



ANAIS

BANDAS DE ENTRADA E SAÍDA NA ARBITRAGEM FÍSICA DO MILHO ENTRE B3 E CBOT: UMA REGRA OPERACIONAL BASEADA EM DESVIO-PADRÃO E PERCENTIS HISTÓRICOS

CARLOS EDUARDO COSTA DE GLAVINA REINO

carlos.reino@unesp.br

UNESP

RESUMO: Este trabalho propõe e testa uma regra operacional objetiva de entrada e saída para a arbitragem física do milho entre a B3 e a CBOT (Chicago Board of Trade), formalizando estatisticamente uma prática já utilizada por mesas de trading. A partir do índice ARB_B3, construído com tickers específicos por ciclo de comercialização (2010-2026) e classificado conforme o regime de oferta e demanda doméstica com base na relação estoque-uso da CONAB, foram calculadas estatísticas descritivas e aplicado um teste de raiz unitária (Dickey-Fuller Aumentado) para avaliar a hipótese de reversão à média subjacente à proposta de bandas. As bandas de entrada e saída, definidas pelos percentis 25 e 75 da distribuição histórica do índice, foram construídas por janela expansível e testadas em um backtest fora da amostra, com múltiplos gatilhos por ciclo. Os resultados indicam que a hipótese de raiz unitária é rejeitada para a série completa concatenada, mas essa evidência se enfraquece de forma relevante quando o teste é replicado ciclo a ciclo. O backtest registrou uma taxa de convergência de 22,2% (duas em nove operações), sem diferença estatisticamente detectável entre regimes de oferta apertada e folgada (teste exato de Fisher, $p = 1,0$). O trabalho contribui para a literatura sobre a relação de preços entre o milho brasileiro e a CBOT ao deslocar o foco de análise dos níveis de preço brutos para o índice já ajustado pela paridade de exportação, oferecendo um critério objetivo e auditável de apoio à decisão de mesa.

PALAVRAS CHAVE: Arbitragem física; Milho; Bandas de entrada e saída; Índice ARB_B3; Regime de oferta e demanda

ABSTRACT: This paper proposes and tests an objective entry and exit rule for the physical arbitrage of corn between B3 and the CBOT (Chicago Board of Trade), statistically formalizing a practice already used by trading desks. Based on the ARB_B3 index, built with cycle-specific tickers spanning 2010-2026 and classified according to the domestic supply and demand regime using CONAB's stocks-to-use ratio, descriptive statistics were computed and a unit root test (Augmented Dickey-Fuller) was applied to assess the mean-reversion hypothesis underlying the proposed bands. Entry and exit bands, defined by the 25th and 75th percentiles of the index's historical distribution, were built using an expanding window and tested in an out-of-sample backtest allowing multiple triggers per cycle. Results show that the unit root hypothesis is rejected for the full concatenated series, but this evidence weakens considerably when the test is replicated cycle by cycle. The backtest yielded a 22.2% convergence rate (two out of nine operations), with no statistically detectable difference between tight and loose supply regimes (Fisher's exact test, $p = 1.0$). The study contributes to the literature on the price relationship between Brazilian corn and the CBOT by shifting the analytical focus from raw price levels to the index already adjusted for export parity, offering an objective and auditable criterion to support trading-desk decisions.

KEY WORDS: Physical arbitrage; Corn; Entry and exit bands; ARB_B3 index; Supply and demand regime

1. INTRODUÇÃO

A produção brasileira de milho passou por um processo de reestruturação relevante nas últimas duas décadas, sustentado, sobretudo, pela consolidação da segunda safra e pelo crescimento das exportações do cereal, movimento que se soma à crescente relevância do milho como matéria-prima energética para a produção de etanol, reforçando a posição estratégica do país tanto no fornecimento ao mercado internacional de grãos quanto na matriz de biocombustíveis (Silva; Castañeda-Ayarza, 2021). Entre as safras 2000/01 e 2018/19, enquanto o consumo interno brasileiro de milho cresceu 86%, a produção nacional aumentou 137%, o que posicionou o país entre os maiores produtores e exportadores mundiais do grão (Alves; Sanches; Barros, 2019). Em termos absolutos, estimativas indicam uma produção nacional de 106 milhões de toneladas de milho, com consumo interno de 68 milhões e exportação de 38 milhões de toneladas, ante uma safra total de 54,3 milhões de toneladas dez anos antes, o que representa um crescimento de quase 100% da produção nacional em uma década (Brum et al., 2023). Paralelamente a esse movimento, o número de contratos futuros de milho com liquidação financeira negociados na B3 cresceu de forma relevante, tornando esse mercado uma referência cada vez mais relevante para a formação de preços do cereal no país (Alves; Sanches; Barros, 2019).

Nesse cenário de maior sofisticação do mercado futuro doméstico, consolidou-se entre operadores de mesas de trading o acompanhamento de um índice de arbitragem física entre o milho negociado na B3 e o milho negociado na CBOT (Chicago Board of Trade), o principal mercado futuro de referência internacional para o cereal. Esse índice, aqui referido como ARB_B3, converte o preço doméstico do milho negociado na B3, cotado em reais por saca, para seu equivalente de exportação, expresso em dólares por bushel, incorporando custos reais de câmbio, frete e porto, e o compara à cotação do contrato futuro correspondente na CBOT. O resultado dessa comparação mede o quanto o milho brasileiro está caro ou barato frente à paridade de exportação em um dado momento.

Na prática operacional, esse índice tende a apresentar um comportamento de reversão à média ao longo do ciclo de comercialização da safra, padrão consistente com o conceito de arbitragem estatística fundamentada em reversão à média, identificado em outros mercados de commodities por meio de estratégias que exploram desvios persistentes em relações de preço de longo prazo (Fanelli, 2024). Em períodos de oferta doméstica mais folgada, o índice tende a se aproximar da paridade de exportação, assumindo valores mais baixos; em períodos de oferta mais restrita, o milho doméstico tende a carregar um prêmio mais elevado frente à exportação. Operadores de mesa utilizam, de forma informal, níveis históricos aproximados do índice para decidir os pontos de entrada, quando o índice se encontra em patamares relativamente baixos, e de saída, quando atinge patamares mais elevados, cuja magnitude é calibrada de forma distinta conforme o regime de oferta e demanda doméstica seja considerado apertado ou folgado.

Essa prática, embora amplamente utilizada, carece de uma formalização estatística que permita avaliar objetivamente sua consistência histórica e testar até que ponto os níveis de entrada e saída adotados informalmente encontram respaldo nos dados. Some-se a isso o fato de que, embora exista uma literatura consolidada sobre a relação entre os preços de milho no Brasil e no mercado internacional, em particular a CBOT, essa literatura concentra-se, quase invariavelmente, na análise de níveis de preços brutos, por meio de modelos de cointegração e de vetores autorregressivos com correção de erros (Alves; Sanches; Barros, 2019; Caldarelli; Bacchi, 2012). Nenhum desses trabalhos analisa diretamente a dinâmica do índice já convertido para a paridade de exportação, tampouco condiciona essa dinâmica ao regime de oferta e

demanda doméstica, que é exatamente a variável utilizada, na prática de mercado, para calibrar os níveis de entrada e saída da arbitragem.

Diante desse contexto, o objetivo deste trabalho é propor e testar uma regra operacional objetiva de entrada e saída para a arbitragem física do milho entre B3 e CBOT, construída a partir dos percentis históricos do índice, com apoio de estatística descritiva complementar (média e desvio padrão), condicionada ao regime de oferta e demanda doméstica. A proposta é ancorada em um teste de estacionariedade do índice, que fornece o lastro teórico mínimo necessário para justificar a hipótese de reversão à média sobre a qual a regra de bandas se apoia, sem que seja necessário recorrer a modelos de cointegração ou de correção de erros, o que mantém o escopo da análise mais próximo de um relato técnico aplicado do que de um estudo estrutural de formação de preços. Como etapa final, propõe-se um teste retrospectivo (backtest) das bandas propostas, avaliando sua consistência histórica frente a diferentes regimes de oferta.

A relevância prática dessa discussão não se limita à mesa de trading que origina o índice. A volatilidade do mercado de milho é reconhecidamente elevada, e oscilações de preço representam risco tanto para produtores quanto para compradores e exportadores do cereal (Alves; Sanches; Barros, 2019). Nesse contexto, instrumentos que permitam decisões de compra, venda e hedge mais objetivas, como uma regra de bandas fundamentada estatisticamente, têm potencial de reduzir a discricionariedade da decisão de mesa e de tornar mais transparente, inclusive para fins de governança interna, o critério que orienta a entrada e a saída de operações de arbitragem física entre os dois mercados.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado em mais cinco seções. A seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura sobre a relação de preços entre o milho brasileiro e a CBOT, situando a contribuição deste trabalho frente a essa literatura. A seção 3 descreve os dados utilizados e a metodologia empregada na construção do índice de arbitragem, na definição dos regimes de oferta e demanda, no teste de estacionariedade e na construção e no backtest das bandas. A seção 4 apresenta os resultados obtidos. A seção 5 traz as considerações finais, e a seção 6 lista as referências utilizadas.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A relação entre os preços do milho no Brasil e no mercado internacional, em especial a CBOT, tem sido objeto de uma literatura consolidada em economia agrícola, majoritariamente apoiada em modelos de séries temporais como cointegração, causalidade de Granger e vetores autorregressivos com correção de erros (VEC). Esta seção apresenta os principais estudos que analisam essa relação especificamente para o milho, bem como um estudo de referência sobre a soja que serve de âncora metodológica para a proposta deste trabalho.

