globalização promoveu a integração das economias, em que regiões geograficamente distantes que negociam o mesmo produto formaram um mercado integrado em que compartilham informações e demonstram interdependência nos preços ao longo do tempo (Bini; Canever; Denardim, 2015).

Por sua vez, o trigo é uma *commodity* que possui elevado peso no mercado internacional, dada sua importância na alimentação humana, configurando-se como um dos grãos amplamente comercializados no aspecto global e representando cerca de 30% da produção mundial de grãos. O trigo, do mesmo modo que as principais *commodities* negociadas em âmbito mundial, tem sua comercialização traçada por meio do desempenho de suas cotações nas bolsas de valores, especialmente na Bolsa de Chicago (CBOT).

No Brasil, a cultura do trigo e de seus derivados constitui expressiva pertinência econômica, e os produtos à base desse grão têm substancial influência na composição do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que é o índice oficial da inflação no país (Margarido, 2019). Contudo, devido a fatores como condições edafoclimáticas não favoráveis ao cultivo do grão, a produção brasileira de trigo se restringe à região sul do país, sobretudo nos estados do

Paraná e do Rio Grande do Sul, e os moinhos são dependentes da importação para suprir a demanda nacional (Tabosa; Castelar, 2018).

O Brasil ocupa uma importante posição no mercado mundial de produtos agropecuários, seja como exportador, seja como importador de *commodities*, e, devido a sua intensa conexão na economia internacional, as oscilações nos preços externos podem desencadear fortes impactos nos preços nacionais (Santos; Pereira; Vieira, 2007). A soja e o trigo são culturas que apresentam características opostas no âmbito de comercialização, uma vez que o país apresenta forte desempenho como exportador de soja e ainda é dependente de importações para suprir a demanda interna de trigo.

Nesse contexto, o presente estudo busca caracterizar a relação causal entre os preços nesses dois mercados de características distintas. Quanto à soja, busca-se avaliar as heterogeneidades entre os preços praticados em Mato Grosso, Paraná e Goiás, os três maiores produtores nacionais, e o preço da soja cotado na Bolsa de Chicago. Quanto ao trigo, busca-se avaliar a relação causal entre os preços do trigo vigentes nos estados do Paraná e Rio Grande do Sul, os dois maiores produtores tritícolas do país, e os preços do trigo praticado no mercado argentino de Rosário; e os mercados americanos de Kansas e Chicago (CBOT).

A análise em questão é conduzida através do Teste de Causalidade de Granger variante no tempo, desenvolvido por Shi, Phillips e Hurn (2018) e Shi, Hurn e Phillips (2020), e sistematizada por Baum, Hurn e Otero (2022). A causalidade de Granger é amplamente aceita, em parte, porque não está vinculada a um modelo estrutural específico, mas depende unicamente da natureza estocástica das variáveis. Este teste se distingue do método tradicional de causalidade de Granger ao incorporar uma abordagem variante no tempo. Como resultado, é possível identificar pontos de causalidade ou ausência de causalidade ao longo da série temporal investigada.

O estudo é fundamentado pela relevância dessas duas culturas na economia brasileira, visto que essas *commodities* desempenham um papel fundamental no panorama econômico nacional. Além disso, dada a importância dos estados de Mato Grosso, Paraná e Goiás na produção de soja, compreender a relação entre os preços praticados nesses mercados produtores e os preços da Bolsa de Chicago é essencial para fornecer análises úteis para os *stakeholders* desse mercado. E devido à significância estratégica dos estados do Paraná e Rio Grande do Sul na produção de trigo, é de grande importância econômica entender a relação entre os preços exercidos nesses mercados produtores e os preços internacionais, cotados em Rosário/ARG, Kansas/EUA e Bolsa de Chicago/EUA.

Ademais, é verificado que na literatura, seja nacional ou internacional, diversos estudos utilizam o método tradicional de causalidade de Granger, contudo são poucos aqueles que verificam a variabilidade da causalidade ao longo da série temporal¹, sobretudo no contexto de produtos agrícolas. Portanto, este estudo se diferencia dos demais ao realizar uma análise pioneira da causalidade de Granger variante no tempo para produtos agrícolas no Brasil.

Para tanto, este capítulo se divide em quatro outras seções: além desta introdutória, a segunda seção é destinada à contextualização dos mecanismos de transmissão e causalidade de preços nos mercados da soja e do trigo; a terceira seção compreende a base de dados e a descrição do método utilizado; a quarta seção é dedicada à apresentação e discussão dos resultados; e a quinta e última seção se destina às considerações finais.

2.1 Fundamentação teórica

Esta seção busca contextualizar o comportamento dos mercados da soja e do trigo no âmbito brasileiro e para tanto, se divide em duas subseções. Na 2.1.1 é apresentado um breve panorama sobre o comportamento de preços do complexo soja no Brasil. Em seguida, a subseção 2.1.2 faz uma discussão sobre o comportamento do mercado do trigo.

2.1.1 Comportamento de preços do complexo soja no Brasil

O complexo soja, composto por farelo de soja, óleo bruto e soja *in natura*, constitui o mercado da soja. Em virtude das condições agronômicas favoráveis e da adoção de novas tecnologias, o Brasil emergiu como um dos principais participantes globais desse mercado nas últimas décadas (Liberio; Waquil, 2009).

Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2025), a safra de soja 2024/25 está estimada em 167.367,1 mil toneladas, 13,3% superior à safra anterior, e 7,5% superior ao recorde da safra 2022/23. Tais resultados são reflexo das boas condições climáticas, na maioria das regiões produtoras, e da elevada tecnologia utilizada pelos produtores.

No Brasil, o comportamento do mercado da soja é delineado a partir da volatilidade dos preços internacionais das *commodities* na CBOT, oriunda de inúmeras razões capazes de fazer os preços flutuarem para cima ou para baixo. Dentre essas razões, citam-se as quebras de

¹ Vide: Cakir e Kaya (2023); Li, Luo e Guo (2024); Tiwari, Nasreen e Iqbal (2021).

safra, e o contingente demandado pelos países importadores e pelo setor alimentício animal, dado que a soja constitui a principal fonte proteica na avicultura e pecuária (Missão, 2006).

Grande parte dos negócios agropecuários brasileiros, incluindo os relativos ao mercado da soja, é realizada no Brasil, Bolsa e Balcão (B3). A B3, por sua vez, constitui o principal palco para transações de compra e venda dessas mercadorias (Becerra, 2007; Righi; Schlender; Ceretta, 2012). Ademais, o comportamento de oferta e demanda da soja faz com que os preços domésticos dessa *commodity* tenham forte correlação com as cotações na Bolsa de Chicago, o que proporciona maior segurança ao produtor, no tocante à inflação e às altas nos custos de produção (Pinazza, 2007; Righi; Schlender; Ceretta, 2012).

O Brasil atua como tomador de preço no complexo da soja e não como formador, processo que ocorre na maioria das *commodities* agrícolas. Portanto, os preços praticados pelos produtores desse grão no mercado interno, em diversos municípios, são ajustados conforme a informação de valores atribuídos na Bolsa de Chicago, cuja cotação é dada em dólar americano (Adami; Ozaki; Miquelluti, 2021).

Entretanto, no momento de comercialização da soja, o produtor brasileiro considera não só os preços listados na CBOT, mas também as propostas de preço pago pelos corretores, pela indústria local de esmagamento, pelos *traders* de importação e de exportação, pelas cooperativas e pelos compradores de produtos agropecuários. Isso acontece via vendas à vista, mediante cédula do produto rural (CPR) ou contratos a termo (Adami; Ozaki; Miquelluti, 2021).

A partir do nível de preços negociado na Bolsa de Chicago, considerando o prêmio, é calculado o preço da soja nos portos brasileiros (*Free on Board* – FOB). O valor na processadora é determinado após a subtração dos custos portuários, fretes e outras despesas de transação do preço FOB. Na sequência, deduzindo-se os custos operacionais e outros encargos, obtém-se o preço de mercado específico para cada região ou município produtor (Mafioletti, 2001; Moraes, 2002).

Outro tipo de precificação utilizado é conhecido como *Cost, Insurance and Freight* (CIF). Na modalidade FOB, a cotação é reduzida e o ônus do transporte do grão até o porto é de responsabilidade do comprador, inclusive em relação a perdas e danos. Além disso, as taxas portuárias e o frete são deduzidos da remuneração do produtor vendedor. Por outro lado, no CIF, é o vendedor quem assume a responsabilidade pela entrega e arca com os custos do frete e da operação portuária. O produtor assume os riscos e o seguro da mercadoria, sendo que a remuneração geralmente é mais elevada do que na modalidade FOB (Almeida; Silva; Braga, 2011).

Portanto, os preços da soja nas distintas regiões produtoras podem variar devido aos custos de transporte ou de carregamento da mercadoria até o porto de referência. Levando em conta a interconexão entre esses mercados, mesmo para um único produto, porém separados geograficamente, é esperado que haja influência de um mercado sobre o outro, o que resulta na transmissão de preços entre eles (Adami; Ozaki; Miquelluti, 2021).

Em virtude da importância do complexo da soja (óleo, farelo e grãos) para o mercado brasileiro, diversos estudos se dedicaram a analisar fatores como comportamento dos mercados nacionais e internacionais e o preço dessa *commodity*. Diehl e Bacchi (2006) buscaram identificar relações causais e estimar as elasticidades de transmissão entre os preços dos grãos, farelo e óleo de soja no mercado interno, representados pelos indicadores de preço do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), e no externo, obtidos a partir dos preços de mercado futuro na CBOT, e entre os preços dos referidos produtos no mercado nacional, entre 2000 e 2004. Como resultado, as autoras supracitadas identificaram relações causais entre os mercados interno e externo, para os casos do óleo e do farelo, uma vez que os preços internos foram antecipados pelos preços externos, ao passo que não foi identificada relação causal nesses mercados para a soja em grãos.

Libero e Waquil (2009) se dedicaram a entender o comportamento da transmissão de preços entre o mercado físico nacional e o mercado futuro para a soja e, para tanto, utilizaram preços reais, recebidos pelos produtores brasileiros, e cotações futuras definidas na CBOT, entre 1994 e 2008, e realizaram teste de raiz unitária, teste de cointegração, teste de causalidade de Granger, estimação da elasticidade de transmissão de preços e mecanismo de correção de erro. Como resultados, os autores identificaram a existência de integração e de transmissão de preços entre o mercado de soja físico e futuro, indicando uma relação linear de equilíbrio, evidenciando a convergência do modelo, o que validaria a Lei do Preço Único. Especificamente no teste de Causalidade de Granger, os autores supracitados identificaram relação causal unidirecional no sentido preços da CBOT para os preços nacionais, de modo que os preços domésticos são influenciados pelas variações na CBOT.

Christofolletti e Silva (2011) analisaram o grau de integração e a relação de causalidade entre os mercados futuros da soja em grão do Brasil, Estados Unidos e China, constatando que a Bolsa de Chicago (CBOT) desempenha um papel central na determinação dos preços da soja, influenciando diretamente as bolsas brasileira (B3) e chinesa (Bolsa de Dalian). As mudanças nos preços em Chicago antecedem as variações nas outras bolsas, estabelecendo a CBOT como referência global para essa *commodity* agrícola. Além disso, há uma relação de causa e efeito

entre os mercados futuros brasileiro e chinês, o que evidencia a interdependência entre ambos, devido ao volume significativo de exportações de soja do Brasil para a China.

Contudo, ao contrário do proposto no presente estudo, que incorpora uma abordagem variante no tempo, o método de causalidade de Granger utilizado por Libero e Waquil (2009) e Christofolletti e Silva (2011), por se tratar de um método estático, não é capaz de captar a ocorrência de causalidade ao longo da série analisada.

2.1.2 Comportamento do mercado do trigo

A União Europeia é a maior produtora de trigo no mundo, seguida da China, Rússia, Índia e Estados Unidos, em que este detém cerca de 9% da produção mundial. Argentina e Brasil ocupam a nona e décima segunda colocações, respectivamente, representando, juntos, 3% da produção mundial e mais de 80% da produção no Mercosul (Companhia Nacional de Abastecimento, 2024).

O trigo foi trazido ao Brasil pela colonização portuguesa ainda no século XVI. Estando o foco de sua produção majoritariamente voltado para o consumo humano, este grão foi um dos produtos centrais para a consolidação da modernização agrícola no país a partir da década de 1950, conjuntamente com a Revolução Verde. Apesar de toda a importância dessa cultura para o desenvolvimento nacional, o Brasil nunca conseguiu se tornar autossuficiente na produção de trigo, consolidando-se como um dos maiores importadores desse cereal no mundo (Brum *et al.*, 2021).

A intervenção governamental no mercado tritícola, sacramentada através do Decreto-Lei nº 210, de 1967, ocasionou rompimento total do mercado brasileiro em relação ao preço internacional. Logo, quando a política oficial para o trigo terminou, na década de 1990, o preço CIF estava pressionado para baixo, dado o grande volume de estoque internacional e o extenso programa de subsídio às exportações de trigo americanas (Brum; Müller, 2008; Colle, 1998).

Apesar do fim da interferência do estado, os preços mínimos encontrados em território brasileiro ainda permaneceram elevados frente aos preços de mercado, o que contribuiu para que o governo promovesse o sistema de Prêmio ao Escoamento de Produto (PEP) e a manutenção da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) ativa nas compras de trigo. Assim, o produto nacional ainda permanecia sob posse do governo, uma vez que os moinhos encontravam melhores condições na importação. A redução na produção após a reforma era previsível, dado que o governo comprava o produto a preços artificialmente superiores à

paridade antes da política de liberalização do mercado de trigo. Contudo, a intensidade da queda foi muito maior do que se poderia imaginar (Brum; Müller, 2008; Colle, 1998).

Em síntese, a regulamentação excessiva do setor provocou distorções no mercado, afetando tanto os produtores quanto a indústria. Quando essa regulamentação foi removida, houve uma redução nas áreas cultivadas e na produção de cereais. A intenção do governo de promover a abertura e prevenir a concorrência desleal dos produtos importados não foi efetivada, especialmente no caso do trigo, considerando a transição do setor de um mercado estatal para um mercado livre (Colle, 1998; Brum; Müller, 2008).

Nesse sentido, o país necessita importar 6 a 7 milhões de toneladas de trigo anualmente, para suprir a demanda nacional. O principal exportador de trigo para o Brasil é a Argentina, que supre 80 a 90% da demanda de importação tritícola do país anualmente. A Argentina baseia o valor de suas exportações nas cotações da Bolsa de Valores de Chicago (CBOT) e, portanto, sua oscilação tem impacto direto nos preços do trigo que entram no Brasil. Além das cotações, a taxa de câmbio também possui influência no mercado do trigo, visto que a desvalorização do real implica em aumento do preço de importação, ocasionando melhor preço ao trigo produzido no Brasil (Brum *et al.*, 2021).

Dada a importância dessa cultura ao país, muitos estudos se dedicaram a analisar o comportamento do mercado brasileiro de trigo. A fim de estudar as relações de causalidade e de transmissão entre os preços de derivados da mandioca, do trigo, da farinha de trigo e do milho no estado do Paraná, Alves *et al.* (2006) aplicaram o método de causalidade de Granger para uma série de dados compreendida entre janeiro de 1995 a dezembro de 2005, e verificaram a existência de uma forte relação de longo prazo entre trigo e farinha de trigo.

Ao fazer uso de diversos testes estatísticos, como raiz unitária, causalidade de Granger, cointegração de Johansen (1988), estimativa da função impulso-resposta, decomposição da variância dos erros de previsão, análise do modelo de correção de erros e teste de exogeneidade, Margarido *et al.* (2007) estudaram a elasticidade de transmissão de preços da farinha de trigo no estado de São Paulo e a taxa de câmbio e dos preços internacionais do grão de trigo, tomando como base a Lei do Preço Único e o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2005. Como resultados, os autores detectaram que, no longo prazo, as variações nas cotações internacionais do trigo em grão e na taxa de câmbio são totalmente transmitidas para os preços da farinha de trigo em São Paulo.

Troester e Staritz (2013) analisam tendências no mercado global de trigo, desenvolvendo um modelo de oferta e demanda, e argumentam que a financeirização, bem

como a especulação financeira e as mudanças recentes na negociação em mercados de derivativos de *commodities* podem também impactar os preços globais do trigo.

Gutierrez e Piras (2013) desenvolvem um modelo VAR global, defendendo que os modelos convencionais não forneceram um quadro completo dos recentes picos de preços em mercados de *commodities* agrícolas, e que há uma necessidade urgente de respostas políticas apropriadas, já que as flutuações nos preços de *commodities* alimentares têm impactos importantes na pobreza e na insegurança alimentar em todo o mundo.

Barros *et al.* (2014) analisaram a integração dos preços do trigo nos mercados da Argentina, Chicago (EUA), Curitiba (PR) e Porto Alegre (RS), a partir de testes de raiz unitária de séries temporais, e encontraram evidências de integração desses mercados, com elevado grau de convergência entre os preços e presença de custos de transação.

Tabosa, Irffi e Castelar (2017) analisaram o comportamento das taxas de crescimento dos preços do trigo nos mercados do Brasil, Argentina e Estados Unidos. Para estimar a taxa de crescimento dos preços do trigo, foram adotadas as metodologias propostas por Perron e Yabu (2009a, 2009b). Os resultados mostraram que em todos os mercados analisados, as taxas de crescimento dos preços do trigo foram constantes.

Rezende, de Oliveira Neto e Silva (2018), ao analisar a volatilidade e a transmissão dos preços internacionais do trigo para o mercado doméstico, através de testes de cointegração e do modelo VEC, constataram forte e positiva correlação do preço do trigo no Brasil com os preços do trigo nos Estados Unidos e na Argentina. Mais especificamente, os autores verificaram que uma variação de 1% no preço do trigo argentino proporciona aumento de 1,34% no preço do trigo brasileiro, ao passo que uma variação de 1% no preço do trigo americano acarreta uma variação de 1,29% no preço da farinha de trigo brasileira.

2.2 Metodologia

Essa seção compreende a apresentação dos dados empregados nessa pesquisa, incluindo suas respectivas fontes e comportamento, bem como a descrição do método utilizado.

2.2.1 Dados e fonte da informação

As informações utilizadas consistem em dados de origem secundária, referentes aos preços nacionais e internacionais mensais da saca (60 kg) da soja e da tonelada do trigo. Para a

soja, o período analisado compreende janeiro de 2004 a setembro de 2023, ao passo que, para o trigo, o período analisado vai de janeiro de 2004 a junho de 2024. Esses períodos foram selecionados devido à disponibilidade dos dados. A relação das variáveis utilizadas, assim como suas respectivas fontes, está disposta na Tabela 1.

Tabela 1 – Relação das variáveis utilizadas

Soja			
Variável	Descrição	Cotação	Fonte
P _{MT}	Preço da soja em Mato Grosso	US\$/saca (60 kg)	Agrolink
P _{PR}	Preço da soja no Paraná	US\$/saca (60 kg)	Agrolink
P _{GO}	Preço da soja em Goiás	US\$/saca (60 kg)	Agrolink
P _{CBOT}	Preço da soja na Bolsa de Chicago	US\$/saca (60 kg)	CBOT
Trigo			
P _{CWB}	Preço do trigo em Curitiba/PR	US\$/tonelada	Safras & Mercados ²
P _{PoA}	Preço do trigo em Porto Alegre/RS	US\$/tonelada	Safras & Mercados
P _{CBOT}	Preço do trigo na Bolsa de Chicago	US\$/tonelada	Safras & Mercados
P _{KSU}	Preço do trigo na Kansas City Southern/EUA	US\$/tonelada	Safras & Mercados
P _{ROS}	Preço do trigo na Bolsa de Comercio de Rosário/ARG	US\$/tonelada	Safras & Mercados

Fonte: Elaborado pela autora.

As variáveis nacionais foram convertidas para dólares correntes. Uma vez em dólares, as variáveis foram deflacionadas, considerando o índice de preços ao consumidor (IPC) americano.

2.2.2 Método aplicado

Inicialmente, é verificado se as séries envolvidas são estacionárias, isto é, se as suas médias e variâncias são, estatisticamente, constantes no decorrer tempo. Para tanto, é avaliada a presença de raiz unitária a partir dos testes t modificado de Dickey-Fuller (DF-GLS) e de Phillips Perron (PP). O número máximo de defasagens das diferenças é determinado via critério de Schwert (1989), a fim de evitar uma seleção arbitrária.

A hipótese nula (H_0) dos testes PP e DF-GLS indica que o modelo possui raiz unitária em primeira diferença e não é estacionário. Para o teste DF-GLS, há duas hipóteses alternativas possíveis: i) o modelo é estacionário no tocante a uma tendência temporal linear; e ii) é

² Disponível no endereço eletrônico: <https://safras.com.br/>

estacionário com uma média possivelmente não nula, mas sem tendência temporal linear (Elliott; Rothenberg; Stock, 1996).

Existem diversas aplicações em que há o interesse na compreensão das interações entre um conjunto de séries temporais. Na análise econométrica dessas séries, as relações causais são tipicamente baseadas na definição de previsibilidade, e são determinadas por meio de testes de Causalidade de Granger (Baum, Hurn, Otero, 2022; Granger, 1969).

Em seu artigo seminal, Granger (1969) demonstrou uma estrutura que avalia se uma série é capaz de ser preditiva de outra, isto é, uma série Y é considerada “causal” de outra série X, se o aproveitamento do histórico da série Y for capaz de reduzir a variância da previsão da série X. Nesse sentido, essa estrutura é capaz de aproveitar a ordenação temporal característica das séries temporais (Shojaie; Fox, 2022).

Em termos matemáticos, a proposta de Granger (1969) baseou a causalidade na capacidade de previsão dos valores futuros de uma série X_t a partir dos valores passados de outra série Y_t . Dado o histórico de todas as informações pertinentes até o tempo $t - 1$, representado por $H_{<t}$ e uma vez que $P(X_t|H_{<t})$ compreende a previsão ótima de X_t dado $H_{<t}$. Y é causal para X se,

$$var [X_t - P(X_t|H_{<t})] < var[X_t - P(X_t|H_{<t} \setminus Y_{<t})] \quad (1)$$

Em que, $H_{<t} \setminus Y_{<t}$ compreende a retirada dos valores de $Y_{<t}$ de $H_{<t}$.

Nessa situação, a variância do erro de previsão reduz após a inserção do histórico de Y. A caracterização de Granger é fundamentada na previsibilidade, mas não garante que Y causa X (efeito causal). Contudo, ao assumir que tais efeitos causais possuem ordenação temporal, se Y é capaz de prever X, então provavelmente a previsibilidade implica em causalidade, sob algumas suposições (Shojaie; Fox, 2022).

