

Dinâmica da volatilidade dos preços do milho no Brasil
Dynamics of corn price volatility in the Brazilian market

Dallas Kelson Francisco de Souza

Unicamp. Campinas, São Paulo (SP), Brasil

Rodrigo Lanna Franco da Silveira

Unicamp. Campinas, São Paulo (SP), Brasil

Rosângela Ballini

Unicamp. Campinas, São Paulo (SP), Brasil

SOBER GT01. Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo: Este trabalho analisa a evolução da volatilidade dos preços do milho no Brasil a partir de dados diários das praças de Cascavel/PR e Rio Verde/GO, no período de 1995 a 2023. Emprega-se o modelo GJR-GARCH para captar a volatilidade condicional, a persistência dos choques e a assimetria associada ao efeito estocagem. As estimativas são realizadas de forma estática, considerando o período completo e os subperíodos definidos por testes de quebra estrutural, e de forma dinâmica, mediante modelos recursivos com janelas rolantes de seis anos. Os resultados indicam elevada persistência da volatilidade em ambas as praças, sugerindo que choques nos preços tendem a se dissipar lentamente ao longo do tempo. Observa-se, ainda, a predominância do efeito estocagem durante a maior parte do período analisado, em conformidade com a Teoria da Estocagem. Contudo, a partir de 2019, esse efeito se enfraquece, concomitantemente a mudanças na reação e na persistência da volatilidade, possivelmente associadas aos impactos da pandemia de Covid-19 e à expansão da produção nacional, em especial da segunda safra. As evidências apontam para uma alteração recente na dinâmica do risco de preço do milho no Brasil, com implicações para a gestão de risco e para a formulação de políticas agrícolas.

Palavras-chave: milho, preços, volatilidade.

Abstract: This paper evaluates the evolution of corn price volatility in Brazil using daily data from the Cascavel/PR and Rio Verde/GO markets over the period 1995–2023. The GJR-GARCH model is employed to capture conditional volatility, shock persistence, and asymmetric effects associated with the inventory effect. The estimations are conducted both statically—considering the full sample and subperiods identified through structural break tests—and dynamically, using recursive models with six-year rolling windows. The results indicate high volatility persistence in both markets, suggesting that price shocks tend to dissipate slowly over time. The inventory effect predominates for most of the sample period, in line with the Theory of Storage. However, from 2019 onward, this effect weakens, alongside changes in volatility reaction and persistence, potentially reflecting the impacts of the Covid-19 pandemic and the expansion of domestic corn production, particularly the second crop. Overall, the findings point to a recent shift in the dynamics of corn price risk in Brazil, with important implications for risk management and agricultural policy.

Keywords: corn, prices, volatility.

1. Introdução

Entre os riscos inerentes à atividade agropecuária, o risco de preço destaca-se como um dos mais relevantes. Oscilações nos preços são recorrentes nesses mercados em função da sazonalidade da produção — associada aos períodos de safra e entressafra — e da presença de ciclos plurianuais (OECD, 2009; SOUZA ET AL., 2023). Contudo, a intensidade dessas variações difere entre mercados, sendo maior naqueles em que a oferta e a demanda apresentam maior instabilidade. Além disso, quando a formação de preços ocorre em mercados internacionais, as cotações tendem a ser mais voláteis, pois a interação entre diversos mercados locais torna as previsões mais complexas e amplia a incerteza quanto às cotações futuras.

Do ponto de vista estrutural, ligado aos fundamentos de oferta e demanda, é comum observar choques positivos de preços decorrentes de notícias adversas, como quebras de safra ou redução de estoques, enquanto choques negativos frequentemente resultam de informações favoráveis, como recordes de produção ou aumento dos estoques. Esses movimentos caracterizam o chamado *inventory effect*, ou “efeito estocagem” (CARPANTIER & DUFAYS, 2013; SYMEONIDIS ET AL., 2012). As flutuações de preços também refletem fatores conjunturais e financeiros que extrapolam os fundamentos produtivos (BUAINAIN ET AL., 2014). A volatilidade do petróleo, por exemplo, afeta os custos de produção agropecuária e altera o custo de oportunidade entre a produção de alimentos e de biocombustíveis. Além disso, as cotações podem ser amplificadas pela atuação de especuladores nos mercados futuros (PIOT-LEPETIT & M'BAREK, 2011). Embora esse ponto não seja consensual, estudos indicam que a inclusão de derivativos agropecuários em carteiras de investimento intensifica a volatilidade dos preços futuros, com reflexos no mercado *spot* (SILVEIRA ET AL., 2014; UNCTAD, 2009).

Na cadeia produtiva do milho, observa-se uma sazonalidade natural no cultivo e, consequentemente, na disponibilidade interna e nos preços ao longo do ano agrícola. Contudo, esse padrão tem se modificado no Brasil com a expansão da safra de inverno (segunda safra), conforme destacam Sanches et al. (2018) e Souza et al. (2023). A segunda safra superou a primeira em volume a partir de 2011/12, alcançando cerca de 39,1 milhões de toneladas naquele ano e mantendo-se em patamares elevados nas safras subsequentes, até atingir 113 milhões de toneladas em 2024/25, aproximadamente 80% da produção nacional. Essa expansão promoveu maior diversificação do uso do milho no mercado interno, com crescimento da produção de

etanol, de coprodutos destinados à ração animal (DDG, DDGS e WDG)¹ e de óleo voltado à indústria alimentícia (SOUZA ET AL., 2023; SANCHES ET AL., 2024).

