

Volatilidade condicional e risco na série de retornos dos preços do café no Paraná

Conditional Volatility and Risk in the Return Series of Coffee Prices in Paraná

Alan Figueiredo Banni Aredes
alanaredes@id.uff.br

RESUMO

O artigo analisa o risco associado às oscilações da série de retornos dos preços do café no estado do Paraná, utilizando a série de preços reais do quilo do café em coco recebidos pelos produtores entre julho de 1994 e dezembro de 2025. Os preços foram inicialmente deflacionados e, em seguida, convertidos em retornos, os quais foram modelados por meio de modelos univariados de volatilidade condicional da família ARCH. Entre as especificações estimadas, os modelos GARCH (1,1) e EGARCH (1,1) apresentaram melhor ajuste aos dados. A volatilidade condicional estimada foi empregada no cálculo do Value at Risk (VaR), permitindo mensurar o risco de preço enfrentado pelos produtores. Os resultados indicaram elevada persistência da volatilidade, evidenciando que choques nos preços do café tendem a produzir efeitos duradouros. O modelo EGARCH (1,1) revelou ainda a presença de assimetria na volatilidade, indicando que choques positivos e negativos afetam a variância de forma distinta. As estimativas de VaR obtidas pelos dois modelos foram semelhantes, apontando para um nível significativo de risco de preço no mercado cafeeiro paranaense. Os testes de backtesting confirmaram o bom desempenho preditivo dos modelos, reforçando sua utilidade como ferramentas de apoio à gestão de risco e à tomada de decisão no setor cafeeiro. Com essas métricas a empresa poderá gerenciar melhor seu negócio. Por exemplo, sabendo-se a perda potencial máxima estimada pelos modelos estudados, a empresa rural poderá manter reservas de capital adequadas para honrar compromissos financeiros, como empréstimos e compra de insumos.

Palavras-chave: Preços, Retorno, Risco.

ABSTRACT

This article analyzes the risk associated with fluctuations in coffee prices in the state of Paraná, Brazil, using the real price series of coffee cherries received by producers from July 1994 to December 2025. Prices were first deflated and then transformed into returns, which were modeled using univariate conditional volatility models from the ARCH family. Among the estimated specifications, the GARCH (1,1) and EGARCH (1,1) models provided the best fit to the data. The estimated conditional volatility was employed to compute the Value at Risk (VaR), allowing the assessment of price risk faced by producers. The results indicate high volatility persistence, showing that price shocks tend to have long-lasting effects. The EGARCH (1,1) model also revealed the presence of asymmetry in volatility, indicating that positive and negative shocks affect the conditional variance differently. The VaR estimates obtained from both models were very similar, suggesting that coffee producers in Paraná are exposed to a significant level of price risk. Backtesting results confirmed the good predictive performance of the models, reinforcing their usefulness as tools to support risk management and decision-making in

the coffee sector. With these metrics, the company will be able to manage its business more effectively. For example, by knowing the maximum potential loss estimated by the studied models, the rural company can maintain adequate capital reserves to meet financial commitments, such as loans and the purchase of inputs.

Keywords: Prices, Return, Risk.

1. INTRODUÇÃO

O acompanhamento e a avaliação do comportamento dos preços agrícolas desempenham papel fundamental na gestão da atividade rural. A compreensão das variações de preços possibilita ao produtor estimar de forma mais acurada a rentabilidade da produção e identificar os riscos financeiros associados a movimentos adversos tanto nos preços dos produtos quanto nos custos dos insumos (Araujo *et al.*, 2012).

Conforme Campos (2007), a análise do comportamento dos preços é fundamental para o planejamento das empresas e para a tomada de decisão das atividades agropecuárias, pois influencia diretamente a escolha das oportunidades econômicas. As decisões dos produtores estão relacionadas às expectativas de rentabilidade e às oscilações dos preços e a relação entre os preços dos insumos e do produto final orienta a adoção de tecnologias.

A relevância de estudos sobre o mercado internacional de *commodities* agrícolas e energéticas torna-se ainda maior diante do aumento da volatilidade dos preços observado nos últimos anos. Eventos recentes, como a pandemia de COVID-19 em 2020, a invasão da Ucrânia pela Rússia em 2022 e condições climáticas adversas, contribuíram para intensificar as oscilações nos mercados agrícolas.

Esses acontecimentos provocaram interrupções nas cadeias globais de suprimentos, especialmente na oferta de insumos importantes, como fertilizantes exportados pela Ucrânia e pela Rússia, afetando a produção e a oferta de diversos produtos agrícolas no mercado mundial, como soja, milho, trigo e carne.

Nesse contexto de maior incerteza, estudar o risco e desenvolver formas adequadas de mensurá-lo torna-se fundamental para os agentes envolvidos, pois permite uma melhor avaliação das condições de mercado e contribui para decisões econômicas mais bem fundamentadas.