Alves, Sanches e Barros (2019) analisaram as relações de causalidade e transmissão de preços no mercado brasileiro de milho, com foco na região de Campinas, base de liquidação financeira dos contratos futuros negociados na B3. Utilizando preços diários de janeiro de 2009 a dezembro de 2019 para as regiões de Campinas, Cascavel, Paranaguá, Rio Verde e Sorriso, os autores aplicaram o teste de Dickey-Fuller Generalized Least Squares (DF-GLS) para verificar a estacionariedade das séries e estimaram um modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erro (VEC), dividindo a análise em dois subperíodos, de 2009 a 2014 e de 2015 a 2019. Os resultados indicaram uma integração crescente entre as praças analisadas, com os preços de Campinas passando a impactar de forma mais rápida e intensa as demais regiões no segundo subperíodo, o que os autores associam ao amadurecimento do contrato futuro de milho na B3 e ao aumento de sua liquidez.

Em uma abordagem de mais longo prazo, Caldarelli e Bacchi (2012) avaliaram os fatores que influenciam o preço do milho no Brasil a partir de dados anuais entre 1967 e 2008, por meio de um modelo VEC. Os resultados indicaram que, embora os preços externos do milho exerçam relativa influência sobre o preço doméstico, este é determinado sobretudo por condições do mercado interno, com destaque para variáveis macroeconômicas como renda e taxa de juros, resultado que qualifica, sem invalidar, a relevância dos preços internacionais na formação do preço doméstico do cereal.

Em linha semelhante, porém com foco direto nos contratos futuros negociados na B3, Tessmann, Carrasco-Gutierrez e Lima (2023) investigaram os determinantes dos preços futuros de milho e soja no mercado brasileiro a partir da influência de preços internacionais, com dados mensais de fevereiro de 2011 a dezembro de 2019. Ancorados no modelo teórico de Mundlack e Larson (1993 apud Tessmann; Carrasco-Gutierrez; Lima, 2023) sobre a lei do preço único, os autores estimaram um teste de cointegração ARDL (Pesaran et al., 2001 apud Tessmann; Carrasco-Gutierrez; Lima, 2023), incorporando como variáveis explicativas os preços de milho, soja e petróleo na CME, além do câmbio, do PIB e da taxa de juros brasileiros. Os resultados indicaram que a soja é mais afetada pelo preço internacional do que o milho, evidenciando maior integração da soja às cadeias globais de suprimento em comparação ao cereal aqui estudado. Esse achado é relevante para o presente trabalho por sugerir que o milho brasileiro, embora referenciado à paridade de exportação, pode apresentar menor grau de integração instantânea ao preço internacional do que outras commodities agrícolas, o que reforça a necessidade de uma regra operacional que condicione a paridade ao regime doméstico de oferta e demanda, e não a trate como um equilíbrio automático.

Já Brum et al. (2023) deslocaram o foco para o lado da formação de preços na própria CBOT, investigando a influência da atuação de fundos de investimento sobre as cotações futuras do milho em Chicago, com base em dados da Commodity Futures Trading Commission (CFTC) referentes ao período de 2006 a 2009. Por meio de análises de correlação e regressão múltipla, os autores identificaram uma associação de fraca a moderada entre as posições dos fundos de investimento e o preço futuro do milho, mas encontraram uma associação substancialmente mais forte entre o preço do petróleo e o preço futuro do milho, com o petróleo respondendo por cerca de 57% da explicação do preço do cereal em Chicago nos modelos estimados. Esse resultado é relevante para a proposta deste trabalho na medida em que sinaliza que parte da variação da cotação do milho na CBOT, e por extensão do índice de arbitragem com a B3, pode ter origem em fatores exógenos ao mercado físico do grão, o que reforça a importância de tratar o índice, e não os níveis de preço isolados, como objeto de análise.

Sanches et al. (2024), por sua vez, investigaram a transmissão de choques nos preços do milho em grão ao longo das cadeias consumidoras brasileiras, envolvendo carne de frango, carne suína, carne bovina, ovos, leite e etanol, por meio de um modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erro em sua versão estrutural (SVEC), com dados mensais de janeiro de 2001 a dezembro de 2022. Os resultados indicaram que choques de 1% no preço do milho impactam de forma mais relevante os preços de ovos (0,197%) e de carne suína (0,145%), seguidos por carne de frango, etanol, carne bovina e leite. Embora esse estudo trate da transmissão de preços a jusante da cadeia produtiva, e não da relação entre B3 e CBOT propriamente dita, ele reforça a relevância econômica mais ampla da formação de preços do milho no Brasil, à qual a arbitragem física entre as duas bolsas está diretamente conectada.

Em perspectiva próxima, Bini, Canever e Denardim (2015) testaram a cointegração e a causalidade entre os preços de energia e de commodities agrícolas nas condições comerciais do Brasil, com séries mensais de 2000 a 2012. Os autores identificaram que o petróleo e a taxa de

XI Simpósio em Gestão do Agronegócio (SGAgro).

“Cooperar para Competir: O Cooperativismo como Estratégia de Geração de Valor no Agronegócio.”

Jaboticabal, 19 e 20 de agosto de 2026

câmbio são os fatores mais integrados aos preços agrícolas e que o milho e o etanol norte-americanos causam, no sentido de Granger, os preços brasileiros, sem que a relação inversa se verifique. Esse resultado reforça, para o milho, a leitura de que os preços internacionais funcionam como referência para o mercado interno, e dialoga com o achado de Brum et al. (2023) sobre o peso do petróleo na formação do preço do cereal em Chicago.

Um estudo de referência metodológica para este trabalho, embora tratando de uma commodity distinta, é o de Margarido, Turolla e Bueno (2007), que investigaram a transmissão de preços no mercado mundial de soja, testando a validade da Lei do Preço Único entre os mercados de Rotterdam, Argentina, Estados Unidos e Brasil. Utilizando testes de cointegração, funções de resposta a impulso e, sobretudo, um teste de exogeneidade fraca, os autores mostraram que os preços brasileiros e argentinos respondem a desvios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo mais rapidamente do que os preços norte-americanos, caracterizando Brasil e Argentina como tomadores de preço frente aos Estados Unidos, formadores de preço no mercado internacional de soja. Esse resultado é utilizado aqui não como modelo a ser replicado, já que este trabalho não emprega cointegração ou modelos de correção de erro, mas como fundamento conceitual para a hipótese de reversão à média que sustenta a proposta de bandas de entrada e saída: se o mercado brasileiro tende a se ajustar a desvios de preço frente à referência internacional, é razoável supor que o índice de arbitragem entre B3 e CBOT também apresente um comportamento de reversão à média ao longo do tempo.

Ainda mais próximo do objeto deste trabalho, Justus et al. (2024) investigaram diretamente a relação entre os preços do milho no Brasil e no mercado internacional, por meio de análise de cointegração com séries mensais de maio de 2005 a agosto de 2023. Os autores encontraram uma relação estável de longo prazo em que as variações dos preços internacionais predizem as dos preços domésticos, e não o contrário, caracterizando o milho brasileiro como tomador de preço frente à referência internacional. Esse achado, obtido para o próprio milho, oferece um lastro mais direto do que o estudo de Margarido, Turolla e Bueno (2007) sobre a soja para a hipótese de reversão à média em torno da paridade de exportação que sustenta a proposta de bandas deste trabalho.

Fora do contexto brasileiro, um paralelo relevante é oferecido por Penone, Giampietri e Trestini (2022), que investigaram a transmissão de preços entre o mercado futuro de milho na Euronext e os mercados físicos domésticos em diferentes países da União Europeia. Por meio de testes de cointegração e de modelos de correção de erros vetoriais, os autores identificaram uma transmissão predominantemente unidirecional do mercado futuro para o mercado físico, com ajuste assimétrico confirmado por um modelo de correção de erros com limiar (threshold ECM). Esse resultado reforça, em um contexto internacional distinto do brasileiro, o papel do mercado futuro como referência de formação de preço físico, papel análogo ao que a CBOT desempenha na construção do índice ARB_B3 proposto neste trabalho.

Ainda em perspectiva internacional, Wang et al. (2024) analisaram diretamente a dinâmica da basis (o diferencial entre preço futuro e físico) de milho e trigo entre o mercado chinês e os principais mercados internacionais, com dados mensais de 2012 a 2022, por meio de modelos DCC-GARCH e cópulas em ondaletas. Os autores identificaram uma dependência dinâmica fortemente positiva entre as basis dos mercados internacionais entre si, mas uma correlação negativa entre a basis chinesa e as demais, atribuída ao baixo grau de liberalização daquele mercado. Diferentemente da maior parte dos estudos revisados nesta seção, que analisam níveis de preço, Wang et al. (2024) tratam diretamente do diferencial entre mercados como objeto de análise — abordagem mais próxima, em espírito, à adotada neste trabalho para o índice ARB_B3, ainda que aplicada a um contexto e a uma técnica estatística distintos.

XI Simpósio em Gestão do Agronegócio (SGAgro).

“Cooperar para Competir: O Cooperativismo como Estratégia de Geração de Valor no Agronegócio.”