O pressuposto de Granger foi amparado na identificabilidade de um modelo linear único. Determinando o vetor de variáveis no tempo t como $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{pt})^T$, tem-se o modelo linear,

$$A^0 X_t = \sum_{k=1}^d A^k X_{t-k} + e_t \quad (2)$$

Em que, $A^0, A^1, \dots, A^d$ consistem em matrizes de defasagem $p \times p$, e d , é a defasagem ou ordem, que pode ser infinita ou finita. A p -dimensionalidade do termo de erro, e_t , pode apresentar matriz de covariância diagonal ou não diagonal (Shojaie; Fox, 2022).

A forma generalizada da Equação 2 é interpretada como um modelo VAR estrutural (SVAR), uma extensão do modelo VAR, e pode ser identificada sob certas restrições de parâmetros (Kilian 2013; Kilian; Lütkepohl, 2017; Shojaie; Fox, 2022). Tal modelo não é capaz de provar ou de refutar a ocorrência de efeitos causais.

Dado o seguinte modelo VAR(m) bivariado, sem perda de generalidade:

$$Y_{1t} = \phi_0^{(1)} + \sum_{k=1}^m \phi_{1k}^{(1)} Y_{1t-k} + \sum_{k=1}^m \phi_{2k}^{(1)} Y_{2t-k} + e_{1t} \quad (3)$$

$$Y_{2t} = \phi_0^{(2)} + \sum_{k=1}^m \phi_{1k}^{(2)} Y_{1t-k} + \sum_{k=1}^m \phi_{2k}^{(2)} Y_{2t-k} + e_{2t} \quad (4)$$

Em que, Y_{1t} e Y_{2t} consistem em séries temporais econômicas de interesse, e_{1t} e e_{2t} são termos de erro sem correlação serial, mas com indícios de heterocedasticidade. A hipótese nula (H_0) da inexistência de Y_{1t} Granger – causar Y_{2t} consiste na realização do teste de Wald, a fim de testar a significância conjunta de $\phi_{1k}^{(2)}$ ($k = 1, 2, \dots, m$) (Baum, Hurn, Otero, 2022).

Matricialmente, o modelo VAR(m) bivariado pode ser escrito como:

$$Y_t = \prod X_t + e_t \quad (5)$$

Em que, $Y_t = [Y_{1t} \ Y_{2t}]'$, $X_t = [Y'_{t-1} \ Y'_{t-2} \dots Y'_{t-m}]'$, e $\Pi_{2 \times (2m+1)} = [\Phi_0 \ \Phi_1 \dots \Phi_m]$, com

$$\Phi_0 = [\phi_0^{(1)} \ \phi_0^{(2)}]' \text{ e } \Phi_k = \begin{bmatrix} \phi_{1k}^{(1)} & \phi_{2k}^{(1)} \\ \phi_{1k}^{(2)} & \phi_{2k}^{(2)} \end{bmatrix}, \text{ para } (k = 1, 2, \dots, m)$$

Nesse caso, a hipótese nula da ausência da causalidade de Granger de Y_1 para Y_2 é $R_{1 \rightarrow 2} \pi = 0$, em que $R_{1 \rightarrow 2}$ consiste na matriz de coeficientes de restrição que seleciona todos os coeficientes em Y_1 defasado na equação Y_2 e $\pi = \text{vec}(\Pi)$, a partir da vetorização de linha (Baum, Hurn, Otero, 2022).

Para obtenção da variação temporal nas ordenações causais de Granger, e assinalar a data das mudanças, são utilizados métodos recursivos de estimativa, em que uma sucessão de

estatísticas de teste de causalidade de Granger deve ser utilizada para inferência. A sequência de estatísticas de teste é gerada por três algoritmos: *forward expanding window* (FE), *rolling window* (RO) e *recursive evolving window* (RE) (Shi; Hurn; Phillips, 2020; Baum, Hurn, Otero, 2022).

No algoritmo FE, a estatística de teste de Wald é inicialmente calculada considerando um comprimento mínimo de janela, expandindo sequencialmente até a captação de toda amostra para a definição da estatística de teste final (Thoma 1994). No algoritmo RO, são calculadas estatísticas de teste de Wald para cada janela gerada, considerando amostras de igual tamanho (Swanson 1998; Arora; Shi 2016). No algoritmo RE, é executado um teste de regressão para cada subamostra possível, em uma observação de interesse, dado que esta observação fornece o ponto final comum de todas as subamostras. O teste de regressão é repetido até a exaustão de todos os pontos de observação de interesse da amostra. Como resultado, cada observação na amostra, exceto a primeira subamostra, que define o tamanho mínimo da janela, terá um conjunto de estatísticas do teste de Wald associado a ela. Vale ressaltar que o algoritmo RE abrange as recursões FE e RO como casos especiais (Phillips, Shi e Yu 2015a; Shi, Hurn; Phillips 2020).

A sequência de estatísticas dos algoritmos FE, RO e RE pode ser descrita graficamente e comparada com os percentis de *bootstrap*. Assim, é possível identificar os períodos em que as relações potenciais de causalidade de Granger sofrem variações significativas, em que a data estimada como a origem de uma mudança é estabelecida como a primeira mudança, na qual a estatística de teste ultrapassa seu valor crítico. Mudanças subsequentes são, então, identificadas de maneira semelhante (Baum; Hurn; Otero, 2022).

Uma vez que a abordagem *recursive evolving window* (RE) apresenta desempenho superior na detecção de mudanças entre os três métodos (Shi; Philips; Hurn, 2018; Shi, Hurn; Phillips, 2020), esta é selecionada para dar sequência às análises de causalidade.

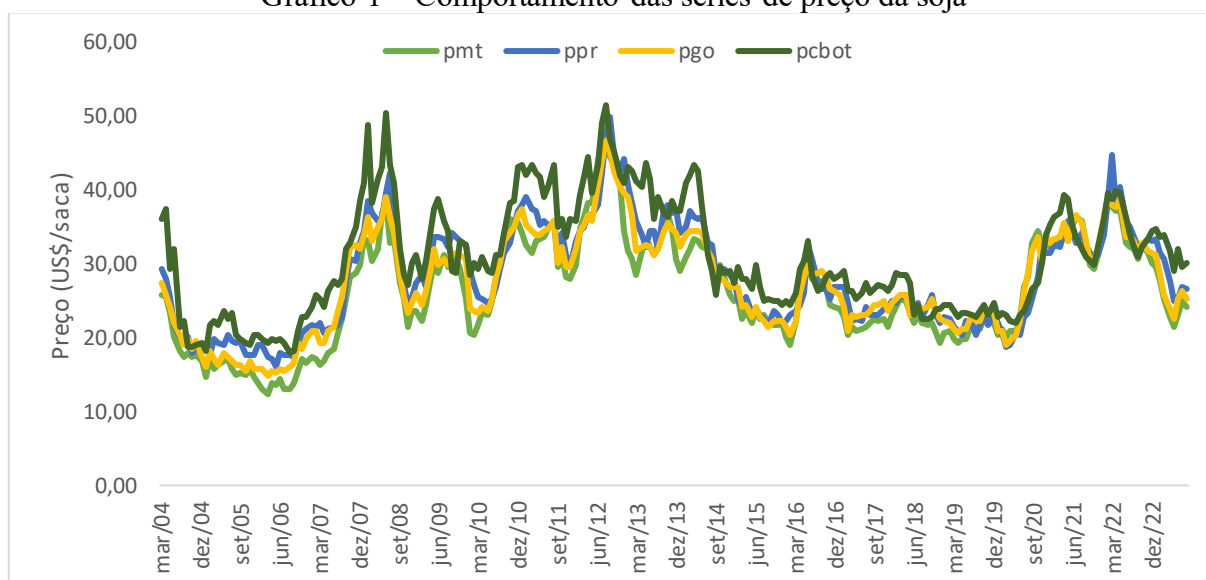
2.3 Resultados e discussão

Nesta seção, discorre-se acerca dos principais resultados empíricos encontrados para o objetivo traçado no início dessa pesquisa. Discute-se sobre as estimativas encontradas no teste de Causalidade de Granger.

2.3.1 Estatísticas descritivas

O Gráfico 1 retrata o comportamento das séries de preço da soja (US\$/sacas de 60 kg) dos três principais mercados do Brasil e dos preços determinados via CBOT. Na análise da trajetória comum dos preços, é possível perceber que séries acompanham movimentos semelhantes ao longo do período. Três grandes ciclos de alta se destacam: o primeiro, entre 2007 e 2008, impulsionado pela valorização global das *commodities*; o segundo, entre 2011 e 2013, em meio a uma combinação de demanda aquecida e eventos climáticos adversos; e o terceiro, mais recente, entre 2020 e 2022, marcado pelos efeitos da pandemia, de choques logísticos e de tensões geopolíticas. Após esse último pico, os preços iniciam trajetória de queda, mas ainda permanecem acima dos níveis observados antes de 2020.

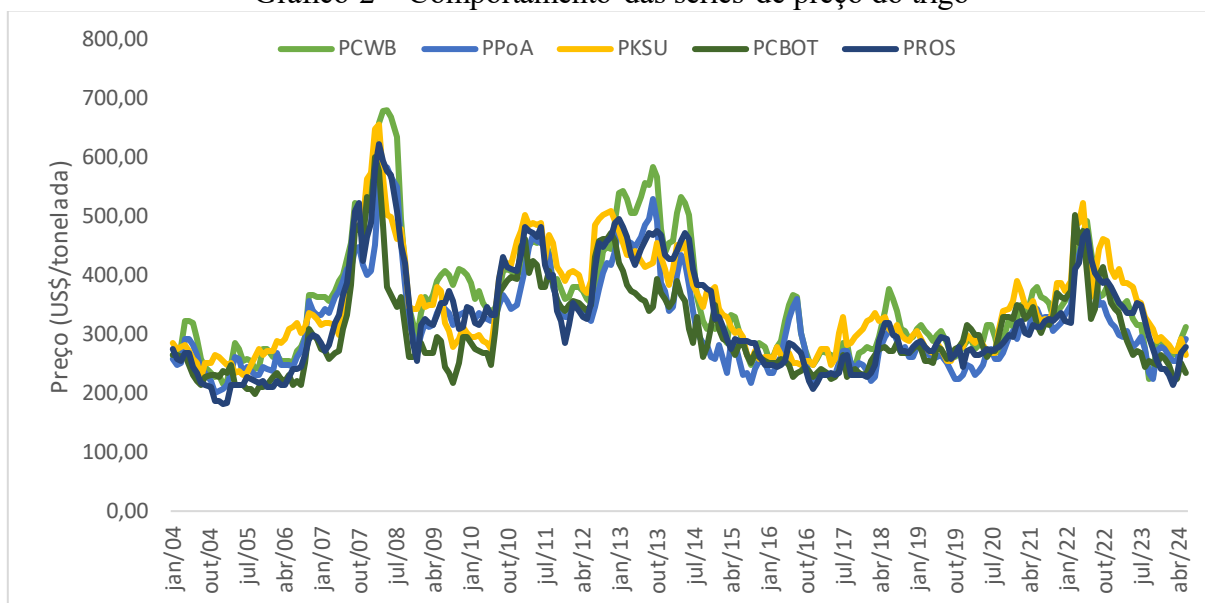
Gráfico 1 – Comportamento das séries de preço da soja



Fonte: Elaborado pela autora.

O Gráfico 2 relata o comportamento das séries do preço do trigo, em US\$/Tonelada, para as séries brasileiras e para os preços praticados em Chicago, Kansas e Up River. De modo geral, as séries apresentam movimentos semelhantes, com oscilações acentuadas ao longo do período. Observam-se dois períodos de alta mais evidente: o primeiro, entre 2007 e 2008, associado ao *boom* das *commodities* e à crise alimentar global; e o segundo, entre 2021 e 2022, impulsionado por fatores como a pandemia, problemas na cadeia logística e a guerra na Ucrânia, que afetou diretamente a oferta mundial de grãos. Após esses picos, os preços recuam, mas permanecem acima dos níveis observados no início da série.

Gráfico 2 – Comportamento das séries de preço do trigo



Fonte: Elaborado pela autora.

A partir dos dados coletados, foi possível descrever as estatísticas descritivas na Tabela 2. Para a soja, é observado que a Bolsa de Chicago (P_{CBOT}) apresentou a maior média de preço (US\$ 30,71/saca), seguida pelo Paraná (P_{PR}), enquanto o preço cotado no Mato Grosso (P_{MT}) apresentou a menor média (US\$ 26,29/saca). O maior valor da saca foi comercializado na CBOT (US\$ 51,43/saca), ao passo que o menor foi comercializado no Mato Grosso (US\$ 12,32/saca).

Para o trigo, constata-se que a maior média de preços (US\$ 354,58/T) é observada em Curitiba (P_{CWB}), sendo a menor média observada na CBOT (US\$ 306,18/T). O maior preço da saca de trigo foi observado em Curitiba (US\$ 680,71/T), ao passo que o menor valor foi comercializado em Up River (US\$ 181,76/T). Para as duas culturas, a variabilidade dos preços, aferida pelo coeficiente de variação (CV), revela que os preços domésticos são mais instáveis que os preços cotados internacionalmente.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

(continua)

SOJA					
Variável	Observações	Média (US\$)	CV (%)	Mín. (US\$)	Máx. (US\$)
P_{MT}	234	26,29	27,25	12,32	47,36
P_{PR}	234	28,20	24,72	16,08	49,84
P_{GO}	234	27,43	24,69	14,81	46,65
P_{CBOT}	234	30,71	24,55	17,97	51,43
TRIGO					
P_{CWB}	246	354,58	26,67	216,01	680,71
P_{PoA}	246	318,65	25,09	200,69	583,66

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

(conclusão)

TRIGO					
Variável	Observações	Média (US\$)	CV (%)	Mín. (US\$)	Máx. (US\$)
P _{CBOT}	246	306,18	24,68	198,76	601,08
P _{KSU}	246	347,89	24,25	226,08	656,44
P _{ROS}	246	326,97	27,63	181,76	623,10

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na seção seguinte apresentam-se os testes de raiz unitária.

2.3.2 Testes de raiz unitária

A Tabela 3 reúne as estimativas dos testes de raiz unitária DF-GLS e PP encontradas para os preços relativos às culturas da soja e do trigo. Conforme constatado, todas as séries de preço referentes às culturas da soja e do trigo não são estacionárias em nível, mas sim em primeira diferença.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária DF-GLS e Phillips – Perron (PP)

SOJA						
Variável	DF-GLS			Phillips - Perron		
	Nível	1° diferença	Crítico 1%	Nível	1° diferença	Crítico 1%
P _{MT}	-2,971	-8,313	-3,480	-2,650	-11,568	-3,466
P _{PR}	-2,817	-8,711	-3,480	-2,617	-12,878	-3,466
P _{GO}	-2,685	-7,320	-3,480	-2,536	-12,695	-3,466
P _{CBOT}	-2,768	-9,277	-3,480	-2,915	-15,682	-3,466
TRIGO						
Variável	DF-GLS			Phillips - Perron		
	Nível	1° diferença	Crítico 1%	Nível	1° diferença	Crítico 1%
P _{CWB}	-3,124	-9,128	-3,480	-2,972	-9,237	-3,462
P _{PoA}	-3,333	-8,773	-3,480	-3,091	-9,756	-3,462
P _{CBOT}	-3,068	-10,703	-3,480	-3,003	-13,592	-3,462
P _{KSU}	-2,641	-10,044	-3,480	-2,626	-12,739	-3,462
P _{ROS}	-2,838	-8,772	-3,480	-2,598	-10,947	-3,462

Fonte: Elaborado pela autora.

Assim, a análise progride no contexto de um modelo VAR com defasagens aumentadas, estacionário em primeira diferença ($d = 1$).

2.3.3 Causalidade de Granger

Essa subseção reúne os resultados dos testes de Causalidade de Granger.

2.3.3.1 Resultados encontrados para a soja

Utilizando $Y \xrightarrow{GC} X$ como indicativo que a direção da Causalidade de Granger está sendo testada como Y causa X, as seguintes relações são averiguadas:

$$\begin{array}{cccc}
 P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{MT} & P_{MT} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} & P_{PR} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} & P_{GO} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} \\
 P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{PR} & P_{MT} \xrightarrow{GC?} P_{PR} & P_{PR} \xrightarrow{GC?} P_{MT}; & P_{GO} \xrightarrow{GC?} P_{MT} \\
 P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{GO} & P_{MT} \xrightarrow{GC?} P_{GO} & P_{PR} \xrightarrow{GC?} P_{GO}; & P_{GO} \xrightarrow{GC?} P_{PR}
 \end{array}$$

A hipótese nula (H_0) para cada uma das relações indica que a variável dependente não é causada pela variável explicativa. Para determinar se a causalidade é significativa, deve-se comparar o valor da estatística de Wald com os percentis 95% (entre parênteses) e 99% (entre colchetes). A causalidade é significativa ao nível de 5%, se a estatística de teste for maior que o valor entre parênteses, ou ao nível de 1%, se maior que o valor entre colchetes. Os resultados do teste de Wald estão expressos na Tabela A1, disponível no Apêndice.

As análises do teste Wald de Causalidade de Granger mostram que os preços no Mato Grosso causam os preços na CBOT, os preços da soja no Paraná e em Goiás, a pelo menos 1% de significância. Por sua vez, os preços da saca de soja no Paraná causam os preços na CBOT a 5% de significância e não possuem influência causal nos preços do Mato Grosso e em Goiás. Os preços exercidos em Goiás causam os preços em Mato Grosso e no Paraná a 5% de significância e não causam os preços na CBOT. De igual modo, os preços da saca de grão de soja, obtidos via CBOT não possuem influência causal nos preços da soja em Mato Grosso, causam os preços no Paraná a uma significância de 1% e os preços em Goiás a 5% de significância.

Vale ressaltar que a Bolsa de Chicago realiza cotações de mercado futuro, baseada nas expectativas de produção dos principais países produtores. Dado que o estado de Mato Grosso compreende o maior contingente produtivo do país, é esperado que os níveis produtivos no estado causem os preços internacionais. No que compreende à baixa ocorrência de efeito dos preços de Mato Grosso nos preços internacionais, mesmo sendo este estado o maior produtor do país, destaca-se a China como maior destino desse produto, absorvendo 42% de toda a produção em 2021 (Valdiones *et al.*, 2016), que utiliza a Dalian Commodity Exchange (DCE) para fechamento de grande parte dos contratos futuros agrícolas e pelo ajuste dos preços das *commodities* negociadas (Bendinelli *et al.*, 2016).

No que concerne à causalidade dos preços internacionais nos preços domésticos, os resultados obtidos divergem daqueles elencados por Pino e Rocha (1994), em que os preços domésticos dos grãos de soja foram impactados através da variação do preço cotado na CBOT, definindo, também, a quantidade da *commodity* ofertada no Brasil. Por outro viés, é possível observar a convergência com os resultados obtidos por Margarido e Sousa (1998), que, mediante a análise, identificaram a transmissão parcial dos preços dos grãos de soja cotados pela CBOT para os preços praticados no Brasil, bem como no estado do Paraná.

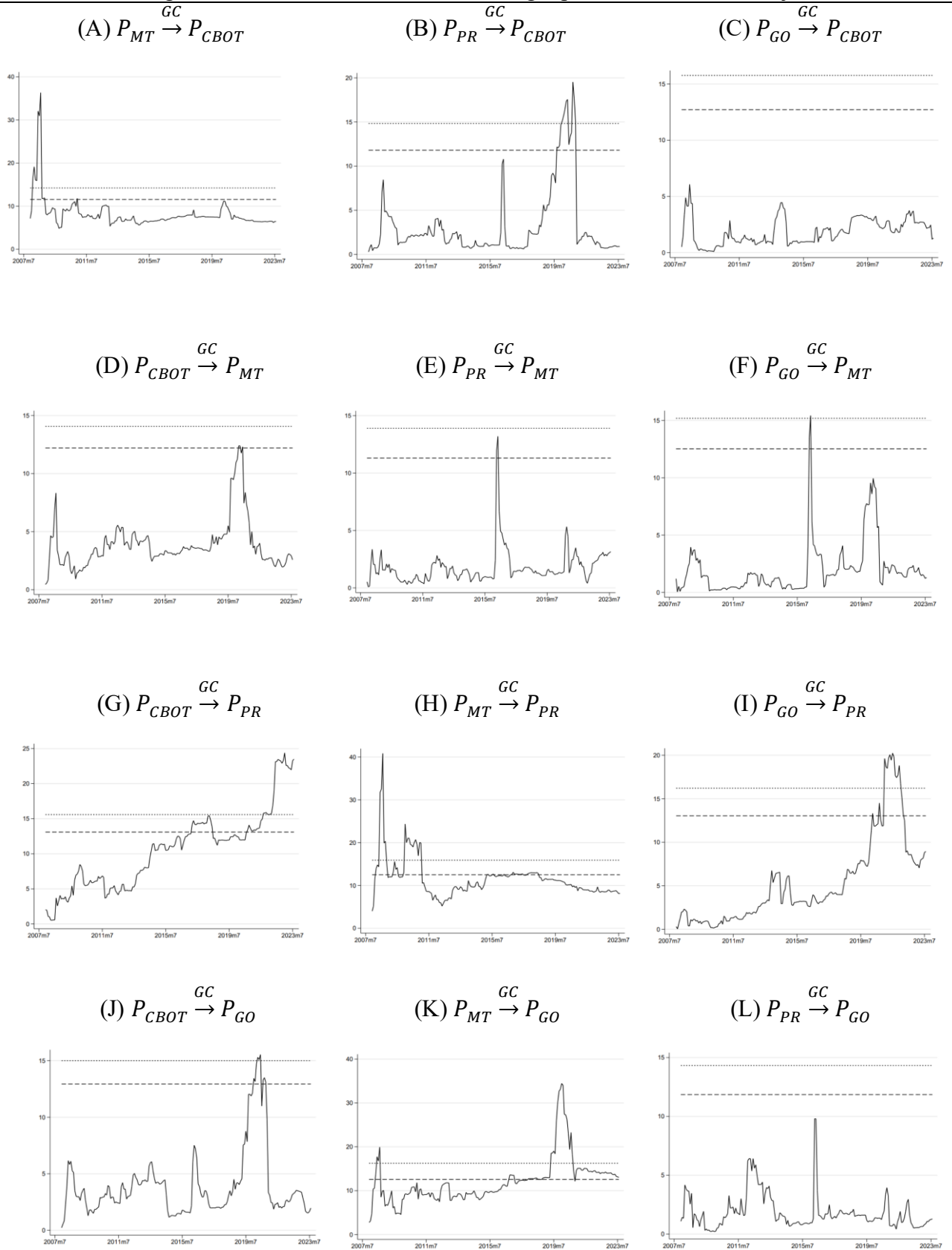
Os resultados dos testes de causalidade de Granger variável no tempo são mostrados graficamente na Figura 1. Os gráficos obtidos são capazes de detectar períodos em que há, ou não, a ocorrência de causalidade de Granger entre duas variáveis (Cakir; Kaya, 2023). Em suma, os gráficos relatam grande dinamismo nas relações de causalidade de Granger. Graficamente, a hipótese alternativa é aceita e a presença da Causalidade de Granger é indicada sempre que a linha contínua (estatística de teste) ultrapassa as linhas tracejadas, que representam os valores críticos empíricos de 10% e 5% (linhas inferior e superior, respectivamente), obtidos via distribuição *bootstrap*.