Paralelamente, o Brasil registrou exportações médias de US\$ 7,5 bilhões entre 2019 e 2024 (ABIMILHO, 2025), mantendo-se entre os três maiores exportadores mundiais, com participação aproximada de 21% no comércio internacional do grão no período (USDA, 2025). O aumento da relevância externa tem sido acompanhado por maior integração entre os mercados doméstico e internacional, resultando em um processo de formação de preços menos dependente de fatores exclusivamente locais (MATTOS & SILVEIRA, 2018; CRUZ JUNIOR ET AL., 2018; ARNADE & HOFFMAN, 2019). Esses elementos podem estar alterando a dinâmica da volatilidade dos preços do milho no mercado doméstico nacional.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é analisar a evolução da volatilidade dos preços do milho no Brasil no período 1995-2023 por meio de modelos econométricos de heterocedasticidade condicional, avaliando a persistência da volatilidade, a presença do “efeito estocagem” e possíveis mudanças de comportamento associadas aos eventos mencionados. A análise concentra-se nas praças de comercialização de Cascavel/PR e Rio Verde/GO, cuja escolha se justifica por sua relevância econômica e por representarem regiões com características estruturais distintas na produção e comercialização do milho no país. Cascavel/PR constitui uma referência tradicional de preços no Sul do Brasil, região historicamente associada à primeira safra e ao abastecimento do mercado interno. Rio Verde/GO, por sua vez, insere-se no Centro-Oeste, região que passou a concentrar parcela crescente da produção nacional nas últimas décadas, sobretudo após a expansão da segunda safra, além de apresentar maior integração com os mercados externos e com a logística de exportação. A análise conjunta dessas praças permite captar diferenças regionais na formação de preços e na dinâmica da volatilidade, bem como avaliar como transformações estruturais recentes do mercado brasileiro de milho se refletem no risco de preço.

O estudo utiliza o modelo GJR-GARCH (GLOSTEN ET AL., 1993), estimado de duas formas: i) estática, para o período 1995-2023 e subperíodos obtidos a partir de testes de quebra estrutural; e ii) dinâmica, com janelas rolantes de seis anos, gerando parâmetros variáveis no tempo. Com isso, é possível avaliar possíveis alterações no padrão do risco de preço, comparando os mercados considerados.

¹ Grãos Secos de Destilaria (*Dried Distillers Grains*, DDG) e os Grãos Úmidos de Destilaria (*Wet Distillers Grains*, WDG) são grãos secos por destilação utilizados na alimentação animal ou na indústria de alimentos (UNEM, 2023).

A análise da volatilidade dos preços do milho no Brasil justifica-se pelas profundas transformações estruturais observadas no setor a partir dos anos 2000, marcadas pela expansão da segunda safra, pela diversificação dos usos do grão e pela crescente integração do mercado doméstico com o mercado internacional. Esse processo ampliou a exposição do mercado brasileiro a choques externos, potencialmente alterando a dinâmica do risco de preço e os mecanismos tradicionais de transmissão de choques. O emprego de modelos de heterocedasticidade condicional estimados neste estudo contribui para compreender se e como o padrão de volatilidade se modificou, oferecendo subsídios relevantes para a gestão de risco e para a formulação de políticas agrícolas.

2. Revisão de literatura

A volatilidade de preços expressa a frequência e a magnitude das flutuações das cotações de bens, ativos ou commodities ao longo do tempo em torno de uma tendência central. Trata-se, portanto, de uma medida de dispersão que reflete o risco de previsão dos preços. Quanto maior tal dispersão, maior a volatilidade e, assim, maior o risco atrelado à previsibilidade dos valores futuros. Entre as diversas formas de mensuração da volatilidade em mercados de commodities agrícolas, destacam-se, nos procedimentos mais simples, o uso dos retornos absolutos ou quadráticos e o desvio-padrão dos retornos. Já entre as abordagens mais sofisticadas, predominam os modelos econométricos de volatilidade condicional, como os modelos *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) e suas extensões.

Com o objetivo de analisar a volatilidade dos preços do milho, soja, café e boi gordo no Brasil, Campos (2007) estimou modelos ARCH e *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH) para o período de 1967 a 2006. Os resultados indicaram que choques de preços nessas commodities geram efeitos persistentes, caracterizando mercados de elevada volatilidade. Entre os produtos analisados, o milho apresentou a menor persistência, com coeficiente próximo de 0,88. Freitas e Sáfiadi (2015), por sua vez, investigaram a volatilidade de séries semanais de preços agropecuários no Brasil entre 2005 e 2013 por meio do modelo *Asymmetric Power ARCH* (APARCH). Os autores não encontraram evidências de volatilidade condicional para o milho no período, mas identificaram assimetria e volatilidade condicional para algodão, café, etanol, bezerro e boi gordo. Em contraste, Castro e Silva Neto (2018) encontraram evidências de volatilidade condicional nos preços do milho na região de Rio Verde/GO entre 2004 e 2014, utilizando os modelos EGARCH e *Value at Risk* (VaR). Os resultados mostraram que, embora a volatilidade do milho fosse relevante, seus impactos foram

mais severos sobre as receitas dos pecuaristas do que sobre as dos agricultores, indicando maior exposição ao risco de preço no mercado de boi gordo.

O estudo de Silveira et al. (2017) examinou a evolução da volatilidade dos contratos futuros de milho e soja negociados na Chicago Mercantile Exchange (CME) entre 1959 e 2014 por meio de modelos TARCH com parâmetros variáveis no tempo, estimados com janelas rolantes de quatro anos. Além de identificarem volatilidade condicional e assimetria associada ao efeito estocagem, os autores observaram redução da persistência da volatilidade nos períodos mais recentes. Por fim, com foco mais amplo no risco de preço das commodities agropecuárias no Brasil, Capitani e Mattos (2017) utilizaram cinco medidas — desvio-padrão, coeficiente de variação, *Lower Partial Moment* (LPM), VaR e Conditional VaR (CVaR) — com dados diários de 2005 a 2016 para os mercados de gado bovino, café, milho, algodão, arroz, soja, açúcar e trigo. Os autores concluíram que a avaliação do risco depende fortemente da métrica adotada. Quando mensurado pelo desvio-padrão, a soja apresentou maior risco; já pelo VaR e CVaR, os maiores riscos ocorreram nos mercados de trigo, arroz e café.

3. Metodologia

Com base nas cotações observadas em Cascavel/PR e Rio Verde/GO, disponibilizadas pelo CEPEA/ESALQ/USP2, as análises foram organizadas em duas etapas principais. Na primeira, o modelo GJR-GARCH de Glosten et al. (1993) foi estimado de forma estática para cada mercado, considerando tanto o período completo (entre 1995 e 2023) das séries quanto subperíodos definidos a partir de testes de quebra estrutural de Bai e Perron (2003). Para captar possíveis efeitos sazonais, foram incluídas *dummies* trimestrais na equação da média dos modelos. Nos ajustes com a amostra completa, também foram incorporadas *dummies* na equação da variância correspondentes aos períodos identificados pelos testes de quebra estrutural, com o objetivo de captar o impacto de mudanças estruturais sobre a dinâmica da volatilidade dos preços.