Jaboticabal, 19 e 20 de agosto de 2026

Mais diretamente relacionado à variável de regime utilizada neste trabalho, Silveira et al. (2025) examinaram o impacto dos relatórios de safra dos Estados Unidos (WASDE) e do Brasil (CONAB) sobre o preço e o volume negociado do milho em ambos os mercados, por meio de uma análise intradiária de eventos. Os resultados indicaram que os anúncios do WASDE exercem influência significativa sobre retornos e volumes em ambos os mercados, ao passo que os efeitos dos relatórios da CONAB, embora presentes, mostraram-se menos pronunciados. Esse achado é relevante para o presente trabalho porque referenda o uso da relação estoque-uso da CONAB como variável de classificação do regime de oferta e demanda doméstica (seção 3.5): trata-se de um indicador com valor informacional reconhecido pelo mercado, ainda que de magnitude distinta da observada nos relatórios norte-americanos.

Em conjunto, esses estudos evidenciam uma integração crescente entre os preços do milho no Brasil e no mercado internacional, bem como a relevância de fatores exógenos, financeiros e macroeconômicos, na formação de preços em ambos os mercados. No entanto, nenhum desses trabalhos analisa diretamente a dinâmica do índice de arbitragem física já convertido para a paridade de exportação, tampouco condiciona essa dinâmica ao regime de oferta e demanda doméstica. É exatamente essa lacuna que o presente trabalho busca preencher, propondo uma abordagem estatística mais simples, descritiva e de backtest, e não estrutural, mas diretamente aplicável à prática de mesas de trading que operam a arbitragem física do milho entre as duas bolsas. Vale notar, ainda, a diversidade metodológica observada entre os estudos revisados: enquanto os trabalhos voltados à integração espacial de preços no Brasil (Alves; Sanches; Barros, 2019; Caldarelli; Bacchi, 2012) recorrem a modelos VEC, os estudos sobre o papel de fundos de investimento e sobre transmissão a jusante da cadeia (Brum et al., 2023; Sanches et al., 2024) empregam, respectivamente, regressão múltipla e um SVEC, refletindo objetivos de pesquisa distintos dentro de um mesmo tema. O Quadro 1 sintetiza essas características, servindo de referência comparativa para a opção metodológica adotada neste trabalho, detalhada na seção 3.

QUADRO 1: Síntese dos estudos revisados

Autor(es) (ano)	Período / dados	Método	Principal achado
Alves; Sanches; Barros (2019)	Preços diários, 2009 a 2019, cinco praças físicas e B3	DF-GLS; VEC	Maior integração entre Campinas e demais praças no subperíodo mais recente, de 2015 a 2019.
Bini; Canever; Denardim (2015)	Preços mensais, 2000 a 2012, commodities e energia	Cointegração de Johansen; causalidade de Granger	Milho e etanol norte-americanos causam, no sentido de Granger, os preços brasileiros; petróleo e câmbio são os fatores mais integrados.
Brum et al. (2023)	Dados CFTC/CBOT, 2006 a 2009	Correlação; regressão múltipla (stepwise)	Petróleo explica cerca de 57% do preço futuro do milho na CBOT; fundos de investimento têm influência fraca a moderada.
Caldarelli; Bacchi (2012)	Dados anuais, 1967 a 2008	VEC	Preço doméstico do milho determinado sobretudo por

ANAIS

Autor(es) (ano)	Período / dados	Método	Principal achado
			variáveis macroeconômicas internas, renda e juros.
Justus et al. (2024)	Séries mensais, 2005 a 2023, milho Brasil e internacional	Cointegração	Relação estável de longo prazo; os preços internacionais predizem os domésticos, e não o contrário (Brasil tomador de preço).
Margarido; Turolla; Bueno (2007)*	Preços mensais, Rotterdam, Argentina, Estados Unidos e Brasil, 1995 a 2003	Cointegração de Johansen; teste de exogeneidade	Brasil e Argentina são tomadores de preço frente aos Estados Unidos no mercado de soja (Lei do Preço Único).
Penone; Giampietri; Trestini (2022)	Preços mensais, mercado futuro (Euronext) e físico de milho, países da União Europeia	Cointegração; correção de erros com limiar (threshold ECM)	Transmissão unidirecional do mercado futuro para o físico, com ajuste assimétrico confirmado.
Sanches et al. (2024)	Dados mensais, 2001 a 2022, cadeias consumidoras	SVEC	Choques de 1% no preço do milho impactam mais os preços de ovos (0,197%) e carne suína (0,145%).
Silveira et al. (2025)	Análise intradiária de eventos, relatórios WASDE (EUA) e CONAB (Brasil) sobre preço e volume do milho	Estudo de eventos (análise intradiária)	WASDE tem efeito significativo sobre retornos e volumes; efeito da CONAB é presente, mas menos pronunciado.
Tessmann; Carrasco-Gutierrez; Lima (2023)	Preços mensais, fev. 2011 a dez. 2019, milho e soja na B3, CME, câmbio, PIB e juros brasileiros	ARDL (cointegração)	Soja mais integrada ao preço internacional do que milho.
Wang et al. (2024)	Dados mensais, 2012 a 2022, basis de milho e trigo, mercado chinês e internacional	DCC-GARCH; cópulas em ondaletas	Dependência dinâmica positiva entre basis internacionais; correlação negativa da basis chinesa com as demais.

* Estudo sobre soja, utilizado como âncora metodológica.

Fonte: elaboração própria.

3. DADOS E METODOLOGIA

3.1. Delimitação do recorte metodológico

Antes de detalhar os procedimentos adotados, cabe situar a escolha metodológica deste trabalho. Durante o planejamento, foram consideradas outras alternativas de recorte, entre elas a estimação da velocidade de reversão à média por regime, um teste de cointegração de Johansen com exogeneidade fraca, nos moldes de Margarido, Turolla e Bueno (2007), e a comparação da estrutura a termo do prêmio de arbitragem entre ciclos. Optou-se pelo recorte de bandas de entrada e saída, descritivo e com teste retrospectivo (backtest), ancorado em um teste de estacionariedade, por dois motivos: ele adere ao formato de relato técnico aplicado e utiliza diretamente o índice já disponível na mesa, sem exigir a reconstrução separada dos sistemas de preços de B3 e CBOT. As alternativas de cunho estrutural, em especial a cointegração de Johansen, foram mantidas como agenda de pesquisa futura (seção 5).

3.2. Construção do índice de arbitragem (ARB_B3)

O objeto central de análise deste trabalho é o índice de arbitragem física entre o milho negociado na B3 e na CBOT, doravante referido como ARB_B3, construído a partir da fórmula operacional já utilizada pela mesa de trading de origem deste estudo. O índice converte o preço do milho negociado na B3, cotado em reais por saca de 60 quilos, para seu equivalente de exportação, expresso em dólares por bushel (25,401 quilos), e o compara à cotação do contrato futuro correspondente na CBOT. A Equação 1 detalha o cálculo do índice.

$$ARB_B3 = \frac{\left(\frac{(CRDX + 1,5) \times 16,6666}{CÂMBIO} \right) + 10}{39,37} - \frac{CZ}{100} \quad (1)$$

Em que CRDX é o preço do contrato futuro de milho na B3, em reais por saca; CZ é o preço do contrato futuro de milho na CBOT, em centavos de dólar por bushel; e CÂMBIO é a taxa de câmbio de reais por dólar vigente na mesma data. O termo somado de 1,5 e o termo somado de 10 incorporam custos reais de frete e de elevação e porto no trajeto entre o Centro-Oeste e o porto de exportação de Santos e Guarujá, com base em cotações de frete coletadas junto ao Sifreca, sistema de informações de fretes da ESALQ-LOG, Universidade de São Paulo. Esses termos são constantes calibradas a partir de cotações de mercado representativas e são mantidas fixas ao longo de todo o período analisado (2010-2026), por decisão metodológica explícita; a seção 5 discute essa simplificação como limitação do índice. O fator 16,6666 converte reais por saca de 60 quilos para reais por tonelada, e o fator 39,37 converte dólares por tonelada para dólares por bushel. Valores positivos do índice ARB_B3 indicam que o milho doméstico está mais caro do que a paridade de exportação, ao passo que valores próximos de zero ou negativos indicam paridade ou desconto do milho doméstico frente à exportação.

A opção por expressar o índice em dólares, e não diretamente em reais, é também respaldada pela literatura sobre precificação das exportações brasileiras: Kannebley Júnior, Prince e Silva (2024) mostram que o Brasil fatura suas exportações majoritariamente em dólar como moeda-veículo, o que tende a igualar os preços em dólar no mercado internacional e reduz a capacidade das firmas exportadoras de praticar preços diferenciados por mercado de destino (pricing-to-market). Esse padrão sustenta teoricamente a escolha metodológica de comparar o milho doméstico à referência da CBOT diretamente em base dólar, e não em reais, uma vez que

é nessa moeda que a paridade de exportação se estabelece na prática do comércio exterior brasileiro.

3.3. Par de contratos, tickers e calendário de vencimentos

Um aspecto metodológico central deste trabalho é a opção por comparar contratos específicos de cada safra, também chamados de ciclo, e não contratos genéricos ou contínuos. Utiliza-se o par formado pelo contrato de milho com vencimento em novembro na B3 (B3, 2026) e o contrato de milho com vencimento em dezembro na CBOT (CME Group, 2026), para cada ano-safra considerado. Essa escolha é justificada por dois motivos. Primeiro, o calendário agrônomo brasileiro: o fim da colheita da segunda safra no Brasil ocorre, em grande parte das regiões produtoras, entre o final do primeiro e o início do segundo semestre do ano, período que antecede o vencimento do contrato de novembro na B3 e que coincide, em termos de disponibilidade global do cereal, com o período de plantio e formação da nova safra nos Estados Unidos. Segundo, o contrato de dezembro é o contrato de maior liquidez na CBOT para o milho, sendo o primeiro vencimento do calendário de comercialização da nova safra americana, o que o torna a referência mais adequada para capturar a dinâmica de preços relevante nesse período do ano.