Assim, ao analisar a volatilidade condicional e o risco proveniente da oscilação dos retornos da série de preços do café no estado do Paraná, o presente estudo contribui para a compreensão da formação do preço e do risco enfrentado por produtores da região, oferecendo subsídios para a formulação de políticas públicas, estratégias de gestão de risco e tomada de decisão por parte dos agentes envolvidos na cadeia produtiva do café.

Arêdes (2013) destacou a aplicação do Value at Risk (VaR) como instrumento de apoio à gestão de risco na comercialização agrícola. De acordo com o autor, a administração do risco desempenha papel estratégico no setor agrícola, ao contribuir para a mitigação de perdas financeiras, promover uma utilização mais eficiente dos recursos produtivos e reduzir a exposição das empresas rurais a resultados adversos.

Nesse contexto, a pergunta que direciona o estudo é: qual é o comportamento da volatilidade condicional da série de retornos dos preços do café no estado do Paraná e qual o nível de risco associado às oscilações desses preços, mensurado pelo VaR? A hipótese a ser testada é: i) que a volatilidade dos preços do café no estado do Paraná apresenta comportamento persistente e assimétrico, sendo adequadamente captada por modelos da família ARCH; ii) os modelos da família ARCH apresentam bom

desempenho preditivo na estimação do VaR dos retornos dos preços do café, conforme evidenciado pelos resultados do *backtesting*.

Assim, o presente estudo tem como objetivo analisar a volatilidade condicional da série de retorno dos preços do café no estado do Paraná, no período compreendido entre julho 1994 e dezembro de 2025, e, a partir dessa estimativa, calcular a métrica de risco Value at Risk (VaR). Para esse fim, são empregados modelos univariados de volatilidade condicional pertencentes à família ARCH. A volatilidade estimada por esses modelos é utilizada no cálculo do VaR dos retornos dos preços do café, considerando níveis de confiança de 90%, 95% e 99%. Posteriormente, a adequação e a capacidade preditiva das estimativas de VaR são avaliadas por meio do procedimento de *backtesting*.

2. MATERIAIS E MÉTODOS

2.1. Revisão de literatura

A instabilidade nos preços dos alimentos é reconhecida como um desafio de alcance global, afetando tanto países desenvolvidos quanto em desenvolvimento, embora seus efeitos sejam mais severos nas economias mais vulneráveis. Nesse contexto, compreender o comportamento da volatilidade dos preços torna-se essencial para que formuladores de políticas públicas possam implementar medidas, em âmbito nacional e internacional, voltadas à redução de oscilações abruptas, ao monitoramento das tendências de preços e à proteção das populações mais suscetíveis a essas variações (Hefnawy e Shaker, 2021).

A análise da volatilidade dos retornos dos preços de *commodities* agrícolas tem sido realizada, em grande parte, por meio da utilização de modelos *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA), propostos por Box e Jenkins em 1976, em conjunto com modelos da família *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) proposto por Engle (1982), amplamente empregados para capturar a dinâmica da volatilidade em séries temporais.

Nessa temática, Arêdes e Pereira (2008) analisaram o comportamento da série de preços do trigo no estado do Paraná no período de junho de 1994 a setembro de 2007. Por meio da aplicação do modelo *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH), os autores verificaram que a série de preços apresentou elevado nível de volatilidade e forte persistência de choques ao longo do tempo.

Lordemann *et al.* (2021) utilizaram o modelo GARCH na estimação da volatilidade condicional dos retornos de preços do café verde em três mercados: à vista, futuro e físico. Os resultados indicaram que a volatilidade segue um processo GARCH (1,1) e que a especulação no mercado futuro contribui para reduzir a volatilidade dos preços.

Hefnawy e Shaker (2021) investigaram a volatilidade do preço do trigo no mercado global de *commodities* no período de janeiro de 1960 a dezembro de 2019, utilizando modelos da família GARCH. Entre as especificações testadas, o modelo Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH) apresentou o melhor desempenho no ajuste aos dados. Os resultados indicaram a presença de assimetria na volatilidade, evidenciando que choques positivos exercem impacto mais intenso sobre a variância quando comparados aos choques negativos. Além disso, os autores observaram que esses choques produzem efeitos persistentes, influenciando a volatilidade por um período prolongado.

Estudo conduzido por Kacperska *et al.* (2025) examinou a volatilidade dos preços do trigo e do milho no mercado europeu no período de dezembro de 2021 a maio de 2024.

Utilizando o modelo GARCH, os autores identificaram níveis elevados de volatilidade nesses mercados. A pesquisa teve como objetivo avaliar se o Acordo de Cereais teria contribuído para a estabilização dos preços. Os resultados indicaram que a incerteza relacionada às condições do comércio internacional de grãos manteve o mercado instável, gerando choques persistentes na volatilidade dos preços.

Silva (2020) ressalta que a volatilidade constitui uma medida de risco relevante para *commodities*, pois reflete a intensidade das flutuações dos preços ao longo do tempo. Segundo o autor, a modelagem da volatilidade baseia-se na utilização de informações históricas com o objetivo de antecipar o comportamento futuro dessa variável. O autor também destaca que séries financeiras podem apresentar comportamento assimétrico da volatilidade.