Na segunda etapa, o modelo GJR-GARCH foi estimado de forma recursiva, com janelas rolantes de seis anos (aproximadamente 1.500 observações), gerando parâmetros variáveis no tempo. As estimativas obtidas em cada janela foram utilizadas como valores iniciais para a janela subsequente, assegurando transições mais suaves entre os coeficientes. Para controlar

² Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” - Universidade de São Paulo.

efeitos sazonais associados aos ciclos de colheita do milho, *dummies* trimestrais foram novamente incluídas na equação da média em cada estimação.

As análises foram realizadas no software R, utilizando-se os pacotes *strucchange* para a identificação de quebras estruturais, conforme Zeileis et al. (2002), e *rugarch* para a estimação dos modelos GJR-GARCH, conforme Ghalanos (2024). O procedimento econométrico e a descrição da base de dados são apresentados nas subseções seguintes.

3.1. Modelo de Volatilidade Condicional

O modelo de volatilidade condicional parte do modelo da média condicional representado por:

$$\Delta^d p_t = \mu + \theta_1 \Delta^d p_{t-1} + \dots + \theta_p \Delta^d p_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

sendo,

$$\Delta p_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) \times 100 \quad (2)$$

em que p_t é o preço do ativo observado no instante t ; θ_i são parâmetros autorregressivos de ordem $i = 1, 2, \dots, j$; ε_t é um processo ruído branco, com média zero, não autocorrelacionado e variância σ_t^2 ; e μ é a constante estimada do modelo.

O modelo *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) surge a partir do trabalho de Engle (1982), que propõe uma estrutura de modelagem baseada no comportamento heterocedástico dos resíduos da equação (1), utilizados como *proxy* da volatilidade. A hipótese de heterocedasticidade condicional nos resíduos implica que ε_t é normalmente distribuído, porém sua variância σ_t^2 não é constante ao longo do tempo, podendo apresentar dependência serial, isto é, $\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$. Dessa forma, o modelo da heterocedasticidade condicional, ARCH(q) é representado por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (3)$$

em que, σ_t^2 representa a variância condicional no tempo t ; ω é o termo constante da equação da variância condicional; e $\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2$ são os quadrados dos resíduos defasados.

Para garantir uma variância condicional positiva, impõe-se que $\omega > 0$ e $\alpha_i \geq 0$, para todo $i = 1, \dots, q$. A equação (3) mostra que a variância condicional é explicada pelos quadrados dos resíduos defasados, permitindo que essa classe de modelos capture os possíveis *clusters* de volatilidade (PFAFF, 2016; HERWARTZ, 2004). Posteriormente, com uma proposta mais flexível, Bollerslev (1986) complementou o modelo de Engle (1982) conforme apresentado na

Equação (4). Nesse caso, para assegurar uma variância condicional positiva, tem-se que $\omega > 0, \alpha_i, \beta_j \geq 0$, para todo i, j , com $i = 1, \dots, q$ e $j = 1, \dots, p$.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (4)$$

A equação (4) apresenta o modelo *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH). Nesse modelo, a variância condicional depende das inovações passadas (ε_t) e de um componente autorregressivo da própria variância. O coeficiente α_i capta a reação da volatilidade condicional aos choques recentes, representando a intensidade com que uma inovação afeta a volatilidade no período corrente. Quanto maior for α_i , maior será a resposta da volatilidade a choques. Já o parâmetro β_j mede a persistência de curto prazo da volatilidade, indicando o quanto a variância condicional passada influencia a volatilidade atual. A persistência total da volatilidade é dada pela soma de α_i e β_j ; quanto mais próximo da unidade for esse somatório, maior será a persistência dos choques de volatilidade em Δp_t .

Posteriormente, Glosten et al. (1993) propuseram um modelo que, diferentemente do GARCH apresentado na equação (4), admite que a resposta da volatilidade a choques nos preços é assimétrica. Os modelos com efeito assimétrico de choques sobre a volatilidade são conhecidos como *Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (TGARCH). A especificação do modelo adotado nessa pesquisa é apresentada na equação (5):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \gamma_q I \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (5)$$

A variável I consiste em uma binária que assume o valor de 1 quando $\varepsilon < 0$ (choques negativos) e 0 caso contrário (choques positivos). Desse modo, quando $I = 1$, o impacto do choque na volatilidade é dado por $\alpha + \gamma$, e a persistência da volatilidade é obtida por $\alpha + \gamma + \beta$. Por outro lado, quando $I = 0$, o impacto dos choques é apenas α , e a persistência da volatilidade é dada por $\alpha + \beta$.

Se o parâmetro γ for estatisticamente diferente de zero, há evidências de assimetria nos impactos de choques positivos e negativos sobre a volatilidade. No contexto de commodities agrícolas, esse parâmetro é frequentemente interpretado como uma *proxy* do *inventory effect*. Valores negativos indicam que choques positivos nos preços elevam a variância condicional com maior intensidade do que choques negativos, o que é consistente com situações de escassez relativa, nas quais o mercado se torna mais sensível a novas informações. Por outro lado, assimetrias fracas ou inexistentes sugerem que os níveis de estoque são suficientes para amortecer os choques e reduzir a sensibilidade da volatilidade às variações de preços.

3.2. Base de Dados

A base de dados consiste nos preços *spot* diários do milho para as praças de Rio Verde/GO e Cascavel/PR, compreendendo o período de maio de 1995 a novembro de 2023. A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das séries de retornos dos preços. De acordo com as informações apresentadas, os preços verificados na praça de Rio Verde/GO evidenciam maior retorno médio e maior desvio-padrão, sendo estes iguais a 0,0434% a.d. e 1,47% a.d., respectivamente. Ainda, nota-se que ambas as praças apresentam amplitudes elevadas de variação diária, indicando a ocorrência de choques relevantes de preços ao longo do período, característica comum em mercados de commodities agrícolas.

Quanto à assimetria, os retornos em Cascavel/PR (0,05) estão próximos de uma distribuição simétrica, enquanto em Rio Verde/GO (0,16) há leve assimetria positiva, indicando maior frequência ou intensidade de variações positivas. A curtose elevada, principalmente em Cascavel/PR (10,31), revela uma distribuição com caudas mais pesadas do que a normal, sugerindo maior ocorrência de eventos extremos. Em Rio Verde/GO, a curtose de 3,30 ainda indica distribuição leptocúrtica, embora menos acentuada.