Os gráficos (A), (B) e (C) compreendem as situações em que os preços na CBOT são tratados como variável dependente, isto é, referem-se àquelas situações em que a direção da Causalidade de Granger testa se os preços de Mato Grosso, Paraná ou Goiás causam os preços coletados via CBOT. Nesse contexto, é observado que P_{MT} causa P_{CBOT} entre julho de 2007 e o ano de 2008. P_{PR} causa P_{CBOT} pontualmente em 2021 e P_{GO} não influencia P_{CBOT} .

Em julho de 2007, no estado de Mato Grosso, o produto mais exportado foi a soja em grãos, seguido pelo farelo de soja. O total exportado pelo estado foi de US\$ 904,6 milhões, valor 123,8% superior ao mesmo período no ano anterior. Além disso, no mesmo período, os produtores mato-grossenses negociaram a safra 2007/08 no mês de fevereiro, antes no início do plantio, mesmo período em que o bushel³ da soja na Bolsa de Chicago (CBOT) chegou a US\$ 7,83.

³ 1 saca de soja (60 kg) = 2,20462 bushels

Figura 1 – Teste de causalidade de Granger para os mercados da soja



Fonte: Elaborado pela autora.

Nota: as linhas tracejadas representam os valores críticos empíricos de 10% e 5% (linhas inferior e superior, respectivamente), obtidos via distribuição bootstrap.

Os gráficos (D), (E) e (F) consistem nas situações em que os preços de Mato Grosso estão na posição de variável dependente. Nesse sentido, e constatado que P_{CBOT} e P_{PR} não influenciam P_{MT} , enquanto P_{GO} influenciou os preços em Mato Grosso em 2016, confirmando os resultados observados na Tabela 1. A não influência do Paraná nos preços do Mato Grosso divergem dos resultados encontrados por Silva, Freitas e Lima (2017), em que variações no preço da soja no Paraná foram transmitidas quase integralmente para os estados de Mato Grosso e Rio Grande do Sul, entre 2005 e 2015.

No ano de 2016, o preço da soja brasileira sofreu elevação, e o impulso veio principalmente da postura retraída de produtores, que negociaram grande parte da safra 2015/16 antecipadamente, ainda em meados de 2015, atrelado à demanda aquecida e ao clima desfavorável que prejudicou parte das lavouras, de acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (2017).

Por sua vez, os gráficos (G), (H) e (I) referem-se àquelas situações em que a direção da Causalidade de Granger testa se os preços de Mato Grosso, Goiás ou CBOT causam os preços estabelecidos no Paraná. É possível verificar que P_{CBOT} causa P_{PR} consideravelmente a partir de 2020; P_{MT} influenciou em 2008 e de 2010 a 2012; P_{GO} causou P_{PR} brevemente entre 2021 e 2022.

Conforme pontuado anteriormente, Margarido e Souza (1998) constataram que os preços da saca de soja cotada na CBOT influenciam parcialmente o preço da soja no Paraná. Conforme circular técnica da Embrapa, em 2016, o potencial produtivo da Região Sul apresentou aumentos gradativos, o que também contribuiu para que a safra de soja 2016/17 tenha sido favorável; em contrapartida, a Região Sul tem um histórico de quebras significativas de produção ao longo dos anos, o que embute um grau de risco na atividade sojícola, e naquele ano os EUA colheu e exportou uma safra recorde muito rapidamente, o que impactou no preço de venda da soja sul-americana, reduzindo-o (Hirakuri, 2017). Contudo, essa informação não se reflete nos resultados aqui encontrados, em que a CBOT não influenciou os preços no Paraná nesse período.

Os gráficos (J), (K) e (L) mostram os cenários em que a direção da Causalidade de Granger testa se os preços de Mato Grosso, Paraná ou cotados na CBOT causam os preços estabelecidos em Goiás. Sob esse aspecto, os preços na bolsa de Chicago desencadeiam efeitos causais em Goiás em 2020; P_{MT} tem efeito causal em P_{GO} em 2008 e entre 2019 a 2021; e P_{PR} não causa P_{GO} .

Em 2018, a greve dos caminhoneiros, iniciada em maio de daquele ano, culminou no estabelecimento, pela Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT), de uma tabela de

preços mínimos na contratação de fretes rodoviários de carga. Este fato onerou em até 150% os custos de transporte de soja, conforme pontuado pela Associação Nacional dos Exportadores de Cereais, em 2018. Nessa conjuntura, não houve venda de soja em grãos e a comercialização brasileira de grãos estagnou.

O estado de Mato Grosso desempenha um papel fundamental na determinação das cotações da soja no território brasileiro, visto que é o principal produtor nacional deste grão. A sazonalidade característica e o expressivo volume de produção exercem um impacto direto sobre a oferta nacional, exercendo influência considerável sobre as transações comerciais nas principais regiões produtoras do Brasil. As oscilações nos preços e nas condições de mercado, em Mato Grosso, têm repercussões em cadeia, reverberando diretamente nas estratégias comerciais e nas perspectivas dos produtores e dos agentes de mercado em todo o território nacional.

Dado os resultados encontrados, os preços no estado de Goiás, Paraná e no estado do Mato Grosso provavelmente apontam que a maior influência, na formação do preço da soja em grão, é oriunda de cotações de preços físicos ou de *spot*, como no caso da Bolsa de Rotterdam, em detrimento ao efeito da cotação na CBOT, que considera variações de preços futuros, levando em conta as estimativas de safras dos principais países produtores, conforme Margarido *et al.* (1999).

2.3.3.2 Resultados encontrados para o trigo

Utilizando $Y \xrightarrow{GC} X$ como indicativo que a direção da Causalidade de Granger está sendo testada como Y causa X, as seguintes relações são averiguadas:

$$\begin{array}{ccccc}
 P_{CWB} \xrightarrow{GC?} P_{PoA} & P_{PoA} \xrightarrow{GC?} P_{CWB} & P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{CWB} & P_{KSU} \xrightarrow{GC?} P_{CWB} & P_{ROS} \xrightarrow{GC?} P_{CWB} \\
 P_{CWB} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} & P_{PoA} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} & P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{PoA} & P_{KSU} \xrightarrow{GC?} P_{PoA} & P_{ROS} \xrightarrow{GC?} P_{PoA} \\
 P_{CWB} \xrightarrow{GC?} P_{KSU} & P_{PoA} \xrightarrow{GC?} P_{KSU} & P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{KSU} & P_{KSU} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} & P_{ROS} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} \\
 P_{CWB} \xrightarrow{GC?} P_{ROS} & P_{PoA} \xrightarrow{GC?} P_{ROS} & P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{ROS} & P_{KSU} \xrightarrow{GC?} P_{ROS} & P_{ROS} \xrightarrow{GC?} P_{KSU}
 \end{array}$$

Na Tabela A2, disponível no Apêndice, são exibidos os resultados do teste de Wald para o preço do trigo em Curitiba, Porto Alegre, Chicago, Kansas e Up River (Rosário). As estimativas do teste Wald de Causalidade de Granger apontam os preços do trigo em Curitiba causando os preços do trigo no Kansas a nível de 5% de significância, mas sem efeito nas demais regiões estudadas. Os preços do trigo em Porto Alegre não causam os preços em

Curitiba, contudo possuem influência nos preços internacionais do trigo, causando os preços no Kansas, a 1% de significância e em Up River e CBOT, a 5% de significância.

Os preços coletados via CBOT não causam os preços domésticos do trigo (Curitiba e Porto Alegre), tampouco os preços em Up River, mas causam os preços do trigo no Kansas, a 5% de significância. Já os preços cotados na KSU causam os preços em Curitiba e em Up River, ambos a 5% de significância, mas não causam os preços na CBOT e em Porto Alegre. Por sua vez, os preços do trigo observados em Up River demonstram efeito nos preços na CBOT, a 5% de significância.

Vale ressaltar que o trigo, assim como as principais *commodities* negociadas globalmente, tem sua comercialização delineada a partir da desenvoltura de suas cotações nas bolsas de valores, especialmente na Bolsa de Chicago (CBOT), em que a principal origem do trigo importado para o Brasil é o mercado argentino, e este também baseia seus preços nas cotações da CBOT (Brum *et al.*, 2021). Contudo, diferente do esperado, os resultados aqui expostos evidenciam a não influência dos preços da CBOT nos preços domésticos praticados nas duas maiores regiões produtoras de trigo do Brasil, nem nos preços da região de Up River, que é uma das principais áreas de exportação de grãos da Argentina.

Uma vez que a Bolsa de Chicago realiza cotações de mercado futuro, baseada nas expectativas de produção dos principais países produtores e que o Brasil, mesmo com produção insuficiente para pleno abastecimento da demanda nacional, encontra-se entre os 12 maiores produtores mundiais na safra 2023/24, é esperado que os níveis produtivos do Paraná e do Rio grande do Sul, os dois maiores produtores do Brasil, possuam influência na oscilação do preço na CBOT.

A cotação dada na Bolsa de valores do Kansas causa Curitiba e Up River, e é causada pelos preços brasileiros e pela CBOT. O estado do Kansas constitui o maior produtor de trigo de inverno dos Estados Unidos e um dos maiores exportadores do mundo e sazonalmente sofre com condições de seca, que afetam a produção do cereal e influenciam a volatilidade das bolsas internacionais, favorecendo as cotações do trigo.

Up River é causada por PoA e Kansas. O trigo argentino compõe mais de 90% das importações brasileiras de trigo, graças aos menores custos, menores taxas de juros e condições de pagamento facilitadas, sendo seguido pelo Paraguai e pelos Estados Unidos (Faria, 2009; Tabosa; Irffi; Castelar, 2017). Outrossim, Margarido e Turolla (2012) destacam a relação estreita entre os mercados brasileiro e argentino, observando que os mercados de farinha de trigo no Brasil e de grãos de trigo na Argentina estão plenamente integrados. Dessa forma, as variações nos preços do grão de trigo na Argentina são completamente refletidas nos preços da

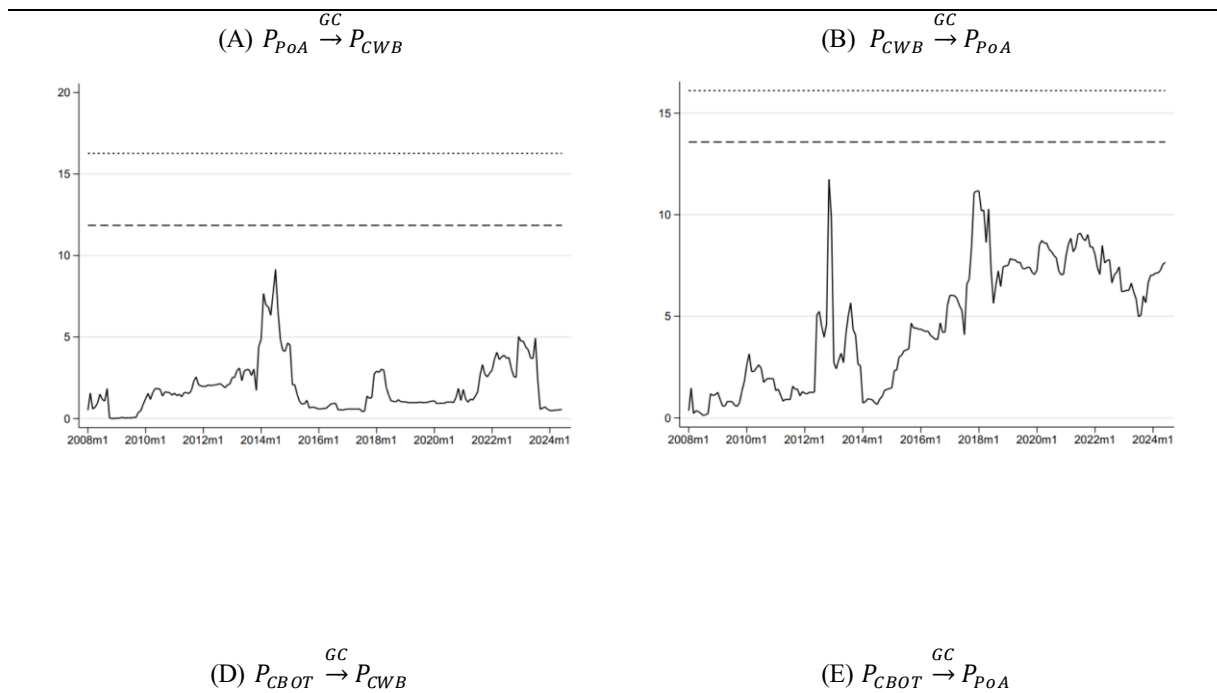
farinha de trigo no Brasil a longo prazo. Na visão dos referidos autores, os preços na Argentina são mais competitivos do que os preços do trigo nos Estados Unidos devido ao Mercosul.

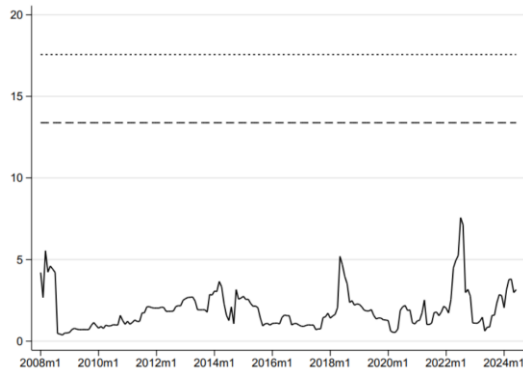
Ademais, a produção brasileira de trigo, além de beneficiar o trigo argentino, facilitou a entrada de trigo subsidiado diretamente dos Estados Unidos e da União Europeia, ou por meio de triangulação, através do Uruguai e de outros países, mesmo com a presença da Tarifa Externa Comum na Zona do Mercosul (Brum; Müller, 2008; Tabosa; Irffi; Castelar, 2017).

Os resultados do teste de Wald de Causalidade de Granger entre os preços de Curitiba, Porto Alegre, Chicago, Kansas e Up River são descritos graficamente nas Figuras 2 e 3, a seguir, em que o eixo horizontal indica o período analisado. A hipótese alternativa é aceita sempre que as linhas contínuas ultrapassam as linhas tracejadas, obtidas via distribuição *bootstrap*.

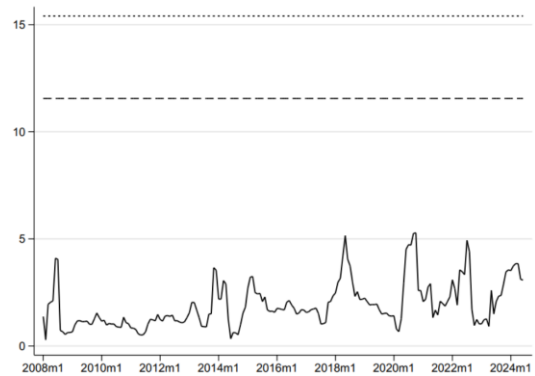
Com base na Figura 2, é observado que, conforme constatado na Tabela 2, os preços em Porto Alegre e em Chicago não possuem quaisquer influências nos preços em Curitiba, enquanto os preços no Kansas demonstram efeito nos preços de Curitiba em 2020, 2022 e entre 2023 e 2024. Os gráficos ainda mostram que os preços em Up River causam efeito nos preços de Curitiba em 2014. Ainda é observado que os preços praticados na CBOT, Kansas, Curitiba e em Up River, em nenhum momento, causam os preços observados em Porto Alegre.

Figura 2 – Teste de causalidade de Granger, em que as variáveis nacionais são dependentes





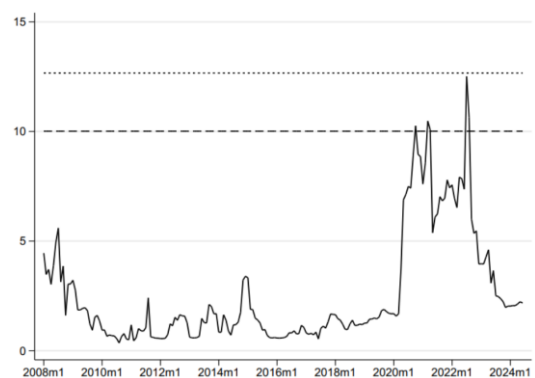
(G) $P_{KSU} \xrightarrow{GC} P_{CWB}$



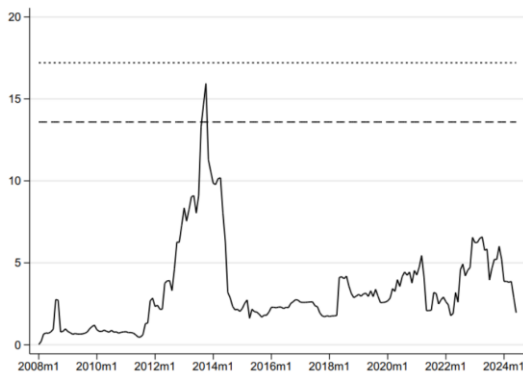
(H) $P_{KSU} \xrightarrow{GC} P_{PoA}$



(J) $P_{ROS} \xrightarrow{GC} P_{CWB}$



(K) $P_{ROS} \xrightarrow{GC} P_{PoA}$



Fonte: Resultados da pesquisa.

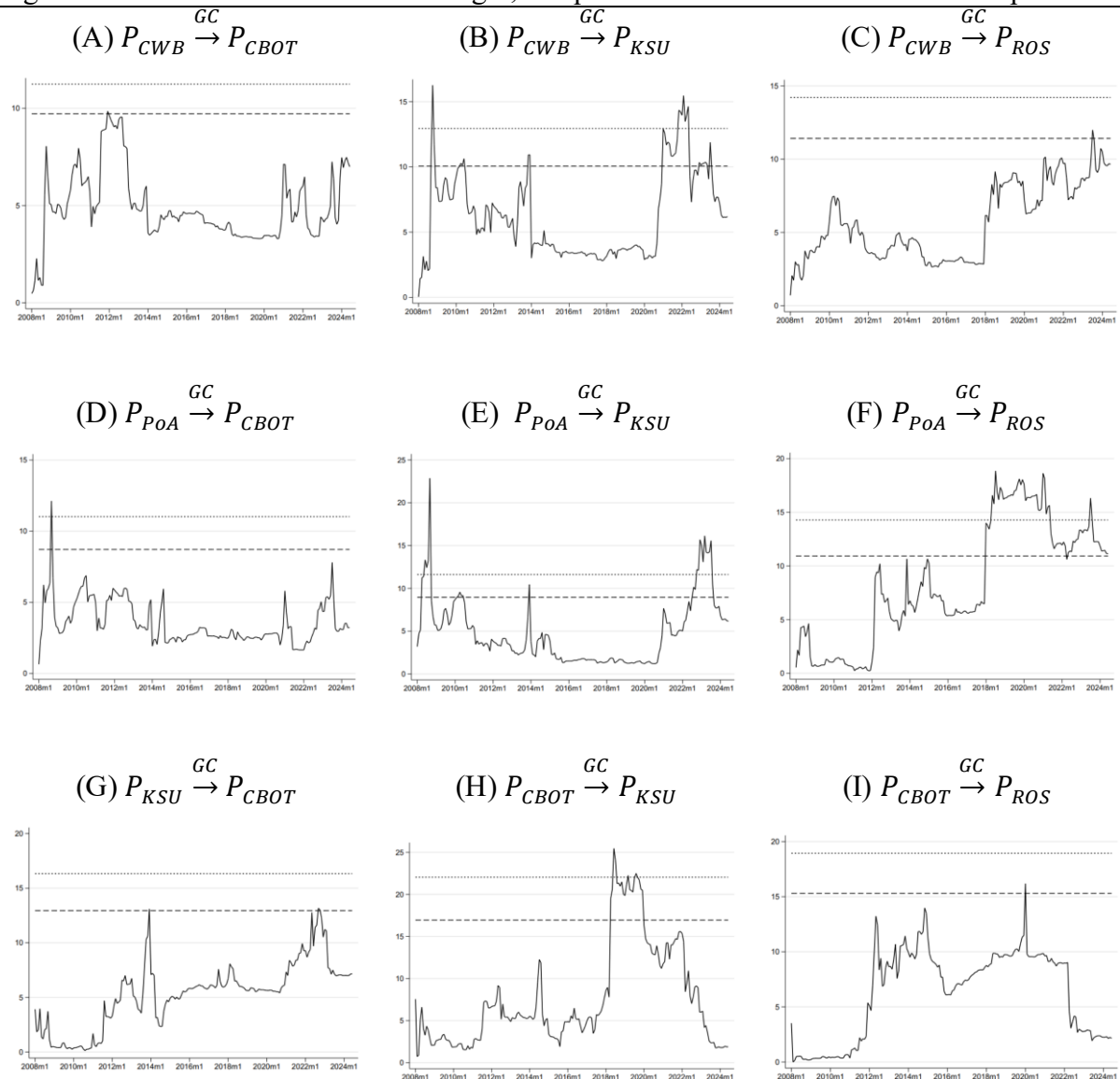
Nota: as linhas tracejadas representam os valores críticos empíricos de 10% e 5% (linhas inferior e superior, respectivamente), obtidos via distribuição bootstrap.