Silva *et al.* (2005) analisaram a volatilidade dos retornos do café e da soja empregando modelos de volatilidade condicional da família ARCH. Silva (2020) examinou a volatilidade condicional dos retornos dos preços à vista do boi gordo no estado de São Paulo empregando modelos da família ARCH. Outros estudos também empregaram a utilização desses modelos, como os de Campos (2007) que analisou a dinâmica da volatilidade condicional dos preços de *commodities* soja, café, milho e boi gordo; de Pereira *et al.* (2010) que analisaram a volatilidade condicional dos retornos dos preços do café, da soja e do boi gordo e com a volatilidade estimada calcularam o *Value at Risk* (VaR) das *commodities*; e de Rodrigues (2020) que analisou a existência de alavancagem e assimetria da volatilidade dos preços do café no mercado brasileiro.

O método mencionado, *Value at Risk* (VaR), constitui uma das medidas mais utilizadas para a quantificação do risco de mercado no âmbito financeiro, sendo aplicado à avaliação de ativos como investimentos, ações, derivativos e *commodities*. Essa métrica permite estimar a perda máxima esperada de um ativo ou carteira em um determinado horizonte temporal, considerando um nível específico de confiança estatística (Jorion, 2003).

Conforme Hussaina e Precilla (2025), modelos de VaR são ferramentas importantes para a avaliação do risco nas operações realizadas nos mercados de *commodities*. Eles permitem estimar possíveis perdas associadas às posições assumidas por investidores, como *traders* e gestores de ativos. No caso dos mercados futuros de *commodities* agrícolas, as variações de preços podem resultar em ganhos expressivos, mas também em perdas elevadas. Dessa forma, o conhecimento das condições de mercado torna-se essencial para uma gestão mais eficiente dos investimentos.

O estudo de Azmi *et al.* (2022) analisou o risco de investimento em três *commodities* agrícolas: trigo, cacau e algodão; utilizando as medidas Value at Risk (VaR) e Expected Shortfall (ES). Para isso, foram utilizados dados diários de preços no período de 2017 a 2020 e aplicados modelos de séries temporais, com ARIMA para a média e GARCH para a volatilidade. Os resultados indicaram que o nível de risco variou entre as *commodities* analisadas. Segundo o VaR, o algodão apresentou o menor risco e o cacau o maior. Já o ES apontou resultado distinto, indicando o cacau como o ativo de menor risco e o algodão como o de maior risco.

Em outro estudo, Conte *et al.* (2020) analisaram a volatilidade de curto prazo das *commodities* açúcar, café, farelo de soja e óleo de soja no mercado brasileiro e mundial. Para isso, foram utilizados os modelos GARCH, GJR e EGARCH, além de um modelo *Vector Autoregression* (VAR). Os resultados indicaram que o café apresentou a maior volatilidade no mercado mundial, enquanto no Brasil o açúcar é o produto mais volátil e com maior sazonalidade. Observou-se ainda que o mercado brasileiro de café e farelo de

soja é influenciado pelo mercado mundial, enquanto para açúcar, óleo de soja e soja em grão os riscos de volatilidade são específicos de cada mercado.

2.2. Modelo autorregressivo e de volatilidade condicional

Proposto por Box e Jenkins (1976), o modelo autorregressivo integrado de média móvel também conhecido como ARMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) é utilizado na modelagem de séries temporais univariadas, que combina uma parte autorregressiva (AR) e uma parte de médias móveis (MA).

Conforme Gujarati (2011), o modelo ARMA (1,1) é escrito como:

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} \quad (1)$$

em que Y_t é a série temporal em estudo, θ é a constante, α_1 é o parâmetro do termo autorregressivo, Y_{t-1} é o valor da série defasada em um período (componente AR (1)), β_1 é parâmetro do termo de médias móveis, u_{t-1} é o termo de erro defasado em um período (componente MA (1)), e β_0 é o parâmetro do termo de erro u_t .

No geral o modelo é apresentado como ARMA (p,q) em que p é o termo autorregressivo e q é o termo de média móvel. O modelo só pode ser aplicado em séries estacionárias, isto é, com média e variância constantes e covariância invariante no tempo. Caso a série não for estacionária será necessário diferenciá-la d vezes até se tornar estacionária. Caso a série for estacionária apenas após a primeira diferença, ela é integrada de ordem um, I (1), e o modelo passará a ser identificado como processo autorregressivo integrado de médias móveis, isto é, ARIMA (p,d,q) (Gujarati, 2011).

Porém, caso o resíduo de ARIMA apresente uma variância condicional, deve-se aplicar o modelo da família ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Para esse modelo específico a variância condicional do erro é determinada por q defasagem ao quadrado dos erros e o modelo é chamado de ARCH (q) (Engle, 1982).

No caso de um modelo com apenas uma defasagem do termo de erro, sua representação ARCH (1) é:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (2)$$

em que σ_t^2 é a variância condicional, α_0 e α_1 são parâmetros dos termos intercepto e erro aleatório, α_1 é o coeficiente de reação relacionado ao erro.