Tabela 1. Estatísticas descritivas dos retornos diários dos preços do milho nas praças de Cascavel/PR e Rio Verde/GO, no período entre maio de 1995 e novembro de 2023.

	Cascavel/PR	Rio Verde/GO
Média (%)	0,0385	0,0434
Máximo (%)	12,64	11,34
Mínimo (%)	-12,63	-7,96
Assimetria	0,05	0,16
Curtose	10,31	3,30
Desvio Padrão (%)	1,18	1,47

Fonte: resultados da pesquisa. As séries de preços foram obtidas no Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” - Universidade de São Paulo.

4. Resultados

4.1. Testes de quebra estrutural

Os resultados relativos aos testes de quebra estrutural de Bai e Perron (2003) para o logaritmo dos preços diários do grão podem ser analisados na Tabela 2. Ao fixar as quebras em,

no máximo, duas, dado o tamanho da amostra de dados, as praças de Cascavel/PR e Rio Verde/GO apresentam quebras estruturais nos mesmos anos (2002 e 2019).

Tabela 2. Resultado do teste de quebra estrutural de Bai e Perron (2003) para o logaritmo dos preços diários do milho no período de maio de 1995 a novembro de 2023

Nº de quebras	Cascavel/PR	Rio Verde/GO
2	2002	2002
	2019	2019

Fonte: resultados da pesquisa.

Os resultados indicam que as duas praças apresentam mudanças estruturais simultâneas no comportamento dos preços, sugerindo a presença de choques ou transformações de natureza sistêmica, que afetaram o mercado nacional de milho como um todo, e não apenas mercados regionais específicos.

A quebra estrutural identificada em 2002 pode estar associada ao processo de maior inserção do Brasil no mercado externo do milho no início daquela década. Como destaca Pinazza (2007), as exportações brasileiras do grão foram responsáveis por aproximadamente 7% das exportações mundiais do grão naquele ano, sinalizando uma mudança relevante no papel do país no comércio internacional do produto. Esse processo tende a aumentar a integração entre os mercados doméstico e internacional, alterando o padrão de formação de preços e a dinâmica da volatilidade

Por sua vez, a quebra estrutural em 2019 pode estar relacionada à crise sanitária global causada pela pandemia de SARS-CoV-2 (Covid-19). Segundo Gutiérrez et al. (2022), as medidas sanitárias adotadas pelos governos desestabilizaram diferentes dimensões da segurança alimentar mundial, afetando a produção, o processamento, a distribuição e a demanda por alimentos. Nesse sentido, Umar et al. (2021) destacam que a pandemia elevou significativamente o nível de incerteza nos mercados internacionais, refletindo-se em um aumento substancial da volatilidade dos preços das commodities agrícolas.

As duas quebras identificadas sugerem que eventos de natureza estrutural e sistêmica, como a integração ao mercado externo e choques globais, exerceram papel importante na alteração da dinâmica dos preços do milho no Brasil ao longo do período analisado. Isso reforça a necessidade de estimar os modelos de volatilidade considerando subperíodos distintos, de modo a captar possíveis mudanças no comportamento do risco de preços.

4.2. Estimativas do modelo estático

A Tabela 3 apresenta as estimativas do modelo GJR-GARCH. A escolha dos processos autorregressivos foi feita a partir dos testes de Ljung-Box e ARCH-LM nos resíduos da equação da variância condicional, em busca de estimativas não autocorrelacionadas e homocedásticas dos modelos GJR-GARCH. Os testes de hipóteses sobre os coeficientes estimados foram realizados por meio de estimativas de erros-padrão robustos, conforme White (1982).

Os coeficientes estimados para amostra completa, Modelo I, apresentaram significância estatística para os parâmetros de reação (ε_{t-1}^2), persistência (σ_{t-1}^2) e assimetria ($I\varepsilon_{t-q}^2$) da volatilidade nos dois mercados. Apesar de apresentarem coeficientes próximos de zero, as *dummies* de quebra estrutural foram estatisticamente significativas, o que permite identificar que a volatilidade no mercado *spot* foi marginalmente maior a partir de 2002.

Tabela 3. Estimativas dos modelos GJR-GARCH.

Modelo	Cascavel/PR				Rio Verde/GO			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
	1995-2023 AR(1)	1995-2001 AR(1)	2002-2018 AR(1)	2019-2023 AR(1)	1995-2023 AR(1)	1995-2001 AR(1)	2002-2018 AR(1)	2019-2023 AR(1)
ω	1,2E-05 ***	5,0E-06 ***	2,0E-05 ***	3,0E-06	7,0E-06 ***	6,0E-06 **	1,2E-05 ***	5,0E-06
ε_{t-1}^2	0,20 ***	0,12 ***	0,27 ***	0,09 **	0,10 ***	0,09 ***	0,13 ***	0,05
σ_{t-1}^2	0,74 ***	0,84 ***	0,65 ***	0,87 ***	0,87 ***	0,89 ***	0,85 ***	0,90 ***
$I\varepsilon_{t-q}^2$	-0,01	0,01	-0,07 ***	0,04 *	-0,01 ***	-0,01	-0,04 **	0,07
<i>Dummies</i> trimestrais na equação da média								
1º trimestre	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
2º trimestre	1,2E-04	1,1E-03	3,1E-04	-1,5E-03	-4,1E-04	2,4E-03 **	-7,7E-04	-2,7E-03
3º trimestre	7,2E-04 *	1,3E-03	9,3E-04 *	1,6E-04	1,1E-03 **	3,2E-03 **	9,8E-04	-8,5E-04
4º trimestre	1,2E-03 *	7,6E-04 ***	1,9E-03 ***	4,2E-04	1,1E-03 **	1,8E-03	1,8E-03 ***	-3,2E-04
<i>Dummies</i> de quebra estrutural na equação da variância								
1995-2001	Ref.	-	-	-	Ref.	-	-	-
2002-2018	2,1E-07 ***	-	-	-	1,2E-06 ***	-	-	-
2019-2023	4,3E-16	-	-	-	3,6E-16	-	-	-
Diagnóstico	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>
Ljung-Box AR(1)	0,07 *	0,83	0,02 **	0,47	0,53	0,33	0,42	0,96
ARCH-LM AR(3)	0,9996	0,77	0,46	0,48	0,32	0,71	0,23	0,54
$\varepsilon_{t-1}^2 + I\varepsilon_{t-q}^2 + \sigma_{t-1}^2$	0,92	0,97	0,85	0,99	0,96	0,97	0,93	0,94

Fonte: resultados da pesquisa.