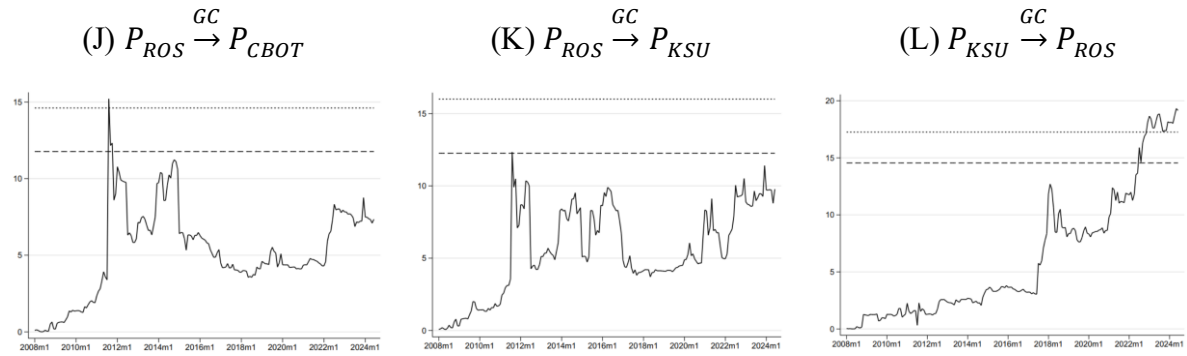
Conforme a Figura 3, o preço do trigo em Chicago, em nenhum momento, sofreu efeito dos preços do trigo cotados em Curitiba e Kansas, ao passo que é causado pelo preço dessa *commodity* em Porto Alegre no final de 2008, e em Up River, em 2012. Por sua vez, o preço do trigo na Bolsa do Kansas é influenciado pelos preços dessa *commodity* no Brasil e na CBOT. É observado que os preços na CBOT causam os preços no Kansas, entre o final de 2018 a início de 2020 e em 2022.

Os preços do trigo em Curitiba causam os preços no Kansas em diversos momentos pontuais ao longo da série temporal: início de 2009, final de 2020 e meados de 2022. O mesmo acontece com a influência dos preços do trigo em Porto Alegre nos preços do trigo no Kansas: ocorre influência causal no início de 2009 e entre 2022 e 2023. Não existe causalidade dos preços de Up River no Kansas.

Por sua vez, é constatado que existe causalidade entre os preços de Porto Alegre e Up River entre o final de 2018 a junho de 2024. Do mesmo modo, existem efeitos do preço do trigo no Kansas, no preço do trigo em Up River do final de 2022 a junho de 2024.

Figura 3 – Teste de causalidade de Granger, em que as variáveis internacionais são dependentes





Fonte: Elaborado pela autora.

Após a desmonopolização na formação de preços do mercado tríticola no Brasil, as cotações praticadas no país passaram a se formar de fora para dentro, ou seja, as cotações nacionais são determinadas a partir das cotações internacionais, via paridade de importação. Entretanto, esse impacto é dependente do comportamento da taxa de câmbio no Brasil, que pode elevar ou reduzir o preço externo quando convertido para a moeda local (*o que influencia o preço do trigo no mercado brasileiro*, 2023). De acordo com Bender Filho *et al.* (2013), a quantidade de trigo importada pelo Brasil sofreu uma influência negativa dos preços externos, e que as desvalorizações cambiais aumentam as importações.

Nesse novo cenário, com a manutenção da dependência de importações para atender ao consumo interno, o comportamento dos preços internacionais tornou-se um dos principais fatores na formação de preços no mercado brasileiro. Nesse sentido, a análise dos preços no mercado interno normalmente começa com o mapeamento dos principais fornecedores e compradores de trigo no mundo e com o entendimento detalhado do nível de abastecimento doméstico, uma vez que a relação estoque/consumo consiste no principal indicador dos mercados agrícolas.

Existe uma alta correlação entre os preços nas Bolsas de Chicago/Kansas, na Argentina e no Brasil. Mais de 95% das importações brasileiras de trigo vêm dos países do Mercosul, especialmente da Argentina. Conforme estudo de Machado e Freitas (2010), existe transmissão de preços entre Estados Unidos/Brasil e entre Estados Unidos/Argentina, mas não se pode afirmar que existe uma transmissão de preços entre Argentina/Brasil. Isso sugere que, embora os preços do trigo brasileiro sejam baseados nos preços argentinos a curto prazo, o país que realmente determina os preços a longo prazo são os Estados Unidos. Tabosa, Irffi e Castelar (2017) observaram que os preços mundiais do trigo são determinados inicialmente na Bolsa de Chicago e que os outros mercados seguem sua tendência, primeiro ocorrendo mudanças em

Chicago, depois em Kansas, e somente depois, nos mercados argentino e brasileiro, visto que esses dependem das cotações de Chicago para o comércio internacional.

Esses resultados corroboram, em parte, com as evidências encontradas na presente pesquisa, uma vez que foi verificado que os preços determinados na Bolsa de valores de Chicago possuem influência sobre os preços em Kansas e que este, por sua vez, influencia os preços brasileiros e argentino. No entanto, os preços de Up River causaram efeitos apenas na CBOT e os preços na CBOT não demonstraram influência direta nos demais mercados, além do Kansas. Como as produções nos três países acontecem em diferentes períodos, a sazonalidade de oferta e preços em cada mercado deve ser levada em conta.

2.4 Considerações finais

Quanto às estimações realizadas para o mercado da soja, os resultados obtidos evidenciam que o preço da soja em Mato Grosso é uma variável importante na determinação do preço da soja, tanto no Paraná e em Goiás, como dos preços cotados na Bolsa de Chicago, resultado esperado, dada a importância desse estado para o contingente produtivo do país. A sazonalidade e o volume significativo de produção exercem um impacto direto sobre a oferta nacional, influenciando as transações comerciais em várias regiões do Brasil.

É evidenciado, ademais, que os valores estabelecidos na Bolsa de Valores de Chicago nem sempre exercem influência direta sobre os preços de comercialização no mercado brasileiro. Tal constatação contraria as expectativas comumente delineadas na literatura, que pressupõem o Brasil como tomador preços e com sólida correlação com as cotações na CBOT. Contudo, a presença de diversos outros fatores determinantes, tais como o prêmio, encargos portuários, despesas de transporte, custos operacionais e demais encargos, pode atenuar ou camuflar o impacto da CBOT sobre os preços domésticos.

No que tange às análises realizadas para o mercado do trigo, é evidenciada uma complexa interação entre os mercados. Os preços em Porto Alegre, por exemplo, demonstraram uma influência significativa sobre os preços em mercados internacionais, como Kansas, Up River e Chicago, mas não sobre os preços em Curitiba. Isso sugere que, apesar da proximidade geográfica, os mercados regionais brasileiros podem ser mais influenciados por fatores externos do que por preços domésticos em outras regiões do país. Esse comportamento sublinha a importância do processo de globalização e da integração dos mercados no contexto da precificação de *commodities* agrícolas.

Ademais, os resultados destacam a importância de considerar múltiplas dimensões na análise de mercados dessa *commodity*. A interação entre mercados regionais e internacionais, evidenciada pelas relações de causalidade encontradas, sugere que políticas e decisões empresariais no setor agrícola devem ser baseadas em uma compreensão detalhada dessas heterogeneidades. A influência de fatores externos, como condições climáticas e políticas econômicas de países exportadores, deve ser considerada para antecipar movimentos de preços e mitigar riscos no mercado.

Apesar dos importantes resultados aqui reunidos, este estudo possui algumas limitações, visto que, para as duas *commodities*, a análise se conteve aos principais estados produtores, desconsiderando as regionalidades e particularidades de cada um. Portanto, sugere-se que pesquisas futuras investiguem os efeitos dos preços da soja e do trigo nos demais estados produtores no Brasil, para compreender a amplitude do seu impacto no mercado nacional. Especificamente para a soja, sugere-se uma análise que englobe os principais produtores do MATOPIBA, região que vem se destacando no cultivo de grãos.

Ainda que o teste de causalidade de Granger, variante no tempo, seja potente para o entendimento das heterogeneidades de preços, o método não permite inferências sobre relações causais estruturais, mas apenas sobre padrões de previsibilidade estatística, sendo sensível à escolha do tamanho da janela e à qualidade das séries temporais. Portanto, esse poderia ser corroborado com um teste de quebras estruturais, com o intuito de identificar mudanças na estrutura das séries analisadas.

Outrossim, sugere-se pesquisas que busquem entender as estratégias de gestão de risco e de precificação adotadas pelos produtores e agentes do mercado de *commodities* agrícolas no Brasil, considerando a complexidade dos fatores que influenciam os preços e as possíveis abordagens para mitigar os impactos das volatilidades nos mercados locais e internacionais.

3 CONVERGÊNCIA DE PREÇOS NOS MERCADOS DE TRIGO DO BRASIL, DOS ESTADOS UNIDOS E DA ARGENTINA

O cultivo de trigo representa cerca de 30% da produção mundial de grãos, face a importância dessa cultura na alimentação humana, estruturando-se como um produto amplamente comercializado em aspecto global.

Nesse sentido, no Brasil, a cultura do trigo e seus derivados tem grande influência na composição final do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), índice oficial da inflação no país (Margarido, 2019). No entanto, dadas as condições edafoclimáticas do país, a produção brasileira desse grão se restringe à região sul do país, especialmente aos estados do Paraná e Rio Grande do Sul, e os moinhos acabam por depender da importação para atender à demanda nacional (Tabosa; Castelar, 2018).

Até o início dos anos 1990, os preços internos do trigo no Brasil eram influenciados por uma política que concedia ao Estado, por meio do Banco do Brasil, o monopólio sobre a importação, aquisição doméstica e venda da *commodity* para moagem. Em 1991, essa exclusividade foi desintegrada, permitindo a liberação do comércio e uma mudança no regime tarifário, que incluiu a redução gradual das tarifas de importação e a isenção tarifária para o trigo proveniente da Argentina e dos Estados Unidos (Margarido, 2019; Tabosa; Castelar, 2018). Dessa forma, os preços do trigo e seus derivados passaram a ser determinados pelas variações nos preços internacionais, que são cotados nas bolsas de valores.

Nesse contexto, a Argentina se apresenta como o principal país exportador de trigo para o Brasil, sobretudo por meio da União Aduaneira (MERCOSUL) e devido à proximidade com o Brasil (Margarido *et al.*, 2007). Essa proximidade geográfica entre os países representa uma vantagem que permite entender em que proporção se manifesta a influência do país platino nos preços cobrados pelos tricultores brasileiros (Barros *et al.*, 2014). Não obstante, os Estados Unidos apresentam a maior produção de trigo da América. Decerto, a relação entre os preços cotados nos EUA permite entender se existe transmissão entre os preços brasileiros, assim como ocorre com os preços argentinos, que possuem impacto direto nos preços do grão no Brasil. Cabe ressaltar que a Bolsa de Valores de Chicago (CBOT) é o maior centro de comercialização do mundo no que se refere a um diverso leque de *commodities* agrícolas (Barros *et al.*, 2014).

Logo, torna-se perceptível a importância da análise de integração de mercado, porque evidencia a transmissão de políticas macroeconômicas externas e o nível de independência entre os preços, o que interfere diretamente na formação do preço brasileiro (Barrett, 2005). Um

método notavelmente utilizado em estudos sobre integração de mercados é o teste de convergência de preços entre mercados (Buseti; Fabiani; Harvey, 2006).

A gênese do conceito de convergência advém do modelo de crescimento neoclássico de Solow (Solow, 1956), posteriormente incrementado por Baumol (1986), e Barro e Sala-i-Martin (1992). Basicamente, a convergência pode ser categorizada em convergência absoluta, convergência condicional e convergência de clubes. Especificamente, a convergência de clubes indica que um grupo de economias com condições e características estruturais similares tende a alcançar o mesmo estado estacionário.

Diversas metodologias foram desenvolvidas a fim de testar a existência de clubes de convergência, no entanto, diferentes autores, que trataram essencialmente da área agrícola, utilizaram a metodologia proposta por Phillips e Sul (2007), que permite identificar clubes de convergência sob a hipótese de distintos tipos de heterogeneidade⁴.

O método proposto por Phillips e Sul (2007) é especialmente adequado para variáveis, como os preços agrícolas, pois conceitos de convergência absoluta e de convergência aleatória ou determinística podem ser muito rigorosos. Os testes de convergência estão intimamente ligados à integração dos mercados agrícolas, buscando avaliar a correlação no comportamento desses mercados (Tabosa *et al.*, 2020).

A fim de dar sequência à análise do processo de convergência dos preços agrícolas, a presente pesquisa utiliza a metodologia de análise de séries temporais de Phillips e Sul (2007), para estudar o comportamento do preço do trigo vigente nos estados do Paraná e do Rio Grande do Sul, os dois maiores produtores tritícolas do país, e dos preços do trigo praticados no mercado argentino de Rosário e nos mercados americanos de Kansas e Chicago (CBOT). Em particular, este estudo testa a hipótese de convergência ou formação de clubes de convergência de preços em cada região analisada, tendo em vista as possíveis diferenças tecnológicas existentes entre as regiões.

Como objetivos específicos, esta pesquisa busca: a) investigar a existência de convergência β e σ (absoluta ou condicional), ou seja, testar a hipótese de convergência, caso os preços do trigo inicialmente mais baixos cresçam mais rapidamente; e b) testar a hipótese da existência de clubes de convergência.

Este capítulo é dividido em quatro outras seções, além desta introdutória: a segunda seção é destinada à descrição dos clubes de convergência; na terceira, os procedimentos

⁴ Vide Albuquerque *et al.* (2022); Penna e Linhares (2013); Tabosa, Irffi e Penna (2013); e Spohr e Freitas (2011).

metodológicos são detalhados; na quarta, os resultados são analisados e discutidos; por fim, apresentam-se as principais conclusões do trabalho.

3.1 Clubes de convergência

A teoria padrão acerca do crescimento econômico compreende a convergência como a hipótese de que países com renda per capita menor tendem a alcançar o mesmo estado estacionário que os países mais ricos (Durlauf; Johnson, 2010; Tomal, 2024). A literatura empírica de crescimento discorre sobre dois tipos distintos de convergência: σ -convergência e β -convergência.

A convergência absoluta (β) define que os países convergem entre si no longo prazo, independentemente de suas características iniciais, ou seja, todos seguem para o mesmo estado estacionário. Por outro lado, a convergência condicional (σ) aponta que países com características distintas caminham para diferentes estados estacionários. Sob essas vertentes, diversas pesquisas (Baumol, 1986; Bernard; Durlauf, 1995; Barro; Sala-i-Martin, 1992; Lee; Pesaran; Smith, 1997; Luginbuhl; Koopman, 2004) buscaram contribuir para o desenvolvimento de metodologias para testes de convergência e para a análise empírica da hipótese de convergência, em diversos países e em outras unidades de estudo (Du, 2017).

Independentemente do tipo de convergência, existe o consenso de que não ocorre convergência para todas as economias do mundo (Tomal, 2024), e foi sob essa ótica que surgiu a preocupação acerca da possível existência de clubes de convergência (Du, 2017). Em seu artigo seminal, Baumol (1986) foi o primeiro autor a discutir que as economias podem se agrupar em clubes de convergência, os quais se movimentam em direção a um estado estacionário específico dentro do grupo. De acordo com Quah (1996, 1997), o teste de clubes de convergência corresponderia à análise da convergência absoluta em países que detêm atributos estruturais semelhantes.

Dessa forma, diversos pesquisadores se debruçaram sobre o desenvolvimento de métodos dinâmicos para testar a hipótese de clubes de convergência, comumente implementados a partir de testes de raiz unitária (Durlauf; Johnson; Temple, 2005). Durlauf e Johnson (1995) aplicaram um método de árvore de regressão para classificar os países em subgrupos. Bernard e Durlauf (1995, 1996) e Hobijn e Franses (2000) empregaram técnicas de séries temporais fundamentadas no conceito de convergência estocástica, que se verifica quando a diferença entre as rendas de uma economia e de uma economia referencial segue um processo estacionário (Tomal, 2024).

Phillips e Sul (2007) propuseram a abordagem do teste de regressão “log t” a fim de testar a hipótese de convergência, baseada em um modelo não linear e variável no tempo (Du, 2017), ao mesmo tempo em que demonstraram que os testes padrão de painel de raiz unitária e equações de regressão transversal não são adequados para estudar a hipótese de convergência sob tecnologia heterogênea (Tomal, 2024). Essa nova abordagem tem como base o tradicional modelo de crescimento de Solow, mas com o acréscimo de considerar as heterogeneidades no progresso técnico e na velocidade de convergência. As propriedades da abordagem de Phillips e Sul (2007) permitem que esse método seja utilizado em diversos campos de estudo científico.

Essencialmente no que diz respeito ao ramo agrícola, o método de Phillips e Sul (2007) tem sido utilizado em diferentes estudos. Penna e Linhares (2013) aplicaram a metodologia de Phillips e Sul (2007) para identificar clubes de convergência na agricultura dos estados brasileiros, sugerindo a formação de três grupos e convergência β . Tabosa, Irffi e Penna (2013) partiram da mesma metodologia para o processo de convergência de preços, no mercado brasileiro de milho, e constataram que os preços não convergem para um mesmo nível comum, com a formação de dois clubes de convergência. Por sua vez, Albuquerque *et al.* (2022) utilizaram da metodologia supracitada para testar a hipótese de convergência e/ou formação de clubes nos preços do boi gordo, nos maiores estados produtores do Brasil e, nesse caso, identificaram somente um clube de convergência, no qual todos os estados seguem para o mesmo estado estacionário.

Zhang *et al.* (2020) utilizaram a metodologia de Phillips e Sul (2007) para entender a variação da produtividade do trigo em 48 países compreendidos na iniciativa *Belt and Road* (BR) e a possível formação de clubes. Os autores detectaram a formação de três clubes distintos, além de compreenderem com acuidade que a elevação da temperatura e o incremento de fertilizantes contribuem para uma maior probabilidade de os países convergirem para um clube de alta produtividade.

3.2 Metodologia

Essa seção reúne a descrição e respectivas fontes dos dados empregados nessa pesquisa, assim como a apresentação do método aplicado.

3.2.1 Dados e fonte da informação

Os dados utilizados neste estudo são de origem secundária, referentes aos preços FOB (*Free on Board*) internacionais mensais da tonelada (1.000 kg) de trigo, na Bolsa de Valores de Chicago (P_{CBOT}), na Kansas City Southern (P_{KSU}), no porto Up River, determinado na Bolsa de Comercio de Rosário/ARG (P_{ROS}) e dos preços mensais da tonelada de trigo comercializada nas cidades de Curitiba/PR (P_{CWB}) e Porto Alegre/RS (P_{PoA}), todos coletados na plataforma Safras & Mercados.

A série analisada compreende o período de janeiro de 2004 a junho de 2024, intervalo para o qual há informações disponíveis à época da redação deste capítulo e que engloba questões relevantes, tais como: o *boom* de *commodities*, a crise do subprime, a crise macroeconômica de 2014 na economia brasileira e a Covid-19. As variáveis nacionais foram convertidas para dólares correntes. Uma vez em dólares americanos, todas as variáveis foram deflacionadas, considerando o índice de preços ao consumidor (IPC) americano.

3.2.2 Método aplicado

A metodologia do teste log t, desenvolvida por Phillips e Sul (2007), é capaz de identificar a formação de clubes de convergência nos mercados nacionais e internacionais de trigo, entre janeiro de 2004 e junho de 2024, sob a hipótese de diferentes tipos de heterogeneidade.

Dadas as disparidades econômicas e de outras particularidades existentes entre as regiões aqui estudadas (Kansas, Chicago, Up River, Curitiba e Porto Alegre), capazes de influenciar no desempenho agrícola dessas regiões, essa metodologia é considerada adequada para investigar a convergência no mercado de trigo. Cabe ressaltar que, antes da aplicação do teste, os dados foram filtrados para remover o ciclo econômico, utilizando o filtro de suavização de Hodrick-Prescott (Hodrick; Prescott, 1997), conforme sugerido por Phillips e Sul (2007).

Seja X_{it} um painel de dados balanceado constituído pelo preço, em US\$/tonelada (base FOB) dos cinco mercados produtores de trigo aqui estudados, ao longo do período entre janeiro de 2004 e junho de 2024, em que $i = 1, \dots, N$ denota o mercado produtor e $t = 1, \dots, T$ o tempo, em meses. Phillips e Sul (2007) indicam que esse painel pode ser decomposto, de tal modo que X_{it} seja formado por um componente sistemático, a_{it} , e um transitório, g_{it} , como se segue:

$$X_{it} = a_{it} + g_{it} \quad (1)$$

A estratégia empírica dos autores reestrutura o painel de dados para distinguir os componentes comuns e idiossincráticos:

$$X_{it} = a_{it} + g_{it}t = \left(\frac{a_{it} + g_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = b_{it} \mu_t \quad (2)$$

Onde: μ_t consiste em um componente que estabelece uma trajetória comum de crescimento do preço; e b_{it} compreende um elemento idiossincrático variante no tempo, com capacidade de mensurar os efeitos individuais de transição.

Nesse sentido, existe a possibilidade de testar a convergência de longo prazo ($t \rightarrow \infty$), sempre que a heterogeneidade não observável se disperse ($g_{it} \rightarrow g_i$). Não é possível realizar inferências sobre o comportamento de b_{it} sem a aplicação de restrições em sua dinâmica, uma vez que o número de parâmetros desconhecidos em b_{it} se iguala ao número de observações.

Uma modelagem alternativa para os elementos de transição pode ser derivada da construção de um coeficiente de transição relativo, h_{it} :

$$h_{it} = \frac{\hat{x}_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{x}_{it}} = \frac{b_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{it}} \quad (3)$$

Onde $\hat{x}_{it}$ compreende o preço sem o componente de ciclos econômico. Dessa forma, as curvas delineadas por h_{it} descrevem uma trajetória de transição relativa e, simultaneamente, medem o quanto o preço i se desloca, no que tange à trajetória de crescimento comum, μ_t . Assim, h_{it} pode divergir entre os preços do trigo no mercado em curto prazo, mas consente convergência no longo prazo sempre que $h_{it} \rightarrow 1, \forall i$ quando $t \rightarrow \infty$. É válido ressaltar que, em caso de ocorrência de tal fato, no longo prazo, a variância *cross-section* de h_{it} convergirá para zero, isto é:

$$\sigma_t^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \rightarrow 0, \text{ quando } t \rightarrow \infty \quad (4)$$

Pautados nessa modelagem, Phillips e Sul (2007) elaboraram uma análise de convergência baseada no teste log t. Os autores tomam que os coeficientes de transição são tendências estocásticas lineares e aceitam heterogeneidade entre as trajetórias temporais do preço. Para modelar esses coeficientes, propõe-se uma forma semiparamétrica:

$$b_{it} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{it}}{L(t)t^\alpha} \quad (5)$$

Onde: $L(t)$ compreende uma função *slowly varying* crescente e divergente no infinito (SV); $\xi_{it} \sim i.i.d(0,1)$; α consiste na taxa de queda da variação nas unidades transversais ao longo do tempo e $\sigma_i > 0$ e $t \geq 1, \forall i$. Observe que $L(t) \rightarrow \infty$ quando $t \rightarrow \infty$ e essa formulação assegura que $b_{it} \rightarrow b_i, \forall \alpha \geq 0$, o que garante a convergência caso $b_{it} \rightarrow b_i$ e divergência, caso contrário.

