

ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO
MESTRADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

GUILHERME RISSI SILVA HERMANN

**DESCOBERTA DE PREÇO NOS MERCADOS FUTUROS AGRÍCOLAS: UM
EXERCÍCIO PARA ROSÁRIO, SÃO PAULO E CHICAGO, DE 2000 A 2023**

Porto Alegre
2024

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica
do Rio Grande do Sul

GUILHERME RISSI SILVA HERMANN

**DESCOBERTA DE PREÇO NOS MERCADOS FUTUROS AGRÍCOLAS: UM
EXERCÍCIO PARA ROSÁRIO, SÃO PAULO E CHICAGO, DE 2000 A 2023**

Dissertação apresentada como requisito para a obtenção do grau de Mestre em Economia do Desenvolvimento pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes

Porto Alegre
2024

Ficha Catalográfica

H552d Hermann, Guilherme Rissi Silva

Descoberta de preço nos mercados futuros agrícolas : um exercício para Rosário, São Paulo e Chicago, de 2000 a 2023 / Guilherme Rissi Silva Hermann. – 2024.

53 p.

Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes.

1. Bolsas de mercadorias. 2. Commodities. 3. Preços. 4. Hedge. 5. SUR. I. de Moraes, Gustavo Inácio. II. Título.

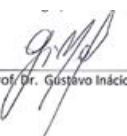
Guilherme Rissi Silva Hermann

“Descoberta de Preço nos Mercados Futuros Agrícolas: um exercício para Rosário, São Paulo e Chicago, de 2000 a 2023”

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia, pelo Mestrado em Economia do Desenvolvimento da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 21 de março de 2024, pela Banca Examinadora.

BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes

Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes
Orientador e presidente da Sessão



Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim
Coordenador
Programa de Pós-Graduação em Economia

Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim

Prof. Dr. Reisoli Bender

DEDICATÓRIA

Este trabalho é dedicado à minha noiva, Renata Karoline. Seu amor incondicional e sua inabalável confiança na conclusão desta pesquisa foram a minha maior fonte de encorajamento nos momentos de dificuldades para que eu pudesse concluir este estudo com sucesso. Agradeço por me inspirar e por compartilhar comigo cada momento desta jornada, esta conquista é nossa. Com todo meu amor e gratidão.

AGRADECIMENTOS

Quero expressar minha sincera gratidão a todas as pessoas que contribuíram para o desenvolvimento e conclusão deste trabalho. Esta jornada acadêmica – de desafios, aprendizados e conquistas – foi marcada pelo apoio de muitas pessoas especiais.

Agradeço, primeiramente, à minha noiva, Renata Karoline, pela incansável paciência e perpétua cumplicidade ao longo de toda pesquisa. Seu apoio foi essencial para superar os momentos desafiadores.

Ao meu orientador, Gustavo Inácio de Moraes, pela amizade desenvolvida no decorrer desta jornada. Seus conselhos e expertise foram primordiais na condução deste estudo. Serei eternamente grato por tê-lo como mentor.

À Agrofel, pela oportunidade de vivenciar a minha pesquisa acadêmica. A compreensão de seus profissionais foi crucial para o progresso deste trabalho.

À minha família, pelos constantes questionamentos acerca do desenvolvimento desta pesquisa. Seu interesse pelo meu sucesso foi motivação para a minha continuidade nesta trajetória.

Às amigas do Mestrado, pelas discussões acadêmicas e pelos momentos de descontração. Recordarei com carinho deste tempo.

RESUMO

Este artigo possui o objetivo central de identificar a descoberta dos preços de milho, soja e trigo entre as negociações futuras nas bolsas de mercadorias da Argentina, do Brasil e dos Estados Unidos da América. Destarte, observa-se os preços e os volumes financeiros de tais *commodities* para o período de 2000 a 2023, modelando-os em conjunturas nacionais e internacionais. Estima-se os modelos a partir do método *SUR*, uma vez que tal permite auferir a intensidade da correlação entre os erros. A partir disso, identifica-se *i*) correlação significativa entre os preços, *ii*) volumes financeiros não representativos à descoberta de preços e *iii*) oportunidades para a definição do *hedge*.

Palavras-chave: bolsas de mercadoria; *commodities*; preços; *hedge*; *SUR*.

ABSTRACT

This paper has the central objective of identifying the price discovery of corn, soybeans, and wheat among futures markets in Argentina, Brazil, and the United States of America. Therefore, the prices and financial volumes of such commodities are observed for the period from 2000 to 2023, modeling them in national and international situations. The models are estimated using the SUR method, as this allows the intensity of the correlation between errors to be assessed. From this, results show: *i*) significant correlation between prices, *ii*) financial volumes not representative of price discovery, and *iii*) opportunities for defining the hedge are identified.

Keywords: commodities exchanges; commodities; prices; Seemingly Unrelated Regressions.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1: Preços do Milho.....	28
Figura 2: Preços da Soja.....	28
Figura 3: Preços do Trigo.....	29
Figura 4: Preços na Argentina.....	29
Figura 5: Preços no Brasil.....	30
Figura 6: Preços nos EUA.....	30
Quadro 1: Síntese dos Resultados.....	46

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Modelo dos testes de <i>skewness</i> e <i>kurtosis</i>	27
Tabela 2: Modelo dos preços do milho entre Argentina, Brasil e EUA, dados Bloomberg.....	31
Tabela 3: Modelo dos preços do milho entre Argentina, Brasil e EUA, dados Reuters.....	32
Tabela 4: Modelo dos preços e volumes do milho entre Argentina, Brasil e EUA, dados Bloomberg.	32
Tabela 5: Modelo dos preços do milho entre Brasil e EUA, dados Bloomberg.....	33
Tabela 6: Modelo dos preços e volumes do milho entre Brasil e EUA, dados Bloomberg.....	34
Tabela 7: Modelo dos preços da soja entre Argentina, Brasil e EUA, dados Bloomberg.....	35
Tabela 8: Modelo dos preços da soja entre Argentina, Brasil e EUA, dados Reuters.....	35
Tabela 9: Modelo dos preços e volumes da soja entre Argentina, Brasil e EUA, dados Bloomberg.....	36
Tabela 10: Modelo dos preços da soja entre Brasil e EUA, dados Bloomberg.....	37
Tabela 11: Modelo dos preços e volumes da soja entre Brasil e EUA, dados Bloomberg.....	37
Tabela 12: Modelo dos preços do trigo entre Argentina e EUA, dados Bloomberg.....	38
Tabela 13: Modelo dos preços do trigo entre Argentina e EUA, dados Reuters.....	39
Tabela 14: Modelo dos preços e volumes do trigo entre Argentina e EUA, dados Bloomberg.....	39
Tabela 15: Modelo dos preços das <i>commodities</i> milho, soja e trigo na Argentina, dados Bloomberg.....	40
Tabela 16: Modelo dos preços das <i>commodities</i> milho, soja e trigo na Argentina, dados Reuters.....	41
Tabela 17: Modelo dos preços e volumes das <i>commodities</i> milho, soja e trigo na Argentina, dados Bloomberg.....	41
Tabela 18: Modelo dos preços das <i>commodities</i> milho e soja no Brasil, dados Bloomberg.....	43

Tabela 19: Modelo dos preços das <i>commodities</i> milho e soja no Brasil, dados Reuters.....	43
Tabela 20: Modelo dos preços e volumes das <i>commodities</i> milho e soja no Brasil, dados Bloomberg.....	44
Tabela 21: Modelo dos preços das <i>commodities</i> milho, soja e trigo nos EUA, dados Bloomberg.....	45
Tabela 22: Modelo dos preços e volumes das <i>commodities</i> milho, soja e trigo nos EUA, dados Bloomberg.....	45

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	REVISÃO DE LITERATURA.....	15
2.1	ORIGENS TEÓRICAS DA DESCOBERTA DE PREÇOS.....	15
2.2	DESCOBERTA DE PREÇOS EM BOLSAS DE MERCADORIAS	16
2.3	TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE FUTUROS E <i>SPOT</i>	18
2.4	TOMADA DE DECISÃO DO <i>HEDGE</i> AGRÍCOLA-FINANCEIRO	19
3	METODOLOGIA.....	21
3.1	<i>SEEMINGLY UNRELATED REGRESSIONS (SUR)</i>	21
3.2	DESCRIÇÃO DOS DADOS.....	25
4	RESULTADOS	31
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	46

1 INTRODUÇÃO

As *commodities*¹ agrícolas desempenham um papel vital na economia mundial, pois são a base para a alimentação animal. Assim, a demanda por grãos, como milho, soja e trigo, em virtude do crescimento populacional, principalmente no Oriente, está em constante expansão. Por conseguinte, os preços de tais produtos, apesar da oferta ter acompanhado a necessidade da demanda, foram afetados, pois *commodities* agrícolas, em geral, possuem características inelásticas, isso se deve, essencialmente, à indispensabilidade desses produtos para satisfazer as necessidades básicas².

Logo, os preços das *commodities* agrícolas apresentam expressiva volatilidade, pois há fatores complexos que interagem mutuamente. As condições climáticas, a título de exemplo, são essenciais para a determinação dos preços, uma vez que eventos climatológicos extremos, como secas e inundações, podem prejudicar a produção agrícola, proporcionando, assim, escassez de oferta e, conseqüentemente, elevação dos preços. Outrossim, os combustíveis fósseis são fundamentais para a agricultura moderna, em virtude da dependência logística, bem como do maquinário agrícola e do processamento dos grãos, o que torna o setor sensível às flutuações dos preços do petróleo.

Além disso, eventos geopolíticos podem proporcionar volatilidade nos preços das *commodities* agrícolas e, por consequência, ocasionar incertezas econômicas e alterações nas taxas de câmbio globais, como sucedeu a invasão da Rússia na Ucrânia, em 2022. Isso ocorre pelo fato dos países, em geral, não serem autossuficientes em insumos agrícolas e em produtos advindos da agricultura, então o comércio exterior de mercadorias agrícolas é imprescindível.

Assim, em virtude da característica intrínseca de toda e qualquer *commodity*, o comércio agrícola é fragmentado, ou seja, não há *price makers*, portanto a margem financeira não é exponencial, por isso é crucial haver um alto grau de profissionalismo comercial. Tal profissionalização é consolidada mediante a definição de preço do

¹ Mercadorias *in natura* que, independentemente da origem, são padronizadas e, por isso, possuem preços uniformes e determinados pela oferta e demanda mundial.

² Tal comportamento é perceptível no Produto Interno Bruto (PIB), em 2020, do Brasil, visto que esse, em virtude da pandemia do COVID-19, apresentou queda anual de 4,1%, o agronegócio, contudo, avançou 24,3%, frente a 2019, alcançando, assim, a participação de 26,6% no PIB do Brasil (IBGE).

produto agrícola em bolsas de mercadorias³, pois foram os prejuízos advindos dos problemas de comercialização que proporcionaram o surgimento de tais instituições.

A primeira bolsa de mercadorias foi a *Chicago Board of Trade (CBOT)*⁴, estabelecida, em 1848, no decorrer do Mississipi, em razão desse ser o principal rio para a escoação agrícola dos Estados Unidos da América (EUA). Atualmente, esta é a maior e mais líquida bolsa de mercadorias do mundo, por isso a formação de preços de múltiplos produtos agrícolas, principalmente de milho e soja, em âmbito global, é realizada a partir dessa.

Tais preços são constituídos mediante negociações no mercado futuro, segmento do mercado de derivativos no qual é possível negociar, no presente, ativos – no caso deste artigo, *commodities* agrícolas – com características específicas, ou seja, padronizados, para uma data de entrega futura, esta correspondente ao vencimento do contrato futuro. Não obstante, as negociações à vista, isto é, no mercado *spot*, são precificadas utilizando as cotações do contrato futuro com a data de vencimento mais próxima.