Notas: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A persistência da volatilidade é medida pela soma de α , γ e β (quando os choques são negativos, $\varepsilon < 0$), os quais representam os coeficientes de ε_{t-1}^2 , $I\varepsilon_{t-q}^2$ e σ_{t-1}^2 , respectivamente. Quanto mais próximo da unidade, mais persistentes são os choques de volatilidade nos preços

do milho. Os resultados do Modelo I mostram que a persistência da volatilidade foi superior a 0,90 para ambos os mercados, sendo maior para a praça de Rio Verde/GO (0,96), seguida de Cascavel/PR (0,92). Os choques possuem, portanto, efeitos duradouros e a reversão à média é lenta. Essas evidências estão de acordo com os resultados apresentados em Silveira et al. (2017), que investigaram a persistência da volatilidade e o efeito estocagem das cotações do milho verificadas na *Chicago Mercantile Exchange Group* (CME) entre 1959 e 2014 e encontraram valores acima de 0,90. Santos et al. (2020), por meio de cotações no mercado físico observadas na praça de Illinois, obtiveram soma dos coeficientes próxima da unidade para o período de 2000 a 2015 com o modelo TARARCH, também evidenciando alta persistência no mercado americano.

Os resultados da pesquisa também evidenciam que choques de volatilidade têm efeitos assimétricos na volatilidade condicional dos preços do milho no Brasil, considerando o período completo (1995 a 2023). Os coeficientes associados a $I\epsilon_{t-q}^2$, que captam a assimetria do mercado frente a choques de volatilidade, foram significativos na região de Goiás (Modelo I), evidenciando que notícias boas e ruins impactam a volatilidade dos preços do milho com intensidades distintas entre 1995 e 2023. O parâmetro de assimetria para essa praça de comercialização foi negativo, podendo-se inferir, portanto, que, em média, notícias ruins no mercado (que causam elevação nos preços) aumentam a variância condicional com maior intensidade do que choques negativos nos preços (queda nas cotações geralmente causadas por boas notícias). Os preços verificados em Cascavel/PR não apresentaram indício de assimetria nos choques de volatilidade considerando o período completo.

A Tabela 3 também apresenta estimativas referentes aos diferentes subperíodos da amostra, seguindo as quebras estruturais apresentadas na Tabela 2. Verifica-se alta persistência na volatilidade em todos os mercados e subperíodos. Tal indicador é mais consistente na praça de Rio Verde/GO – ou seja, a volatilidade, para todos os subperíodos amostrais, depende fortemente das volatilidades passadas, mantendo os efeitos dos choques por um longo período. O padrão descrito também é encontrado em Cascavel/PR, porém de forma menos consistente entre os subperíodos, refletindo possivelmente a queda de representatividade e do dinamismo do Centro-Sul na produção total de milho no País.

Ainda em relação à análise dos resultados para os subperíodos, confirma-se efeito assimétrico na volatilidade, com evidência do efeito estocagem entre 2002 e 2018. Cabe observar que os resultados dos modelos para o último período (2019–2023) sugerem que o padrão da volatilidade dos preços do milho no Brasil apresentou alteração, indicando mudanças

nas condições de mercado. Nesse período, a incerteza gerada pela pandemia de Covid-19 elevou o risco de preços nos mercados financeiros globais a níveis sem precedentes no século, como discutido em Zhang et al. (2020) e Haroon e Rizvi (2020). Esse cenário sugere impacto na elevação dos níveis de volatilidade das commodities, como mostram Elleby et al. (2020) e Umar et al. (2021). A partir de 2022, a guerra na Ucrânia agravou ainda mais a incerteza nos mercados internacionais de grãos, devido à redução da oferta global de milho (CAPITANI & GAIO, 2023 e 2024). No caso das séries analisadas, verifica-se que o efeito de estocagem deixa de existir e os coeficientes de reação apresentam quedas relevantes, refletindo o impacto conjunto desses choques globais recentes.

4.3. Estimativas do modelo dinâmico

A partir da estimação recursiva dos modelos GJR-GARCH, com janela rolante de seis anos (1.500 observações), obteve-se a evolução dos coeficientes estimados do modelo para os dois mercados do estudo. Janelas com tamanhos menores apresentaram problemas de convergência em diversas estimativas. As equações foram especificadas de acordo com a última janela de dados de cada mercado, que reportou o modelo ARMA (1, 0) – GJR GARCH (1, 1) como o mais adequado para o retorno das cotações. Cada janela foi modelada com *dummies* trimestrais na equação da média para controlar os efeitos dos ciclos de colheita do grão no Brasil. Além disso, visando estimativas mais estáveis e coerentes ao longo do tempo, as informações do modelo de cada janela foram utilizadas como condição inicial para a janela seguinte.

A Figura 1 apresenta as estimativas da volatilidade condicional, utilizada como proxy da volatilidade no modelo GJR-GARCH (1, 1). A figura permite observar a evolução da volatilidade do milho em Cascavel/PR e Rio Verde/GO. Nota-se que os preços na praça de Rio Verde/GO foram mais voláteis em relação à região de Cascavel/PR. Enquanto, em Cascavel/PR, a volatilidade variou entre 15% e 20% ao ano, em Rio Verde/GO esteve entre 19% e 25% ao ano.

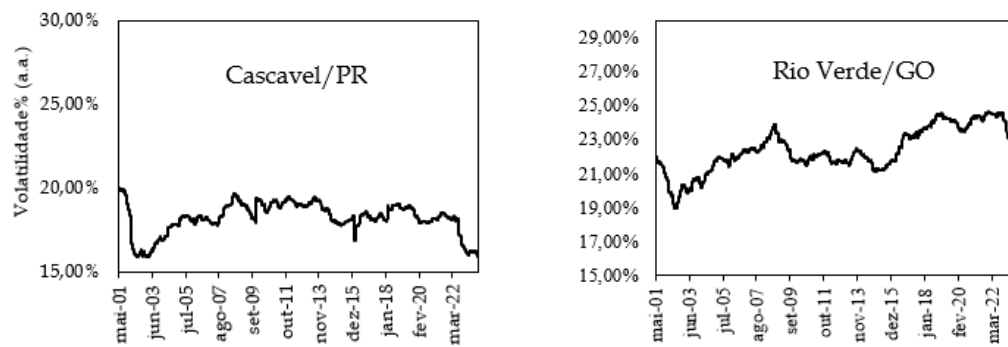


Figura 1. Estimativa do desvio-padrão anualizado da variância condicional (σ_t^2) dos modelos recursivos GJR-GARCH nos mercados de milho de Cascavel/PR e Rio Verde/GO entre 2001 e 2023.