Logo, existem duas condições para convergência do modelo:

- i) $\lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} = b \leftrightarrow b_i = b \text{ e } \alpha \geq 0$ e
- ii) $\lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} \neq b \leftrightarrow b_i \neq b \text{ ou } \alpha < 0$.

É factível instituir um teste que possui como hipótese nula (H_0) a existência de convergência, ao passo que a alternativa (H_A) contempla a não convergência. Assim, teremos:

$$H_0: b_i = b \text{ e } \alpha \geq 0$$

$$H_{Ai}: \begin{cases} H_{A1}: b_i = b, \forall i \text{ e } \alpha < 0 \\ H_{A2}: b_i \neq b, \text{ para algum } i \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ ou } \alpha < 0 \end{cases}$$

Ademais, a formação de clube de convergência também pode ser testada a partir dessa estratégia. Em caso de existência de dois clubes (G_1 e G_2), por exemplo, a hipótese alternativa pode ser testada da seguinte forma:

$$H_A: b_{it} \rightarrow \begin{cases} b_1 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_1 \\ b_2 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_2 \end{cases}$$

A hipótese é testada a partir da seguinte regressão, ao supor $L(t) = \log t$:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + \mu_t \text{ para } t = T_0, \dots, T \quad (6)$$

Onde: H_1/H_t compreende a relação de variância *cross-section* encontrada através de $H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_t - 1)^2$ e $h_{it} = \hat{w}_t / N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_t$. Sob a hipótese nula, é possível testar o processo de convergência baseado na significância estatística dos coeficientes estimados na Equação 6, calculada com base em um teste t unilateral robusto à autocorrelação e à heterocedasticidade. Rejeita-se a hipótese nula de convergência, caso $t_{\hat{\beta}_i} < -1,65$ (nível de significância de 5%). Caso a hipótese de convergência seja rejeitada para a amostra geral, o esquema de teste é replicado para os subgrupos, seguindo o procedimento de teste do mecanismo de cluster, sugerido por Phillips e Sul (2007).

Ademais, para que os resultados não sejam fortemente influenciados pelas observações iniciais, os autores sugerem que a regressão definida em (6) seja estimada somente após o descarte de uma fração amostral. Phillips e Sul (2007) assinalam, baseados em simulações de

Monte Carlo, que as propriedades ideais, no que diz respeito a tamanho e poder, serão obtidas após o descarte de um terço das observações iniciais, aproximadamente.

3.3 Resultados e discussão

Essa seção é dedicada à apresentação dos resultados obtidos ao longo da análise. Primeiro é apresentada a estatística descritiva das variáveis utilizadas, seguida pelo teste de clubes de convergência.

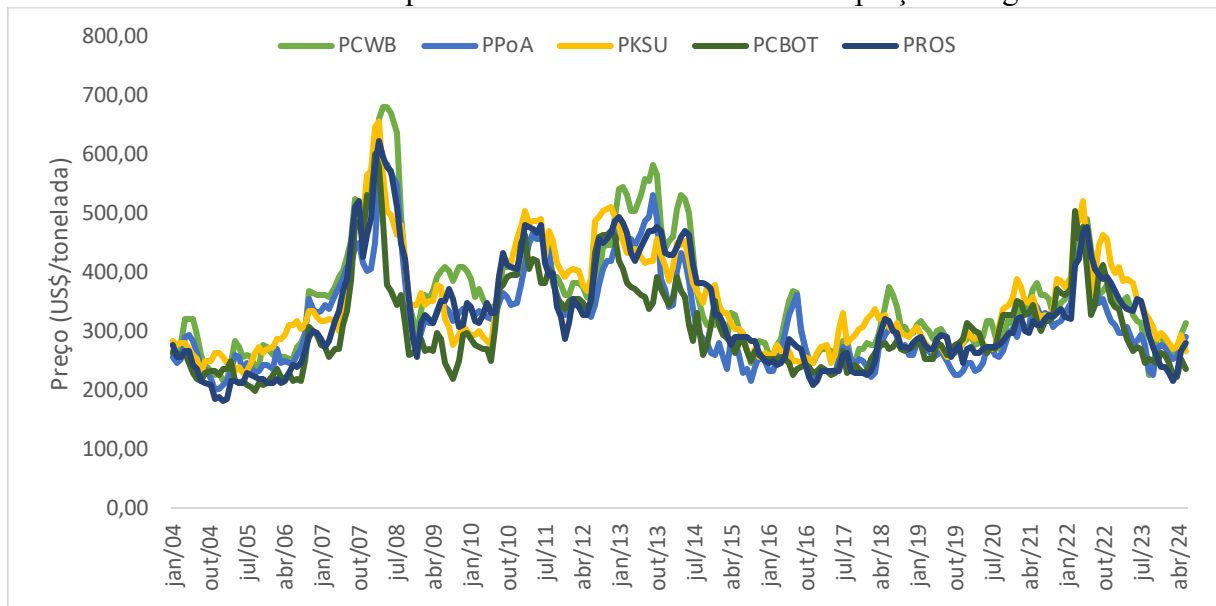
3.3.1 Estatísticas descritivas

Inicialmente, discorre-se acerca do comportamento das variáveis utilizadas, bem como das estatísticas descritivas dos dados. O Gráfico 3 apresenta a dinâmica comportamental das séries do preço do trigo, em US\$/Tonelada, para as séries brasileiras e para os preços praticados em Chicago, Kansas e Up River.

Na análise da trajetória desses preços, as séries apresentam movimentos semelhantes, com oscilações acentuadas ao longo do período. É observado um pico de elevação nos preços nacionais e internacionais entre os anos de 2007 e 2008. Além de outros fatores inerentes à dinâmica da produção agrícola, esse período de alta possui relação com a crise financeira internacional desencadeada ao final de 2007, que ocasionou maior especulação nos mercados agrícolas e a transferência de elevadas quantias para posições vinculadas a ativos do setor agropecuário (Belik; Capacle Correa, 2013).

Um segundo pico de elevação é observado entre 2021 e 2022, impulsionado por fatores como a pandemia, os problemas na cadeia logística e a guerra na Ucrânia, que afetou diretamente a oferta mundial de grãos. Após esses picos, os preços recuam, mas permanecem acima dos níveis observados no início da série.

Gráfico 3 – Comportamento das séries estaduais do preço do trigo



Fonte: Elaborado pela autora.

Os resultados apresentados na Tabela 4 mostram que a maior média de preços (US\$ 354,58/T) foi registrada na cidade de Curitiba (P_{CWB}) e a menor média foi apurada nos preços cotados pela CBOT (US\$ 306,18/T). O maior preço da saca de trigo foi observado em Curitiba (US\$ 680,71/T), ao passo que o menor valor foi comercializado em Up River (US\$ 181,76/T). A variabilidade dos preços, medida pelo coeficiente de variação (CV), expõe que os preços brasileiros são menos estáveis que os preços cotados internacionalmente.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Observações	Média	CV (%)	Mínimo	Máximo
P _{CWB}	246	354,58	26,67	216,01	680,71
P _{PoA}	246	318,65	25,09	200,69	583,66
P _{CBOT}	246	306,18	24,68	198,76	601,08
P _{KSU}	246	347,89	24,25	226,08	656,44
P _{ROS}	246	326,97	27,63	181,76	623,10

Fonte: Resultados da pesquisa.

3.3.2 Clubes de convergência

Ao analisar o preço do trigo a partir do teste log-t exposto na Tabela 5, verifica-se a rejeição da hipótese de convergência global, uma vez que a análise do t-valor mostra $t_{\hat{\beta}_1} = -7,194 < -1,65$, indicando a existência de convergência condicional com a possível formação de clubes. A segunda análise aponta a formação de dois clubes. O primeiro é formado por

Curitiba e Porto Alegre e apresenta $t_{\hat{\beta}_1} = 1,377$, que é maior que o padrão de referência ($t_{\hat{\beta}_i} < -1,65$), necessário para a rejeição da hipótese de que esses mercados convergem para um estado estacionário comum. Isso é observado para o segundo clube, formado pelos mercados de Kansas, Chicago e Up River, em que $t_{\hat{\beta}_1} = 1,377 > -1,65$, o que indica que esse grupo de mercados não pode ser dividido em subgrupos.

Analisando o resultado no tocante à economia agrícola, é possível inferir que esses mercados não estão totalmente integrados, bem-informados nem apresentam comportamentos semelhantes.

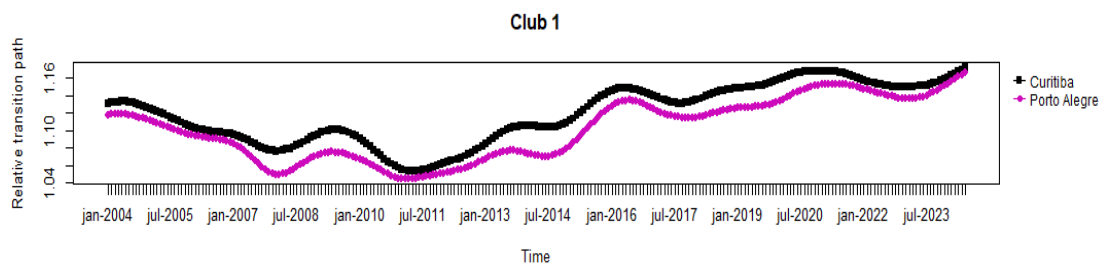
Tabela 5 – Convergência global e clubes de convergência identificados

Convergência global		$\hat{\beta}$	Erro padrão	t-valor	p-valor
		-1,002	0,139	-7,194	0,000
Clubes		$\hat{\beta}$	Erro padrão	t-valor	p-valor
Clube 1	CWB, PoA	0,246	0,178	1,377	0,916
Clube 2	KSU, CBOT, UP RIVER	0,189	0,524	0,362	0,641

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nas figuras 4, 5 e 6, são expostas as dinâmicas de transição para o estado estacionário condicionado aos dados de cada grupo. Especificamente, a Figura 4 retrata a dinâmica de transição dos mercados de Curitiba e de Porto Alegre, compreendidos no clube 1, separadamente. É evidenciado que ambos os mercados possuem uma dinâmica de transição inicialmente decrescente, mas que posteriormente se torna crescente.

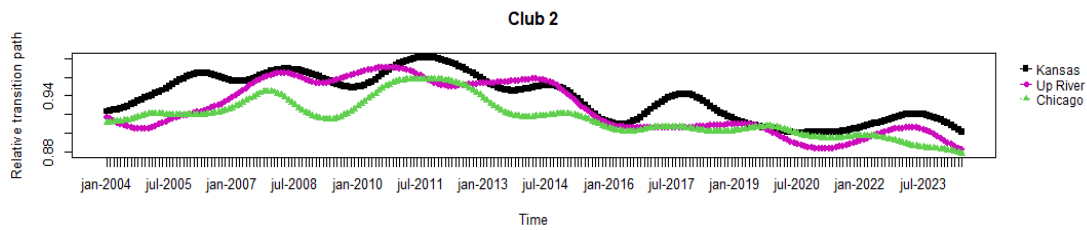
Figura 4 – Dinâmica de transição para o estado estacionário do clube 1



Fonte: Resultados da pesquisa.

Já a Figura 5 apresenta a dinâmica de transição do Kansas, Chicago e Up River, presentes no clube 2, evidenciando que esses mercados possuem uma dinâmica de transição decrescente.

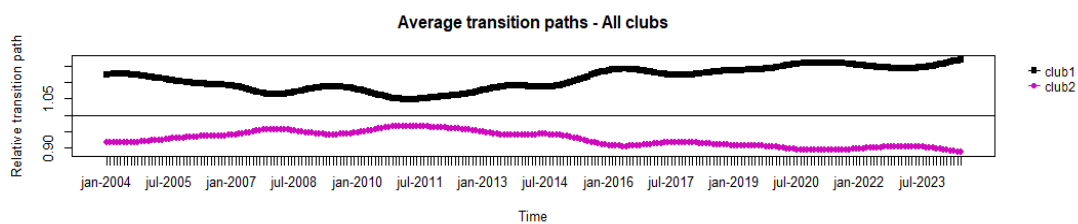
Figura 5 – Dinâmica de transição para o estado estacionário do clube 2



Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 6 reitera os resultados anteriormente observados na Tabela 2 e nas Figuras 1 e 2, ao demonstrar que ambos os clubes formados convergem para estados estacionários distintos, corroborando a hipótese de formação de dois clubes: um, formado pelos preços brasileiros do trigo; e outro, formado pelos preços americanos e argentino.

Figura 6 – Comparativo da dinâmica de transição entre os dois clubes formados



Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados aqui discutidos divergem dos encontrados por Barros *et al.* (2014), que identificaram evidências de integração com elevado grau de convergência entre os preços, e presença de custos de transação, ao analisarem os preços do trigo nos mercados da Argentina, Chicago (EUA), Curitiba (PR) e Porto Alegre (RS), entre 2004 e 2012, a partir de testes de raiz unitária em séries temporais. Possivelmente, a extensão do intervalo de tempo analisado no presente estudo contribuiu para a captação de dinâmicas comportamentais mais recentes no mercado tritícola.

É válido ressaltar que o Brasil, além de todo o contexto histórico que permeia a produção tritícola nacional, não detém elevadas produções do grão também devido a acordos firmados com a Argentina e os Estados Unidos. Assim, mesmo com a elevação da produção nacional, esta é insuficiente para suprir toda a demanda interna e cessar a importação. Desse modo, os preços médios de importação de trigo são relativamente constantes, ao passo que os preços de exportação do trigo brasileiro apresentam grandes variações e baixos volumes exportados (Coelho, 2021). A elevada variabilidade dos preços exportados também é constatada a partir da análise do coeficiente de variação exposto na Tabela 1.

Ainda, outra justificativa relevante concerne ao fato de o mercado brasileiro do trigo ser diretamente afetado pelos preços argentinos e americanos, especialmente os preços em Kansas e Chicago, conforme evidenciado por Margarido *et al.* (2007), Barros *et al.* (2014) e Tabosa e Castelar (2018). Portanto, dada a baixa produção tritícola nacional e o fato de que os preços brasileiros são primordialmente afetados pelas dinâmicas de preços internacionais, é compreensível que esses formem um clube distinto dos mercados com maiores níveis de produção e volume exportado.

No entanto, apesar de o Brasil ainda ser dependente de importações para o suprimento da demanda nacional, Klein e Luna (2024) pontuam que o país beira à autossuficiência na produção de trigo e já experimenta capacidade de exportação, sobretudo, devido à participação ativa do Estado, de empreendimentos privados e de instituições públicas de pesquisa, que, juntamente com os produtores, promoveram a adoção de práticas agrícolas mais eficientes e produtivas e a exploração de novas áreas para produção, como o Cerrado, o que fez o país alcançar rendimentos equivalentes àqueles observados nos Estados Unidos e superiores aos rendimentos argentinos, especialmente após a liberação do mercado.

3.4 Considerações finais

Esta pesquisa buscou analisar o comportamento do preço do trigo vigente nos estados do Paraná e do Rio Grande do Sul, os dois maiores produtores tritícolas do país, e dos preços do trigo praticados no mercado argentino de Rosário, e nos mercados americanos de Kansas e Chicago (CBOT), ao testar a hipótese de convergência ou formação de clubes de convergência de preços em cada região analisada.

Os resultados mostraram que os preços do trigo em Curitiba e Porto Alegre convergem para um estado estacionário comum, enquanto os mercados de Kansas, Chicago e Up River formam um segundo clube distinto. Essa diferenciação sugere que, apesar de a produção tritícola no Brasil ser influenciada por fatores internacionais, principalmente pelos preços nos Estados Unidos e Argentina, a dinâmica de preços nos mercados brasileiros segue um comportamento próprio devido às particularidades locais, como a necessidade de importação para suprir a demanda interna e a elevada variabilidade nos preços do trigo exportado.

Desse modo, ressalta-se a importância de políticas que incentivem a integração dos mercados e a redução das barreiras comerciais, de forma a aumentar a competitividade do setor tritícola no Brasil. Ademais, maiores investimentos em infraestrutura e tecnologia podem tornar

a produção mais eficiente e menos dependente de variações internacionais, promovendo maior estabilidade no preço do trigo brasileiro.

Apesar da relevância do presente estudo, algumas limitações precisam ser delimitadas: o corte temporal adotado, embora extenso, pode não captar totalmente as mudanças estruturais mais recentes no mercado internacional de trigo, especialmente após a intensificação dos fluxos de exportação do Brasil e as transformações nas políticas comerciais globais; a análise foi restrita a cinco mercados específicos (Curitiba, Porto Alegre, Kansas, Chicago e Up River), o que pode limitar a generalização dos resultados para outros mercados relevantes na cadeia global do trigo; a consideração de variáveis adicionais, como custos logísticos, políticas agrícolas de cada região e variações na taxa de câmbio poderiam exercer influência na formação dos preços e na dinâmica de convergência.

Como sugestões de pesquisas futuras, recomenda-se ampliar o escopo geográfico, ao incluir outros mercados produtores, como Rússia e países da União Europeia. Essas pesquisas também podem incorporar modelos que levem em conta variáveis macroeconômicas e institucionais, buscando compreender, de forma mais completa, os determinantes da convergência de preços. Por fim, outra interessante linha de pesquisa seria realizar uma análise comparativa entre o período pré e pós-guerra Rússia-Ucrânia, dois importantes mercados produtores de trigo, a fim de avaliar os impactos das recentes disrupções nas cadeias de suprimento globais sobre a dinâmica de formação de clubes de convergência.

4 ANÁLISE DA DINÂMICA DOS PREÇOS DO MILHO NO BRASIL NO EXTERIOR

O milho consiste em um dos três cereais mais cultivados no mundo, desempenhando papel significativo no agronegócio brasileiro, uma vez que é o segundo grão mais produzido no país, que se destaca como o terceiro maior produtor do mundo, atrás de Estados Unidos e China, e o segundo maior exportador mundial, atrás somente dos Estados Unidos e a frente da Argentina, que é a terceira maior exportadora dessa *commodity* (Coêlho, 2025).

Na safra 2023/24, o Brasil produziu 115.702,5 mil toneladas do grão em uma área de 21,05 milhões de hectares, sendo que o estado de Mato Grosso foi o maior produtor nacional, seguido pelos estados do Paraná e de Goiás. Para a safra 2024/25, é esperado que o país aumente a produção em 6,10%, em razão da recuperação de produtividade e do incremento de novas áreas para a segunda safra (CONAB, 2025). Essa cultura ganhou grande notoriedade e ocupa extensas áreas de cultivo em todo o território brasileiro devido a sua ampla capacidade de adaptação às diferentes condições edafoclimáticas do país, assim como sua abrangente variedade de finalidades, seja na alimentação humana ou animal, seja como matéria-prima na indústria (Galvão *et al.*, 2014).

Nas últimas décadas, o crescimento da demanda global por milho coincidiu com o aumento do consumo nos Estados Unidos e na China, que hoje se destacam como os maiores consumidores desse grão. Nos Estados Unidos, o aumento no consumo foi impulsionado pela produção de ração e etanol, enquanto na China a expansão do rebanho animal foi o principal fator determinante para a aceleração do ritmo das quantidades demandadas (Cruz; Moraes; Almeida, 2009). Do mesmo modo, a tendência do aumento da produção desse grão em nível mundial e nacional também advém em função da junção de fatores, como aumento do consumo de proteína animal, dos quais o milho compõe grande percentual da porção energética das rações e da expansão na produção e uso de etanol de milho (Brasil, 2024).

Dada a importância dessa *commodity* no mercado mundial, o entendimento acerca da formação do preço do milho compreende importante ferramenta utilizada no planejamento e avaliação das atividades agrícolas, posto que oscilações no preço do milho podem interferir e resultar em variações na receita dos produtores e nas despesas do consumidor (Beckmann; Santana, 2018).

O maior percentual do milho produzido no Brasil é destinado à exportação, sendo que os principais importadores do milho brasileiro se encontram relativamente descentralizados, com destaque para a China, União Europeia, Irã, Japão e Egito (Brasil, 2024). Os instrumentos dessa comercialização decorrem, sobretudo, através o mercado *spot* (à vista) ou do mercado

futuro, com intermédio de instituições financeiras, como a B3 e a Central de Custódia e Liquidação Financeira (CETIP), no Brasil. O preço do milho, cotado internacionalmente, possui a Bolsa de Valores de Chicago (CBOT) como principal referência para a definição dos preços dessa *commodity*, dada à alta concentração da oferta e da demanda dos principais países produtores e importadores nesse mercado (Cas, 2018).

Nesse contexto, o presente capítulo busca analisar a relação causal entre os preços do milho vigentes nos estados do Mato Grosso, Paraná e Goiás, os três maiores produtores de milho do país e dos preços do milho praticados na Bolsa de Valores de Chicago. Para tanto, utiliza-se do teste de causalidade de Granger, variante no tempo, elaborado por Shi, Philips e Hurn (2018) e Shi, Hurn e Philips (2020), e sistematizado por Baum, Hurn e Otero (2022). Esse método possui elevada aceitabilidade, uma vez que não é associado a padrões estruturais específicos, sujeito unicamente à natureza estocástica das variáveis, e distingue-se do método tradicional de causalidade de Granger ao incorporar uma estratégia que varia ao longo do tempo, permitindo a identificação de pontos de causalidade ou a ausência dela ao longo da série temporal analisada.

Dada a significância da produção de milho na economia do Brasil, em virtude do uso dessa cultura como matéria-prima para diversos produtos na alimentação humana, animal e na indústria, o que desencadeia notável participação no cenário econômico do país, e em virtude da relevância estratégica dos estados de Mato Grosso, Paraná e Goiás na produção do milho nacional e da influência da CBOT, na determinação de preços de *commodities* agrícolas, diferentes autores (Santos *et al.*, 2007; Cruz Júnior; Capitani; Silveira, 2018; Caldarelli; Bacchi; 2012) debruçaram-se em compreender a possível relação que existe entre os preços praticados nesses mercados produtores.

Especificamente quanto às análises envolvendo causalidade no contexto de produtos agrícolas, este estudo se diferencia dos demais ao buscar compreender a relação entre os mercados do milho, a partir de uma análise pioneira da causalidade de Granger variante no tempo para produtos agrícolas no Brasil, dado que é verificado que a literatura usualmente utiliza o método de causalidade tradicional⁵.