Contudo, devido à distância de Chicago para as demais regiões produtoras e portuárias, os preços das *commodities* agrícolas são negociados, entre as distintas localidades, com ágio ou deságio sobre as cotações futuras da *CBOT*. Assim, apesar de haver diferença nominal nos preços das *commodities* agrícolas entre as regiões, não deve haver desigualdade real, pois tal é compensada pelo diferencial de base⁵.

A formação dos referidos preços é realizada, em bolsas de mercadorias, por três agentes negociadores, a saber, *hedgers*, especuladores e arbitradores. Os *hedgers* são indivíduos que participam do mercado físico, estão, por isso, diretamente expostos à volatilidade dos preços, utilizam, portanto, o mercado futuro para garantir a margem operacional. Os especuladores, por sua vez, são os agentes que integram o mercado futuro com o intuito da obtenção de lucro com exposição ao risco, proporcionam, assim, liquidez para os *hedgers*. Já os arbitradores, incitados pelo princípio de um único preço intrínseco para cada *commodity*, utilizam as distorções entre os mercados, considerando os diferenciais de base, com o propósito da obtenção de lucro sem exposição ao risco, pois realizam operações simultâneas de

³ Instituições com o objetivo de efetuar o registro, a compensação e a liquidação, física e financeira, das operações realizadas em pregão ou em sistema eletrônico.

⁴ Desde 2007, a *CBOT* é integrante do *Chicago Mercantile Exchange (CME) Group*, principal mercado de derivativos do mundo.

⁵ Comumente denominado “prêmio”, no Brasil, e “*basis*”, no mercado internacional.

long & short do mesmo produto, propiciam, de tal modo, paridade entre os preços nos distintos mercados.

À vista disso, o propósito central deste artigo é identificar a descoberta dos preços de milho, soja e trigo, a partir das negociações futuras dessas *commodities*, nas bolsas de mercadorias argentina, brasileira e estadunidense. Assim, objetiva-se contribuir *i)* à análise de comportamento dos preços futuros agrícolas e *ii)* à tomada de decisão do *hedge* agrícola-financeiro, especialmente aos produtores brasileiros, dado que a produção de tais é precificada no mercado internacional, mas esses realizarem diminutas proteções para assegurar o preço de venda de seus produtos.

Conforme consta na literatura, a descoberta de preços futuros é o processo pelo qual se realiza as precificações futuras de produtos, a partir da interação entre os agentes de mercado, com base em suas avaliações e expectativas sobre o futuro. De tal modo, embora haja duas distintas teorias predominantes sobre o processo da descoberta de preços futuros, ambas concordam que tais preços são preditores dos preços à vista.

Em virtude disso, há diversos estudos que demonstram a relação entre os preços físicos e futuros, bem como ratificam que o *hedge* é adequado entre ambos os mercados, este artigo, portanto, possui tais conclusões como premissas, apesar dessas serem, majoritariamente, sobre os preços em países do hemisfério norte. Ainda, verifica-se há escassas análises sobre Argentina e Brasil, dois dos principais produtores agrícolas mundiais, como também há diminutas pesquisas que relacionam diferentes mercados futuros de *commodities* agrícolas e distintas *commodities* agrícolas em um mesmo mercado futuro, por isso este artigo apresenta tal relação a partir do método *Seemingly Unrelated Regressions (SUR)*, pois este permite verificar a intensidade da correlação entre os erros, fator determinante para a descoberta do preço futuro e, conseqüentemente, definição do *hedge*.

Assim sendo, este artigo está organizado, inicialmente, por esta introdução, na qual consta os elementos que justificam a presente pesquisa. Na segunda seção, discorre-se sobre a literatura já existente sobre o tema, com o objetivo de embasar este estudo. A terceira seção contém a metodologia aplicada e os dados utilizados. Na quarta seção, discute-se os resultados obtidos. Por fim, na última seção, integra-se as conclusões e contribuições deste artigo, além de direcionar pesquisas complementares.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 ORIGENS TEÓRICAS DA DESCOBERTA DE PREÇOS

A formação dos preços à vista (*spot*) e futuros (*forward*) de *commodities* agrícolas possui, na literatura, duas abordagens teóricas distintas, a saber, a teoria do atraso normal (*normal backwardation*), também denominada de teoria do prêmio de risco, e a teoria de armazenamento (*theory of storage*). Àquela, desenvolvida, principalmente, por John Keynes, na década de 1920, destaca que os preços são formados pela especulação, assim as expectativas são heterogêneas entre os agentes de mercado (Keynes, 1923). Esta, contudo, formulada, essencialmente, por Holbrook Working, a partir de 1948, ressalta que os preços são formados pelos fundamentos do ativo, por isso as expectativas são homogêneas entre tais agentes (Working, 1948).

Keynes desenvolveu a teoria do atraso normal após observar que o mercado de crédito agrícola obrigava os produtores, caso quisessem ter acesso a empréstimos bancários, a realizarem *hedge* com o intuito de cobrir os riscos do plantio à colheita, dado que o valor das *commodities* extraídas do solo era muito superior à quantidade de capital fixo em propriedade dos produtores. Tal *hedge* deveria ser realizado com a venda a prazo da produção futura para comerciantes, mas o horizonte temporal entre ambos não correspondia, por isso havia a necessidade da presença de especuladores para atuarem como portadores de risco. Assim, segundo Keynes, o produtor estava disposto a aceitar um preço inferior ao esperado para a época da colheita, visto que o especulador só participaria do negócio se possuísse viabilidade de obter lucro a partir do prêmio de risco, ou seja, da diferença entre os preços de compra, no momento do plantio, e de venda, em tempo da colheita (Keynes, 1923).

À vista disso, Keynes argumentou que os preços futuros eram estimativas não confiáveis dos futuros preços à vista, ou seja, dos preços *spot* nos vencimentos dos contratos futuros. Logo, a teoria do atraso normal considera o mercado ineficiente pelo fato do preço futuro ser uma estimativa tendenciosa para baixo do próximo preço à vista, pois os *hedgers* devem compensar os especuladores por assumirem o risco de preço em manter contratos futuros (Keynes, 1923).

Em oposição à teoria do atraso normal, Working criticou o entendimento de Keynes em relação ao mercado futuro, pois não considerava que tal era composto por preços autônomos formados a partir da transferência de risco entre os agentes de mercado. Assim, o autor desenvolveu a ideia de que os mercados futuros de

mercadorias – em especial, de *commodities* agrícolas – são constituídos a partir do custo líquido de manutenção de estoques, ou seja, pelo valor à vista do produto somado ao preço de armazenamento até a data de entrega futura (Working, 1948; Working, 1949).

Desse modo, Working identificou que a principal função do mercado futuro é contribuir para a descoberta do preço *spot*, antes mesmo de proporcionar a transferência de risco do *hedger* (Working, 1948). Em virtude disso, Working foi um dos primeiros autores a reconhecer que o impacto de novas informações é similar entre os preços à vista e futuros, pois o que diferencia as relações intertemporais de preços é o custo de armazenamento (Working, 1949).

Ademais, Working definiu que o mercado futuro em pleno funcionamento é resultado do passeio aleatório (*random walk*) dos preços futuros, assim o autor afirma que o mercado futuro perfeito é aquele no qual os preços futuros constituem, em todos os períodos, a melhor precificação a ser feita do produto, dada a informação disponível, para a data de vencimento dos contratos futuros (Working, 1961).

2.2 DESCOBERTA DE PREÇOS EM BOLSAS DE MERCADORIAS

Apesar de Keynes e Working serem os principais expoentes a inaugurarem as teorias sobre o processo da descoberta de preços de *commodities* agrícolas em bolsas de mercadorias, as discussões entre ambos não se sucedeu, dado a morte de Keynes antes do início das publicações de Working. Apesar disso, diversos autores prosseguiram as pesquisas sobre o tema, sobretudo inclinados à análise Working.

Samuelson (1965) comprovou que expectativas e informações são incorporadas completamente aos preços dos ativos, por isso as alterações nos preços futuros, sobretudo de *commodities* estocáveis, devem ser imprevisíveis. De tal modo, Fama (1970; 1991), além de desenvolver a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME)⁶, aprimorando o conceito de que os preços dos ativos refletem todas as informações disponíveis no mercado, considerou que os benefícios marginais oriundos das informações disponíveis precisam ser superiores aos custos marginais para a obtenção de tais dados.

⁶ Teoria na qual as informações são segmentadas em três diferentes níveis, a saber, *i*) fraco, *ii*) semiforte e *iii*) forte.

Outrossim, Telser e Higinbotham (1977) constataram que quão maior for a dimensão do mercado futuro, maior será a sua capacidade de antever os preços a prazo, visto que haverá maior evidência em relação às previsões acerca do futuro. Ainda, de acordo com os autores, o benefício oriundo do mercado futuro é uma função crescente do número de potenciais participantes, em razão da redução dos custos marginais.

Sanders *et al.* (2010) investigaram os mercados futuros de algodão, gado vivo e de engorda, milho, soja, óleo de soja, trigo e suínos magros, entre 2006 e 2008, com o intuito de verificar se a elevação dos preços dos ativos pré- crise financeira de 2008 influenciou no aumento da especulação nas referidas *commodities*. Fazendo uso do índice especulativo “T de Working”⁷, os autores identificaram que a elevação das posições compradas pelos especuladores foi, no mínimo, igualada pela ampliação das posições vendidas pelos *hedgers*. Assim, eles concluíram que, como no *boom* das *commodities* entre 1972 e 1975⁸, o aumento da especulação no mercado futuro foi benéfico pelo fato de proporcionar liquidez às posições de *hedge*.

Observando o relatório *World Agricultural Supply and Demand Estimates* (WASDE) do *United States Department of Agriculture* (USDA), Adjemian (2012) observou que os valores absolutos das diferenças dos preços futuros de milho, soja e trigo entre os dias que antecederam e sucederam a divulgação de tal são significativamente superiores às diferenças médias. Já Lehecka *et al.* (2014) descobriram que a incerteza sobre a política do *USDA* pode ser um fator contribuinte para a influência deste sobre as cotações futuras de *commodities* agrícolas.

Ao analisar o efeito do clima sobre os preços futuros de *commodities* agrícolas, Makkonen (2021), verificou que as anomalias de temperatura proporcionam impactos significativos nos retornos de algodão, cacau, café, milho e soja. Em razão disso, o autor esclareceu que, em condições extremas de mercado, as informações sobre temperaturas anômalas são valorizadas pelos agentes econômicos no processo de tomada de decisão.

McKenzie e Ke (2022) analisaram os impactos dos relatórios do *USDA* sobre os preços futuros de milho e soja na China. Eles identificaram que ambos os grãos

⁷ Índice desenvolvido essencialmente com o objetivo de auferir significância às posições especulativas no mercado futuro de *commodities* agrícolas, dada a relação entre especulação e *hedge*.

⁸ A precificação das *commodities* foi elevada devido ao aumento irresponsável da oferta monetária em anos anteriores combinado com os choques de oferta advindos do conflito geopolítico árabe-israelense junto ao Canal de Suez, importante passagem marítima entre o Mar Vermelho e o Mar Mediterrâneo.

são impactados por tais, porém com intensidades assimétricas, sendo a soja futura a *commodity* mais reativa, principalmente quando a percepção de risco é ascendente. Assim, os autores complementaram o estudo de Ke *et al.* (2019), o qual constata que a transmissão de risco entre os mercados de commodities da China e dos EUA é significativamente ascendente.