Bollerslev (1986) sugeriu uma variação do modelo ARCH, denominado *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH), no qual além de q defasagens ao quadrado dos erros, se incorpora p defasagens da própria variância defasada e o modelo é chamado GARCH (q,p).

O modelo GARCH (1,1) é representado como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

em que σ_t^2 é a variância condicional, e α_0 , α_1 e α_2 são parâmetros dos termos intercepto, erro aleatório e variância, respectivamente. α_1 é o efeito ARCH (coeficiente de reação) e β é o efeito GARCH (persistência da volatilidade). A soma $\alpha_1 + \beta$ mede a persistência de choques sobre a variância. Quanto mais a soma se aproxima de um, maior será o período necessário para que os choques percam seu efeito.

Por sua vez Zakoian (1994) propôs o modelo TARARCH (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) capaz de capturar a assimetria e alavancagem de séries

que apresentem volatilidade condicional. Sua proposta foi incorporar na equação da variância uma variável *dummy* que considera que as volatilidades do mercado possuem intensidades de direção diferentes. O modelo TARARCH (q,p) possui a variância condicional com q defasagens ao quadrado dos erros e p defasagens da própria variância defasada. O modelo TARARCH (1,1) pode ser escrito como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

em que σ_t^2 é a variância condicional; α_1 é efeito ARCH, γ é o coeficiente do efeito assimétrico (ou de alavancagem), β efeito GARCH, d_{t-1} é a variável *dummy*. A variável *dummy* será igual a $d_{t-1}=1$ quando $\varepsilon_{t-1}<0$ e a variável *dummy* será igual a $d_{t-1}=0$ quando $\varepsilon_{t-1}>0$. Caso $\gamma \neq 0$ existe o efeito assimetria, ou seja, choques positivos e negativos de mesma magnitude não afetam a volatilidade da mesma forma. Caso $\gamma > 0$, ocorre o efeito alavancagem, isto é, choques negativos levam a maior volatilidade do que choques positivos.

Outro modelo capaz de modelar a assimetria é o modelo de Nelson (1991), que propôs o modelo EGARCH (*Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) que na sua versão EGARCH (1,1) pode ser escrito como:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \lambda \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (5)$$

Esse modelo captura a assimetria quando $\lambda \neq 0$ evidenciando que choques positivos e negativos afetam a volatilidade de forma diferente e se $\lambda < 0$ ocorre o efeito alavancagem, isto é, choques negativos levam a maior volatilidade do que choques positivos; α_1 refere-se ao efeito ARCH e β refere-se ao efeito GARCH.

2.3. Métrica do Value at Risk (VaR)

O VaR é uma métrica que quantifica o risco potencial de perdas de determinados ativos através de um único indicador em um dado intervalo de tempo a um nível determinado de significância (Jorion, 2003).

O VaR pode ser calculado pelos métodos paramétrico, histórico e por simulação de Monte Carlo. Conforme Pereira *et al.* (2010), o VaR paramétrico é dado por:

$$VaR = V_0 [(c \times \sigma) + \mu] \quad (6)$$

em que V é o último preço disponível, c é o valor crítico apresentado na tabela da distribuição normal (1,65, 1,96 e 2,58) para os níveis de 90%, 95% e 99%, respectivamente, σ é o desvio-padrão da série de retorno (no caso do atual artigo, desvio-padrão condicional) e μ é o retorno médio da série.

Rugani e Silveira (2006), Pereira *et al.* (2010), Aredes (2013) e Vasconcelos e Aredes (2024) estimaram a perda potencial máxima em termos de valor investido. Segundo Rugani e Silveira (2006), essa relação permite obter o nível de risco absorvido.

A relação entre o VaR e o valor investido é dada pela equação:

$$PR = \frac{VaR}{I} \times 100 \quad (7)$$

em que PR é o percentual de risco assumido, VaR é o Value at Risk do investimento e I é o nível de investimento. Quanto maior o PR , maior a exposição ao risco.

Pelo método paramétrico o VaR pode ser calculado através da obtenção da variância condicional a partir da estimação de um modelo autorregressivo e de volatilidade condicional, como os modelos da família ARCH, desde que a heterocedasticidade condicional exista na série de resíduos do modelo autorregressivo. As estimações dos modelos de volatilidade condicional no presente estudo foram feitas através do software R (R CORE TEAM, 2026).