Na primeira rodada de coleta deste trabalho, os dados históricos foram extraídos por meio de tickers genéricos da Bloomberg, do tipo primeira posição ativa do mês de referência. A checagem de consistência da série revelou saltos de preço abruptos e sistemáticos exatamente nas datas de vencimento de cada ano, assinatura característica de uma série que rola automaticamente de um contrato para o seguinte, e não de um contrato único mantido do início ao vencimento. Diante disso, a base foi reconstruída a partir de tickers específicos por ciclo, um ticker por ano-safra, no formato mês futuro e ano, eliminando os saltos artificiais e preservando a coerência entre o ciclo do contrato e o ano-safra a que ele se refere. O câmbio segue a mesma lógica de ciclo, com uma ressalva tratada na seção 3.6: o contrato de câmbio forward vence antes do contrato de milho, exigindo um ajuste para cobrir as últimas semanas de cada ciclo.

A análise por ciclo específico permite empilhar e comparar diretamente o comportamento do índice ao longo do ciclo de negociação de cada safra, ano a ano, preservando a coerência do calendário agrônomo entre os dois mercados, condição necessária para a classificação por regime de oferta e demanda descrita na seção 3.5 e para o desenho do backtest descrito na seção 3.9. Cada ciclo é delimitado do início de janeiro do ano correspondente até o vencimento do contrato de novembro na B3, e não o de dezembro na CBOT, uma vez que, a partir dessa data, deixa de existir preço do contrato de novembro daquele ano-safra para compor o índice. A operação de arbitragem, portanto, está estruturalmente limitada a esse horizonte.

3.4. Período e amostra

O período de análise foi estendido, a partir de uma primeira rodada com seis ciclos (2021 a 2026), para dezessete ciclos, de 2010 a 2026, cada um delimitado do início de janeiro até o vencimento do contrato de novembro na B3 daquele ano, confirmado individualmente pelo campo de vencimento de cada ticker, e não presumido por uma regra fixa de calendário, dado que a data exata varia ano a ano em função de feriados. Os ciclos de 2010 a 2025 constituem ciclos fechados, cobrindo o período integral de negociação de cada contrato; o ciclo de 2026 está em andamento no momento da coleta, com dados até 17 de julho de 2026, sendo tratado

como informação de contexto, e não como uma observação fechada de backtest, conforme a seção 3.9.

A janela de dezessete ciclos (2010 a 2026) aproxima a amostra de um horizonte de dez anos-safra fechados, com oito ciclos classificados como apertados e oito como folgados (seção 3.5), uma divisão equilibrada entre regimes. Os ciclos mais antigos (2010 a 2020) exigiram dois tratamentos adicionais, detalhados na seção 3.6: um filtro de liquidez mínima e uma forma específica de completar o câmbio nas semanas finais de cada ciclo.

3.5. Critério de classificação do regime de oferta e demanda doméstica

Para testar se o comportamento do índice, e por consequência as bandas de entrada e saída, varia conforme o regime de oferta e demanda doméstica, cada ciclo foi classificado como apertado ou folgado com base no indicador de relação estoque-uso (stocks-to-use) da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) para o milho no Brasil. A série de referência cobre vinte e sete safras (1999/00 a 2025/26), obtida diretamente do balanço de oferta e demanda da CONAB, e é utilizada aqui para contextualizar a posição relativa de cada safra do estudo dentro da série histórica completa do indicador. A classificação apertado/folgado, contudo, é feita com base na mediana calculada sobre os próprios dezesseis ciclos fechados da amostra, de modo que o corte permaneça interno e diretamente comparável ao universo efetivamente testado no backtest. Seguindo a convenção internacional usual, adotada pelo Departamento de Agricultura dos Estados Unidos, a relação foi calculada como estoque final dividido pela demanda total, soma do consumo doméstico e da exportação. Cada ciclo foi associado à safra CONAB de rótulo correspondente, seguindo a convenção oficial da própria CONAB, segundo a qual o ano-safra do milho corresponde ao período de fevereiro de um ano a janeiro do ano seguinte (Alves; Sanches; Barros, 2019).

Anos com relação estoque-uso igual ou abaixo da mediana dos dezesseis ciclos fechados (9,84%) foram classificados como apertados, e anos acima da mediana como folgados. Resultaram apertados os ciclos 2010, 2011, 2012, 2015, 2021, 2022, 2023 e 2024; e folgados os ciclos 2013, 2014, 2016, 2017, 2018, 2019, 2020 e 2025, uma divisão equilibrada, com oito ciclos em cada grupo. O ciclo de 2026, ainda em andamento, herda o regime da safra 2025/26, folgado, como aproximação de contexto. O Quadro 2 detalha a classificação completa.

QUADRO 2: Classificação de regime por ciclo (2010-2026)

Ciclo	Safra CONAB	Estoque/uso	Regime
2010	2010/11	3,9%	Apertado
2011	2011/12	2,9%	Apertado
2012	2012/13	7,3%	Apertado
2013	2013/14	16,3%	Folgado
2014	2014/15	12,2%	Folgado
2015	2015/16	7,0%	Apertado
2016	2016/17	17,8%	Folgado
2017	2017/18	17,6%	Folgado
2018	2018/19	12,8%	Folgado
2019	2019/20	15,0%	Folgado
2020	2020/21	14,7%	Folgado
2021	2021/22	6,7%	Apertado

XI Simpósio em Gestão do Agronegócio (SGAgro).

“Cooperar para Competir: O Cooperativismo como Estratégia de Geração de Valor no Agronegócio.”

Jaboticabal, 19 e 20 de agosto de 2026

2022	2022/23	5,4%	Apertado
2023	2023/24	1,4%	Apertado
2024	2024/25	9,4%	Apertado
2025	2025/26	10,3%	Folgado
2026*	2025/26 (herdado)	10,3%	Folgado

* Ciclo em andamento, regime herdado como aproximação de contexto.

Fonte: elaboração própria, a partir do balanço CONAB (1999/00-2025/26).

3.6. Variáveis auxiliares e tratamento dos dados

Além da série do índice ARB_B3, foram coletadas as variáveis auxiliares necessárias à construção e à validação da análise. As mais críticas são o câmbio R\$/US\$ forward por ciclo, a relação estoque-uso da CONAB (série 1999/00-2025/26), o calendário real de colheita e as datas de vencimento de cada contrato, confirmadas individualmente pelo campo LAST_TRADEABLE_DT. Em seguida vêm o frete Centro-Oeste-porto (Sifreca) e o custo de porto, componentes reais da fórmula de conversão do índice (seção 3.2), além do open interest e do volume por ciclo, base do filtro de liquidez descrito adiante. Com papel complementar, foram observados eventos tarifários, o calendário de feriados de B3 e CBOT, os custos de transação (emolumentos da B3 e exchange fee da CME) e o protocolo de tratamento de valores discrepantes.

O tratamento de valores discrepantes foi pontual e qualitativo na primeira rodada deste trabalho, e passou a incluir um filtro estatístico explícito na extensão da amostra para 2010-2026. Na base original, construída com tickers genéricos, identificou-se um registro duplicado e espúrio em 21 de maio de 2021, corrigido antes de se constatar o problema mais amplo de rolagem automática que motivou a reconstrução integral da série por ciclo, conforme a seção 3.3. Ao estender a amostra para ciclos anteriores a 2021, verificou-se que a liquidez do contrato de milho na B3, medida pelo open interest diário, não cresce de forma monotônica ao longo do tempo: ciclos como 2014 e 2016 apresentam mais dias de baixa liquidez do que ciclos anteriores como 2010 ou 2015. Diante disso, aplicou-se um filtro uniforme a todos os dezessete ciclos, excluindo observações diárias em que o open interest de qualquer uma das duas pernas do índice (B3 ou CBOT) fosse inferior a 50 contratos, em vez de descartar ciclos inteiros com base apenas no ano. Esse filtro removeu entre 0 e 77 observações por ciclo, concentradas majoritariamente em 2014 e 2016. A adoção do open interest como critério de liquidez mínima segue prática consolidada na literatura sobre performance de contratos futuros agrícolas: Irwin, Garcia, Good e Kunda (2011), ao analisarem justamente os contratos de milho, soja e trigo da CBOT, utilizam o open interest como medida central de liquidez e profundidade de mercado, e associam períodos de baixa liquidez a problemas de convergência entre os preços futuro e físico — o mesmo fenômeno de não convergência observado no backtest deste trabalho (seção 4.4).

Um segundo tratamento diz respeito ao câmbio nas semanas finais de cada ciclo, quando o contrato de câmbio forward já venceu, mas o contrato de milho na B3 ainda está ativo (seção 3.2). Esse intervalo, de aproximadamente 44 a 49 dias, ocorre todos os anos, entre o final de setembro ou início de outubro e o vencimento do contrato de novembro, sem exceção nos dezessete ciclos da amostra. Por decisão explícita de escopo, essa janela foi completada de forma uniforme em todos os ciclos, repetindo o último valor de câmbio forward disponível até o último dia de negociação do contrato de milho na B3, em vez de coletar uma série adicional de câmbio à vista especificamente para esse fim. Trata-se de uma simplificação metodológica

deliberada, aplicada de modo consistente à amostra inteira, e não um tratamento diferenciado entre blocos de ciclos. Ela qualifica a precisão do índice nas últimas semanas de todo ciclo, que fica sujeita à variação cambial que porventura tenha ocorrido nesse intervalo e que a repetição do último valor não capta; como a maior parte das operações simuladas no backtest (seção 4.4) tem justamente sua saída, ou mesmo sua entrada, posicionada dentro dessa janela, essa simplificação é discutida novamente como limitação na seção 5.