2.3 TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE FUTUROS E SPOT

Cox (1976), analisando os mercados de barriga de porco, batata, cebola, gado e suco de laranja congelado, identificou que os preços *spot* demonstram maior eficiência em mercados nos quais há negociação de contratos futuros. O autor argumenta que isso ocorre pelo fato do baixo custo informacional oriundo deste mercado, dado a presença de especuladores inteirados dos preços futuros.

Garbade e Silber (1983), observando os mercados de milho, trigo e suco de laranja, a partir da análise de correlação dos preços, observaram que o mercado futuro absorve 75% das novas informações antes do mercado à vista. Logo, os autores afirmaram que tal correlação é uma função direta da elasticidade de arbitragem entre os preços futuros e *spot*, apesar desta ser limitada pelos custos de armazenamento.

Turnovsky e Campbell (1985) consideraram que a variância dos preços à vista, essencialmente quando originada por choques de demanda, é reduzida, no longo prazo, com a introdução do mercado futuro, auferindo, assim, benefícios para consumidores e especuladores – ou seja, para a sociedade – superiores às perdas dos produtores. Já quando ocasionada por choques de oferta, os autores afirmaram que a variância pode ser aumentada com o emprego do mercado futuro, sobretudo se a elasticidade da demanda estiver elevada.

Expandindo as pesquisas sobre transmissão de preços, Fama e French (1987) analisaram *commodities* sazonais e não sazonais. Suas descobertas evidenciaram que os preços futuros das *commodities* sazonais são capazes de influenciar os preços à vista, mas tal resultado não é constatado em *commodities* não sazonais.

Zapata e Fortenbery (1996), utilizando técnicas de cointegração oriundas dos testes de causalidade de Granger, ao examinarem os mercados das *commodities* milho e soja de Chicago entre 1980 e 1995, bem como as taxas de juros do *Federal Reserve*, observaram que os mercados futuros proporcionam uma função de descoberta do preço *spot*. Além disso, os autores constataram que há movimentos

cointegrados entre os preços à vista e futuros com as taxas de juros, mesmo que não haja cointegração bivariada entre os preços de ambos os grãos analisados.

Thomas e Karande (2001), analisando a descoberta de preços das sementes de mamona no mercado indiano, verificaram que diferentes mercados reagem de modo distinto, inclusive em igual fuso horário, às informações acerca do mesmo ativo. Ainda, os autores observaram que o mercado futuro pode ser dominado pelo mercado à vista quando o contrato futuro expira na época da colheita, bem como que mercados com volumes superiores a outros podem ser dominados por tais, caso estes possuam *traders* mais informados, *spreads* mais elevados e o mercado possua maior eficiência.

Moraes (2011), ao examinar o comportamento de preços do boi gordo entre 2002 e 2010 no mercado brasileiro, identificou que o mercado futuro domina o *spot*, visto que as informações são absorvidas primeiramente pelos preços futuros. Além disso, o autor afirma que não há cointegração entre o mercado físico estudado, a saber, a praça de Itapetinga/Bahia, e o mercado futuro, contudo o resultado da descoberta de preços está de acordo com a literatura de *commodities* não estocáveis (ver Schroeder e Goodwin, 1991).

2.4 TOMADA DE DECISÃO DO *HEDGE* AGRÍCOLA-FINANCEIRO

Retornando a Working, o autor examina que os contratos futuros possuem um papel fundamental na gestão de risco, pois são recursos eficientes contra flutuações de preços. Tal efetividade, como visto, é proporcionada pela especulação, pois são os especuladores que propiciam liquidez para os *hedgers*, mesmo que essa seja limitada ao volume do próprio *hedge*. Contudo, o autor analisa que os *hedgers* preferem utilizar o mercado futuro de modo imperfeito, ou seja, realizarem *cross-hedge*, visto que um *hedge* perfeito possui custos elevados (Working, 1953).

Peck (1976) e Danthine (1978) afirmaram que o mercado futuro disponibiliza preços a prazo que podem ser empregados por produtores individuais, segundo Peck, e empresariais, de acordo com Danthine, com o intuito de realizarem a tomada de decisão de produção ótima de modo planejado. Tais conclusões sinalizam que o preço futuro é a força motriz para a decisão de produção, independentemente das expectativas e do grau de aversão ao risco do produtor.

Benninga *et al.* (1983) afirmaram que são necessárias duas condições acerca dos preços à vista e futuros para determinar o *hedge* ideal, a saber, *i*) o preço futuro de hoje precisa ser um preditor imparcial do preço futuro de amanhã; e *ii*) as

diferenças entre os preços *spot* e futuros têm de ser aleatórias e não apresentarem correlação com o à vista. Ou seja, o *hedge* ótimo é realizável somente em mercados nos quais os preços futuros são determinados pela contínua atualização das expectativas futuras.

Os autores, aprimorando o estudo imediatamente anterior, analisaram o *hedge* ótimo para os mercados de câmbio e de *commodities* quando esses estão correlacionados, conjuntura natural em instituições sujeitas à exportação. Eles asseguraram que é possível determinar o *hedge* ideal no mercado futuro de *commodities* mesmo que não seja viável fazê-lo no mercado cambial, contudo certificaram que o inverso é inatingível, pois o *hedge* ótimo de câmbio é dependente do tamanho do *hedge* de *commodities* (Benninga *et al.*, 1985).

Lazzarini (1997) comparou a efetividade do *hedge* para os preços da soja brasileira entre as bolsas BM&F⁹ e CBOT. Ele verificou que os contratos da BM&F eram mais específicos às condições do grão nacional, mas constatou que as negociações eram – predominantemente – realizadas na CBOT, sobretudo devido aos menores custos e à maior liquidez. Assim, o autor concluiu que a maior aderência dos contratos da BM&F à soja do Brasil não supera a vantagem do *trade-off* da CBOT, de modo similar à análise de Working sobre *cross-hedge*.

Pennings e Garcia (2004), ao examinaram o comportamento do *hedge* em pequenas e médias empresas, afirmaram que a tomada de decisão acerca do *hedge* é influenciada pela atitude e percepção de risco do gestor, bem como pelo nível de educação de tal. À vista disso, os autores constataram que o efeito psicológico é crucial para a utilização de contratos futuros com objetivos de *hedge*.

Kang *et al.* (2019) indicaram que os preços de aveia, milho, soja e trigo, entre 1990 e 2019, possuem correlação negativa e interdependência bidirecional assimétrica com as cotações do petróleo. Em razão disso, os autores afirmaram que os agentes de mercado posicionados nas *commodities* agrícolas citadas não devem ignorar os riscos geopolíticos que impactam o mercado de petróleo e, ainda, sugerem realização de *hedge* com o intuito de conter a volatilidade proporcionada pelos preços do óleo.

⁹ Bolsa de Mercadorias & Futuros. Até 2017, a BM&F era uma entidade autônoma, mas, em tal ano, quando se fundiu com a CETIP (Centro de Custódia e Liquidação Financeira de Títulos Privados), tornou-se uma parte integrante da B3, Brasil Bolsa Balcão, uma das principais empresas de infraestrutura de mercado financeiro do mundo, formada a partir da fusão entre a BM&F e a CETIP.

A partir do exposto, observa-se que os derivativos futuros são essenciais para a otimização do mercado de *commodities* agrícolas, pois, em virtude de haver cointegração de preços físicos e futuros, há transmissão de risco entre os mercados, a tomada de decisão, portanto, pode ser realizada não obstante aversão ao risco e expectativas, dado a exequível definição do *hedge*. Pode-se, ainda, verificar que os preços em múltiplas bolsas de mercadorias possuem autocorrelação, pois as informações disponíveis são absorvidas internacionalmente. Assim, a descoberta de preço das *commodities* agrícolas em bolsas de mercadorias pode ser produto dos preços de múltiplas *commodities* em distintas bolsas de mercadorias globais.

Em virtude disso, a fim de contribuir – especialmente – à tomada de decisão do *hedge* agrícola-financeiro pelos produtores brasileiros, este estudo analisa a descoberta de preço das *commodities* milho, soja e trigo, em conjuntura nacional e internacional, a partir de seus preços e volumes, nas bolsas de mercadorias da Argentina, do Brasil e dos EUA. Para tal propósito, utiliza-se o método SUR, pois este examina a correlação contemporânea dos resíduos, ou seja, permite que todas as variáveis omissas das equações exógenas sejam passíveis de condicionar a variável resposta de modo simultâneo.

3 METODOLOGIA

3.1 SEEMINGLY UNRELATED REGRESSIONS (SUR)

Em razão deste estudo possuir o objetivo de compreender a descoberta dos preços futuros de *commodities* agrícolas, sugere-se a hipótese de que o termo estocástico de pelo menos uma das equações está correlacionado com os resíduos das demais equações. Assim, caso a hipótese seja verdadeira, a estimação das equações de modo isolado não examinaria a mútua correlação dos erros, a eficiência dos estimadores, por isso, tornar-se-ia questionável.

Destarte, emprega-se o modelo econométrico SUR, pois tal permite verificar as correlações entre os erros a partir de múltiplas equações, em virtude do método efetuar as estimações de modo sistemático, proporcionando, assim, a estatística λ de distribuição chi-quadrado (χ^2) (Zellner, 1962). Logo, esta é a principal justificativa para o emprego do SUR neste artigo.

Com o intuito de melhor compreender o modelo SUR, faz-se necessário observar a notação geral, ou seja, o processo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \dots + \beta_{kit}x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Caso tal fosse utilizado neste estudo, denotar-se-ia como segue: β_0 , parâmetro do intercepto; β_k , coeficiente angular correspondente à k-ésima variável explicativa do modelo; x , cotações e volumes das *commodities* agrícolas exógenas; i , equações; t , observações temporais; ε , termo estocástico; e, finalmente, y , preço da *commodity* agrícola endógena.

A forma matricial para o i-ésimo preço dos grãos seria dada por:

$$\begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{0i1} \\ \beta_{0i2} \\ \vdots \\ \beta_{0iT} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{1i1} & \beta_{2i1} & \dots & \beta_{Ki1} \\ \beta_{1i2} & \beta_{2i2} & \dots & \beta_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{1iT} & \beta_{2iT} & \dots & \beta_{KiT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \dots & x_{KiT} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Constata-se, a partir das matrizes, que os parâmetros β_i seriam diferentes para cada preço em cada período, inviabilizando, assim, as estimações dos mesmos. Em virtude de tal fato, faz-se necessário especificar o modelo geral com as técnicas do *SUR*, com o intuito de obter respostas eficientes para determinar a formação dos preços.

Hill *et al.* (1999) afirma que a especificação dos mínimos quadrados que proporciona o modelo *SUR* é dada por:

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} \quad \beta_{1it} = \beta_{1i} \quad \dots \quad \beta_{Kit} = \beta_{Ki} \quad (3)$$

Deste modo, observa-se que os parâmetros continuam divergentes entre as equações, mas constantes no decorrer do tempo, assim o resultado pode ser expresso desta forma:

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}x_{1it} + \beta_{2i}x_{2it} + \dots + \beta_{ki}x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Na forma matricial, esta expressão é:

$$\begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} = [\beta_{0i}] + \begin{bmatrix} \beta_{1i} \\ \beta_{2i} \\ \vdots \\ \beta_{Ki} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \dots & x_{KiT} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Além das estimações dos parâmetros de modo atemporal, Hill *et al.* (1999) afirma que há outras duas suposições acerca do modelo *SUR*, a saber:

$$i. \quad var(\varepsilon_{iT}) = \sigma_i^2 \quad e \quad var(\varepsilon_{jT}) = \sigma_j^2, \text{ sendo } \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2 \quad (6)$$

$$ii. \quad cov(\varepsilon_{iT}, \varepsilon_{jT}) = \sigma_{ij} \neq 0 \quad (7)$$

A suposição *i* enuncia que a variância dos resíduos é constante para uma mesma equação, mas variável entre as equações, assim há heterocedasticidade. Já a suposição *ii* é àquela que justifica a utilização do método *SUR* nesta pesquisa, ou seja, a correlação contemporânea dos erros, isto é, a correlação dos termos estocásticos entre as equações no mesmo período temporal. Esta suposição pode ser ratificada a partir da compreensão de que as variáveis omissas de todas as equações exógenas, tais como taxa de juros, câmbio e petróleo, conforme consta na literatura, influenciam, contemporaneamente, a variável resposta.