Esse capítulo é dividido em quatro outras seções, além desta introdutória: a segunda seção é destinada à contextualização do comportamento do mercado do milho; a terceira seção compreende a base de dados e a descrição do método utilizado; a quarta seção é dedicada à

⁵ Vide: Cakir e Kaya (2023); Li, Luo e Guo (2024); Tiwari, Nasreen e Iqbal (2021).

apresentação e discussão dos resultados; e a quinta e última seção se destina às considerações finais.

4.1 Comportamento do mercado do milho no Brasil

A produção do milho é composta por uma cadeia de produção logística e agroindustrial complexa, que envolve desde a produção agrícola até a distribuição e comercialização dos produtos gerados (Marins, 2021).

Ao longo dos últimos anos, ocorreram significativas mudanças no sistema de produção do milho, com destaque para a transição de uma agricultura de menor escala, majoritariamente em pequenas propriedades, com a utilização de insumos locais e pouca ou nenhuma mecanização agrícola, para uma produção agrícola de larga escala, dependente de insumos externos, como defensivos agrícolas, fertilizantes químicos e cultivares melhoradas, e que faz grande uso de mecanização. Essas mudanças foram substanciais para o aumento da eficiência e da produtividade nos cultivos (Galvão *et al.*, 2014; Beckmann; Santana, 2019).

Com todas essas mudanças no sistema de produção, no que se refere aos fatores de produção e proteção da produtividade, o Brasil passou a ocupar a posição de terceiro maior produtor e de segundo maior exportador de milho do mundo, saindo de um volume de produção de 9,1 milhões de toneladas em 1960, para 115,70 milhões de toneladas na safra 2023/24 (USDA, 2020; CONAB, 2025).

Até o ano 2000, a produção brasileira desse cereal era voltada principalmente para atender à demanda interna. No entanto, essa dinâmica sofreu alterações a partir de 2001, quando a queda acentuada dos preços no mercado interno incentivou os produtores brasileiros a direcionarem sua produção para o mercado externo, atraídos por preços mais competitivos, o que resultou no aumento das exportações de milho (Favro; Caldarelli; Camara, 2015). Entretanto, a falta de competitividade do milho brasileiro, afetado pela desvalorização cambial, em 2001, e a falta de uma base exportadora, dificultaram a inserção no mercado externo, naquele momento. Os embarques brasileiros de milho voltaram a prosperar a partir de 2004 (Caldarelli; Bacchi, 2012).

Destaca-se que o aumento da produção brasileira de milho é resultado da maior competitividade do Brasil, fomentada por fatores microeconômicos, como a elevação da rentabilidade, devido ao aumento dos preços recebidos pelos produtores e por fatores macroeconômicos, como a remoção de tarifas sobre produtos importados (Caldarelli; Bacchi, 2012). Ademais, o aumento da produção e da produtividade do milho no Brasil também está

relacionada a maior presença do grão no mercado internacional e à intensificação do cultivo do milho safrinha na região Centro-Oeste (Favro; Caldarelli, Camara, 2015). Por sua vez, o fato do plantio do milho safrinha ocorrer logo após a colheita da soja, e nas mesmas áreas, permite que essa safra desfrute de maiores produtividades, em virtude do aproveitamento dos fertilizantes residuais no solo desses locais de plantio (Reis *et al.*, 2016)

Historicamente, os períodos em que o preço do milho permaneceu mais elevado coincidem com os períodos de maior exportação. Tal fato aponta a influência do mercado externo na definição dos preços domésticos do grão (Favro; Caldarelli; Camara, 2015), diferente do cenário observado no início dos anos 2000, quando o Brasil possuía baixa expressão no mercado externo, e a formação do preço do milho era majoritariamente influenciada por fatores do próprio mercado, sendo pouco determinada pelas oscilações do mercado mundial desse grão (Chiodi, 2006; Caldarelli; Bacchi, 2012).

Por ser uma cultura de elevada produtividade, o milho está sujeito a variações de preço, e normalmente é comercializado através de contratos futuros ou venda antecipada. Frequentemente, os agricultores têm recorrido a esse tipo de negócio como forma de assegurar preços que, no mínimo, cubram os custos de produção e despesas extras. No entanto, os contratos nem sempre representam uma vantagem para o agricultor, que é a parte mais vulnerável da negociação (Tibulo; Tibulo, 2014).

Quanto à negociação de contratos futuros de milho, as Bolsas de valores mais comumente utilizadas consistem na americana Bolsa de Chicago (CBOT) e a Bolsa brasileira (B3). Normalmente, as negociações realizadas nessas bolsas servem como parâmetro para o mercado físico no Brasil, especialmente quanto aos preços (Marques; Mello; Martines Filho, 2008). Para mitigar os riscos de possíveis quedas de preços no mercado, os *hedgers* brasileiros que buscam proteger-se contra oscilações no mercado de milho também podem recorrer às negociações na Bolsa de Chicago. De acordo com Mattos Silveira (2018), os preços brasileiros nos mercados *spot* e futuros estabeleceram, recentemente, uma relação de volatilidade de longo prazo com os preços praticados na Bolsa de Chicago.

Dada a importância do milho para a economia brasileira, diferentes estudos dedicaram-se a analisar o comportamento deste mercado, sobretudo quanto ao preço. Santos *et al.* (2007) avaliaram a possível influência dos preços do milho cotados na Bolsa de Chicago (CBOT) sobre a média dos preços recebidos pelos produtores brasileiros, entre janeiro de 1996 a julho de 2006. Para tanto, os autores utilizaram os métodos de Causalidade de Granger e de cointegração. Como resultado, foi identificada relação unidirecional entre o preço externo e o preço doméstico, ou seja, existe impacto do preço internacional no preço interno.

Caldarelli e Bacchi (2012) investigaram a formação de preços do milho no Brasil e identificaram a influência de variáveis macroeconômicas, como a taxa de juros, na volatilidade de preços desse cereal, assim como a forte interação existente entre os mercados do milho e da soja, itens complementares em relação à oferta e demanda. Para tanto, os autores utilizaram um Modelo de Autoregressão Vetorial com Correção de Erros (VEC), com identificação a partir do procedimento de Sims-Bernanke.

Cruz Júnior, Capitani e Silveira (2018) verificaram a relação dos preços do milho e da soja entre o Brasil e os Estados Unidos, ao examinarem a transmissão de volatilidade entre os preços físicos e futuros nesses dois mercados, entre 1996 e 2014. Como resultado, os autores constataram que a relação de preços do milho entre esses dois países se tornou mais integrada a partir de 2007, para os mercados à vista e futuro, dado o aumento da demanda estadunidense por milho para a produção de etanol e o avanço da colheita do milho de inverno brasileiro, postulando-o como grande produtor mundial, a partir daquele ano.

Por sua vez, Sanches *et al.* (2024) avaliaram a transmissão de choques nos preços do milho sobre os preços ao consumidor final de produtos que utilizam o cereal como insumo, como carnes (frango, suína e bovina), ovos, leite e etanol. Utilizando o modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros Estrutural (SVEC), os resultados mostraram que choques positivos no preço do milho impactam todos esses produtos, com maior efeito sobre os preços dos ovos. A decomposição da variância indicou que, a partir do terceiro período, parcela significativa das variações dos índices de preços (IPCA) desses produtos é explicada por seus próprios choques, refletindo a persistente inércia inflacionária da economia brasileira. Diferenças na magnitude dos impactos foram atribuídas à importância do milho nas estruturas de custo e aos mecanismos de precificação das cadeias produtivas.

Quanto a metodologias de análise do preço do milho brasileiro, Tibulo e Tibulo (2014) realizaram uma comparação entre os modelos de séries temporais ARIMA e o de Alisamento Exponencial de Holt-Winters, aplicados à série histórica do preço médio mensal do milho no Rio Grande do Sul. A análise dos resultados indicou que o modelo aditivo de Holt-Winters apresentou desempenho superior em relação ao modelo ARIMA ajustado, proporcionando previsões mais precisas para o preço do milho.

Santos (2021) avaliou a eficácia de modelos de Redes Neurais Artificiais (RNAs), especificamente os modelos baseados em Redes Neurais BLSTM (Bidirectional Long Short-Term Memory) e MLP (Multilayer Perception), para previsão do preço do milho no estado do Paraná, entre 2011 e 2020, e identificou que os modelos utilizados forneceram estimativas confiáveis para o preço do milho.

4.2 Metodologia

Nesta seção, discorre-se acerca dos dados utilizados, de suas respectivas fontes e do método aplicado.

4.2.1 *Dados e fonte da informação*

As informações utilizadas neste capítulo compreendem dados de origem secundária, referentes aos preços mensais da saca (60 kg) do milho coletados na Bolsa de Chicago (P_{CBOT}) e dos preços mensais da saca de milho comercializados nos estados de Mato Grosso (P_{MT}), Paraná (P_{PR}) e Goiás (P_{GO}), provenientes do Agrolink. O período analisado compreende março de 2004 a julho de 2024, sendo o único com informações disponíveis. As variáveis nacionais foram convertidas para dólares correntes. Uma vez em dólares, as variáveis foram deflacionadas, considerando o índice de preços ao consumidor (IPC) americano.

4.2.2 *Método aplicado*

Os preços mensais da saca de 60 kg de milho, na Bolsa de Valores de Chicago (P_{CBOT}) e nos estados de Mato Grosso (P_{MT}), Paraná (P_{PR}) e Goiás (P_{GO}) estão sendo avaliados para designar se eles sofrem alterações ao longo do tempo em duas dimensões. A relação entre os preços é examinada para o período entre março de 2004 e julho de 2024.

A princípio, é preciso checar se as séries aqui analisadas atendem a condição de estacionariedade, uma vez que, caso essa condição não seja atendida, as estimativas obtidas podem ser inconsistentes ou enganosas. A estacionariedade pode ser averiguada a partir de testes de raiz unitária. Na presente pesquisa, são utilizados os testes t modificado de Dickey-Fuller (DF-GLS) e Phillips-Perron (PP). A quantidade máxima de defasagens das diferenças é designada via critério de Schwert (1989), a fim de evitar uma seleção arbitrária. A hipótese nula (H_0) dos testes DF-GLS e PP pontua que a série temporal possui raiz unitária e não é estacionário. No teste DF-GLS, existem duas hipóteses alternativas possíveis: i) o modelo é estacionário em relação a uma tendência temporal linear; e ii) é estacionário com uma média provavelmente não nula, mas sem tendência temporal linear (Elliott; Rothenberg; Stock, 1996).

Em seguida aos testes de raiz unitária, procede-se com o teste de causalidade de Granger, a fim de verificar se os mercados do milho são capazes de influenciar uns aos outros.

A proposta de Granger (1969) fundamentou a causalidade na capacidade de prever os valores futuros de uma série X_t a partir dos valores passados de outra série Y_t . Ao se considerar o histórico de todas as informações relevantes até o tempo $t - 1$, ilustrado por $H_{<t}$ e porque $P(X_t|H_{<t})$ compreende a previsão ótima de X_t dado $H_{<t}$. Y é causal para X se,

$$var [X_t - P(X_t|H_{<t})] < var[X_t - P(X_t|H_{<t} \setminus Y_{<t})] \quad (1)$$

Em que $H_{<t} \setminus Y_{<t}$ consiste na retirada dos valores de $Y_{<t}$ de $H_{<t}$.

Assim, a variância do erro de previsão é reduzida depois de inserido o histórico de Y . O delineamento de Granger é pautado na previsibilidade, mas não ratifica que Y causa X (efeito causal). Todavia, ao tomar que tais efeitos têm ordenação temporal, se Y possui a capacidade de prever X , então, possivelmente, a previsibilidade sugere causalidade, sob algumas suposições (Shojaie; Fox, 2022).

A hipótese de Granger foi respaldada na identificabilidade de um modelo linear único, que determina o vetor de variáveis no tempo t como $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{pt})^T$,

$$A^0 X_t = \sum_{k=1}^d A^k X_{t-k} + e_t \quad (2)$$

Em que, $A^0, A^1, \dots, A^d$ compreendem matrizes de defasagem $p \times p$, e d é a defasagem ou ordem, que pode ser infinita ou finita. A p -dimensionalidade do termo de erro, e_t , pode apresentar matriz de covariância diagonal ou não diagonal (Shojaie; Fox, 2022).

A forma genérica da Equação 2 é definida como um modelo VAR estrutural (SVAR), uma extensão do modelo VAR, e pode ser identificada sob certas limitações de parâmetros (Kilian 2013; Kilian; Lütkepohl, 2017; Shojaie; Fox, 2022). Esse modelo não é capaz de comprovar ou de refutar a ocorrência de efeitos causais.

Dado o seguinte modelo VAR(m) bivariado, sem perda de generalidade, na sua forma matricial:

$$Y_t = \prod X_t + e_t \quad (5)$$

Em que e e $Y_t = [Y_{1t} \ Y_{2t}]'$ são as séries temporais econômicas de interesse, $X_t = [Y'_{t-1} \ Y'_{t-2} \ \dots \ Y'_{t-m}]'$, $\Pi_{2 \times (2m+1)} = [\Phi_0 \ \Phi_1 \ \dots \ \Phi_m]$, com $\Phi_0 = [\phi_0^{(1)} \ \phi_0^{(2)}]'$ e $\Phi_k = \begin{bmatrix} \phi_{1k}^{(1)} & \phi_{2k}^{(1)} \\ \phi_{1k}^{(2)} & \phi_{2k}^{(2)} \end{bmatrix}$, para $(k = 1, 2, \dots, m)$ e e_t são termos de erro sem correlação serial, mas com indícios de heterocedasticidade.

A hipótese nula (H_0) da inexistência de Y_{1t} Granger causar Y_{2t} compreende a realização do teste de Wald, com o objetivo de testar a significância conjunta de $\phi_{1k}^{(2)}$ ($k = 1, 2, \dots, m$) (Baum, Hurn, Otero, 2022).

A estatística de Wald, heterocedasticamente robusta para testar a hipótese nula de ausência de causalidade de Y_1 para Y_2 , é expressa como:

$$W_{1 \rightarrow 2} = T(R_{1 \rightarrow 2} \hat{\pi}') [R_{1 \rightarrow 2} (\hat{\Omega} \otimes \hat{Q}) R_{1 \rightarrow 2}']^{-1} (R_{1 \rightarrow 2} \hat{\pi}) \quad (6)$$

Em que T é o número de observações. Nesse sentido, a hipótese nula da ausência da causalidade de Granger de Y_1 para Y_2 é $R_{1 \rightarrow 2} \pi = 0$, em que $R_{1 \rightarrow 2}$ é a matriz de coeficientes de restrição que elege todos os coeficientes em Y_1 defasado na equação Y_2 e $\pi = \text{vec}(\Pi)$, a partir da vetorização de linha. A matriz de covariância dos erros é indicada por $\hat{\Omega}$ e $\hat{Q}$ representa a matriz de covariância dos regressores (Baum; Hurn; Otero, 2022; Cakir; Kaya, 2023).

Para analisar como as relações causais de Granger variam ao longo do tempo e identificar os momentos de mudança, são utilizados métodos de estimativa recursiva. Estes métodos envolvem a aplicação sequencial de testes de causalidade de Granger para inferir as variações ao longo do tempo. A sequência de estatísticas de teste é gerada por três algoritmos: *forward expanding window* (FE), *rolling window* (RO) e *recursive evolving window* (RE) (Shi; Hurn; Phillips, 2020; Baum, Hurn, Otero, 2022).

No algoritmo FE, inicialmente, se calcula a estatística de teste de Wald com um comprimento mínimo de janela, que é gradualmente expandida até englobar toda a amostra para definir a estatística final (Thoma, 1994). No algoritmo RO, são calculadas estatísticas de teste de Wald para cada janela de tamanho fixo, mantendo amostras iguais (Swanson 1998; Arora; Shi 2016). Já no algoritmo RE, realiza-se um teste de regressão para cada subamostra possível, usando uma observação como ponto final comum para todas as subamostras. Esse processo é repetido até que todos os pontos de interesse da amostra sejam examinados. Assim, cada observação, exceto a primeira, que define o tamanho mínimo da janela, possui um conjunto de estatísticas de teste de Wald associado (Phillips, Shi; Yu 2015; Shi, Hurn; Phillips 2020).

Cabe ressaltar que o algoritmo RE abrange as recursões FE e RO como casos especiais, sendo, portanto, aquele mais completo na detecção das relações de causalidade (Shi; Philips; Hurn, 2018; Shi; Hurn; Phillips, 2020) e será utilizado para a estimação e discussão dos resultados dessa pesquisa.

A sequência de estatísticas do algoritmo pode ser representada graficamente e comparada com os percentis de *bootstrap*. Isso permite identificar os períodos em que as potenciais relações de causalidade de Granger apresentam variações significativas. Visualmente, a hipótese alternativa é aceita e a causalidade de Granger é detectada sempre que a linha contínua (estatística de teste) ultrapassa as linhas tracejadas, que representam os valores críticos empíricos de 10% e 5% (inferior e superior, respectivamente), obtidos por meio da distribuição *bootstrap*. Mudanças subsequentes são identificadas de forma semelhante (Baum, Hurn, Otero, 2022).

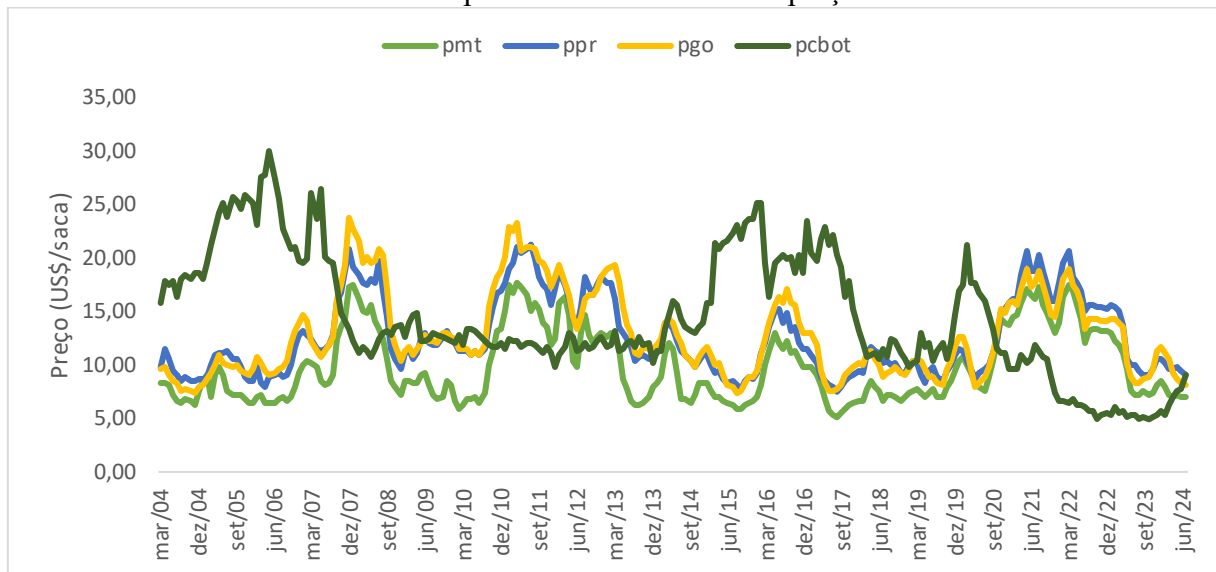
4.3 Resultados e discussão

Esta seção reúne os resultados obtidos com as análises aplicadas e é subdividida em três subseções. A subseção 4.3.1 trata das estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. A subseção 4.3.2 reúne os resultados dos testes de raiz unitária e a subseção 4.3.3 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger.

4.3.1 Estatísticas descritivas

O gráfico 4 exibe a evolução dos preços do milho (por saca de 60 kg) entre março de 2004 e julho de 2024, para os estados de Mato Grosso (P_{MT}), Paraná (P_{PR}) e Goiás (P_{GO}), e para os preços cotados na CBOT (P_{CBOT}). É observado um período de grande variabilidade entre 2007 e 2013, com picos expressivos em dezembro de 2007, possivelmente relacionado ao *boom* das *commodities* à crise financeira global, e março de 2011, reflexo de quebras de safra nos Estados Unidos, seguido de uma tendência de queda e de menor oscilação a partir de 2014. Já a valorização entre 2020 e 2022 pode estar ligada a problemas logísticos, à pandemia e à alta demanda global. Mais recentemente, em 2023 e 2024, os preços voltaram a cair, possivelmente devido a boas safras, recuperação da oferta e menor demanda internacional.

Gráfico 4 – Comportamento das séries de preço do milho



Fonte: Elaborado pela autora.

A partir dos dados coletados, foi possível detalhar as estatísticas descritivas, apresentadas na Tabela 6. É observado que os preços cotados na CBOT (P_{CBOT}) possuem a maior média de preço (US\$ 14,43) e a maior dispersão, com um coeficiente de variação (CV) de 39,41% e preço máximo de US\$ 30,02. Os preços cotados em Mato Grosso (P_{MT}) apresentam a menor média (US\$ 9,82) e CV de 34,08%. Já os preços no Paraná (P_{PR}) e em Goiás (P_{GO}) possuem médias intermediárias, respectivamente US\$ 12,56 e US\$ 12,82, com coeficientes de variação de 28,39% e 30,56%.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas

Variável	Observações	Média (US\$)	CV (%)	Mín. (US\$)	Máx. (US\$)
P_{MT}	245	9,82	34,08	5,11	17,70
P_{PR}	245	12,56	28,39	7,49	21,26
P_{GO}	245	12,82	30,53	7,36	23,78
P_{CBOT}	245	14,43	39,41	4,92	30,02

Fonte: Resultados da pesquisa.

4.3.2 Testes de raiz unitária

A Tabela 7 agrupa as os testes de raiz unitária para os preços relativos à cultura do milho. Todas as séries de preço referentes as culturas do milho, no teste Phillips-Perron, não são estacionárias em nível, mas sim em primeira diferença. Já o teste DF-GLS indica que a série de preços para o estado de Mato Grosso (P_{MT}) é estacionária em nível, enquanto as demais são estacionárias em primeira diferença.