Os saltos de preço remanescentes na série ocorrem exclusivamente nas transições entre ciclos distintos, por exemplo do fim de um ciclo em novembro ao início do próximo em janeiro, refletindo a descontinuidade real e esperada entre ciclos de safra distintos, e não um artefato de coleta.

3.7. Teste de estacionariedade do índice

Para fornecer lastro teórico à hipótese de reversão à média sobre a qual se apoia a proposta de bandas de entrada e saída, foi aplicado um teste de raiz unitária sobre a série do índice ARB_B3, nos moldes do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme originalmente proposto por Dickey e Fuller (1979), com o número de defasagens definido a partir de critério de informação (Enders, 2014). Rejeitar a hipótese nula de raiz unitária fornece evidência estatística de que o índice é estacionário, isto é, de que reverte a uma média de longo prazo, o que justifica, do ponto de vista teórico, a construção de bandas de entrada e saída baseadas em desvios em torno dessa média. O teste foi aplicado à série completa dos ciclos fechados, de 2010 a 2025, e, exploratoriamente, a cada subamostra correspondente aos regimes de oferta e demanda definidos na seção 3.5. Como verificação de robustez, dado que a concatenação de ciclos distintos numa única série pode introduzir uma aparência de reversão à média nas transições entre eles, sem refletir reversão dentro de um mesmo ciclo, o teste foi replicado também individualmente para cada um dos dezesseis ciclos fechados, sem concatenação; os resultados de ambas as abordagens são apresentados e comparados na seção 4.2.

3.8. Construção das bandas de entrada e saída

A partir da série do índice, foram calculadas estatísticas descritivas, média, desvio padrão e percentis de 25, 50, 75 e 90, tanto para a amostra completa quanto separadamente para os ciclos classificados como apertados e como folgados (Tabela 1, seção 4.1). Essas estatísticas de amostra completa servem como retrato descritivo do índice, mas não são a base direta das bandas efetivamente empregadas no backtest da seção 3.9: usá-las diretamente equivaleria a testar a regra com informação que, num ciclo específico, ainda não existia no momento da decisão, um viés de amostra dentro da amostra (in-sample).

Por isso, as bandas de entrada e saída operacionais foram construídas por janela expansível (expanding window), seguindo a lógica de estratégias de arbitragem estatística baseadas em reversão à média, nas quais os pontos de entrada e saída são definidos a partir de percentis da distribuição histórica do desvio, e não de níveis fixos arbitrários (Fanelli, 2024): para cada ciclo testado, a banda de entrada corresponde ao percentil 25, e a banda de saída ao percentil 75, calculados exclusivamente a partir dos ciclos anteriores classificados no mesmo regime, nunca incluindo o próprio ciclo em teste ou ciclos posteriores a ele. Exige-se um mínimo de um ciclo anterior do mesmo regime para que uma banda seja considerada válida; os ciclos de 2010 e de 2013, por serem a primeira ocorrência de seu respectivo regime na amostra, não possuem nenhum ciclo anterior do mesmo regime e, portanto, nunca geram uma banda

XI Simpósio em Gestão do Agronegócio (SGAgro).

“Cooperar para Competir: O Cooperativismo como Estratégia de Geração de Valor no Agronegócio.”

Jaboticabal, 19 e 20 de agosto de 2026

testável, qualquer que seja o critério mínimo adotado. Esse desenho, mais próximo da informação disponível a um operador em tempo real, é detalhado ciclo a ciclo na Tabela 3 (seção 4.3), e substitui, para fins de backtest, a ideia de uma banda única e fixa por regime calculada sobre toda a amostra.

A escolha de um mínimo de apenas um ciclo anterior do mesmo regime, e não de um patamar mais conservador, prioriza a cobertura do período estudado desde 2010 em detrimento da robustez de cada banda individual, um trade-off explícito: mínimos mais altos produzem bandas mais estáveis, porém testam menos ciclos e concentram a análise nos anos mais recentes. Como verificação de sensibilidade, o backtest completo (seção 4.4) foi recalculado também com mínimos de três e de cinco ciclos anteriores. Com mínimo de três, dez ciclos tornam-se testáveis, seis operações são simuladas e uma converge (16,7%); com mínimo de cinco, seis ciclos tornam-se testáveis, quatro operações são simuladas e uma converge (25%). Em ambos os casos, como na especificação principal com mínimo de um ciclo, o teste exato de Fisher entre regime e convergência resulta em $p = 1,0$. A conclusão qualitativa do trabalho, taxa de acerto baixa e ausência de diferença detectável entre regimes, portanto, não depende da escolha específica desse parâmetro.

3.9. Desenho do backtest

Foi realizado um teste retrospectivo (backtest) das bandas propostas, seguindo o desenho de previsões recursivas fora da amostra, no qual os parâmetros de decisão são recalculados a cada novo período a partir exclusivamente da informação disponível até aquele ponto (Pesaran; Timmermann, 1994), simulando, para cada ciclo elegível (seção 3.8), múltiplas operações de arbitragem dentro do mesmo ciclo: partindo de uma posição neutra, toda vez que o índice cruza a banda de entrada do regime correspondente, vindo de cima, uma nova operação é aberta; toda vez que, já em operação, o índice cruza a banda de saída, vindo de baixo, a operação é encerrada e a mesa volta à posição neutra, apta a abrir uma nova operação caso o índice cruze novamente a banda de entrada antes do fim do ciclo. Operações abertas que não atingem a banda de saída até o vencimento do contrato de novembro na B3 são registradas como não convergidas naquela data. Ciclos em que o índice nunca cruza a banda de entrada não geram operação. Esse desenho de múltiplos gatilhos substitui a antiga opção de uma única operação por ciclo, de modo a capturar eventuais reentradas dentro do mesmo ciclo de comercialização, em vez de tratar a decisão de arbitragem como um evento necessariamente único por safra. O fechamento de qualquer operação em aberto no vencimento do próprio contrato, e não em um prazo fixo arbitrário, permanece uma opção deliberada, refletindo o limite estrutural real de uma posição de arbitragem física, que deixa de existir quando o contrato de novembro na B3 vence.

3.10. Uso de ferramentas computacionais e inteligência artificial

O tratamento dos dados, a construção do índice ARB_B3, a execução dos testes estatísticos (ADF, teste exato de Fisher) e a simulação do backtest descritos neste trabalho foram realizados com apoio de uma ferramenta de inteligência artificial de uso geral (assistente Claude, Anthropic), empregada na escrita e execução de código em Python (bibliotecas pandas, statsmodels e scipy) sob supervisão direta do autor. As decisões metodológicas, a validação dos resultados e a responsabilidade integral pelo conteúdo apresentado permanece do autor.

4. RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados da aplicação da metodologia descrita na seção 3, com base nos dezesseis ciclos fechados, de 2010 a 2025, totalizando 3.127 observações diárias do índice ARB_B3 já submetidas ao filtro de liquidez (seção 3.6) e classificadas por regime de oferta e demanda conforme a seção 3.5. O ciclo de 2026, com 131 observações até 17 de julho de 2026, é reportado à parte, como contexto, por ainda estar em andamento.

4.1. Estatísticas descritivas do índice

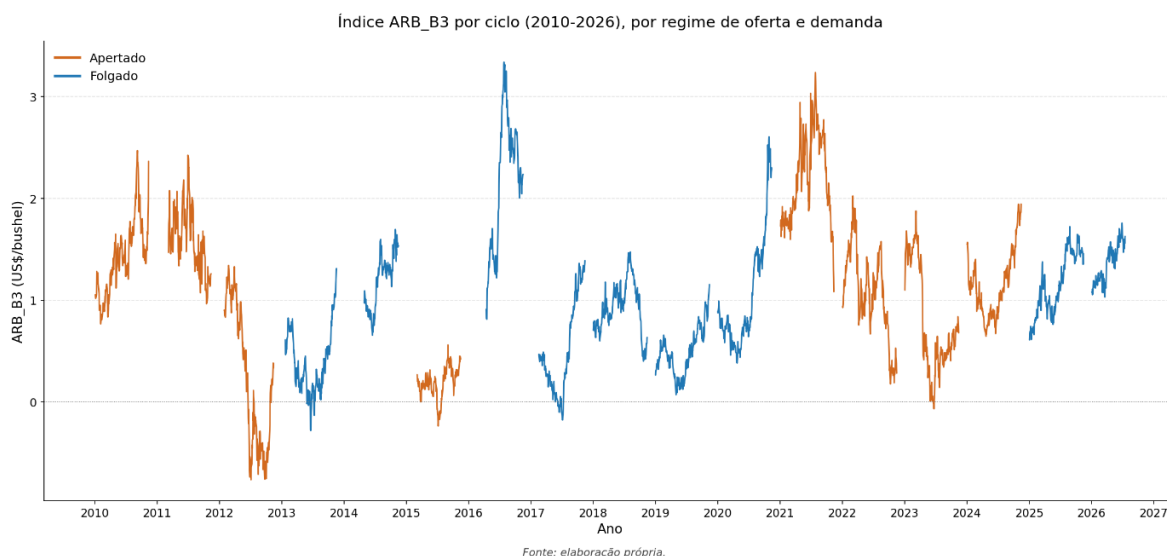
TABELA 1. Estatísticas descritivas do índice ARB_B3, por regime de oferta e demanda

Estatística	Completa (2010-25)	Apertado	Folgado
Nº de observações	3.127	1.603	1.524
Média	1,023	1,099	0,943
Desvio padrão	0,710	0,760	0,644
Mínimo	-0,766	-0,766	-0,283
Percentil 25	0,491	0,509	0,483
Mediana (P50)	0,982	1,150	0,837
Percentil 75	1,455	1,602	1,296
Percentil 90	1,908	2,001	1,596
Máximo	3,341	3,238	3,341

Fonte: elaboração própria, a partir de tickers específicos por ciclo (Bloomberg) e do balanço CONAB (1999/00-2025/26).