Já a contemporaneidade dos termos estocásticos, de acordo com Griffiths *et al.* (1993), pode ser testada sob as seguintes hipóteses:

$$H_0: \sigma_{ij} = 0 \quad \forall \quad i \neq j \quad (8)$$

$$H_A: \text{há pelo menos uma } \sigma_{ij} \neq 0.$$

Em virtude disso, observa-se equação:

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad (9)$$

Onde se lê: ρ_{ij} , correlação de *i* e *j*; σ_{ij} , covariância de *i* e *j*; $\sigma_i \sigma_j$, desvios padrão de *i* e *j*. Obtém-se, ainda segundo os autores, a seguinte equação:

$$\lambda = T \left(\sum \rho_{ij}^2 \right) \quad (10)$$

Na qual consta que o teste estatístico λ é definido como T multiplicado pelo somatório de todas as correlações ao quadrado. Tal estatística de teste possui distribuição χ^2 , assim, caso λ possua distribuição superior ao valor crítico de χ^2 , dado o número de graus de liberdade, evidencia-se que é possível rejeitar H_0 , ou seja, conclui-se que há correlação entre os resíduos, a utilização do método *SUR*, em virtude disso, é apropriada. Contudo, caso a distribuição de λ seja inferior ao valor crítico de χ^2 , dado o número de graus de liberdade, H_0 não pode ser rejeitado, evidencia-se, desse modo, que os termos estocásticos não são correlacionados, em consequência disso o emprego do método *SUR* não é oportuno.

Ainda, devido à heterocedasticidade e à correlação contemporânea dos erros, o método *SUR* não pode ser estimado por meio do processo de MQO, pois tal proporcionaria estimadores viesados. Assim, a estimação precisa ser feita pelo modelo de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), visto que este propicia intervalos de confiança mais restritos, quando comparados aos MQO (Zellner, 1962).

Tal estimação, de acordo com Hill *et al.* (1999), é realizada a partir da transformação do ε_{it} , resíduo heterocedástico e correlacionado, em v_{it} , termo estocástico homocedástico e não correlacionado, da seguinte forma:

$$\varepsilon_{it} = \rho_{1i}\varepsilon_{it-1} + \rho_{2i}\varepsilon_{it-2} + \dots + \rho_{ij}\varepsilon_{it-j} + v_{it} \quad (11)$$

Neste modelo, ρ é o parâmetro de correlação residual, ε_{t-j} representa o valor imediatamente anterior ao último erro e v_t é a variável de perturbação não correlacionada, apresentando média zero e variância constante. Em virtude disso, obtemos:

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}x_{1it} + \rho_{1i}\varepsilon_{it-1} + \beta_{2i}x_{2it} + \rho_{2i}\varepsilon_{it-2} + \dots + \beta_{ki}x_{kit} + \rho_{ij}\varepsilon_{it-j} + v_{it} \quad (12)$$

Assim, conforme pode ser observado, a informação adicional (v_{it}) proporcionada pela correlação entre os erros demonstra que a estimação a partir dos MQG é mais eficiente em comparação aos MQO. Logo, faz-se jus ao nome *Seemingly Unrelated Regressions*, ou seja, regressões aparentemente não relacionadas.

3.2 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os mercados financeiros argentino e brasileiro, apesar de existirem há décadas, possuíam diminuta utilização até poucos anos atrás, por conseguinte as bolsas de valores de ambos os países se modificaram, assim suas informações históricas precisam ser asseguradas cautelosamente. Nos EUA, em virtude da utilização dos mercados futuros desde o século XIX, os dados são mais apurados, por isso há mais segurança estatística (Hull, 1996).

À vista disso, utiliza-se os preços e volumes a partir da Bloomberg (BBG), adicionalmente é empregado a Reuters para os preços da Argentina e do Brasil, realiza-se isso com o intuito de minimizar as assimetrias, sobretudo em dados não recentes. Bloomberg e Reuters estão entre as maiores empresas de temática econômica do Ocidente, pode-se, desse modo, mesmo que haja estreitas divergências entre os dados de ambas, assegurar a confiabilidade nos resultados obtidos.

Preliminarmente, verifica-se que as unidades de medidas empregadas nas cotações das bolsas de mercadorias argentina, brasileira e estadunidense são distintas, há, então, a necessidade de conversão. Opta-se, para isso, pela utilização da tonelada métrica, ou seja, 1.000 quilogramas (kg), pois tal é a unidade padrão de massa do Sistema Internacional (INMETRO).

Nos EUA, a unidade volumétrica básica de *commodities* agrícolas é o *bushel*, este com capacidade de 56 libras de milho e 60 libras de soja e trigo. Assim, o *bushel* possui 25,4012 kg de milho e 27,2155 kg de soja e trigo. Então, uma tonelada métrica corresponde a 39,36825 *bushels* de milho e a 36,7437 *bushels* de soja e trigo. Tais números são, portanto, os conversores dos preços das *commodities* norte-americanas presentes neste artigo (CME).

Em relação aos dados da Argentina e do Brasil, observa-se que, na Argentina, as *commodities* listadas são cotadas em toneladas métricas, não há, por isso, a necessidade de conversão. No Brasil, por outro lado, os preços são negociados em sacas de 60 kg, utiliza-se, então, o fator de conversão 0,06 para mensurar os preços em toneladas métricas.

Quanto aos modelos, realiza-se duas segmentações essenciais, a saber, a relação de preços e volumes *i)* das *commodities* entre os países e *ii)* dos países entre as *commodities*. Realiza-se ambas para melhor realizar a descoberta dos preços futuros e, conseqüentemente, a definição do *hedge*, pois é admissível que o mercado

futuro seja produto dos preços das *commodities* nos mercados nacionais e internacionais.

De tal modo, preliminarmente, aplica-se os preços oriundos da Bloomberg; a seguir, faz-se uso, apenas para Argentina e Brasil, dos preços provenientes da Reuters; logo após, reutiliza-se as informações da Bloomberg para modelar, simultaneamente, preços e volumes. Ainda, em ambas as segmentações, modela-se os dados do Brasil e dos EUA sem empregar os da Argentina.

No tocante das bolsas de mercadorias, utiliza-se a Matba Rofex¹⁰, na Argentina; a B3, no Brasil; e a CBOT, nos EUA. Quanto aos contratos futuros, emprega-se os contratos de primeiro vencimento, recorre-se, para isso, ao recurso do *ticker*¹¹ contínuo. Acerca da unidade monetária, usa-se o Dólar dos EUA (USD), pois esta é a principal divisa mundial e possui, em comparação às moedas dos demais Estados analisados neste artigo, maior estabilidade monetária. Tal conversão cambial é realizada diretamente na Bloomberg e na Reuters.

A respeito do período de análise, utiliza-se os dados de fechamento semanais de julho de 2000 a junho de 2023. Observa-se, contudo, que não há, na Bloomberg e na Reuters, registro contínuo de todos os preços e volumes no intervalo de exame deste artigo. Ainda, há um hiato, no Brasil, entre os meses de maio de 2011 e junho de 2012, nos dados da soja, pois a negociação de tal *commodity* foi, no referido período, descontinuada na BM&F. Necessita-se, por isso, empregar dois *tickers* contínuos distintos para o mesmo ativo.

Em relação à plataforma de estimação do modelo, recorre-se ao Stata. Este realiza os seguintes passos: *i*) aplica os mínimos quadrados para estimar as equações separadamente; *ii*) utiliza os resíduos do passo *i* para efetuar as seguintes estimações: σ_i^2 , σ_j^2 , σ_{ij} e, por conseguinte, ρ_{ij} ; e *iii*) emprega os produtos do passo *ii* para estimar as equações de modo conjunto por meio dos MQG.

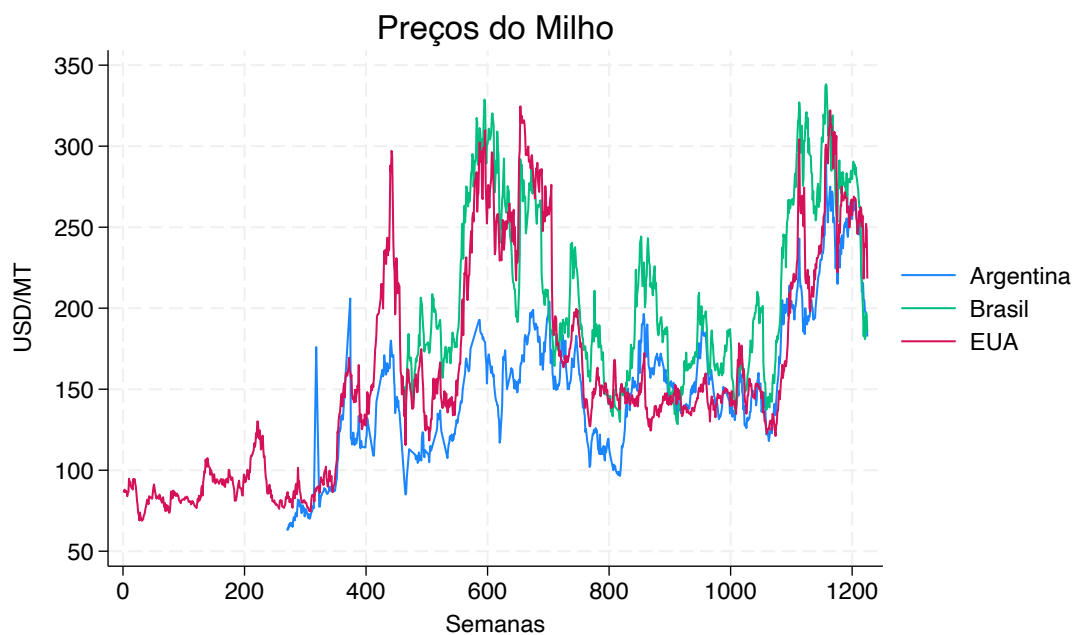
¹⁰ Criada, a partir da fusão, em 2019, do *Mercado a Término de Buenos Aires* e da *Rosario Futures Exchange*.

¹¹ Código alfanumérico usado para identificar um ativo no mercado financeiro.