Tabela 7 – Testes de raiz unitária DF GLS e Phillips – Perron (PP)

Variável	DF-GLS			Phillips - Perron		
	Nível	1º diferença	Crítico 1%	Nível	1º diferença	Crítico 1%
P _{MT}	-3,652	-10,188	-3,480	-3,016	-10,104	-3,462
P _{PR}	-2,889	-7,278	-3,480	-2,858	-11,151	-3,462
P _{GO}	-3,197	-8,087	-3,480	-3,031	-9,462	-3,462
P _{CBOT}	-2,360	-6,378	-3,480	-1,947	-17,158	-3,462

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por parcimônia, para atestar ou refutar o resultado específico para o preço em Mato Grosso no teste DF-GLS, é realizado o teste Dickey Fuller Aumentado (ADF) em nível. Este, por sua vez, indica que a série não é estacionária em nível (estatística de teste = -2,417 e valor crítico a 1% = -3,462). Desse modo, a análise progride no contexto de um modelo VAR, com defasagens aumentadas, estacionário em primeira diferença ($d = 1$).

4.3.3 Causalidade de Granger

Utilizando $Y \xrightarrow{GC} X$ como indicativo que a direção da Causalidade de Granger está sendo testada como Y causa X, as seguintes relações são avaliadas:

$$\begin{array}{llll}
 P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{MT} & P_{MT} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} & P_{PR} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} & P_{GO} \xrightarrow{GC?} P_{CBOT} \\
 P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{PR} & P_{MT} \xrightarrow{GC?} P_{PR} & P_{PR} \xrightarrow{GC?} P_{MT}; & P_{GO} \xrightarrow{GC?} P_{MT} \\
 P_{CBOT} \xrightarrow{GC?} P_{GO} & P_{MT} \xrightarrow{GC?} P_{GO} & P_{PR} \xrightarrow{GC?} P_{GO}; & P_{GO} \xrightarrow{GC?} P_{PR}
 \end{array}$$

A hipótese nula para cada relação estabelece que a variável dependente não é causada pela variável explicativa. As estimativas do teste de Wald são apresentadas na Tabela A3, no apêndice.

As evidências encontradas pelo teste Wald de Causalidade de Granger mostram que os preços cotados em Mato Grosso causam os preços em Goiás e na CBOT a 5% de significância e os preços cotados no Paraná a 1% de significância. Os preços cotados no estado do Paraná e em Goiás não causam nenhum dos mercados aqui estudados

Cabe ressaltar que a Bolsa de Chicago define suas cotações em mercados futuros, com base nas expectativas de produção dos maiores produtores dessa *commodity*. Uma vez que o Brasil se configura como um dos maiores produtores de milho do mundo e que o estado de Mato Grosso compreende o maior percentual produtivo do país, é esperado que o comportamento produtivo do estado cause os preços na CBOT. Ademais, conforme Cruz Júnior,

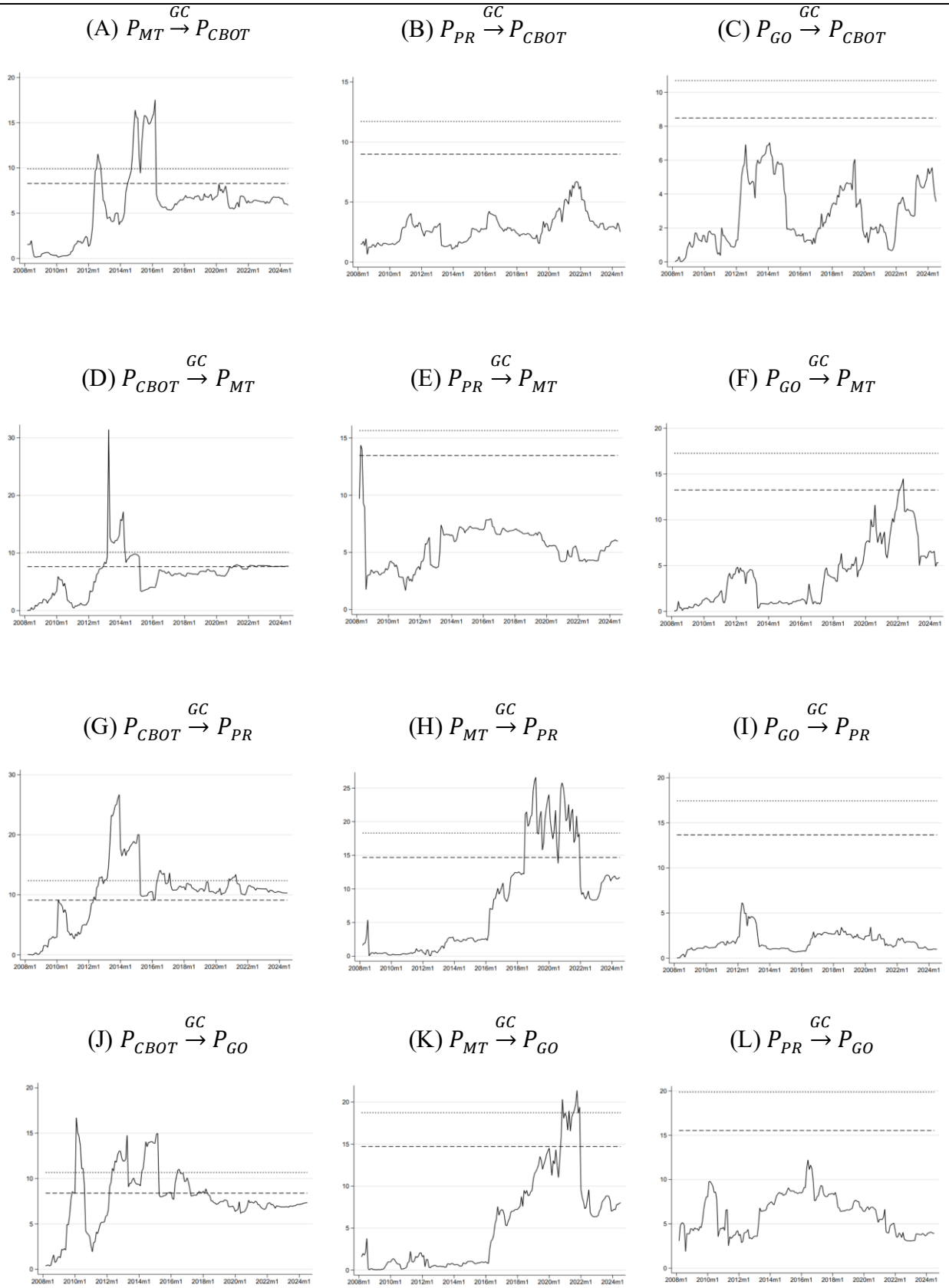
Capitani e Silveira (2018), foi a partir de 2007 que houve maior integração entre os mercados brasileiro e americano de milho, dado o maior foco dos Estados Unidos à produção de etanol e ao aumento da produção de milho brasileira, a partir daquele ano. Nesse contexto, pode-se considerar atípica a falta de influência dos preços do milho no estado do Paraná nos preços da CBOT, haja vista que esse estado ocupava o topo da produção de milho brasileira até a safra 2011/2012, quando foi ultrapassado por Mato Grosso.

Os preços na Bolsa de Chicago, por sua vez, causam os preços em todos os mercados nacionais aqui estudados. Esse resultado corrobora parcialmente com os resultados encontrados por Santos *et al.* (2007), que detectaram impacto unidirecional dos preços do milho na CBOT na média dos preços nacionais, sem captar a influência do preço brasileiro na CBOT. É relevante observar que os referidos autores utilizaram uma série temporal mensal entre janeiro de 1996 a julho de 2006, período em que o Brasil ainda estava se firmando como grande produtor dessa cultura. Somado a isso, os preços utilizados constituíram uma média do mercado nacional, diferente da base aqui utilizada, em que são coletadas informações somente dos estados com maior produção.

Os resultados do teste de causalidade de Granger variável no tempo são apresentados graficamente na Figura 7. Os gráficos gerados permitem identificar períodos em que há, ou não, a presença de causalidade de Granger entre duas variáveis (Cakir; Kaya, 2023).

Nesse sentido, é observado que os preços em Mato Grosso causaram os preços na CBOT em 2012 e entre final de 2014 ao início de 2017 (gráficos A, B e C). Os preços em Mato Grosso foram influenciados pelos preços na CBOT entre meados de 2013 e final de 2015 (gráficos D, E e F). Os preços definidos via CBOT causaram P_{PR} de 2013 a 2016, em 2017 e em 2021. P_{MT} influenciou P_{PR} entre meados de 2018 a 2020 e entre 2021 e 2022 (gráficos G, H e I). Quanto aos preços em Goiás, P_{CBOT} causou P_{GO} entre meados de 2010 a início de 2011 e entre a metade de 2012 a meados de 2015. Os preços em Mato Grosso causaram P_{GO} em 2021 e 2022 (gráficos J, K e L).

Figura 7 – Teste de causalidade de Granger para os mercados do milho



Fonte: resultados da pesquisa.

Conforme o Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária (IMEA), o ano de 2012 entrou para a história da produção de milho no estado. As boas condições climáticas, atreladas ao investimento tecnológico fizeram o estado dar uma antecipação de 10 anos de resultados na produção do milho (Agrolink, 2013). A restrição de oferta do cereal enfrentada pelo Brasil e o mundo, especialmente devido à grande seca que assolou os Estados Unidos, também impulsionou os ganhos e exportações dos produtores mato-grossenses e paranaenses a partir daquele ano, uma vez que os preços do milho dispararam no mercado internacional e os preços domésticos mantiveram-se elevados (Miranda; Garcia, 2012).

A estiagem que acometeu os Estados Unidos em 2012 teve como uma das principais consequências a elevação dos preços na safra de grãos daquele ano, sobretudo, soja, milho e trigo, com efeito nos anos seguintes. A elevação dos preços se decorreu como efeito da redução da oferta, aumento da demanda, dos baixos estoques de grãos e da financeirização dos mercados agrícolas. Esse acontecimento corroborou para a expansão do Brasil no mercado mundial de *commodities*, em especial o milho (Contini; Júnior; Vieira, 2013). Com efeito, apesar de os preços domésticos do milho serem menos afetados pelas cotações na Bolsa de Chicago quando comparados ao mercado da soja, por exemplo, o seu movimento não pode ser ignorado (Ferruz Agudo *et al.*, 2019).

Os meses de 2015 foram marcados pela ocorrência inversa a verificada nos anos anteriores no mercado brasileiro. O preço no milho em Mato Grosso sofreu quedas impulsionadas pela desvalorização nos mercados futuros, nos Estados Unidos e no Brasil, reflexo, dentre outros fatores, das boas condições climáticas nos dois países e da desvalorização do dólar. Simultaneamente à queda do preço, o custo do frete sofreu elevação, o que reteve o milho nos estoques, à espera de melhores preços de venda (ACSURS, 2015).

Em 2017, conforme a CEPEA (2018) a produção recorde de milho no Brasil e no mundo pressionaram as cotações domésticas de milho para valores abaixo do mínimo governamental, que ocasionou em intervenção do governo, através dos leilões da CONAB e incentivou as exportações. Para aquele ano, o volume exportado de milho ficou próximo de 30 milhões de toneladas, 59% acima da temporada de 2016.

No tocante a não influência do mercado paranaense nos demais, cabe ressaltar que, no Paraná, as produções de milho não costumam ser negociadas em mercado futuro, uma vez que os produtores normalmente vendem suas produções para abastecimento interno, dado que existe um grande contingente de indústrias de aves e suínos na região, e o milho é um importante componente energético na ração desses animais. Assim, diferente do mercado mato-grossense, que foca sua produção para o mercado externo e possui cotações baseadas em mercado futuro,

os preços do milho no Paraná são sempre mais elevados (Miranda; Garcia, 2012). No que diz respeito às cotações do milho em Goiás, em 2022, cabe ressaltar a grande produtividade da segunda safra no estado, naquele ano, que, ao aumentar em 33,6%, projetou a produção para 10,5 milhões de toneladas, ou seja, um incremento de 33,4% (CONAB, 2023).

4.4 Considerações finais

Esta pesquisa buscou compreender as dinâmicas de causalidade entre os preços do milho nos principais estados produtores do Brasil e na Bolsa de Chicago, a partir do teste de causalidade de Granger variante no tempo. Como resultados, foram identificados que as relações entre os preços não são homogêneas, mas sensíveis a eventos estruturais e conjunturais, como variações nas safras, condições climáticas e oscilações nas dinâmicas de oferta e demanda.

Foi demonstrado que o estado de Mato Grosso exerce influência sobre todas as demais regiões que foram aqui analisadas, o que evidencia o crescente protagonismo do Brasil no mercado de milho, sobretudo, após a consolidação da segunda safra e da intensificação da inserção do milho brasileiro no mercado global. A ausência da influência do Paraná, segundo maior produtor do Brasil, por outro lado, reflete a estrutura da comercialização local, que é principalmente voltada ao abastecimento interno.

Por sua vez, o fato de a CBOT causar todos os mercados brasileiros analisados reflete a forte influência do mercado internacional sobre as cotações domésticas, sobretudo após 2007, período em que houve maior integração entre os mercados brasileiro e americano. Nesse contexto, apesar de Brasil ter ocupado relevante espaço no mercado internacional, as cotações internacionais ainda exercem importante papel na formação dos preços nacionais, o que demonstra a importância do acompanhamento das oscilações da Bolsa de Chicago, como uma estratégia de produção e de comercialização.

Apesar das relevantes contribuições do presente estudo, ao inserir o uso da causalidade, considerando as variações sazonais ocorridas na série temporal, algumas limitações devem ser reconhecidas. A análise restringiu-se aos três principais estados produtores de milho, o que, embora representativo, não contempla possíveis variações regionais em outros estados. Ademais, ainda que o teste permita entendimentos importantes sobre a heterogeneidade temporal entre os preços, ele não permite inferências sobre relações estruturais ou causais no sentido estrito. Portanto, sugere-se que novas pesquisas sejam realizadas, as quais poderiam ampliar o escopo geográfico da análise, incorporar outras variáveis

macroeconômicas, como as cotações provenientes de outras bolsas de valores ou o preço dos insumos agrícolas, ou ainda investigar o impacto de choques externos, como políticas comerciais ou eventos climáticos sobre a integração dos mercados domésticos e internacionais.

5 CONCLUSÃO GERAL

Esta tese analisou a heterogeneidade dos preços da soja, trigo e milho com base em três ensaios independentes, mas complementares, focados na relação de causalidade e de convergência entre os mercados nacionais e internacionais dessas *commodities*. Ao longo dos três capítulos, buscou-se compreender a estrutura de interdependência e a formação de preços em diferentes contextos produtivos e comerciais e, para tanto, foram utilizados o teste de Causalidade de Granger variante no tempo e a abordagem de clubes de convergência.

Os resultados obtidos para o mercado da soja mostram a centralidade do estado de Mato Grosso na formação dos preços domésticos e sua capacidade de influenciar, inclusive, os preços cotados na Bolsa de Chicago. Esse resultado é particularmente relevante, pois contraria parte da literatura tradicional, que posiciona o Brasil apenas como tomador de preços nesse mercado. Por outro lado, a Bolsa de Chicago demonstrou um papel mais limitado na determinação dos preços internos, indicando que fatores locais, como prêmios portuários, custos logísticos e dinâmica de comercialização exercem papel fundamental.

No tocante ao mercado do trigo, os resultados apresentam padrões heterogêneos de integração. A aplicação do método de clubes de convergência permitiu identificar dois grupos distintos de mercados: um envolvendo os preços domésticos (Curitiba e Porto Alegre) e outro formado pelos mercados internacionais (Kansas, Chicago e Up River). A análise evidenciou ainda que, apesar da dependência brasileira em relação às importações de trigo, os preços internos nem sempre respondem diretamente às cotações da CBOT, mas são influenciados por outros mercados internacionais e fatores internos.

Quanto ao milho, os resultados reforçaram a influência dos preços praticados no Mato Grosso sobre os preços nos demais estados e sobre os preços na CBOT. A relação de causalidade identificada confirma a relevância crescente do Brasil não apenas como exportador, mas também como agente formador de preços em alguns contextos, sobretudo, diante do aumento da demanda externa por milho brasileiro nos últimos anos.

No geral, este estudo reforça a importância de se considerar a dimensão temporal e a heterogeneidade entre os mercados na análise de causalidade e de convergência de preços agrícolas. Os métodos aqui aplicados permitiram identificar heterogeneidades até então não observadas em estudos que empregam técnicas estáticas, o que pode fornecer elementos analíticos para políticas públicas, estratégias de comercialização e gestão de risco.

REFERÊNCIAS

- ADAMI, A. C. O.; OZAKI, V. A; MIQUELLUTI, D. L. Efeito de alterações no preço de referência sobre as indenizações do Seguro Agrícola de Faturamento da soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 60, n. 4, 2021.
- AGROLINK. **Cotações**. Disponível em: <https://www.agrolink.com.br/cotacoes/>. Acesso em: 15 set. 2024.
- AGROLINK. **Milho**: 2012 entra para história em Mato Grosso. 04 jan. 2013. Disponível em: <https://www.agrolink.com.br/noticias/milho--2012-entra-para-historia-em-mato-grosso-162745.html>. Acesso em: 16 abr. 2025.
- ALBUQUERQUE, E. M. *et al.* Convergence clubs in the brazilian beef market. **International Journal of Business Administration**, Ontario, Canadá, v. 13, n. 6, p. 79-89, 2022. Disponível em: <http://www.repositorio.ufc.br/handle/riufc/69693>. Acesso em: 08 dez. 2022.
- ALMEIDA, F. M; SILVA, O. M. da; BRAGA, M. J. O comércio internacional do café brasileiro: a influência dos custos de transporte. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, p. 323-340, 2011.
- ALVES, L. R. A. *et al.* Causalidade e transmissão entre os preços de mandioca, trigo, milho e seus derivados no Paraná. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 4, n. 3, 2006.
- ARORA, V; SHI, S. Energy consumption and economic growth in the United States. **Applied Economics**, Pittsburgh, PA, v. 48, n. 39, p. 3763-3773, 2016.
- ASSOCIAÇÃO DE CRIADORES DE SUÍNOS DO RIO GRANDE DO SUL - (ACSURS). Milho: custos de produção devem bater recordes em 2016 em MT – Imea. **ACSURS**, Porto Alegre, 28 de dezembro de 2015. Disponível em: <https://acsurs.com.br/noticia/milho-custos-de-producao-devem-bater-recordes-em-2016-em-mt-imea/>. Acesso em 23 de maio de 2025.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS EXPORTADORES DE CEREAIS - (ANEC). Exportação de milho e soja. **Agroanalysis**, São Paulo, v. 38, n. 10, p. 38–41, out. 2018. Disponível em: <https://periodicos.fgv.br/agroanalysis/article/view/79523>. Acesso em: 6 maio 2025.
- BARRETT, C. B. **Spatial Market Integration**. Cornell: Cornell University, 2005. p. 1-7.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BARROS, F. L. A. *et al.* Análise de convergência entre os preços de mercado do trigo entre Estados Unidos da América, Argentina e Brasil no período de 2004 a 2012. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v.13, n.2, p. 235-250, abr./jun. 2014.
- BAUM, C. F.; HURN, S; OTERO, J. Testing for time-varying Granger causality. **The Stata Journal**, Texas, v. 22, n. 2, p. 355-378, 2022.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. **The American Economic Review**, Pittsburgh, PA v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.

BECERRA, K. **Mercado de capitais: Bolsa de Mercadorias e Futuros do Brasil (BM&F)**. 2007. 16p. Monografia (Pós-graduação em Contabilidade para Gestão de Negócios) - Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2007.

BECKMANN, E; SANTANA, A. C. A formação do preço das commodities arroz, milho e soja no Brasil. In: **Administração Rural**. 1 ed. Belo Horizonte: Poisson, v.1, p. 166-179, 2018.

BELIK, W; CAPACLE CORREA, V. H. A crise dos alimentos e os agravantes para a fome mundial. **Mundo Agrário**, Buenos Aires, v. 14, n. 27, 2013.

BENDER FILHO, R.; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A.; SOUSA, E. P. de. Determinantes da demanda brasileira por importação de trigo do Mercosul. **Espacios**, Caracas, v. 34, n. 11, p. 20, 2013.

BENDINELLI, W. G. *et al.* Preços do complexo soja na China e nos Estados Unidos. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 25, n. 3, p. 95-107, 2016.

BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. Convergence in international output. **Journal of Applied Econometrics**, Reino Unido, v. 10, n. 2, p. 97-108, 1995.

BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. Interpreting tests of the convergence hypothesis. **Journal of Econometrics**, Países Baixos, v. 71, n. 1-2, p. 161-173, 1996.

BEZERRA, A. M. **Commodities agrícolas: análise multifractal do mercado brasileiro**. 2023. 61 f. Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas, Programa de Pós-Graduação em Administração, RS, 2023.

BINI, D. A; CANEVER, M. D; DENARDIM, A. A. Correlação e causalidade entre os preços de commodities e energia. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 25, p. 143-160, 2015.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA – (MAPA). **Exportações brasileiras: milho**. Secretaria de Comércio e Relações Internacionais. Brasília, 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/relacoes-internacionais/documentos/Milho.pdf>. Acesso em: 20 jan. 2025.

BRUM, A. L. *et al.* Influência dos fundos de investimentos na formação do preço do trigo na Bolsa de Cereais de Chicago. **Desenvolvimento em Debate**, Rio de Janeiro/RJ, v. 9, n. 2, p. 231-249, 2021.

BRUM, A. L; MÜLLER, P. K. A realidade da cadeia do trigo no Brasil: o elo produtores/cooperativas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, p. 145-169, 2008.

BUSETTI, F.; FABIANI, S.; HARVEY, A. **Convergence of price and rates of inflation**. Roma: Banca D'Italia, 2006. 39p. (Temi di discussion, n. 575).

CAKIR, M; KAYA, A. E. Does exchange rate pass-through change over time in Turkiye? **Istanbul Journal of Economics-Istanbul İktisat Dergisi**, Istanbul, v. 73, n. 1, p. 359-383, 2023.

CALDARELLI, C. E. e BACCHI, M. R. P. Fatores de influência no preço do milho no Brasil. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, p. 141-164, 2012.