A classificação de cada ciclo como apertado ou folgado, detalhada na seção 3.5, baseia-se na relação estoque-uso da CONAB para o milho brasileiro, calculada como o estoque final dividido pela demanda total (consumo doméstico mais exportação). A mediana dessa relação entre os dezesseis ciclos fechados da amostra foi de 9,84%: os ciclos com estoque-uso igual ou abaixo desse valor foram classificados como apertados (2010, 2011, 2012, 2015, 2021, 2022, 2023 e 2024), e os ciclos acima da mediana como folgados (2013, 2014, 2016, 2017, 2018, 2019, 2020 e 2025), conforme detalhado no Quadro 2. Essa classificação, obtida de forma inteiramente independente do comportamento do próprio índice ARB_B3, é a base da comparação entre regimes apresentada na Tabela 1. A média do índice em ciclos apertados, 1,099, é superior à observada em ciclos folgados, 0,943, na direção qualitativamente esperada pela prática de mesa: anos de oferta doméstica mais restrita tendem a sustentar um prêmio maior do milho brasileiro frente à paridade de exportação. A dispersão também é maior em ciclos apertados (0,760) do que em folgados (0,644). Com oito ciclos em cada grupo, a amostra por regime é equilibrada, o que confere confiança às comparações entre grupos.

FIGURA 1. Índice ARB_B3 por ciclo (2010-2026), por regime de oferta e demanda



Fonte: elaboração própria.

4.2. Resultado do teste de estacionariedade

TABELA 2. Teste de raiz unitária (ADF) para o índice ARB_B3

Amostra	Estatística ADF	Valor crítico (5%)	Defasagens
Completa (2010-25)	-3,675 (p = 0,004)	-2,862	2
Ciclos apertados	-2,616 (p = 0,090)	-2,863	1
Ciclos folgados	-2,682 (p = 0,077)	-2,863	2

Fonte: elaboração própria (teste ADF, seleção de defasagens por critério de informação AIC, biblioteca statsmodels).

Para a amostra completa, a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada ao nível de 1% (p-valor de 0,004). Nas subamostras por regime, nenhum dos dois regimes rejeita a hipótese nula a 5%, mas ambos rejeitam a 10% (p-valores de 0,090 no regime apertado e 0,077 no regime folgado). Essa proximidade sugere que a divisão por regime, isoladamente, reduz o poder do teste em relação à série completa, sem que um regime específico se destaque como claramente mais ou menos estacionário do que o outro.

Como verificação adicional de robustez, e diante da possibilidade de que a concatenação de dezesseis séries de ciclos distintos em uma única série introduza uma aparência de reversão à média nas transições entre ciclos, o teste ADF foi replicado individualmente para cada um dos dezesseis ciclos fechados, sem concatenação. O contraste é relevante: apenas um dos dezesseis ciclos, o de 2011, rejeita a hipótese nula de raiz unitária, e apenas ao nível de 5% (p = 0,040); nenhum ciclo rejeita a 1% de forma isolada. Esse resultado é mais fraco do que a rejeição a 1% obtida na série completa concatenada (Tabela 2) e sugere que aquela evidência pode estar inflada pela própria estrutura da amostra: cada ciclo reinicia em janeiro em um patamar próximo da média histórica do índice, o que gera uma aparência de reversão à média quando os ciclos são analisados como série única, sem que isso implique reversão

XI Simpósio em Gestão do Agronegócio (SGAgro).

“Cooperar para Competir: O Cooperativismo como Estratégia de Geração de Valor no Agronegócio.”

Jaboticabal, 19 e 20 de agosto de 2026

estatisticamente detectável dentro de um mesmo ciclo. Esse é um ponto de atenção central para a interpretação do restante do trabalho: o lastro teórico para a lógica de bandas, embora sustentado pela série completa, é sensivelmente mais frágil quando examinado ciclo a ciclo, qualificação retomada nas Considerações Finais (seção 5).

4.3. Bandas propostas de entrada e saída

TABELA 3. Bandas de entrada e saída por ciclo testável, calculadas por janela expansível (expanding window) a partir dos ciclos anteriores do mesmo regime

Ciclo	Regime	Ciclos prévios (mesmo regime)	Banda de entrada (P25)	Banda de saída (P75)
2011	Apertado	1	1,159	1,648
2012	Apertado	2	1,265	1,704
2014	Folgado	1	0,150	0,563
2015	Apertado	3	0,844	1,591
2016	Folgado	2	0,248	1,209
2017	Folgado	3	0,426	1,546
2018	Folgado	4	0,280	1,355
2019	Folgado	5	0,416	1,300
2020	Folgado	6	0,386	1,212
2021	Apertado	4	0,197	1,493
2022	Apertado	5	0,300	1,800
2023	Apertado	6	0,395	1,713
2024	Apertado	7	0,415	1,641
2025	Folgado	7	0,438	1,255

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 3 apresenta as bandas efetivamente utilizadas no backtest de cada ciclo testável, calculadas por janela expansível a partir apenas dos ciclos anteriores do mesmo regime, e não a partir da distribuição histórica completa registrada na Tabela 1. Como consequência direta, dois ciclos da amostra, 2010 e 2013, nunca geram uma banda testável: são a primeira ocorrência de seu respectivo regime, não havendo nenhum ciclo anterior do mesmo regime a partir do qual calcular um percentil. Nos catorze ciclos restantes, as bandas variam ciclo a ciclo, refletindo o histórico disponível até aquele ponto, em vez de permanecerem fixas por regime ao longo de toda a amostra. Essa variação é mais pronunciada nos primeiros ciclos testáveis de cada regime, quando o histórico prévio ainda é curto, uma a quatro observações de ciclo, e se estabiliza progressivamente à medida que mais ciclos do mesmo regime se acumulam; por isso, as bandas dos ciclos 2011, 2012, 2014, 2015 e 2016 devem ser lidas com cautela adicional, por se apoiarem em uma base histórica ainda reduzida. Essa construção aproxima o exercício da informação de fato disponível a um operador de mesa em tempo real.

4.4. Resultado do backtest

TABELA 4. Resultado do backtest fora da amostra (expanding window, múltiplos gatilhos por ciclo), com fechamento no vencimento do contrato de novembro na B3

Ciclo	Regime	Entrada	Saída	Resultado
2011	Apertado	12/09/2011 (1,072)	27/09/2011 (1,679)	convergiu (15 dias)
2011	Apertado	11/10/2011 (1,098)	14/11/2011 (1,258)	não convergiu (34 dias)
2012	Apertado	30/01/2012 (0,900)	14/11/2012 (0,377)	não convergiu (289 dias)
2015	Apertado	06/03/2015 (0,267)	16/11/2015 (0,419)	não convergiu (255 dias)
2017	Folgado	21/02/2017 (0,395)	14/11/2017 (1,389)	não convergiu (266 dias)
2019	Folgado	02/01/2019 (0,262)	14/11/2019 (1,152)	não convergiu (316 dias)
2020	Folgado	24/04/2020 (0,381)	29/07/2020 (1,215)	convergiu (96 dias)
2022	Apertado	10/10/2022 (0,175)	16/11/2022 (0,281)	não convergiu (37 dias)
2023	Apertado	17/05/2023 (0,394)	14/11/2023 (0,677)	não convergiu (181 dias)

Fonte: elaboração própria. Ciclos 2014, 2016, 2018, 2021, 2024 e 2025 foram testados, mas o índice nunca atingiu a banda de entrada no período. Os ciclos 2010 e 2013 não possuem banda testável (seção 3.8) e o ciclo 2026, em andamento, não integra o backtest.

Dos dezesseis ciclos fechados, catorze possuem banda testável (seção 3.8); os ciclos de 2010 e 2013, primeira ocorrência de seu respectivo regime, não possuem histórico prévio suficiente e ficam necessariamente fora do backtest. Desses catorze, seis nunca atingiram a banda de entrada (2014, 2016, 2018, 2021, 2024 e 2025); dos oito restantes, sete geraram uma operação cada e um, o ciclo de 2011, gerou duas operações dentro do mesmo ciclo de comercialização, resultado direto do desenho de múltiplos gatilhos (seção 3.9). Ao todo, foram simuladas nove operações, das quais duas convergiram dentro do próprio ciclo, em 2011 (primeira operação) e 2020, resultando em uma taxa de acerto de 22,2%, duas em nove operações. Por regime, convergiu uma das seis operações em ciclos apertados (16,7%) e uma das três operações em ciclos folgados (33,3%). Um teste exato de Fisher aplicado a essa tabela de convergência por regime resulta em $p = 1,0$, não permitindo rejeitar a hipótese de independência entre regime e taxa de convergência: a regra não mostra nenhuma diferença detectável entre ciclos apertados e folgados.