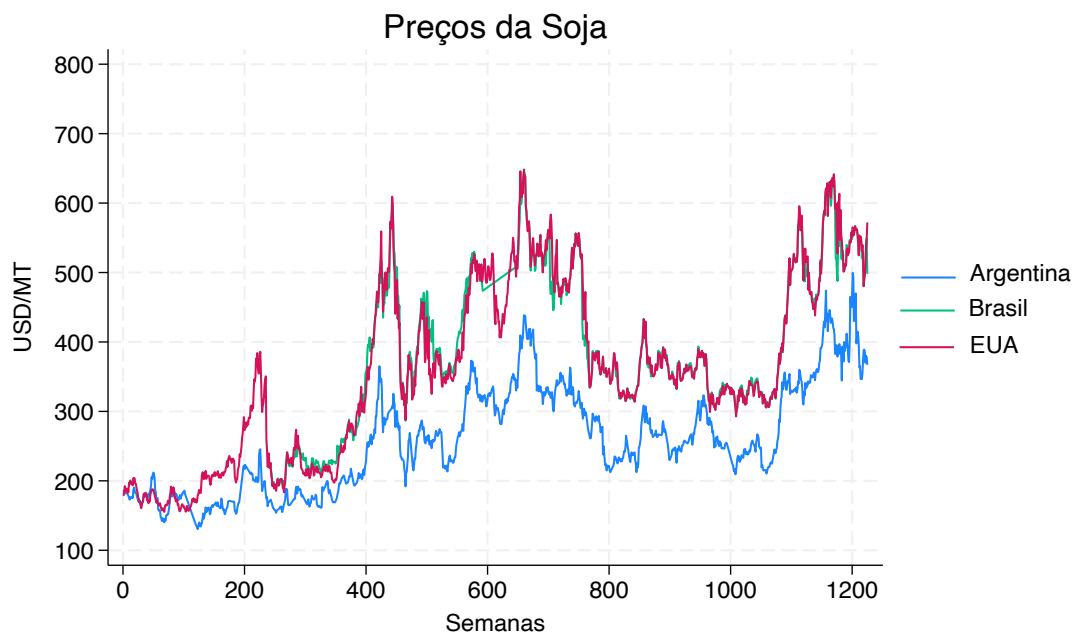
Tabela 1: Modelo dos testes de *skewness* e *kurtosis*.

Variáveis	Obs.	Skewness	P (Skew.)	Kurtosis	P (Kurt.)
Milho Argentina	810	0,4586485	0,0000	3,154097	0,3319
Milho Argentina (Reuters)	804	0,5597717	0,0000	3,310981	0,0864
Milho Brasil	752	0,4917589	0,0000	1,958004	0,0000
Milho Brasil (Reuters)	758	0,4916574	0,0000	1,965879	0,0000
Milho EUA	1.226	0,6946917	0,0000	2,476771	0,0000
Soja Argentina	1.090	0,4071472	0,0000	2,449678	0,0000
Soja Argentina (Reuters)	953	0,3481731	0,0000	2,652899	0,0104
Soja Brasil	926	0,171606	0,0329	2,218916	0,0000
Soja Brasil (Reuters)	577	0,4716327	0,0000	1,801646	0,0000
Soja EUA	1.266	0,1912704	0,0064	2,049657	0,0000
Trigo Argentina	406	0,2070785	0,0861	2,415532	0,0010
Trigo Argentina (Reuters)	509	0,2566635	0,0182	2,542683	0,0087
Trigo EUA	1.226	0,6635802	0,0000	3,189279	0,1760

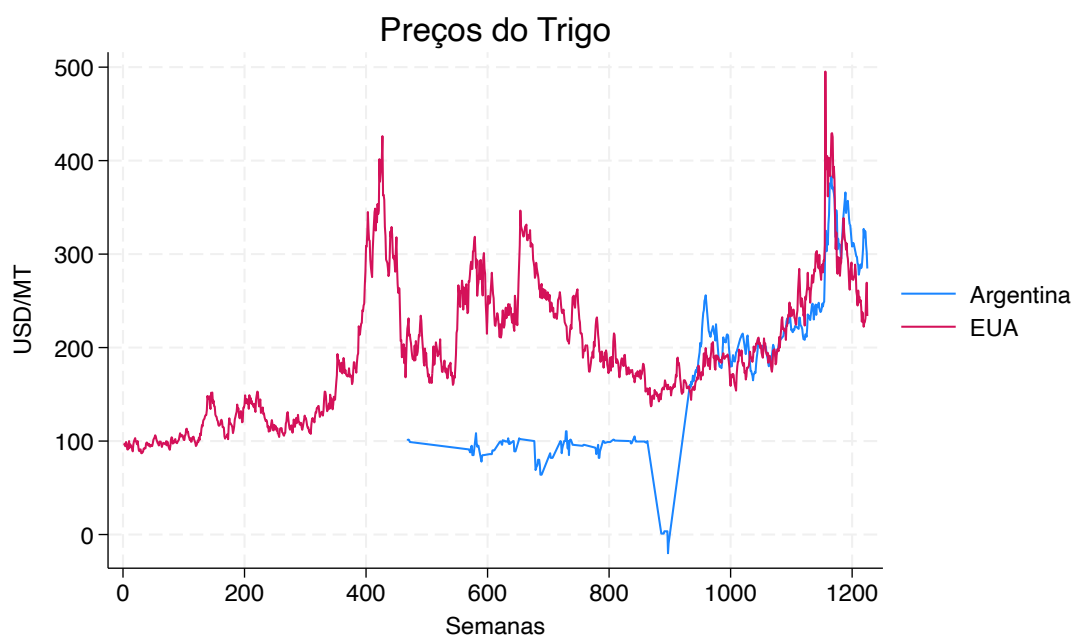
Fonte: o autor (2024)

Figura 1: Preços do Milho

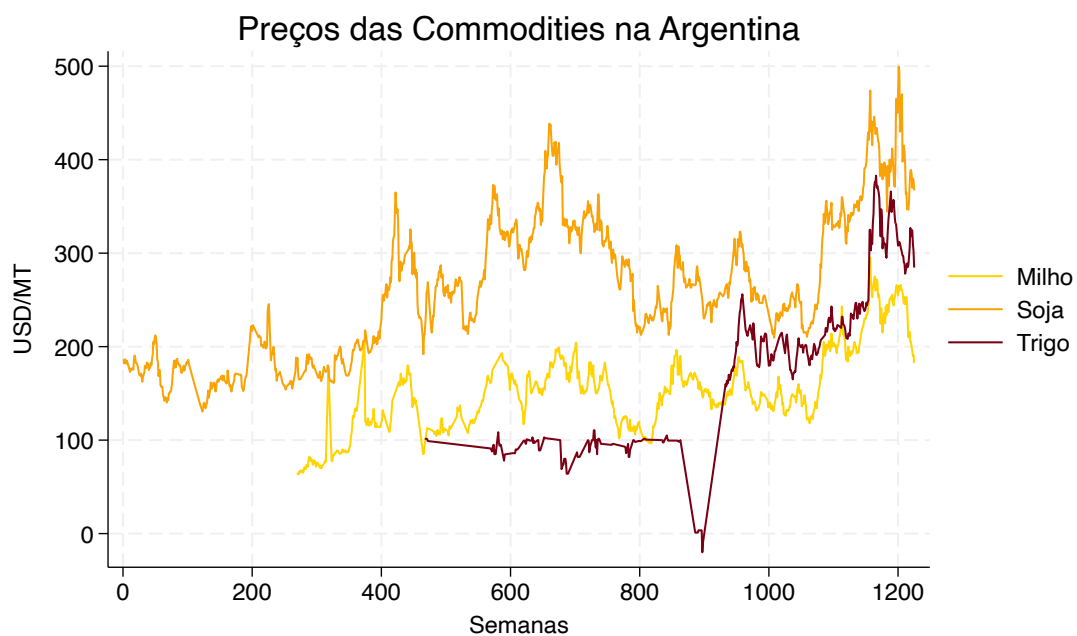
Fonte: o autor (2024)

Figura 2: Preços da Soja

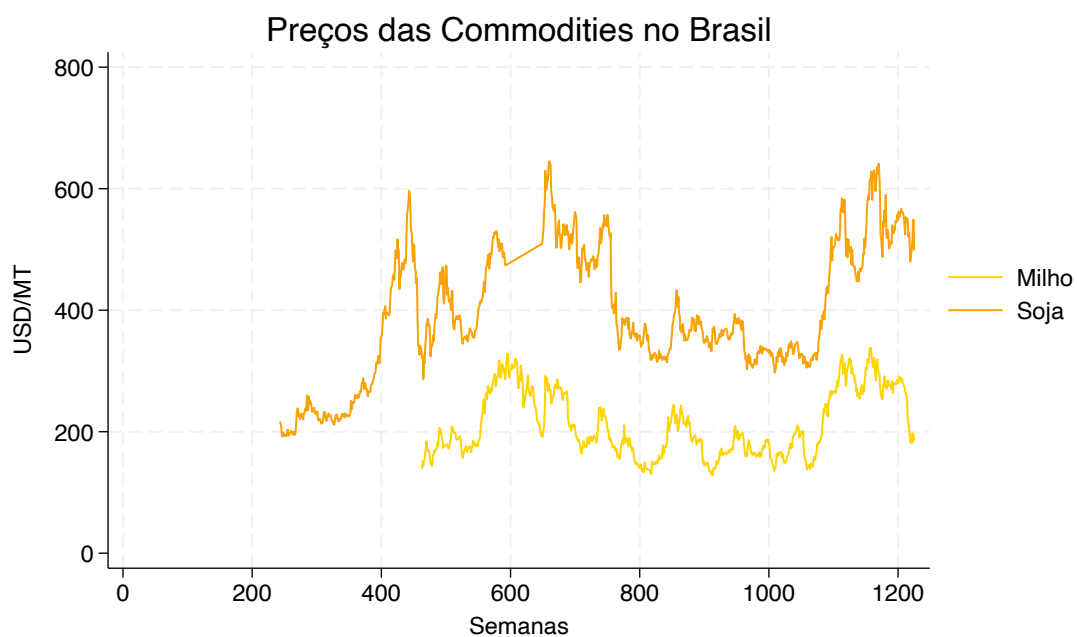
Fonte: o autor (2024)

Figura 3: Preços do Trigo

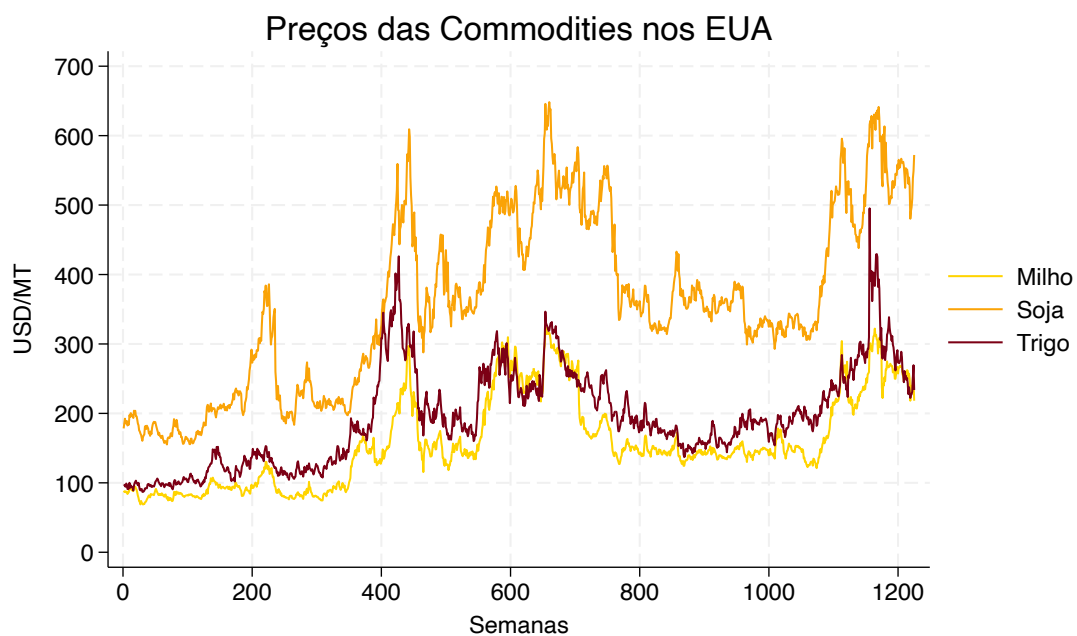
Fonte: o autor (2024)

Figura 4: Preços na Argentina

Fonte: o autor (2024)

Figura 5: Preços no Brasil

Fonte: o autor (2024)

Figura 6: Preços nos EUA

Fonte: o autor (2024)

4 RESULTADOS

Os resultados dos modelos entre os preços do milho (tabela 2) revelam que as variáveis explicativas demonstram significância estatística, exceto para a constante do grão brasileiro, e proporção direta, com exceção da constante estadunidense. Além disso, pode-se verificar, a partir dos valores das distribuições χ^2 , que a hipótese nula (H_0) pode ser rejeitada, ou seja, que há alta probabilidade de haver associação entre as variáveis dependentes e independentes. Tal análise feita para as cotações da Bloomberg também é válida para as obtidas pela Reuters (tabela 3). Já quando o volume é analisado em conjunto (tabela 4), o número de observações é reduzido para além da metade e a significância é acrescentada somente à constante e aos volumes do milho no Brasil, apesar deste ser inversamente proporcional para as cotações na Argentina. Por sua vez, H_0 permanece com a probabilidade de ser rejeitado.