CAS, C. G. Aplicação do modelo ARIMA para previsão do preço da commodity milho. **Revista Gestão da Produção Operações e Sistemas**, Bauru, v. 13, n. 1, p. 263-263, 2018.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - (CEPEA). **Índice exportação do agronegócio**: janeiro a setembro de 2023. 2023. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/analises-das-exportacoes-do-agronegocio.aspx>. Acesso em: 10 fev. 2024.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - (CEPEA). **Milho/retro 2017**: Oferta recorde pressiona cotações domésticas. Piracicaba: Cepea, 5 jan. 2018. Disponível em: <https://www.cepea.org.br/br/releases/milho-retro-2017-oferta-recorde-pressiona-cotacoes-domesticas.aspx>. Acesso em: 16 abr. 2025.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - (CEPEA). **Soja/Cepea**: alta do dólar e recuo produtor impulsionam preços a recordes em 2016. Piracicaba: Cepea/Esalq/USP, 2 jan. 2017. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/diarias-de-mercado/soja-cepea-alta-do-dolar-e-recuo-produtor-impulsionam-precos-a-recordes-em-2016.aspx>. Acesso em: 6 maio 2025.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - (CEPEA); CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA - (CNA). **Desempenho do quarto trimestre reverte a tendência de queda anual, e PIB do agronegócio avança 1,81% em 2024**. 2025. Disponível em: <https://www.cnabrazil.org.br/publicacoes/desempenho-do-quarto-trimestre-reverte-a-tendencia-de-queda-anual-e-pib-do-agronegocio-avanca-1-81-em-2024>. Acesso em 27 abr. 2025

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho 2006**. 89p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

CHRISTOFOLETTI, M. A. M.; SILVA, R. M.; MARTINES FILHO, J. G. Cointegração e causalidade no mercado de soja: análises para Brasil, China e EUA. 2011, *In*: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES - CGRCC, 1, 2011, São Paulo. **Anais [...]** São Paulo: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 2011. Disponível em: <https://silo.tips/download/cointegraao-e-causalidade-no-mercado-de-soja-analises-para-brasil-china-e-eua>. Acesso em: 21 ago. 2025.

COÊLHO, J. D. Milho: v. 10 n. 379, março, 2025. **Caderno Setorial ETENE**, Fortaleza, v. 10, 2025. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/cse/article/view/3165>. Acesso em: 4 mai. 2025.

COÊLHO, J. D. Trigo: produção e mercados. **Caderno Setorial ETENE**, Fortaleza, v. 6, n. 203, 2024. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/cse/article/view/2875>. Acesso em: 18 jun. 2024.

COLLE, C. A. **A cadeia produtiva do trigo no Brasil:** contribuição para a geração de emprego e renda. 1998. 160 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, 1998.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - (CONAB). **6º levantamento da safra de grãos:** safra 2024/25. 2025. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos>. Acesso em: 07 abr. 2025.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - (CONAB). **9º levantamento da safra de grãos:** safra 2023/24. 2024. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos>. Acesso em: 18 jun. 2024.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - (CONAB). **11º levantamento da safra de grãos:** safra 2022/23. 2023. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos>. Acesso em: 16 abr. 2025.

CONTINI, E.; JÚNIOR, M. P.; VIEIRA, P. A. Seca norte-americana: preços agrícolas e implicações para o Brasil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 22, n. 1, p. 85-97, 2013.

CRUZ JÚNIOR J. C, CAPITANI, D. H. D.; SILVEIRA, R. L. F. The effect of brazilian corn and soybean crop expansion on price and volatility transmission. **Economics Bulletin**, Nashville, v. 38, n. 4. 2018. p. 2273- 2283.

CRUZ, F. V.; MORAIS, M. R.; ALMEIDA, A. Produção e comercialização de milho no Tocantins: aspectos estruturais e econômicos. *In:* CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 47, 2009, Porto Alegre. **Anais [...]** Brasília, DF: Sober, 2009. 18 p.

DIEHL, D.; BACCHI, M. R. P. Relações de preços nos mercados interno e internacional de soja e derivados. *In:* CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRACAO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 44, 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, SOBER, 2006. Disponível em: <https://ageconsearch.umn.edu/record/148203/?v=pdf>. Acesso em: 17 mar. 2024.

DU, K. Econometric convergence test and club clustering using Stata. **The Stata Journal**, Texas, v. 17, n. 4, p. 882-900, 2017.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. **Journal of Applied Econometrics**, Reino Unido, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. Convergence. *In:* DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. **Economic Growth**. London: Palgrave Macmillan UK, 2010. p. 16-23.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R. W. Growth Econometrics. *In:* AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (ed.). **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam: Elsevier, 2005, p. 555-677.

ELLIOTT, G; ROTHENBERG T. J; STOCK H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Connecticut, v. 64, n. 4. p. 813–836. 1996. <https://doi.org/10.2307/2171846>.

FARIA, J. M. Análises das correlações entre preços de trigo: recebido pelo produtor e pago pelo consumidor. *In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL*. 47. 2009. Porto Alegre. Desenvolvimento rural e sistemas agroalimentares: os agronegócios no contexto de integração das nações. **Anais [...]** Brasília, DF: Sober, 2009. 16p.

FAVRO, J; CALDARELLI, C. E; CAMARA, M. R. G. Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 53, n. 3, p. 455-476, 2015.

FERRUZ AGUDO, L. *et al.* Stochastic frontiers of efficiency for Brazilian investment funds: a panel data analysis. **Investment Management & Financial Innovations**, Sumy/UKR, v. 16, n. 4, p. 352–365, 2019.

GALVÃO, J. C. C. *et al.* Sete décadas de evolução do sistema produtivo da cultura do milho. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 61, p. 819-828, 2014.

GEMAN, H. **Commodities and commodities derivatives**: modeling and pricing for agricultures, metals and energy. 1 ed. Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2005.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Connecticut, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUTIERREZ, L.; PIRAS, F. A global wheat market model (GLOWMM) for the analysis of wheat export prices. *In: CONGRESSO DA ITALIAN ASSOCIATION OF AGRICULTURAL AND APPLIED ECONOMICS (AIEAA)*. 2, 2013. Parma. **Anais [...]** Parma: AIEAA, 2013.

HIRAKURI, M. H. **Avaliação econômica da produção de soja nos Estados do Paraná e Rio Grande do Sul na safra 2016/17**. Embrapa Soja: Londrina. Circular técnica, 126. 2017.

HOBijn, B; FRANCES, P. H. Asymptotically perfect and relative convergence of productivity. **Journal of Applied Econometrics**, Reino Unido, v. 15, n. 1, p. 59-81, 2000.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of money, credit, and Banking**, Ohio, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Países Baixos, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KILIAN L. Structural vector autoregressions. *In: HASHIMZADE N; THORNTON M A (ed).* **Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics**, Cheltenham, UK: Edward Elgar. 2013. p. 515–54.

KILIAN, L; LÜTKEPOHL, H. **Structural vector autoregressive analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2017.

KLEIN, H. S.; LUNA, F. V. The Complex Evolution of Wheat Production in Brazil. **História Agrária: Revista de agricultura e história rural**, Espanha, n. 93, p. 1-25, 2024.

- LEE, K; PESARAN, M. H; SMITH, R. Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model. **Journal of Applied Econometrics**, Reino Unido, v. 12, n. 4, p. 357-392, 1997.
- LI, H; LUO, F.; GUO, L. Harbor in the storm: How Bitcoin navigates challenges of climate change and global uncertainties. **International Review of Economics & Finance**, Países Baixos, v. 96, part B, p. 103674, 2024.
- LIBERA, A. A. D; WAQUIL, P. D. Transmissão de preços entre mercados de soja. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 18, n. 3, p. 58-69, 2009.
- LUGINBUHL, R; KOOPMAN, S. J. Convergence in European GDP series: a multivariate common converging trend-cycle decomposition. **Journal of Applied Econometrics**, Reino Unido, v. 19, n. 5, p. 611-636, 2004.
- MACHADO, T. A; FREITAS, C. A. Dinâmica da formação de preços no mercado de trigo do Brasil. **Revista Cadernos de Economia**, Lisboa, v. 14, n. 26, p. 7-18, 2010.
- MAFIOLETTI, R. L. Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 39, n. 4, p. 9-26, 2019.
- MARGARIDO, M. A. Análise estrutural do mercado de trigo no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 28, n. 3, p. 148, 2019.
- MARGARIDO, M. A. *et al.* Análise dos efeitos preço e câmbio sobre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo: uma aplicação de modelos de séries de tempo. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 18, n. 2, 2007.
- MARGARIDO, M. A *et al.* Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., Foz do Iguaçu, 1999. **Anais [...]** Brasília: SOBER, 1999.
- MARGARIDO, M. A; SOUSA, E. L. L. Formação de preços da soja no Brasil. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo, v. 45, n. 2, p. 52-61, 1998.
- MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de trigo. *In*: conferência em gestão de risco e comercialização de commodities, 2., 2012, São Paulo. **Anais [...]** São Paulo: Bovespa, 2012. 24 p.
- MARINS, L, B, C. **Modelos de otimização para a cadeia de suprimentos de milho considerando mercado interno e exportação**. 168p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) - Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, 2021.
- MARQUES, P.V.; MELLO, P.C.; MARTINES FILHO, J.G. **Mercados futuros e de opções agropecuárias: exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. 1. ed. Rio de Janeiro, Elsevier, 2008. 223 p.

MATTOS, F. L.; SILVEIRA, R. L. F. The expansion of the Brazilian winter corn crop and its impact on price transmission. **International Journal of Financial Studies**, Suíça, v. 6, n. 2, p. 45, 2018.

MIRANDA, R. A.; GARCIA, J. C. **Avaliação econômica da safrinha de milho no Mato Grosso e Paraná em 2012**. Sete Lagoas: Embrapa Milho e Sorgo, 2012. (Comunicado Técnico, n. 200). Dez. 2012. Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/bitstream/doc/950854/1/ct200.pdf>. Acesso em: 16 abr. 2025.

MISSÃO, M. R. Soja: origem, classificação, utilização e uma visão abrangente do mercado. **Maringá Management: Revista de ciências empresariais**, Maringá, v. 3, n. 1, p. 7-15, 2006.

MORAES, M. **Prêmio de exportação da soja brasileira**. 2002. 106 f. Dissertação (mestrado em Ciências) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

O QUE influencia o preço do trigo no mercado brasileiro. Safras & Mercado, 16 ago. 2023. Disponível em: <https://safras.com.br/o-que-influencia-o-preco-dotrigo-no-mercado-brasileiro/>. Acesso em: 01 ago. 2024.

PADULA, R; FIORI, J. L. Brasil: geopolítica e "abertura para o pacífico". **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 36, n. 3, p. 536-556, 2016.

PENNA, C; LINHARES, F. Uma nota sobre o Teste da convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 51, p. 91-104, 2013.

PERRON, P.; YABU, T. Estimating deterministic trends with an integrated or stationary noise component. **Journal of Econometrics**, Países Baixos, v. 151, n. 1, p. 56-69, July 2009a.

PERRON, P.; YABU, T. Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. **Journal of Business and Economic Statistics**. Alexandria/EUA, v. 27, n. 3, p. 369-396, 2009b. DOI: 10.1198/jbes.2009.07268.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica**, Connecticut, v. 75, n. 6, p.1771–1855, 2007.

PHILLIPS, P. C. B; SHI, S; YU, J. Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. **International Economic Review**, Connecticut, v. 56, n. 4, p. 1043-1078, 2015.

PINAZZA, L. A. (ed.). **Cadeia produtiva da soja**. Brasília: Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura, 2007. 116 p. Disponível em: <http://repositorio.iica.int/handle/11324/7740>. Acesso em: 22 fev. 2024.

PINHEIRO, C.; SENNA, V. Previsão de preços através da análise espectral multivariada: evidências para commodities da BM&Fbovespa. **Brazilian Business Review**. Vitória, v. 13, n. 5, p. 133, 2016.

PINO, F. A. e ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v. 32, n. 4, out/dez. 1994.

QUAH, D. T. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, Países Baixos, v. 40, n. 6, p. 1353-1375, 1996.

QUAH, D. T. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**, Estados Unidos, v. 2, p. 27-59, 1997.

RAMOS, C. M. *et al.* Competitividade e inserção da soja brasileira no mercado internacional. **Revista de Ciências Agrárias**, Pernambuco, v. 43, n. spe1, p. 74-85, 2020.

REIS, J. G. M. *et al.* Avaliação das estratégias de comercialização do milho em MS Aplicando o Analytic Hierarchy Process (AHP). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 54, n. 1, p. 131-146, 2016.

REZENDE, J. D. S.; DE OLIVEIRA NETO, O. J.; SILVA, K. A. Volatilidade e transmissão dos preços internacionais do trigo para os preços domésticos do trigo e derivados no Brasil. **Future Studies Research Journal: Trends and Strategies**, [S.l.], v. 10, n. 1, p. 132-159, 2018.

RIGHI, M. B.; SCHLENDER, S. G.; CERETTA, P. S. Análise do comportamento do padrão sazonal do preço da soja em grão no período de 1998 a 2010. **Revista Sociais e Humanas**, Santa Maria, v. 25, n. 1, p. 156–166, 2012. Disponível em: <https://periodicos.ufsm.br/sociais/humanas/article/view/2663>. Acesso em: 25 fev. 2024.

SANCHES, A. L. R. *et al.* Os impactos dos preços do milho ao longo das cadeias consumidoras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 62, n. 3, p. e274483, 2024.

SANTOS, J. A. A. Aplicação de redes neurais artificiais na previsão do preço do milho no estado do Paraná. **Revista de Engenharia e Tecnologia**, Ponta Grossa, v. 13, n. 2, 2021.

SANTOS, V. F. dos; PEREIRA, M. W. G.; VIEIRA, W. da C. Transmissão de preços do milho entre os mercados externos e Internos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45, 2007, Londrina. **Anais [...]** Brasília: SOBER, 2007.

SANTOS, V. F. *et al.* Análise do preço do milho nos mercados externo e interno. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 16, n. 3, p. 76-84, 2007.

SCHWERT, G. W. Test for units roots: A Monte Carlo investigation. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria/EUA, v. 7, n. 2, p. 147-159, 1989.

SHI, S; HURN, S; PHILLIPS, P. C. B. Causal change detection in possibly integrated systems: Revisiting the money–income relationship. **Journal of Financial Econometrics**, Oxford, v. 18, n. 1, p. 158-180, 2020.

SHI, S; PHILLIPS, P. C. B; HURN, S. Change detection and the causal impact of the yield curve. **Journal of Time Series Analysis**, Reino Unido, v. 39, n. 6, p. 966-987, 2018.

SHOJAIE, A; FOX, E. B. Granger causality: A review and recent advances. **Annual Review of Statistics and Its Application**. Palo Alto/EUA, v. 9, n. 1, p. 289-319, 2022. Disponível em: <https://www.annualreviews.org/doi/pdf/10.1146/annurev-statistics-040120-010930>. Acesso em 17 jan. 2024.

SILVA, J. S; FREITAS, C.O; LIMA, J. E. Integração de preços no mercado da soja nos estados do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul. **Economia-Ensaio**, Uberlândia, v. 32, n. 1. Jul./Dez. 2017. p. 65-84.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

SPOHR, G; FREITAS, C. A. de. Teste da Convergência do PIB Per capita da Agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, p. 341-368, 2011.

SWANSON, N. R. Money, and output viewed through a rolling window. **Journal of Monetary Economics**, Países Baixos, v. 41, n. 3, p. 455-474, 1998.

TABOSA, F. J. S. *et al.* Convergência do PIB agropecuário per capita dos estados. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 28, n. 4, p. 21, 2020.

TABOSA, F. J. S.; CASTELAR, P. U. de C. Convergência de preços nos mercados brasileiros de milho e trigo. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 27, n. 4, p. 37-46, out./nov./dez. 2018.

TABOSA, F. J. S; IRFFI, G. D; CASTELAR, P. U. de C. Análise das taxas de crescimento do preço do trigo na América. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 26, n. 4, p. 118-131, 2017.

TABOSA, F. J. S; IRFFI, G. D; PENNA, C. M. Análise de clube de convergência para o mercado brasileiro do milho. **Revista de Economia e Agronegócio**, Brasília, v. 11, n. 2, 2013.

THOMA, M. A. Subsample instability and asymmetries in money-income causality. **Journal of econometrics**, Países Baixos, v. 64, n. 1-2, p. 279-306, 1994.

TIBULO, C; TIBULO, V. C. Previsão do preço do milho, através de séries temporais. **Scientia Plena**, Sergipe, v. 10, n. 10, 2014.

TIWARI, A. K.; NASREEN, S.; IQBAL, Z. Nexus between tourism and environmental pollution in South Asia: a comparative analysis using time-varying and non-parametric techniques. **Current Issues in Tourism**, Reino Unido, v. 24, n. 21, p. 2996-3020, 2021.

TOMAL, M. A review of Phillips-Sul approach-based club convergence tests. **Journal of Economic Surveys**, Reino Unido, v. 38, n. 3, p. 899-930, 2024.

TROESTER, B.; STARITZ, C. **Fundamentals or financialization of commodity markets: what determines recent wheat prices?** Vienna: Austrian Foundation for Development Research, 2013. (ÖFSE. Working paper series, 43).

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - (USDA). **World Agricultural Supply and Demand Estimates**. WASDE: february, 2020.

VALDIONES, A. P. *et al.* Soja desmatamento ilegal: estado da arte e diretrizes para um protocolo ampliado de grãos em Mato Grosso. Mato Grosso: **Instituto Centro de Vida**, 2022.

ZHANG, X. *et al.* Wheat yield convergence and its driving factors in countries along the Belt and Road. **Ecosystem Health and Sustainability**, Estados Unidos, v. 6, n. 1, 2020.

APÊNDICE

Tabela A1 - Testes de Wald de causalidade de Granger para a soja

Direção da causalidade	Max Wald RE	Direção da causalidade	Max Wald RE
$P_{PR} \xrightarrow{GC} P_{MT}$	13,199 (13,901) [23,198]	$P_{MT} \xrightarrow{GC} P_{GO}$	34,443** (16,254) [24,011]
$P_{GO} \xrightarrow{GC} P_{MT}$	15,423* (15,184) [23,473]	$P_{PR} \xrightarrow{GC} P_{GO}$	9,803 (14,323) [20,351]
$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{MT}$	12,397 (14,068) [22,935]	$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{GO}$	15,537* (14,994) [20,811]
$P_{MT} \xrightarrow{GC} P_{PR}$	40,832** (15,905) [24,045]	$P_{MT} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	36,327** (14,223) [21,712]
$P_{GO} \xrightarrow{GC} P_{PR}$	20,238* (16,214) [24,331]	$P_{PR} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	19,520* (14,831) [21,749]
$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{PR}$	24,370** (15,579) [22,997]	$P_{GO} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	6,070 (15,766) [23,082]

Fonte: Resultados da pesquisa.

*Estatisticamente significativa a 5% de significância **Estatisticamente significativa a 1% de significância

Nota: Os percentis 95 e 99 da distribuição empírica das estatísticas bootstrap estão entre parênteses e colchetes, respectivamente e são baseados em 499 replicações com um período de um ano (*size control*: 12) para controlar o tamanho. Testes de Wald são robustos à heterocedasticidade.

Tabela A2 - Testes de Wald de causalidade de Granger para o trigo

Direção da causalidade	Max Wald RE	Direção da causalidade	Max Wald RE
$P_{PoA} \xrightarrow{GC} P_{CWB}$	9,152 (16,270) [27,205]	$P_{KSU} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	12,426 (16,213) [24,648]
$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{CWB}$	7,573 (17,566) [27,249]	$P_{ROS} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	15,211* (14,610) [21,343]
$P_{KSU} \xrightarrow{GC} P_{CWB}$	18,234* (13,376) [21,256]	$P_{CWB} \xrightarrow{GC} P_{KSU}$	16,253* (12,943) [24,380]
$P_{ROS} \xrightarrow{GC} P_{CWB}$	15,943 (17,207) [30,510]	$P_{PoA} \xrightarrow{GC} P_{KSU}$	22,856** (11,610) [16,734]
$P_{CWB} \xrightarrow{GC} P_{PoA}$	11,734 (16,102) [24,536]	$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{KSU}$	25,453* (22,036) [28,389]
$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{PoA}$	5,284 (15,404) [23,590]	$P_{ROS} \xrightarrow{GC} P_{KSU}$	12,336 (16,004) [22,613]
$P_{KSU} \xrightarrow{GC} P_{PoA}$	12,515 (12,665) [18,170]	$P_{CWB} \xrightarrow{GC} P_{ROS}$	9,690 (16,348) [22,267]
$P_{ROS} \xrightarrow{GC} P_{PoA}$	9,758 (16,318) [26,729]	$P_{PoA} \xrightarrow{GC} P_{ROS}$	18,851* (14,279) [21,508]
$P_{CWB} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	9,408 (12,628) [17,129]	$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{ROS}$	16,175 (18,006) [25,714]
$P_{PoA} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	12,120* (11,022) [18,455]	$P_{KSU} \xrightarrow{GC} P_{ROS}$	19,316* (17,254) [26,736]

Fonte: Resultados da pesquisa.

*Estatisticamente significativa a 5% de significância **Estatisticamente significativa a 1% de significância

Nota: Os percentis 95 e 99 da distribuição empírica das estatísticas bootstrap estão entre parênteses e colchetes, respectivamente e são baseados em 499 replicações com um período de um ano (*size control*: 12) para controlar o tamanho. Testes de Wald são robustos à heterocedasticidade.

Tabela A3 - Testes de Wald de causalidade de Granger para o milho

Direção da causalidade	Max Wald RE	Direção da causalidade	Max Wald RE
$P_{PR} \xrightarrow{GC} P_{MT}$	14,360 (15,650) [20,604]	$P_{MT} \xrightarrow{GC} P_{GO}$	21,378* (18,737) [25,636]
$P_{GO} \xrightarrow{GC} P_{MT}$	14,484 (17,262) [21,897]	$P_{PR} \xrightarrow{GC} P_{GO}$	12,220 (19,878) [27,289]
$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{MT}$	29,251** (9,952) [13,768]	$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{GO}$	17,619* (12,446) [19,904]
$P_{MT} \xrightarrow{GC} P_{PR}$	26,594** (18,305) [24,576]	$P_{MT} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	17,527** (9,901) [17,133]
$P_{GO} \xrightarrow{GC} P_{PR}$	5,783 (17,671) [23,125]	$P_{PR} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	6,715 (11,709) [17,009]
$P_{CBOT} \xrightarrow{GC} P_{PR}$	26,701** (12,371) [17,193]	$P_{GO} \xrightarrow{GC} P_{CBOT}$	7,257 (12,142) [18,547]

Fonte: Resultados da pesquisa.

*Estatisticamente significativa a 5% de significância **Estatisticamente significativa a 1% de significância

Nota: Os percentis 95 e 99 da distribuição empírica das estatísticas bootstrap estão entre parênteses e colchetes, respectivamente e são baseados em 499 replicações com um período de um ano (*size control*: 12) para controlar o tamanho. Testes de Wald são robustos à heterocedasticidade.