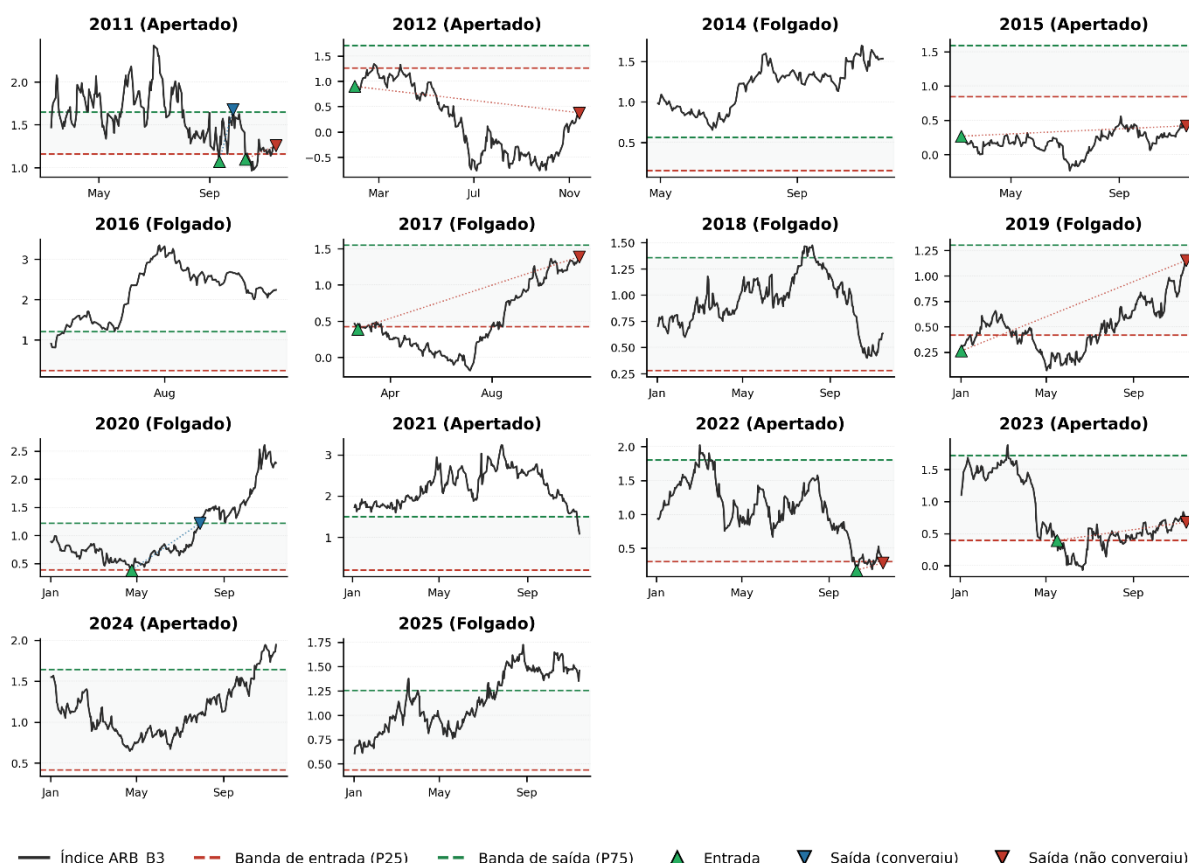
A Figura 2 ilustra esse mecanismo ciclo a ciclo. A linha contínua representa a trajetória diária do índice ARB_B3 dentro de cada ciclo; as linhas tracejadas marcam a banda de entrada (inferior) e a banda de saída (superior) daquele ciclo específico, já reportadas na Tabela 3. O triângulo voltado para cima assinala o momento em que o índice cruza a banda de entrada vindo de cima, disparando a abertura da operação (seção 3.9); o triângulo voltado para baixo assinala o cruzamento da banda de saída vindo de baixo, que encerra a operação — em azul quando isso ocorre antes do fim do ciclo (convergiu) e em vermelho quando a operação permanece aberta até o vencimento do contrato de novembro, sendo registrada como não convergida. A linha

pontilhada entre os dois marcadores conecta visualmente a entrada e a saída de cada operação simulada, tornando imediato identificar, em cada ciclo, quando a regra foi acionada e qual foi o seu desfecho.

Duas ressalvas adicionais qualificam esse resultado. Primeiro, sete das nove operações têm a saída posicionada dentro da janela final de cada ciclo em que o câmbio é mantido constante por repetição do último valor forward disponível (seção 3.6); em duas delas, a segunda operação de 2011 e a operação de 2022, tanto a entrada quanto a saída caem dentro dessa janela, de modo que o sinal inteiro é determinado apenas pelos preços de CRDX e CZ, sem qualquer variação cambial real. Segundo, as bandas dos primeiros ciclos testáveis de cada regime, 2011, 2012, 2014, 2015 e 2016, apoiam-se em apenas uma a três observações de ciclo anteriores (Tabela 3), uma base histórica frágil que reduz a confiabilidade dos percentis calculados para essas operações específicas. Em conjunto, esses dois fatores reforçam a leitura de que o resultado do backtest, mesmo fora da amostra, deve ser interpretado como um exercício exploratório de formalização estatística, e não como validação de uma ferramenta pronta para uso operacional imediato.

FIGURA 2. Backtest fora da amostra por ciclo: índice ARB_B3, bandas por ciclo (expanding window) e pontos de entrada e saída simulados

Backtest fora da amostra por ciclo: índice ARB_B3, bandas (janela expansível) e pontos de entrada e saída simulados



Fonte: elaboração própria.

Fonte: elaboração própria.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho propôs uma regra operacional objetiva de entrada e saída para a arbitragem física do milho entre B3 e CBOT, construída a partir de estatística descritiva e ancorada em um teste de estacionariedade do índice ARB_B3, com o objetivo de formalizar estatisticamente uma prática já utilizada por mesas de trading. Com base em dezesseis ciclos fechados, de 2010 a 2025, totalizando 3.127 observações diárias, a hipótese de raiz unitária é rejeitada a 1% para a série completa concatenada, conforme a seção 4.2; essa evidência, contudo, enfraquece-se de forma relevante quando o teste é replicado individualmente para cada um dos dezesseis ciclos, dos quais apenas um rejeita a hipótese nula, e apenas ao nível de 5% (seção 4.2), o que qualifica de forma importante o lastro teórico da lógica de reversão à média sobre a qual a proposta de bandas se apoia. A média do índice é, de fato, mais alta em ciclos de oferta apertada do que em ciclos de oferta folgada, 1,099 contra 0,943, conforme a seção 4.1, replicando a lógica qualitativa da prática de mesa; essa hierarquia, contudo, não se reproduz de forma limpa nas

XI Simpósio em Gestão do Agronegócio (SGAgro).

“Cooperar para Competir: O Cooperativismo como Estratégia de Geração de Valor no Agronegócio.”

Jaboticabal, 19 e 20 de agosto de 2026

bandas ciclo a ciclo estimadas por janela expansível (seção 4.3), que oscilam mais nos primeiros ciclos testáveis de cada regime, refletindo o histórico ainda curto disponível naquele momento.

Do ponto de vista aplicado, a regra de bandas proposta oferece um critério objetivo e replicável de apoio à decisão de mesa, fundamentado exclusivamente na distribuição histórica do próprio índice, sem depender de calibração externa não documentada. O backtest, conforme a seção 4.4, foi conduzido fora da amostra (expanding window, com bandas calculadas apenas a partir de ciclos anteriores do mesmo regime) e permitindo múltiplos gatilhos dentro de um mesmo ciclo, um desenho mais próximo da informação disponível a um operador em tempo real do que o de uma banda única calculada sobre toda a amostra. Ele indica uma taxa de acerto de 22,2%, duas em nove operações simuladas, sensivelmente mais baixa do que a taxa de 33% obtida quando as bandas eram calibradas com a amostra inteira. Das nove operações, seis ocorreram em ciclos apertados e três em ciclos folgados, convergindo uma em cada grupo; um teste exato de Fisher aplicado a essa tabela de convergência por regime resulta em $p = 1,0$, não sugerindo qualquer diferença entre regimes. Dois cuidados adicionais qualificam esse resultado: a maior parte das operações tem sua saída, e em dois casos também sua entrada, posicionada dentro da janela final de câmbio congelado de cada ciclo (seção 3.6), e as bandas dos primeiros ciclos testáveis de cada regime apoiam-se em histórico ainda curto (seção 4.3). Do ponto de vista acadêmico, o trabalho contribui para a literatura sobre a relação de preços entre o milho brasileiro e a CBOT ao deslocar o foco de análise dos níveis de preço brutos, objeto da maior parte dos estudos revisados na seção 2, para o índice já ajustado pela paridade de exportação, condicionado ao regime de oferta e demanda doméstica.

Em termos de governança de risco, a formalização estatística de uma regra até então baseada em julgamento qualitativo traz um benefício adicional: torna o critério de decisão auditável e replicável por diferentes operadores da mesa, reduzindo a dependência de conhecimento tácito concentrado em um único profissional. Ainda que a regra estatística proposta não substitua o julgamento de mercado, sobretudo diante de eventos atípicos como quebras de safra ou choques regulatórios e tarifários, ela oferece um ponto de partida objetivo, que pode ser ajustado por meio de avaliação qualitativa complementar quando as condições de mercado assim exigirem.