A Figura 2 apresenta os betas (β) rolantes estimados. Cada ponto representa o valor estimado de β da equação da variância condicional, obtido a partir de uma série de preços com seis anos de observações em cotações diárias. De acordo com os resultados, dos 5.456 modelos estimados para os preços de Cascavel/PR, cerca de 5.349 coeficientes, ou 97% do total, foram significativos ao nível de 5%. A praça de Rio Verde/GO apresentou aproximadamente 94,3% dos coeficientes significativos. Na maior parte do período em análise, o coeficiente β apresentou estimativa superior a 0,6. Como esse coeficiente mede a persistência da variância condicional no curto prazo, ou seja, o quanto a volatilidade no período passado persiste no período corrente, o valor obtido permite inferir que o mercado do grão no Brasil apresenta elevada persistência da volatilidade condicional no longo prazo, como apontado na seção anterior. Isso significa que choques na volatilidade tendem a levar um longo período para se dissipar.

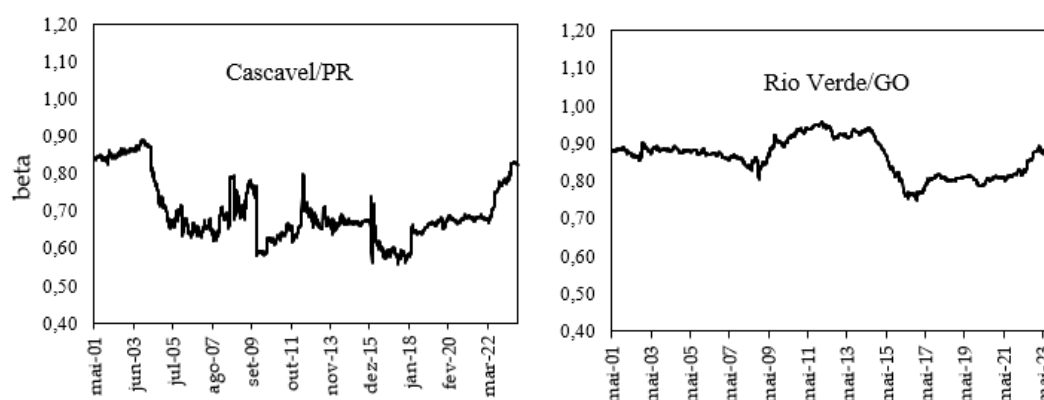


Figura 2. Estimativa dos betas (β) dos modelos recursivos GJR-GARCH nos mercados de milho de Cascavel/PR e Rio Verde/GO entre 2001 e 2023.

As estimativas rolantes do coeficiente alfa (α) são apresentadas na Figura 3. Conhecido como coeficiente de reação, α mede a sensibilidade da volatilidade condicional a choques recentes, ou seja, avalia o impacto de choques de curto prazo sobre a volatilidade condicional. Aproximadamente 92% dos parâmetros α estimados foram estatisticamente significativos para os preços verificados em Cascavel/PR, ao nível de significância de 5%, indicando que uma parcela relevante da volatilidade nessa região é sensível a choques recentes. Para a praça de Rio Verde/GO, a proporção de coeficientes α significativos foi de 95%. Observa-se, ainda, que o coeficiente α apresentou declínio no período mais recente da amostra, refletindo menor sensibilidade da volatilidade a choques de curto prazo no mercado *spot*.

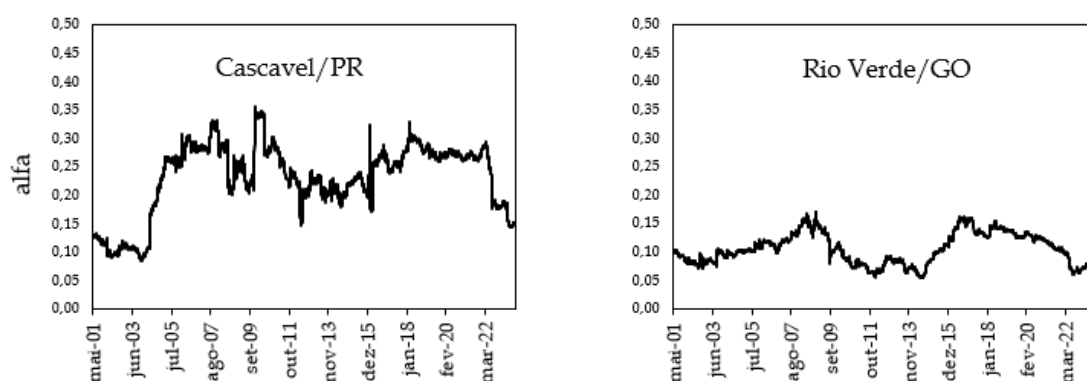


Figura 3. Estimativa do alfa (α) dos modelos recursivos GJR-GARCH nos mercados de milho de Cascavel/PR e Rio Verde/GO entre 2001 e 2023.

A Figura 4 apresenta as estimativas rolantes dos coeficientes gama (γ) estimados para os preços do milho no Brasil. Esse parâmetro indica a existência de assimetria dos choques de volatilidade nos preços do grão. Quando significativo, pode-se inferir que o impacto de notícias boas (queda nos preços) e ruins (alta de preços) produz efeitos assimétricos sobre a volatilidade das cotações. Quando o sinal do parâmetro é negativo, choques positivos no preço da commodity possuem um impacto maior na volatilidade condicional do que choques negativos, o que evidenciaria o efeito estocagem.

De acordo com os resultados, as estimativas para as cotações verificadas em Rio Verde/GO apresentaram maior efeito assimétrico da volatilidade, com 75% dos parâmetros significativos a 5%. Já Cascavel/PR teve 56% dos parâmetros γ significativos. Os preços em Cascavel/PR apresentam assimetria com efeito estocagem entre 2001 e 2010, oscilando posteriormente entre coeficientes positivos e negativos até meados de 2016, com predominância do efeito estocagem até 2022. Os coeficientes estimados para as cotações de Rio Verde/GO são predominantemente negativos até 2017, indicando efeito estocagem por aproximadamente 11 anos; no entanto, o sinal do parâmetro se inverte e passa a ser positivo a partir desse período.