2.4. Tratamento e Fonte de Dados

A série de preços utilizada na pesquisa refere-se a série de preços do quilo do café em coco no estado do Paraná obtido junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2025). A série de preços do café foi corrigida pela inflação pelo IGP-DI, tendo como base dezembro de 2025. Em seguida, a série de preços foi transformada em série de retornos de preços aplicando a equação:

$$r = \frac{(P_t - P_{t-1})}{(P_{t-1})} \quad (8)$$

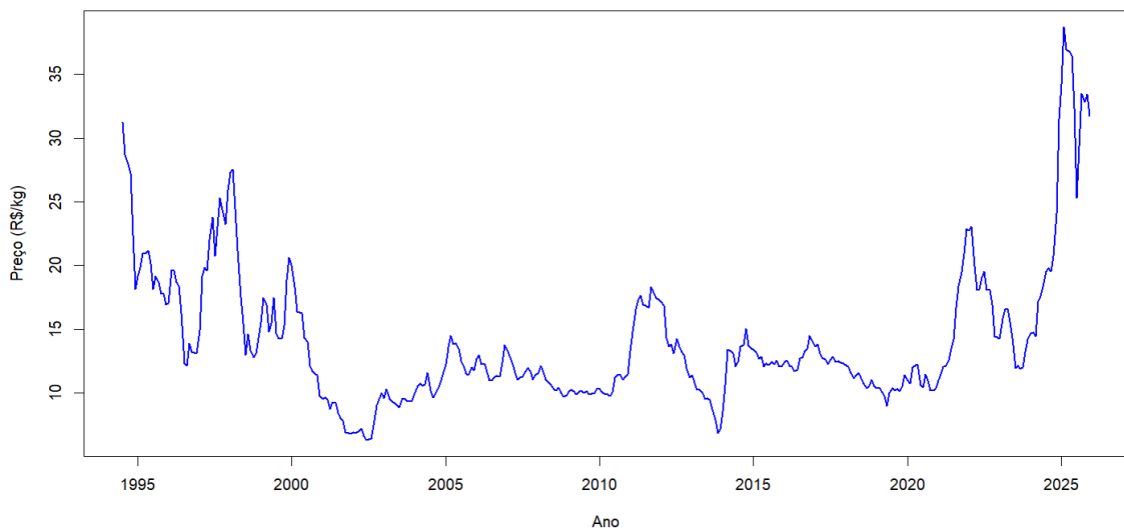
em que P_t é o preço do café no instante t e P_{t-1} é o preço do café defasado em um período t ; e r_t é o retorno de preços do café.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Figura 1 apresenta a série de preços médios mensais do quilo do café em coco recebidos pelos produtores do estado do Paraná no período compreendido entre julho de 1994 e dezembro de 2025. Observa-se que a série de preços apresenta comportamento irregular ao longo do tempo, evidenciando variações significativas nos preços, que podem ser vistas também pela série de retornos. O maior valor registrado do preço foi de R\$ 38,70 por quilo, em fevereiro de 2025, enquanto o menor preço observado foi de R\$ 6,34, em junho de 2003.

Nota-se que, no início da série de preços, entre os anos de 1994 e 2000, os preços médios do café foram relativamente mais elevados, embora com tendência de queda ao longo do período. Entre 2001 e 2020, os preços apresentaram comportamento mais estável, porém em patamar médio inferior ao observado no início da série. A partir de 2021, verifica-se uma tendência acentuada de elevação dos preços, impulsionada principalmente pela redução dos estoques mundiais, por condições climáticas adversas em importantes regiões produtoras e pelo aumento da demanda global pelo produto.

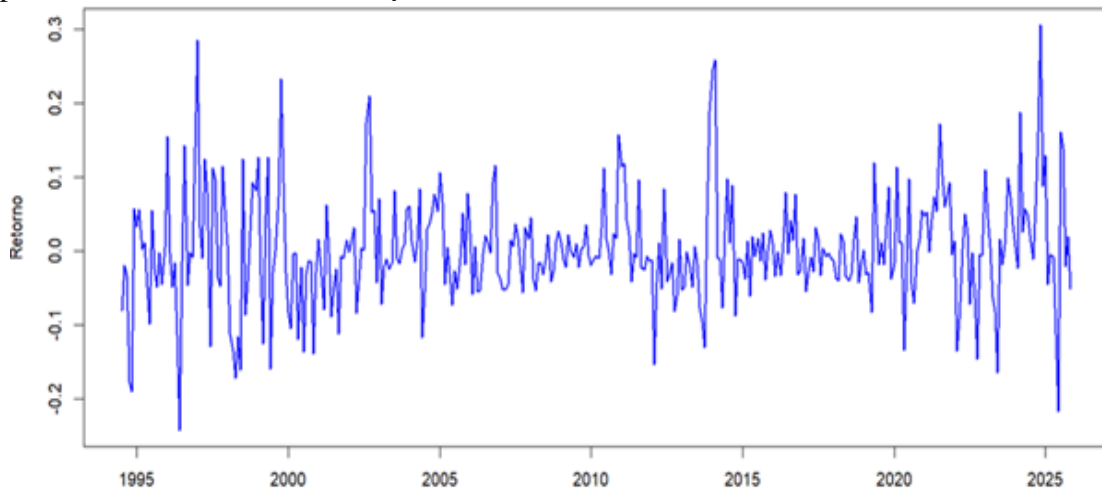
Figura 1: Série de preços médio do quilo do café em coco recebido pelo produtor do estado do Paraná, período de 07/1994 a 12/2025.