Tabela 2: Modelo dos preços do milho entre Argentina, Brasil e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho Argentina	Preço Milho Brasil	Preço Milho EUA
Intercepto	30,4671*** (4,0553)	3,6632 (4,3532)	- 28,1006*** (5,4189)
Preço Milho Argentina		0,5476*** (0,0307)	0,2104*** (0,0408)
Preço Milho Brasil	0,5028*** (0,0282)		0,8651*** (0,0284)
Preço Milho EUA	0,1399*** (0,0271)	0,6261*** (0,0206)	
Chi2	1.164,6702	1.164,6702	2.072,8540
Rmse	26,3722	28,3793	32,5799
N	659		

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 3: Modelo dos preços do milho entre Argentina, Brasil e EUA, dados Reuters.

Variáveis	Preço Milho Argentina	Preço Milho Brasil	Preço Milho EUA (BBG)
Intercepto	33,5129*** (3,9160)	0,5103 (4,2991)	-26,5402*** (5,3179)
Preço Milho Argentina		0,5546*** (0,0303)	0,1927*** (0,0403)
Preço Milho Brasil	0,5020*** (0,0274)		0,8715*** (0,0275)
Preço Milho EUA (BBG)	0,1271*** (0,0266)	0,6349*** (0,0201)	
Chi2	1.187,1515	2.994,1855	2.171,3687
Rmse	26,0441	28,2657	32,3006
N	668		

Erro padrão entre parênteses. * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001

Fonte: o autor (2024)

Tabela 4: Modelo dos preços e volumes do milho entre Argentina, Brasil e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho Argentina	Preço Milho Brasil	Preço Milho EUA
Intercepto	20,1699*** (3,9620)	19,2393** (7,2685)	-42,0960*** (5,7775)
Preço Milho Argentina		0,8086*** (0,0711)	1,0668*** (0,0462)
Preço Milho Brasil	0,2986*** (0,0239)		0,1570*** (0,0367)
Preço Milho EUA	0,5404*** (0,0235)	0,2208*** (0,0564)	
Volume Milho Argentina	0,0000 (0,0008)		
Volume Milho Brasil	-0,0003*** (0,0001)	0,0008*** (0,0001)	

Volume Milho	0,0000	-0,0000	0,0000
EUA	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Chi2	2.775,8527	1.431,8812	2.195,5745
Rmse	15,5468	25,3178	21,5052
N	290		

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Na análise apenas entre os preços do milho no Brasil e nos EUA (tabela 5), além de haver majoração no número de observações, há significância em todas as variáveis e manutenção da proporção inversa para a constante norte-americana. Em relação à associação entre as cotações de ambos os países para o grão em questão, é válido afirmar que há probabilidade elevada de rejeição da hipótese nula. Acrescentando os volumes de tais países aos modelos (tabela 6), apesar do número de observações reduzir diminutamente, pode-se notar que a cotação do milho americano apresenta relação direta apenas com os preços brasileiros e, como visto acima, o volume do preço estadunidense é insignificante para as variáveis dependentes.

Tabela 5: Modelo dos preços do milho entre Brasil e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho Brasil	Preço Milho EUA
Intercepto	36,7273*** (2,9596)	-32,2794*** (3,6612)
Preço Milho Brasil		1,0439*** (0,0164)
Preço Milho EUA	0,9273*** (0,0145)	
Chi2	4.071,2663	4.071,2663
Rmse	30,7299	32,6044
N	752	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 6: Modelo dos preços e volumes do milho entre Brasil e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho Brasil	Preço Milho EUA
Intercepto	39,4127*** (3,4953)	-35,7148*** (4,5436)
Preço Milho Brasil		1,1122*** (0,0194)
Preço Milho EUA	0,8593*** (0,0150)	
Volume Milho Brasil	0,0008*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0001)
Volume Milho EUA	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Chi2	3.830,0599	3.543,7514
Rmse	28,8712	32,8464
N	723	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Além dos modelos realizados entre as variáveis dependentes e independentes, analisa-se, também, a *skewness* e a *kurtosis* das cotações do milho para Argentina, Brasil e EUA. Os resultados demonstram (tabela 1) que todos os preços desta *commodity* apresentam *skewness* positivas e significativas. Já em relação à *kurtosis*, identifica-se que o milho argentino demonstra ser positivo, porém sem significância; a commodity brasileira e americana, por outro lado, manifesta-se como negativas e significativas.

A soja, por sua vez, apresenta um histórico de dados mais robusto e variáveis exógenas diretamente proporcionais e significativas, exceto na constante norte-americana, assim como nos modelos do milho (tabela 7). Em relação ao χ^2 , observa-se a possibilidade de rejeição de H_0 com probabilidade superior às obtidas nos modelos anteriores, logo se reconhece, relativamente, melhor associação entre os preços da soja. Análise similar pode ser feita a partir dos dados da Reuters (tabela 8),

contudo é preciso notar a insignificância da constante brasileira e a proporcionalidade negativa entre as cotações da soja argentina e estadunidense. Incluindo os volumes à análise (tabela 9), identifica-se que há proporção inversa desses com os preços domésticos respectivos, apesar de não haver significância no volume argentino.

Tabela 7: Modelo dos preços da soja entre Argentina, Brasil e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Soja Argentina	Preço Soja Brasil	Preço Soja EUA
Intercepto	40,2604*** (3,5145)	12,4579*** (2,2835)	-21,9758*** (2,3358)
Preço Soja Argentina		0,0923*** (0,0159)	0,1414*** (0,0161)
Preço Soja Brasil	0,2448*** (0,0422)		0,9523*** (0,0100)
Preço Soja EUA	0,3573*** (0,0406)	0,9073*** (0,0095)	
Chi2	5.318,8413	4.1319,5958	4.2439,4084
Rmse	25,9107	15,9375	16,3531
N	831		

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 8: Modelo dos preços da soja entre Argentina, Brasil e EUA, dados Reuters.

Variáveis	Preço Soja Argentina	Preço Soja Brasil	Preço Soja EUA (BBG)
Intercepto	45,0679*** (5,1018)	2,2779 (1,8136)	-5,8461** (1,9376)
Preço Soja Argentina		0,0946*** (0,0105)	-0,0306** (0,0115)
Preço Soja Brasil	0,8512*** (0,0941)		1,0409*** (0,0071)
Preço Soja	-0,2438**	0,9224***	

EUA (BBG)	(0,0920)	(0,0062)	
Chi2	2.714,7774	77.444,6754	72.387,8825
Rmse	26,5359	8,8934	9,3964
N	556		

Erro padrão entre parênteses. * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001

Fonte: o autor (2024)

Tabela 9: Modelo dos preços e volumes da soja entre Argentina, Brasil e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Soja Argentina	Preço Soja Brasil	Preço Soja EUA
Intercepto	40,8860*** (7,7223)	5,6736* (2,8028)	-10,8265*** (3,0094)
Preço Soja Argentina		0,1062*** (0,0169)	-0,0086 (0,0189)
Preço Soja Brasil	0,6882*** (0,1116)		1,0427*** (0,0124)
Preço Soja EUA	-0,0659 (0,1079)	0,9005*** (0,0108)	
Volume Soja Argentina	-0,0003 (0,0008)		
Volume Soja Brasil	0,0051** (0,0019)	-0,0005* (0,0002)	
Volume Soja EUA	0,0000 (0,0000)	0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)
Chi2	1.856,6364	31.218,5167	29.063,2644
Rmse	25,4422	10,0343	10,7586
N	281		

Erro padrão entre parênteses. * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001

Fonte: o autor (2024)

Nos modelos apenas entre os preços da soja no Brasil e nos EUA (tabela 10), percebe-se que há, assim como na análise do milho, significância e proporção direta para todas as variáveis, exceto para a constante estadunidense, que se mantém inversamente proporcional. É possível afirmar, ainda, que há alta probabilidade de

rejeição da hipótese nula, visto o elevado valor de χ^2 , ou seja, pode-se afirmar que a associação entre os preços é marcante. Acrescentando os volumes de ambos os países (tabela 11), verifica-se que apenas o norte-americano apresenta significância e que tais volumes possuem sinal negativo para os preços domésticos correspondentes, assim como na análise com a presença da Argentina. Em relação à *skewness* e à *kurtosis*, os resultados obtidos (tabela 1) indicam, com ampla significância, *skewness* positiva e *kurtosis* negativa.

Tabela 10: Modelo dos preços da soja entre Brasil e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Soja Brasil	Preço Soja EUA
Intercepto	15,1591*** (1,3670)	-15,6643*** (1,4655)
Preço Soja Brasil		1,0361*** (0,0035)
Preço Soja EUA	0,9650*** (0,0032)	
Chi2	88.798,1557	88.798,1557
Rmse	15,5204	16,0821
N	926	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 11: Modelo dos preços e volumes da soja entre Brasil e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Soja Brasil	Preço Soja EUA
Intercepto	13,7805*** (1,6172)	-14,2254*** (1,7270)
Preço Soja Brasil		1,0373*** (0,0043)
Preço Soja EUA	0,9639*** (0,0039)	
Volume Soja	-0,0011	0,0011

Brasil	(0,0007)	(0,0007)
Volume Soja	0,0000**	-0,0000**
EUA	(0,0000)	(0,0000)
Chi2	67.844,2062	67.973,8875
Rmse	15,4663	16,0446
N	844	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Na análise do trigo, visto que tal *commodity* não é listada no mercado brasileiro, o estudo é realizado apenas para a relação entre Argentina e EUA (tabela 12). Nota-se, a partir dos modelos de preços, que todas as variáveis independentes são significativas e diretamente proporcionais, exceto a constante argentina. Contudo, dado os valores de χ^2 , não é possível rejeitar a hipótese nula. Corroborando à análise, os resultados da Reuters (tabela 13) permitem conclusão similar, apesar da ampliação do número de observações.

Tabela 12: Modelo dos preços do trigo entre Argentina e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Trigo Argentina	Preço Trigo EUA
Intercepto	-82,3698*** (14,9312)	144,3958*** (5,3712)
Preço Trigo Argentina		0,4806*** (0,0265)
Preço Trigo EUA	1,1341*** (0,0626)	
Chi2	328,1089	328,1089
Rmse	81,9400	53,3446
N	406	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 13: Modelo dos preços do trigo entre Argentina e EUA, dados Reuters.