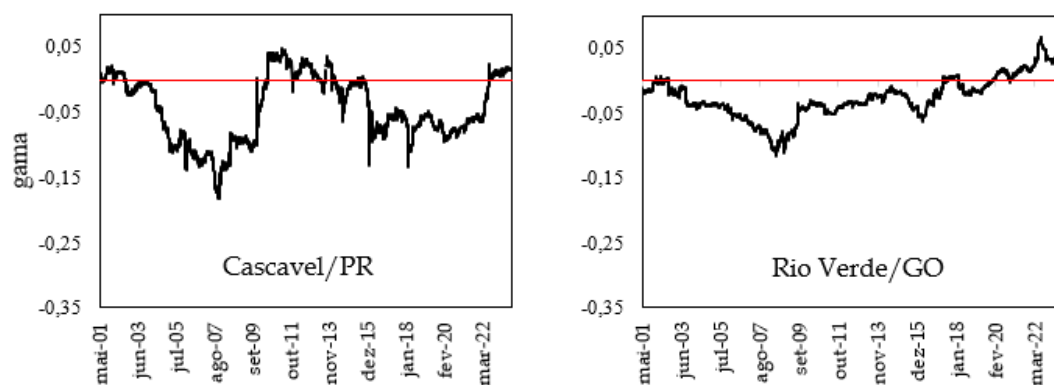


Figura 4. Estimativa do gama (γ) dos modelos recursivos GJR-GARCH nos mercados de milho de Cascavel/PR e Rio Verde/GO.

Os resultados mostram coeficientes positivos no período mais recente para o mercado *spot* de milho no Brasil, indicando que choques negativos nos preços se tornaram mais intensos do que choques positivos sobre a variância condicional, o que pode refletir aumento na oferta do grão. Esse comportamento pode ser consequência do crescimento expressivo da cultura de milho no País, com a elevação substancial da safra de inverno.

5. Considerações Finais

Este estudo analisou a dinâmica da volatilidade dos preços do milho em duas importantes praças brasileiras, Cascavel/PR e Rio Verde/GO, no período de 1995 a 2023, a partir da estimação de modelos GJR-GARCH em abordagens estática e dinâmica. Os resultados convergem para a evidência de que o mercado brasileiro de milho é caracterizado por elevada persistência da volatilidade, indicando que choques de preços tendem a apresentar efeitos duradouros e lenta reversão à média, o que configura um ambiente de risco estruturalmente elevado.

As estimativas estáticas mostram que a persistência da volatilidade supera 0,90 em ambas as praças, sendo mais elevada em Rio Verde/GO. Esse comportamento sugere maior sensibilidade desse mercado a choques passados, possivelmente associada à crescente importância do Centro-Oeste na produção e comercialização do milho e à sua maior integração com os mercados internacionais (MATTOS & SILVEIRA, 2018; JUSTUS ET AL., 2024). A identificação de quebras estruturais em 2002 e 2019 reforça a existência de mudanças relevantes no regime de preços, compatíveis com o aumento da inserção externa do Brasil e com os impactos da pandemia de Covid-19 e da guerra entre Rússia e Ucrânia.

No que se refere à assimetria dos choques, os resultados indicam a predominância do efeito estocagem ao longo de grande parte do período analisado, especialmente em Rio Verde/GO. O sinal negativo do coeficiente de assimetria sugere que choques positivos nos preços, associados a situações de escassez relativa, ampliam a volatilidade de forma mais intensa do que choques negativos, em consonância com a Teoria da Estocagem. Em Cascavel/PR, esse efeito mostrou-se menos pronunciado quando considerada a amostra completa, o que pode refletir a redução relativa da importância dessa região na produção nacional ao longo do tempo.

A análise dinâmica permite aprofundar esses resultados ao evidenciar a evolução temporal dos parâmetros do modelo. Observa-se que a volatilidade condicional anualizada é sistematicamente mais elevada em Rio Verde/GO, enquanto os coeficientes de persistência permanecem elevados ao longo de quase todo o período. Por outro lado, a redução dos coeficientes de reação no período mais recente indica que choques de curto prazo passaram a exercer impacto relativamente menor sobre a volatilidade imediata, sugerindo mudanças no mecanismo de transmissão dos choques, possivelmente associadas ao aumento da oferta interna e à diversificação dos usos do milho.

Por fim, a dinâmica do coeficiente de assimetria revela que, a partir de 2019, o efeito estocagem perde força e, em alguns períodos, se inverte, indicando que choques negativos nos preços passaram a gerar maior impacto sobre a volatilidade do que choques positivos. Esse comportamento é compatível com um cenário de maior disponibilidade do grão no mercado interno, impulsionado pela expansão da segunda safra e pelo crescimento da produção nacional. Em conjunto, os resultados apontam para uma alteração recente na dinâmica do risco de preço do milho no Brasil, com implicações relevantes para estratégias de gestão de risco e para a formulação de políticas agrícolas voltadas à mitigação da volatilidade.

Apesar das contribuições do estudo, algumas limitações devem ser consideradas. A análise concentrou-se em duas praças de comercialização, o que, embora represente regiões relevantes do mercado brasileiro de milho, pode não capturar integralmente a heterogeneidade espacial da formação de preços no país. Além disso, o modelo GJR-GARCH, ainda que adequado para identificar persistência e assimetria da volatilidade, não incorpora explicitamente interações entre mercados nem fatores macroeconômicos e financeiros que podem influenciar a dinâmica dos preços. Nesse sentido, pesquisas futuras podem ampliar o escopo geográfico da análise, incorporar modelos multivariados ou de transbordamento de volatilidade e investigar o papel de variáveis como câmbio, preços de outras commodities e combustíveis que podem impactar a dinâmica da volatilidade dos preços domésticos do milho.

Referências Bibliográficas

- ABIMILHO. **Estatísticas**. Brasília, 2025. Disponível em: <https://www.abimilho.com.br/estatisticas>. Acesso em 10 de maio de 2025.
- ARNADE, C.; HOFFMAN, L. Determination of the international maize price: What is the growing role of Brazil and Ukraine? **Agricultural Economics**, v. 50, n. 6, p. 735–747, 2019.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307–327, 1986.
- BUAINAIN, A. M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J. M.; NAVARRO, Z. (org.). **O mundo rural no Brasil do século XXI: a formação de um novo padrão agrário e agrícola**. Brasília: Embrapa, 2014.

CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, p. 303–327, 2007.

CAPITANI, D. H. D.; MATTOS, F. Measurement of commodity price risk: An overview of Brazilian agricultural markets. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, n. 3, p. 515–532, 2017.

CAPITANI, D. H. D.; GAIO, L. E. Volatility transmission in agricultural markets: Evidence from the Russia-Ukraine conflict. **International Journal of Food and Agricultural Economics (IJFAEC)**, v. 11, n. 2, p. 65-82, 2023.

CAPITANI, D. H.; D.; GAIO, L. E. Dynamic connectedness and volatility spillover in the Brazilian agricultural market in the context of the Covid-19 pandemic. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 54, n. 04, p. e53575446, 2024.

CARPANTIER, J.; DUFAYS, A. **Commodities inventory effect**. Lille: Center for Research in Economic Analysis, 2013.

CASTRO, M. C.; SILVA NETO, W. A. D. S. Risco na variação de preços agropecuários: evidências empíricas para os mercados de soja, milho e boi gordo. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 49, n. 1, p. 83–97, 2018.

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

ELLEBY, C.; DOMÍNGUEZ, I. P.; ADENAUER, M.; GENOVESE, G. Impacts of the COVID-19 pandemic on the global agricultural markets. **Environmental and Resource Economics**, v. 76, n. 4, p. 1067–1079, 2020.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987–1007, 1982.

FREITAS, C. A. D.; SÁFADI, T. Volatilidade dos retornos de commodities agropecuárias brasileiras: um teste utilizando o modelo APARCH. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, p. 211–228, 2015.

GHALANOS, A. **Introduction to the rugarch package**. Version 1.4-3. 2024. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/rugarch/index.html>. Acesso em 05 de dezembro de 2024.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 5, p. 1779–1801, 1993.

GUTIERREZ, L.; PIERRE, G.; SABBAGH, M. Agricultural grain markets in the COVID-19 crisis: insights from a GVAR model. **Sustainability**, v. 14, n. 16, p. 9855, 2022.

HAROON, O.; RIZVI, S. A. R. COVID-19: media coverage and financial markets behavior—A sectoral inquiry. **Journal of Behavioral and Experimental Finance**, v. 27, p. 100343, 2020.

HERWARTZ, H. Conditional heteroskedasticity. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (ed.). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. p. 197–220.

JUSTUS, M.; BACHION, L. C.; ARANTES, S. M.; MOREIRA, M. M. R.; RODRIGUES, L. Did the entry of the corn ethanol industry in Brazil affect the relationship between domestic and international corn prices? **GCB Bioenergy**, v. 16, n. 9, e13181, 2024.

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

OECD. **Managing risk in agriculture: a holistic approach**. Paris: OECD Publishing, 2009.

PFAFF, B. **Financial risk modelling and portfolio optimization with R**. Chichester: John Wiley & Sons, 2016.

PINAZZA, L. A. (org.). **Cadeia produtiva do milho**. v. 1. Brasília: IICA; MAPA/SPA, 2007.

PIOT-LEPETIT, I.; M'BAREK, R. Methods to analyse agricultural commodity price volatility. In: PIOT-LEPETIT, I.; M'BAREK, R. (ed.). **Methods to analyse agricultural commodity price volatility**. New York: Springer, 2011. p. 1–11.

SANCHES, A.; ALVES, L. R. A.; BARROS, G. S. C. Oferta e demanda mensal de milho no Brasil: impactos da segunda safra. **Revista de Política Agrícola**, v. 27, n. 4, p. 73–83, 2018.

SANCHES, A. L. R.; ALVES, L. R. A.; BARROS, G. S. C.; OSAKI, M. Os impactos dos preços do milho ao longo das cadeias consumidoras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 62, n. 3, e274483, 2024.

SANTOS, V. F. S.; MACIEL, L. S.; BALLINI, R. Efeito das operações de hedge e especulação sobre a volatilidade dos preços de commodities agrícolas nos EUA. **Economia Aplicada**, v. 24, n. 3, p. 343–366, 2020.

SILVEIRA, R. L. F.; MACIEL, L. MATTOS, F. L.; BALLINI, R. Volatility persistence and inventory effect in grain futures markets: evidence from a recursive model. **Revista de Administração**, v. 52, n. 4, p. 403–418, 2017.

SILVEIRA, R. L. F.; MACIEL, L.; BALLINI, R. Derivativos sobre commodities influenciam a volatilidade dos preços à vista? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 3, p. 417–436, 2014.

SOUZA, D. K. F.; SILVEIRA, R. L. F.; BALLINI, R. Efeito da expansão da safra de inverno de milho no Brasil sobre a sazonalidade dos preços spot. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 61, p. 1–20, 2023.

SYMEONIDIS, L.; PROKOPCZUK, M.; BROOKS, C.; LAZAR, E. Futures basis, inventory and commodity price volatility: an empirical analysis. **Economic Modelling**, v. 29, n. 6, p. 2651–2663, 2012.

UMAR, Z.; GUBAREVA, M.; TEPLOVA, T. The impact of COVID-19 on commodity markets volatility. **Resources Policy**, v. 73, p. 102164, 2021.

UNCTAD. **Trade and development report: the financialization of commodity markets**. New York: United Nations, 2009.

UNEM. **DDG/WDG**. 2023. Disponível em: <https://etanoldemilho.com.br/home/produtos/ddg-ddgs-wdg>. Acesso em: Acesso em 10 de maio de 2023.

USDA. **Grain: world markets and trade**. Washington, DC, 2025. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/grain.pdf>. Acesso em 10 de fevereiro de 2025.

WHITE, H. Maximum likelihood estimation of misspecified models. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 1–25, 1982.

ZEILEIS, A.; LEISCH, F.; HORNIK, K. KLEIBER, C. Strucchange: an R package for testing for structural change in linear regression models. **Journal of Statistical Software**, v. 7, p. 1–38, 2002.

ZHANG, D.; HU, M.; JI, Q. Financial markets under the global pandemic of COVID-19. **Finance Research Letters**, v. 36, p. 101528, 2020.