Fonte: Elaboração própria.

Já a Figura 2 apresenta a série de retornos dos preços do café, que é a série modelada pelos modelos da família ARCH. A série de retornos tendem a ser estacionárias e também são mais precisas em fornecer medidas sobre o risco, por isso geralmente são as séries mais usadas em análise de séries temporais financeiras e de *commodities*.

Figura 2: Série de retornos dos preços médios do quilo do café em coco recebido pelo produtor do estado do Paraná, período de 07/1994 a 12/2025.



Fonte: Elaboração própria.

No que se refere à estatística descritiva da série de preços do café, observa-se, a partir da Tabela 1, que o preço médio do quilo do café em coco foi de R\$ 14,17, com desvio-padrão de R\$ 5,59, indicando elevada variabilidade ao longo do período analisado. Os coeficientes de assimetria e curtose foram de 1,84 e 6,96, respectivamente, evidenciando uma distribuição assimétrica e com caudas mais pesadas do que a distribuição normal.

Esses resultados sugerem que a série de preços não apresenta comportamento normalmente distribuído, uma vez que, teoricamente, uma distribuição normal possui assimetria igual a zero e curtose igual a três. Adicionalmente, a estatística do teste de

Jarque-Bera (JB) foi de 461,44, com probabilidade associada próxima de zero ($2,2e-16$), reforçando a rejeição da hipótese nula de normalidade da série de preços.

Tabela 1: Propriedades estatísticas das séries de preços do quilo do café em coco e de seu retorno, período 07/1994 a 12/2025.

Indicador	Preço do café (R\$)	Retorno do café (%)
Média	14,17	0,0027
Mínimo	6,34	-0,2432
Máximo	38,70	0,3067
Assimetria	1,84	0,4952
Curtose	6,96	5,0831
Desvio-padrão	5,59	0,0742
Jarque-Bera (JB)	461,44	83,576
Probabilidade (JB)	$2,2e-16$	$2,2e-16$

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 1 apresenta também a estatística descritiva da série de retornos dos preços do café. Observa-se que a média dos retornos no período foi de 0,0027%, com desvio-padrão de 0,0742%, indicando elevada variabilidade. Os coeficientes de assimetria e curtose foram de 0,4952 e 5,0831, respectivamente, o que revela uma distribuição assimétrica e com caudas mais pesadas do que a distribuição normal. O teste de JB apresentou estatística igual a 83,576, com probabilidade próxima de zero ($2,2e-16$), confirmando a rejeição da hipótese de normalidade para a série de retornos.

Como a série de retornos apresentou assimetria e caudas mais pesadas, isso indica que eventos extremos podem ocorrer com maior frequência. Esse comportamento tem implicações diretas sobre a receita do produtor, pois dificulta a previsão de preços e de receitas e aumenta a probabilidade de perdas significativas. Nesse contexto, o produtor pode adotar estratégias de proteção, como operações de hedge por meio de contratos futuros ou opções, a fim de reduzir sua exposição ao risco de preço. Além disso, a utilização de métricas de risco, como o Value at Risk (VaR), pode auxiliar no planejamento financeiro, permitindo a manutenção de reservas de capital para enfrentar eventuais quedas acentuadas no preço da commodity.

A série de retornos não apresentou distribuição normal, o que é um resultado comum em séries financeiras e de *commodities*. Tal característica não invalida a utilização de modelos da família GARCH, amplamente empregados na literatura para modelar volatilidade em séries com esse comportamento. Outros estudos também encontram séries preços e de retornos de *commodities* com distribuição não normal pelo teste de Jarque-Bera e aplicaram nelas modelos de séries temporais da família ARCH, como Pereira *et al.* (2010) para a série de retornos do preço da soja, do café e do boi gordo; Silva (2020) para série de retornos do boi gordo; e Hefnawy e Shaker (2021) para a série de retorno do trigo.

Antes da estimação dos modelos da família ARCH, aplicou-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com o objetivo de verificar a estacionariedade da série de retornos de preços, uma vez que apenas séries estacionárias, isto é, livres de raiz unitária, são adequadas para a modelagem econométrica. Os resultados do teste ADF encontram-se apresentados na Tabela 2.

Foram estimadas três especificações do teste: sem constante, com constante e com constante e tendência. Em todas elas, a estatística do teste apresentou valor absoluto

superior aos valores críticos aos níveis de significância de 1% e 5%, rejeitando-se a hipótese nula de presença de raiz unitária. Dessa forma, conclui-se que a série de retornos é estacionária, conforme apresentado na Tabela 2.

Tabela 2: Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a série de retornos dos preços do café, período 07/1994 a 12/2025.