Como principais limitações deste trabalho, destacam-se oito pontos. Primeiro, e mais relevante, o lastro teórico da hipótese de reversão à média, sobre a qual toda a lógica de bandas se apoia, mostra-se sensivelmente mais frágil quando o teste de raiz unitária é replicado ciclo a ciclo do que a rejeição a 1% obtida na série completa concatenada sugere isoladamente (seção 4.2); apenas um dos dezesseis ciclos rejeita a hipótese nula de forma individual, o que não invalida a construção das bandas, mas recomenda cautela na forma como a estacionariedade é comunicada como fundamento teórico da regra. Segundo, a janela final de cada ciclo, entre o vencimento do contrato de câmbio forward e o do contrato de milho na B3, é completada pela repetição do último valor de câmbio disponível (seção 3.6); embora esse tratamento seja agora uniforme para os dezessete ciclos, e não mais assimétrico entre blocos de anos, ele continua sendo uma simplificação que não captura eventual variação cambial real nesse intervalo, o que é particularmente relevante porque sete das nove operações simuladas no backtest têm sua saída, e duas delas também sua entrada, posicionadas justamente dentro dessa janela. Terceiro, as bandas dos primeiros ciclos testáveis de cada regime no backtest fora da amostra, 2011, 2012, 2014, 2015 e 2016, são calculadas com apenas uma a três observações de ciclo anteriores (seção 4.3), uma base histórica curta que fragiliza a leitura dessas operações específicas. Quarto, a amostra de operações do backtest é pequena, nove ao todo, seis em ciclos apertados e três em folgados; o resultado nulo do teste de Fisher ($p = 1,0$) deve ser lido como um teste sem poder

XI Simpósio em Gestão do Agronegócio (SGAgro).

“Cooperar para Competir: O Cooperativismo como Estratégia de Geração de Valor no Agronegócio.”

Jaboticabal, 19 e 20 de agosto de 2026

estatístico suficiente para detectar diferenças entre regimes, e não como prova de que essas diferenças não existem. Quinto, a classificação de regime depende de uma convenção de correspondência entre o ciclo de negociação e o ano-safra da CONAB que, embora fundamentada na definição oficial da própria CONAB, conforme a seção 3.5, constitui uma entre mais de uma leitura possível. Sexto, as bandas propostas neste trabalho, ainda que agora testadas fora da amostra, permanecem inteiramente autocontidas, fundamentadas somente na distribuição histórica do índice, e não foram validadas em operação real de mesa, de modo que sua utilidade prática depende de acompanhamento em tempo real conforme novos ciclos se fecham. Sétimo, o uso de estatística descritiva e de backtest, em vez de modelos estruturais de cointegração, constitui uma opção metodológica deliberada, coerente com o formato de relato técnico aplicado proposto, mas que não permite testar formalmente hipóteses de causalidade entre os preços de B3 e CBOT. Oitavo, os termos de frete e de custo de porto embutidos na fórmula do índice ARB_B3 (seção 3.2) são mantidos fixos ao longo de todo o período 2010-2026, por decisão metodológica explícita; como o frete real entre o Centro-Oeste e o porto de Santos e Guarujá variou de forma relevante nesses dezessete anos, essa simplificação introduz um viés potencial no nível do índice em subperíodos em que o frete efetivo divergiu do valor calibrado, sem, contudo, comprometer a análise de reversão à média em torno da própria série, que é o objeto central deste trabalho.

Como agenda de pesquisa futura, sugere-se, em primeiro lugar, coletar uma cotação de câmbio à vista específica para a janela final de todos os dezessete ciclos, eliminando a simplificação por repetição do último valor forward (seção 3.6) e permitindo reavaliar se o padrão de convergência do backtest se mantém sob uma medida cambial mais precisa nesse intervalo; à medida que novos ciclos se fecham e o histórico de cada regime se aprofunda, também será possível revisitar as bandas dos primeiros ciclos testáveis, hoje calculadas com base histórica ainda curta (seção 4.3). Em um segundo momento, sugere-se estender esta análise para um desenho mais próximo dos modelos estruturais empregados na literatura de transmissão de preços, em particular um teste de cointegração de Johansen acompanhado de teste de exogeneidade fraca, nos moldes do estudo de Margarido, Turolla e Bueno (2007) para a soja, aplicado aos níveis de preço de milho na B3 e na CBOT separadamente. Esse desenho permitiria testar diretamente se o Brasil se comporta como tomador de preço frente à CBOT no mercado de milho, complementando a abordagem descritiva aqui proposta com uma investigação mais aprofundada sobre a direção de causalidade entre os dois mercados.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, Lucilio Rogerio Aparecido; SANCHES, André Luís Ramos; BARROS, Geraldo Sant'Anna de Camargo. **A nova configuração no mercado de milho no Brasil e a dinâmica de formação de preços**. *Agroalimentaria*, v. 25, n. 49, p. 65-105, 2019.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Especificações do contrato futuro de milho**. Disponível em: <https://www.b3.com.br>. Acesso em: 12/07/2026.

BINI, Dienice Ana; CANEVER, Mário Duarte; DENARDIM, Anderson Antônio. **Correlação e causalidade entre os preços de commodities e energia**. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 25, n. 1, p. 143-160, 2015.

BLOOMBERG L.P. **Bloomberg Professional Terminal: cotações de milho B3 e CBOT (índice ARB_B3)**. Acesso em: 15/07/2026.

- BRUM, Argemiro Luís; BAGGIO, Daniel Knebel; SOUZA, Francisca Mendonça; BATISTA, Guilherme; SCHNEIDER, Isoé Nicolas. **Influência dos fundos de investimento na formação das cotações do milho na Bolsa de Cereais de Chicago**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 61, n. 1, e251575, 2023.
- CALDARELLI, Carlos Eduardo; BACCHI, Mirian Rumenos Piedade. **Fatores de influência no preço do milho no Brasil**. Nova Economia, v. 22, n. 1, p. 141-164, 2012.
- CME GROUP. **Corn futures contract specifications**. Disponível em: <https://www.cmegroup.com>. Acesso em: 12/07/2026.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Séries históricas de safras de milho, estoques e relação estoque-uso**. Disponível em: <https://www.conab.gov.br>. Acesso em: 14/07/2026.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**. Journal of the American Statistical Association, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 4. ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2014.
- FANELLI, Viviana. *Mean-reverting statistical arbitrage strategies in crude oil markets*. Risks, v. 12, n. 7, art. 106, 2024.
- IRWIN, Scott H.; GARCIA, Philip; GOOD, Darrel L.; KUNDA, Eugene L. **Spreads and non-convergence in Chicago Board of Trade corn, soybean, and wheat futures: are index funds to blame?** Applied Economic Perspectives and Policy, v. 33, n. 1, p. 116-142, 2011.
- JUSTUS, Marcelo; BACHION, Luciane Chiodi; ARANTES, Sofia Marques; MOREIRA, Marcelo Melo Ramalho; RODRIGUES, Luciano. **Did the entry of the corn ethanol industry in Brazil affect the relationship between domestic and international corn prices?** GCB Bioenergy, v. 16, e13181, 2024.
- KANNEBLEY JÚNIOR, Sérgio; PRINCE, Diogo de; SILVA, Daniel Quinaud Pedron da. **Pricing-to-market of Brazilian exports: a case of vehicle currency invoicing**. EconomiA, v. 25, n. 1, p. 1-31, 2024.
- MARGARIDO, Mario A.; TUROLLA, Frederico A.; BUENO, Carlos R. F. **The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade**. Nova Economia, v. 17, n. 2, p. 241-270, 2007.
- PENONE, Carlotta; GIAMPIETRI, Elisa; TRESTINI, Samuele. **Futures–spot price transmission in EU corn markets**. Agribusiness, v. 38, n. 3, p. 679-709, 2022.
- PESARAN, M. Hashem; TIMMERMAN, Allan. **Forecasting stock returns: an examination of stock market trading in the presence of transaction costs**. Journal of Forecasting, v. 13, n. 4, p. 335-367, 1994.
- SANCHES, André Luís Ramos; ALVES, Lucilio Rogerio Aparecido; BARROS, Geraldo Sant'Anna de Camargo; OSAKI, Mauro. **Os impactos dos preços do milho ao longo das cadeias consumidoras**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 62, n. 3, e274483, 2024.
- SILVA, Anderson Luís da; CASTANEDA-AYARZA, Juan Arturo. **Macro-environment analysis of the corn ethanol fuel development in Brazil**. Renewable and Sustainable Energy Reviews, v. 135, art. 110387, 2021.
- SILVEIRA, Rodrigo Lanna Franco da; SILVA, Renato Moraes; MATTOS, Fabio L.; CRUZ JÚNIOR, José César; CAPITANI, Daniel Henrique Dario. **The reaction of corn futures markets to US and Brazilian crop reports**. Journal of Futures Markets, v. 45, n. 9, p. 1298-1323, 2025.

TESSMANN, Mathias Schneid; CARRASCO-GUTIERREZ, Carlos Enrique; LIMA, Alexandre Vasconcelos. **Determinants of corn and soybean futures prices traded on the Brazilian Stock Exchange: an ARDL approach.** International Journal of Economics and Finance, v. 15, n. 1, 2023.

WANG, H.; DONG, Y.; SUN, M.; SHI, B.; JI, H. **Dynamic dependence of futures basis between the Chinese and international grains markets.** Economic Modelling, v. 130, art. 106584, 2024.