Variáveis	Preço Trigo Argentina	Preço Trigo EUA (BBG)
Intercepto	-83,3407*** (11,6270)	126,8430*** (4,6828)
Preço Trigo Argentina		0,5442*** (0,0237)
Preço Trigo EUA (BBG)	1,1598*** (0,0504)	
Chi2	528,9091	528,9091
Rmse	79,4393	54,4146
N	509	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Considerando os volumes (tabela 14), verifica-se que não há significância em tais, entretanto há inversão da proporcionalidade entre as constantes e viabilidade de rejeitar H_0 , embora o número de observações seja próximo à metade dos modelos anteriores. Além disso, observa-se que, em relação à *skewness*, o trigo argentino possui a maior probabilidade de insignificância entre todas as variáveis do estudo e, referindo-se à *kurtosis*, o resultado do grão estadunidense não é significativo (tabela 1).

Tabela 14: Modelo dos preços e volumes do trigo entre Argentina e EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Trigo Argentina	Preço Trigo EUA
Intercepto	30,6657*** (7,5148)	-25,9428** (9,0283)
Preço Trigo Argentina		1,0897*** (0,0317)
Preço Trigo EUA	0,8881*** (0,0259)	
Volume Trigo	-0,0108	0,0133

Argentina	(0,0093)	(0,0103)
Volume Trigo	-0,0000	0,0000
EUA	(0,0000)	(0,0000)
Chi2	1.201,5751	1.208,5069
Rmse	32,8308	36,3661
N	219	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Realiza-se, ainda, complementando as apurações entre preços e volumes de cada commodity observada, ou seja, a relação entre um mesmo grão em conjuntura internacional, modelos sob a perspectiva doméstica, isto é, relaciona-se os preços e volumes de milho, soja e trigo em cada um dos países do estudo.

Na Argentina, constata-se, de acordo com as cotações da Bloomberg (tabela 15) e da Reuters (tabela 16), que há proporção inversa na constante do milho e na relação entre soja e trigo, além de haver significância em todas as variáveis independentes. Quando os volumes são acrescentados à análise (tabela 17), além do número de observações reduzir pela metade, verifica-se que apenas as cotações do trigo são, mesmo que de modo parcial, significativamente influenciadas pelos volumes, apesar de haver a probabilidade da hipótese nula continuar sendo rejeitada para todos os grãos.

Tabela 15: Modelo dos preços das *commodities* milho, soja e trigo na Argentina, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho Argentina	Preço Soja Argentina	Preço Trigo Argentina
Intercepto	-31,0171*** (3,2903)	66,3773*** (5,2406)	51,3617*** (14,8315)
Preço Milho Argentina		1,7606*** (0,0371)	3,1789*** (0,1211)
Preço Soja Argentina	0,5216*** (0,0110)		-1,3478*** (0,0873)
Preço Trigo	0,2286***	-0,3272***	

Argentina	(0,0087)	(0,0212)	
Chi2	4.734,1322	2.650,7274	872,9817
Rmse	16,2581	28,5952	58,0248
N	345		

Erro padrão entre parênteses. * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 16: Modelo dos preços das *commodities* milho, soja e trigo na Argentina, dados Reuters.

Variáveis	Preço Milho Argentina	Preço Soja Argentina	Preço Trigo Argentina
Intercepto	-26,4501*** (2,9286)	55,4691*** (4,6601)	27,9942* (14,0651)
Preço Milho Argentina		1,7007*** (0,0316)	2,9762*** (0,1317)
Preço Soja Argentina	0,5377*** (0,0100)		-1,1759*** (0,0904)
Preço Trigo Argentina	0,1904*** (0,0084)	-0,2380*** (0,0183)	
Chi2	5.095,9221	3.354,9257	686,7954
Rmse	17,2865	29,3677	65,2748
N	447		

Erro padrão entre parênteses. * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 17: Modelo dos preços e volumes das *commodities* milho, soja e trigo na Argentina, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho Argentina	Preço Soja Argentina	Preço Trigo Argentina
Intercepto	-26,5762*** (3,5342)	40,4649*** (6,0917)	44,0413*** (9,5718)
Preço Milho Argentina		1,6078*** (0,0456)	1,3946*** (0,1386)
Preço Soja Argentina	0,5209*** (0,0148)		-0,2211* (0,0916)

Preço Trigo	0,2052***	-0,1004*	
Argentina	(0,0204)	(0,0416)	
Volume Milho	-0,0029	0,0018	0,0131**
Argentina	(0,0016)	(0,0029)	(0,0042)
Volume Soja	-0,0008	0,0002	0,0047
Argentina	(0,0010)	(0,0017)	(0,0025)
Volume Trigo	0,0049	-0,0045	-0,0173*
Argentina	(0,0032)	(0,0057)	(0,0085)
Chi2	4.482,5605	3.356,4830	678,8900
Rmse	10,3914	17,8333	26,4618
N	166		

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

No Brasil, os modelos dos preços das *commodities* demonstram (tabelas 18 e 19), para todas as variáveis independentes, proporcionalidade direta e significância, exceto para as constantes do milho brasileiro, bem como a possibilidade de rejeitar a hipótese nula. Com a inclusão dos volumes à estatística (tabela 20), percebe-se a manutenção da análise anterior, mas se observa que preços e volumes são inversamente proporcionais entre milho e soja.

Tabela 18: Modelo dos preços das *commodities* milho e soja no Brasil, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho Brasil	Preço Soja Brasil
Intercepto	-31,6035*** (4,2480)	69,8969*** (6,3478)
Preço Milho Brasil		1,6990*** (0,0291)
Preço Soja Brasil	0,5660*** (0,0097)	
Chi2	3.413,6889	3.413,6889
Rmse	30,9607	53,6404
N	695	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 19: Modelo dos preços das *commodities* milho e soja no Brasil, dados Reuters.

Variáveis	Preço Milho Brasil	Preço Soja Brasil
Intercepto	-20,8099*** (4,6553)	56,2588*** (7,6223)
Preço Milho Brasil		1,7834*** (0,0350)
Preço Soja Brasil	0,5355*** (0,0105)	
Chi2	2.597,6479	2.597,6479
Rmse	32,4762	59,2671
N	577	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Tabela 20: Modelo dos preços e volumes das *commodities* milho e soja no Brasil, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho Brasil	Preço Soja Brasil
Intercepto	-20,9609*** (4,6391)	66,4175*** (7,4122)
Preço Milho Brasil		1,7530*** (0,0395)
Preço Soja Brasil	0,5244*** (0,0118)	
Volume Milho Brasil	0,0009*** (0,0001)	-0,0014*** (0,0002)
Volume Soja Brasil	-0,0032* (0,0014)	0,0080** (0,0025)
Chi2	2.778,7911	2.481,4708
Rmse	28,7320	52,5326
N	609	

Erro padrão entre parênteses. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$
 Fonte: o autor (2024)

Por fim, as cotações dos grãos nos EUA (tabela 21) evidenciam, com observações integrais do período analisado, que todas as variáveis exógenas são significantes à probabilidade mínima de 99% e diretamente proporcionais, exceto a constante do milho. É possível afirmar, também, a possibilidade de rejeição de H_0 , dado os altos valores de χ^2 . Já com a inserção dos volumes aos modelos (tabela 22), observa-se que o volume da soja não é significativo para os preços dos grãos estadunidenses e que o preço do trigo não está associado aos volumes de milho, soja e trigo.

Tabela 21: Modelo dos preços das *commodities* milho, soja e trigo nos EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho EUA	Preço Soja EUA	Preço Trigo EUA
Intercepto	-28,5011*** (1,9259)	37,7195*** (3,6540)	19,1942*** (2,6096)
Preço Milho EUA		1,4130*** (0,0311)	0,5451*** (0,0282)
Preço Soja EUA	0,3641*** (0,0080)		0,2447*** (0,0146)
Preço Trigo EUA	0,2900*** (0,0150)	0,5052*** (0,0302)	
Chi2	10.842,5354	10.409,0144	5.631,5424
Rmse	22,4920	44,2275	30,5888
N	1225		

Erro padrão entre parênteses. * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001

Fonte: o autor (2024)

Tabela 22: Modelo dos preços e volumes das *commodities* milho, soja e trigo nos EUA, dados Bloomberg.

Variáveis	Preço Milho EUA	Preço Soja EUA	Preço Trigo EUA
Intercepto	-28,0687*** (1,9324)	36,6465*** (3,6859)	19,9082*** (2,6471)
Preço Milho EUA		1,4158*** (0,0313)	0,5571*** (0,0287)
Preço Soja EUA	0,3661*** (0,0081)		0,2409*** (0,0150)
Preço Trigo EUA	0,2908*** (0,0150)	0,4863*** (0,0302)	
Volume Milho EUA	0,0000*** (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Volume Soja EUA	-0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)

Volume Trigo	-0,0001***	0,0001***	0,0000
EUA	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Chi2	11.038,1266	10.606,7022	5.619,8561
Rmse	22,3060	43,7494	30,5896
N	1224		

Erro padrão entre parênteses. * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001
 Fonte: o autor (2024)

Quadro 1: Síntese dos Resultados.

Resumo SUR				Preço Variáveis Dependentes								
				Milho			Soja			Trigo		
				Arg	Bra	EUA	Arg	Bra	EUA	Arg	EUA	
Variáveis Independentes	Preço	Milho	Arg		+	+	+			+		
			Bra	+		+		+				
			EUA	+	+				+		+	
		Soja	Arg	+				+	+	-		
			Bra		+		+		+			
			EUA			+	+	+			+	
		Trigo	Arg	+			-					+
			EUA			+			+	+		
		Volume	Milho	Arg							+	
	Bra			-	+	-		-				
	EUA					+			-			
	Soja		Arg									
			Bra		-		+	+				
			EUA					+	-			
	Trigo		Arg							-		
			EUA			-			+			

Fonte: o autor (2024)

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo possui o propósito central de identificar a descoberta dos preços de milho, soja e trigo, de julho de 2000 a junho de 2023, a partir dos preços e volumes das negociações futuras de tais *commodities*, em conjuntura nacional e internacional, nas bolsas de mercadorias da Argentina, do Brasil e dos EUA. Objetiva-se, assim, analisar o comportamento dos preços futuros agrícolas examinados com o intuito de aprimorar, de modo especial aos produtores brasileiros, a tomada de decisão do *hedge* agrícola-financeiro.

A partir disso, observa-se que há duas teorias predominantes acerca da descoberta de preços futuros de *commodities* agrícolas. A *normal backwardation*, formulada por John Keynes na década em 1920, destaca que o preço futuro negociado a mercado é uma aproximação descensional do preço *spot* no vencimento do contrato futuro, pois o especulador incita o desconto frente ao preço fundamental com o propósito de obter lucro a partir do prêmio de risco.

Já a *theory of storage*, desenvolvida por Holbrook Working a datar do término dos anos 1940, ressalta que o preço à vista é inferior ao preço futuro devido ao custo de armazenamento. Destarte, tal teoria foi acurada por diversos autores que possuem o entendimento que os preços *spot* são descobertos a partir do passeio aleatório dos preços futuros.

A respeito da abordagem metodológica, este artigo emprega o modelo econométrico *SUR*. Este método é adequado à descoberta de preços de *commodities* agrícolas pelo fato de admitir heterocedasticidade, correlacionar os termos estocásticos de modo contemporâneo, estimar os parâmetros mediante o processo de MQG e verificar a intensidade da correlação entre os erros, fatores essenciais para a descoberta de preços futuros.

Assim sendo, os resultados obtidos neste estudo corroboram o emprego do *SUR*, visto a ampla correlação contemporânea dos erros, exceto na análise dos preços do trigo, presumivelmente por tal grão possuir cultivo global descentralizado, diferentemente de milho e soja. Pode-se afirmar, a partir disso, que este artigo acrescenta à literatura sobre descoberta de preços futuros pelo fato de constatar que os resíduos em modelos agrícolas, embora não possuam correlação aparente, são correlacionados de modo contemporâneo, quando a oferta global da *commodity* observada é dependente da região de análise.