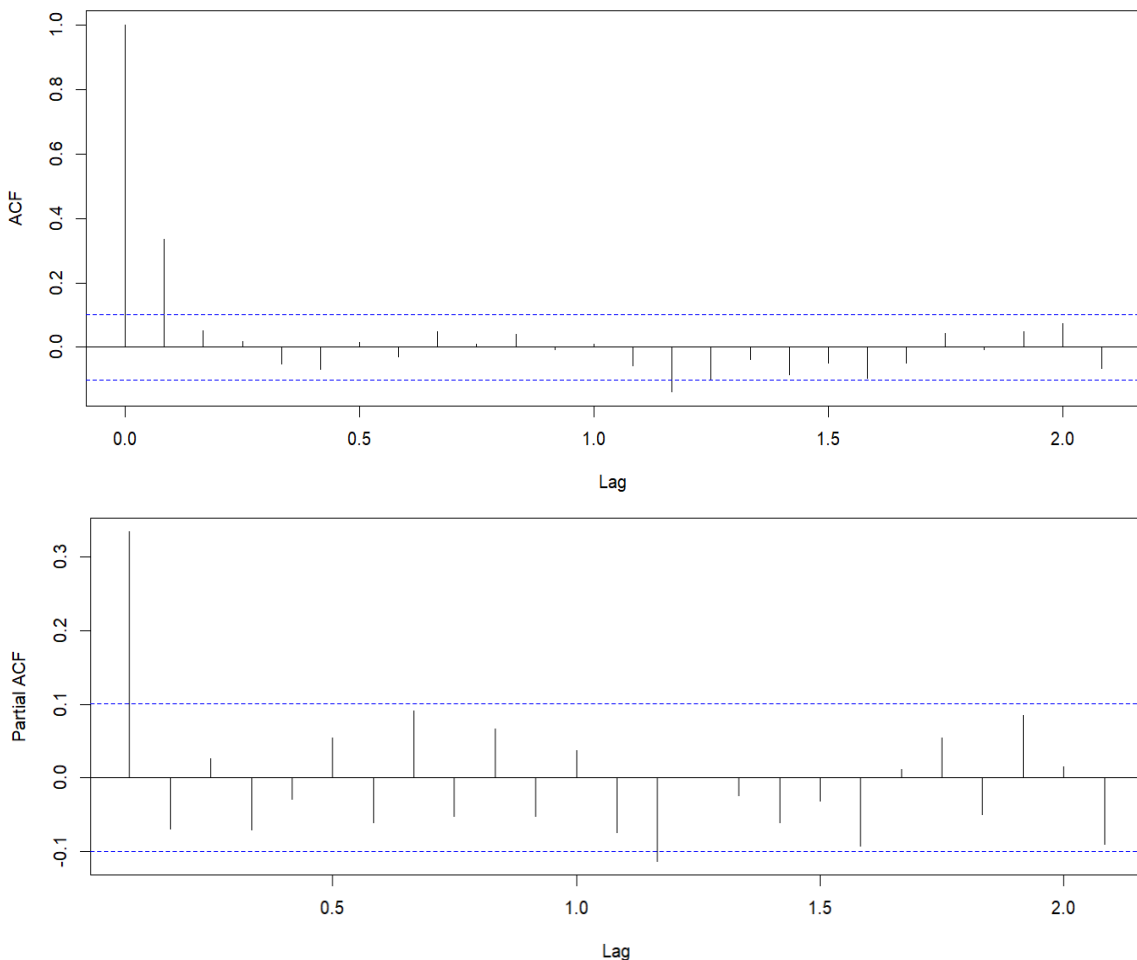
Equação de teste	t-calculado	Est. Tabela (1%)	Est. Tabela (5%)
Equação sem constante	-11,9251***	-2,58	-1,95
Equação com constante	-11,9288***	-3,44	-2,87
Eq. com constante e tendência	-12,0247***	-3,98	-3,42

Nota: *** Significativa a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na etapa seguinte, buscou-se determinar as ordens dos componentes autorregressivos (p) e de média móvel (q) a serem incorporados ao modelo ARMA (p,q). Para essa identificação, analisaram-se a Função de Autocorrelação (FAC) e a Função de Autocorrelação Parcial (FACP). As estimativas dessas funções para a série de retornos estão apresentadas na Figura 3.

Figura 3 - Funções de Autocorrelação (FAC) e de Autocorrelação Parcial (FACP) da série de retornos dos preços do café, período 07/1994 a 12/2025.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme a FAC e a FACP foi estimado um modelo autorregressivo e de médias móveis ARIMA (1,0,2) que foi considerado adequado para a modelagem, uma vez que todos os coeficientes das defasagens de primeira e segunda ordem mostraram-se estatisticamente significativos ao nível de 1% (Tabela 3).

Tabela 3: Estimativas do modelo ARIMA (1,0,2) para a série de retornos dos preços do café, período 07/1994 a 12/2025.