Ademais, verifica-se que a correlação entre os preços futuros de *commodities* agrícolas é – predominantemente – positiva e significativa, logo a descoberta de tais preços é produto da mútua transmissão de expectativas entre bolsas de mercadorias e *commodities*. Constata-se, portanto, que compreender o comportamento dos preços futuros de múltiplas culturas em mercados globais é substancial para otimizar a tomada de decisão do *hedge* agrícola-financeiro, justifica-se, assim, a segmentação deste estudo em conjunturas nacionais e internacionais.

Quanto aos volumes financeiros, apesar das distintas proporcionalidades e significâncias, tais possuem – majoritariamente – limitada representatividade.

Observa-se que o volume do milho negociado na CBOT não condiciona os preços de tal *commodity* na Argentina e no Brasil, mas influi, embora de modo diminuto, nas cotações de milho e soja estadunidenses. O volume do milho na B3, todavia, atua sobre os preços deste grão, no mercado brasileiro, de modo positivo e, no argentino e norte-americano, de modo negativo.

Em relação à soja, nota-se que os preços absorvem seus volumes de negociação de forma díspar, pois há, na análise nacional, proporcionalidade positiva e, na internacional, negativa; os volumes negociados de milho, no entanto, apresentam correlação oposta aos preços da soja no mercado doméstico do Brasil e dos EUA. O trigo, por sua vez, possui preços, na Argentina, correlacionados, negativamente, com o seu próprio volume e, positivamente, com o do milho; já nos EUA, o volume do trigo influencia, em proporção direta, as cotações da soja e, inversa, as do milho.

Por conseguinte, pode-se afirmar que os preços futuros de *commodities* agrícolas, perante a óptica semanal, não são constituídos pela liquidez dos *trades* – ou seja, não há *price makers* –, mas, sim, pelas amplas expectativas dos agentes. Portanto, nota-se que, não obstante o volume de negócios seja escasso em dado mercado, a descoberta dos preços futuros agrícolas não é determinada – apesar de ser fracamente influenciada – pelo fluxo financeiro em bolsas de mercadorias.

Além disso, reconhece-se, a partir da *skewness* e da *kurtosis*, que eventos extremos aos preços médios são exíguos, porém, quando se sucedem, tais apresentam maior probabilidade de afetar as cotações de modo positivo. Evidencia-se, assim, que conjunturas hostis ao agronegócio, tais como adversidades bélicas, meteorológicas e sanitárias, são mais frequentes que as favoráveis, os preços, por isso, tendem à ascensão em momentos insólitos.

Em suma, conclui-se que a erudição sobre o comportamento dos preços futuros agrícolas é essencial para a decisão de estruturar o *hedge* agrícola-financeiro. Compreender, pois, a descoberta de tais preços, a partir da correlação entre as cotações de bolsas de mercadorias e *commodities*, propicia observar a realidade global com o intuito de gozar das oportunidades para assegurar o preço de comercialização produtiva. Por fim, é imprescindível complementar que, notoriamente, reconhece-se que há o diferencial de *basis*, bem como de câmbio, entre as regiões nas quais há negociação de *commodities*, este artigo, entretanto, não se propôs

analisá-los, mas compreende que devem ser considerados em estudos futuros e no *hedge* perfeito.

REFERÊNCIAS

- ADJEMIAN, Michael K. Quantifying the WASDE announcement effect. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 94, n. 1, p. 238-256, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/ajae/aar131>. Acesso em: 1 out. 2023.
- BENNINGA, Simon; ELDOR, Rafael; ZILCHA, Itzhak. Optimal hedging in the futures market under price uncertainty. **Economics Letters**, v. 13, n. 2-3, p. 141-145, 1983. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(83\)90076-9](https://doi.org/10.1016/0165-1765(83)90076-9). Acesso em: 1 out. 2023.
- BENNINGA, Simon; ELDOR, Rafael; ZILCHA, Itzhak. Optimal international hedging in commodity and currency forward markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 4, n. 4, p. 537-552, 1985. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(85\)90028-2](https://doi.org/10.1016/0261-5606(85)90028-2). Acesso em: 1 out. 2023.
- BLOOMBERG FINANCE L.P. **Commodities Futures Markets**, [s. l.], 2023. Acesso a base de dados por assinatura.
- CME – CHICAGO MERCANTILE EXCHANGE GROUP. **Guia de conversão métrica de commodities agrícolas**. Chicago, 2014. Disponível em: <https://www.cmegroup.com/pt/education/files/commodities-metric-conversion-guide.pdf>. Acesso em: 1 out. 2023.
- COX, Charles C. Futures trading and market information. **Journal of Political Economy**, v. 84, n. 6, p. 1215-1237, 1976.
- DANTHINE, Jean-Pierre. Information, futures prices, and stabilizing speculation. **Journal of Economic Theory**, v. 17, n. 1, p. 79-98, 1978. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(78\)90124-2](https://doi.org/10.1016/0022-0531(78)90124-2). Acesso em: 1 out. 2023.
- DE MORAES, Gustavo I. Descoberta de preço e cointegração entre preços físicos e mercados futuros para boi gordo: o caso de Itapetinga/BA. **Revista Ciências Administrativas**, v. 17, n. 2, p. 514-542, 2011. Disponível em: <https://ojs.unifor.br/rca/article/view/3259>. Acesso em: 1 out. 2023.
- FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2325486>. Acesso em: 1 out. 2023.
- FAMA, Eugene F. Efficient capital markets II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-617, 1991. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x>. Disponível em: 1 out. 2023.
- FAMA, Eugene F.; French, Kenneth R. Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premiums, and the theory of storage. **Journal of Business**, v. 60, n. 1, p. 55-73, 1987. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2352947>. Acesso em: 1 out. 2023.

GARBADE, Kenneth D.; SILBER, William L. Price movements and price discovery in futures and cash markets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 65, n. 2, p. 289-97, 1983. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1924495>. Acesso em: 1 out. 2023.

GRIFFITHS, William E.; HILL, R. Carter; JUDGE, George G. **Learning and practicing econometrics**. New York: John Wiley & Sons Inc., 1993.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999.

HULL, John. **Introdução ao mercado futuro e de opções**. Porto Alegre: Bookman, 2006.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais.html>. Acesso em: 1 out. 2023.

INMETRO – INSTITUTO NACIONAL DE METROLOGIA, QUALIDADE E TECNOLOGIA. **O sistema internacional de unidades**. Brasília: Inmetro, 2021. Disponível em: https://www.gov.br/compras/pt-br/acesso-a-informacao/noticias/si_versao_final.pdf. Acesso em: 1 out. 2023.

KANG, Sang H.; TIWARI, Aviral K.; ALBULESCU, Claudiu T.; YOON, Seong-Min. Exploring the time-frequency connectedness and network among crude oil and agriculture commodities V1. **Energy Economics**, v. 84, n. 104543, p. 1-14, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104543>. Acesso em: 1 out. 2023.

KE, Yangmin; LI, Chongguang; MCKENZIE, Andrew M.; LIU, Ping. Risk transmission between Chinese and US agricultural commodity futures markets - a CoVaR approach. **Sustainability**, v. 11, n. 1, p. 239, 2019.

KEYNES, John M. Some aspects of commodity markets. **Manchester Guardian Commercial: European Reconstruction Series**, v. 13, p. 784-786, 1923.

LAZZARINI, Sérgio G. Gerenciamento de riscos de preços no sistema agroindustrial brasileiro da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 35, n. 4, p. 41-64, 1997. Disponível em: <http://www.resr.periodikos.com.br/article/5da7c4b40e88250e30ba68e3>. Acesso em: 1 out. 2023.

LEHECKA, Georg V.; WANG, Xiaoyang; GARCIA, Philip. Gone in ten minutes: intraday evidence of announcement effects in the electronic corn futures market. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 36, n. 3, p. 504-526, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/aep/ppy010>. Acesso em: 1 out. 2023.

MAKKONEN, Adam; VALLSTRÖM, Daniel; UDDIN, Gazi S.; RAHMAN, MD L.; HADDAD, Michel F. C. The effect of temperature anomaly and macroeconomic fundamentals on agricultural commodity futures returns. **Energy Economics**, v. 100, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105377>. Acesso em: 1 out. 2023.

MCKENZIE, Andrew M.; KE, Yangmin. How do USDA announcements affect international commodity prices?. **Journal of Commodity Markets**, v. 28, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2021.100239>. Acesso em: 1 out. 2023.

PECK, Anne E. Futures markets, supply response, and price stability. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 90, n. 3, p. 407-423, 1976. Disponível em: <https://academic.oup.com/qje/article-abstract/90/3/407/1852373>. Acesso em: 1 out. 2023.

PENNINGS, Joost M. E.; GARCIA, Philip. Hedging behavior in small and medium-sized enterprises: The role of unobserved heterogeneity. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, n. 5, p. 951-978, 2004. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(03\)00046-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(03)00046-3). Acesso em: 1 out. 2023.

REUTERS NEWS AGENCY. **Commodities Futures Markets**, [s. l.], 2023. Acesso a base de dados por assinatura.

SAMUELSON, Paul A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. **Industrial Management Review**, v. 6, n. 2, p. 41-49, 1965.

SANDERS, Dwight R.; IRWIN, Scott H.; MERRIN, Robert P. The adequacy of speculation in agricultural futures markets: too much of a good thing?. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 32, n. 1, p. 77-94, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/aep/p006>. Acesso em: 1 out. 2023.

SCHROEDER, Ted C.; GOODWIN, Barry K. Price discovery and cointegration for live hogs. **The Journal of Futures Markets**, v. 11, n. 6, p. 685-96, 1991.

STATACORP. Stata 18 Base Reference Manual. **Stata Press**, 2023.

TELSER, Lester G.; HIGINBOTHAM, Harlow N. Organized futures markets: costs and benefits. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 5, p. 969-1000, 1977. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/epdf/10.1086/260617>. Acesso em: 1 out. 2023.

THOMAS, Susan; KARANDE, Kiran. Price discovery across multiple spot and futures markets. **IGIDR Finance Seminar Series**, 2001. Disponível em: http://www.igidr.ac.in/faculty/susant/PDFDOCS/ThomasKarande2001_pricediscovery_castr.pdf. Acesso em: 1 out. 2023.

TURNOVSKY, Stephen J.; CAMPBELL, Robert B. The stabilizing and welfare properties of futures markets: a simulation approach. **International Economic Review**, v. 26, n. 2, p. 277-303, 1985. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2526584>. Acesso em: 1 out. 2023.

WORKING, Holbrook. New concepts concerning futures markets and prices. **The American Economic Review**, v. 51, n. 2, p. 160-63, 1961. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1914480>. Acesso em: 1 out. 2023.

WORKING, Holbrook. The theory of price of storage. **The American Economic Review**, v. 39, n. 6, p. 1254-62, 1949. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1816601>. Acesso em: 1 out. 2023.

WORKING, Holbrook. Theory of the inverse carrying charge in futures markets. **Journal of Farm Economics**, v. 30, n. 1, p. 1-28, 1948. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1232678>. Acesso em: 1 out. 2023.

ZAPATA, Hector O.; FORTENBERY, T. Randall. Stochastic interest rates and price discovery in selected commodity markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 18, n. 4, p. 643-54, 1996. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1349596>. Acesso em: 1 out. 2023.

ZELLNER, Arnold. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, n. 298, p. 348-368, 1962. Disponível em: <http://www.jstor.com/stable/2281644>. Acesso em: 1 out. 2023.



Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul
Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação
Av. Ipiranga, 6681 – Prédio 1 – Térreo
Porto Alegre – RS – Brasil
Fone: (51) 3320-3513