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P-valor
Intercepto	0.0025	0.0024	1.0479	0.2947
AR(1)	0.9613	0.0494	19.4639	2.2e-16
MA(1)	-0.6216	0.0645	-9.6309	2.2e-16
MA(2)	-0.3547	0.0471	-7.5290	5.1e-14
AIC	SC	HQ		
-931.0364	-911.3752	-926.7932		

Nota1: AIC: Critério de Akaike; SC: Critério de Schwars; HQ: Critério de Hannan-Quinn.
Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Tabela 3, os resultados do modelo ARIMA (1,0,2) estimado para a série de retornos dos preços do café indicam que o intercepto não é estatisticamente significativo, sugerindo que o retorno médio da série não é significativamente diferente de zero ao longo do período analisado. Por outro lado, o coeficiente autorregressivo AR(1) apresentou valor positivo elevado (0,9613) e estatisticamente significativo ao nível de 1%, evidenciando forte persistência temporal nos retornos, isto é, os retornos atuais tendem a ser fortemente influenciados pelos retornos observados no período anterior. Além disso, os coeficientes de média móvel MA(1) (-0,6216) e MA(2) (-0,3547) também se mostraram estatisticamente significativos, indicando que choques aleatórios ocorridos nos dois períodos anteriores ainda exercem influência sobre o comportamento atual dos retornos, porém com efeito inverso.

Em termos práticos, essas evidências sugerem que a dinâmica de curto prazo dos preços do café apresenta dependência temporal e rápida incorporação de choques de mercado. Assim, mudanças nos preços recentes tendem a serem úteis na previsão do preço e no planejamento financeiro da empresa. Para o produtor de café, essas informações são relevantes porque indicam que variações recentes de preços e choques no mercado podem afetar os retornos nos períodos subsequentes, auxiliando na tomada de decisões relacionadas à comercialização da produção, ao planejamento de vendas e à adoção de estratégias de gestão de risco.

Ao aplicar o teste ARCH-LM (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity - Lagrange Multiplier*) à série de resíduos do modelo ARIMA (1,0,2), identificou-se a presença de heterocedasticidade condicional, uma vez que os valores da probabilidade associados à hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional foram estatisticamente insignificantes, levando à sua rejeição (Tabela 4).

Tabela 4: Resultados do teste ARCH-LM.

Defasagem	Estatística de teste	Probabilidade
-----------	----------------------	---------------

1	15,791	7,07e-05
6	19,972	0,002801
12	43,764	1,67e-05
24	53,548	0,000489

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dada a presença de volatilidade condicional na série de retornos, procedeu-se à estimação de modelos da família ARCH. Inicialmente, estimou-se um modelo ARIMA (1,0,2) para a equação da média dos retornos e, de forma simultânea, um modelo GARCH (1,1) para a equação da variância condicional. Os resultados das estimações encontram-se apresentados na Tabela 5.

Observa-se que todos os coeficientes estimados, com exceção do intercepto, foram estatisticamente significativos ao nível de 1%. A equação da volatilidade condicional evidencia que a variância atual depende tanto de choques recentes, cujo coeficiente estimado foi de cerca de 0,11, quanto da variância condicional defasada, com coeficiente de cerca de 0,88, que evidencia alta persistência da volatilidade. A soma desses parâmetros totalizou 0,98, indicando elevada persistência da volatilidade, o que sugere que os choques exercem efeitos de longo prazo sobre a variância da série de retornos. Portanto, mecanismo de proteção ao risco como contratos futuros e vendas antecipadas e de seu monitoramento como o VaR são extremamente importantes, pois foi constatado aumento da incerteza sobre a receita futura da produção de café.

Tabela 5: Estimativas do modelo GARCH (1,1) para a série de retornos dos preços do café.

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P-valor
constante	0,001083	0,001726	0,62757	0,530282
AR (1)	0,953955	0,023220	41,08268	0,000000
MA (1)	-0,638630	0,008397	-76,05760	0,000000
MA (2)	-0,336764	0,009231	-36,48110	0,000000
Variância condicional				
ω	0,000106	0,000056	1,91087	0,056021
ε_{t-1}^2	0,107093	0,031911	3,35602	0,000791
σ_{t-1}^2	0,877139	0,031948	27,45538	0,000000
AIC	HQ			
-2,5971	-2,5681			

Notas: AIC: Critério de Informação de Akaike; HQC - Critério de Informação de Hannan-Quinn.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Esse resultado é próximo ao obtido por Campos (2007) para os retornos dos preços do café que foi de 0,96. Campos (2007) também mostrou que o somatório do componente de erro e de variância condicional foi de 0,89 para o milho, 1,04 para o boi gordo e 0,90 para a soja. Já Pereira *et al.* (2010) encontraram valores de 0,92 para a soja, 0,90 para o café e 0,99 para boi gordo. Silva *et al.* (2005) obtiveram um somatório dos componentes igual a 0,88 para a série do café e de 0,96 para a série da soja. O presente artigo corrobora esses resultados e também os resultados apresentados por Rodrigues (2020) para o modelo GARCH (1,1) que encontrou a soma dos coeficientes igual a 0,97 para o produto café.

Com o objetivo de verificar a existência de assimetria na volatilidade da série de retornos, estimou-se adicionalmente um modelo TAR(1,1). Conforme evidenciado pela equação da variância condicional apresentada na Tabela 6, os termos associados ao erro defasado e à variância condicional defasada mostraram-se estatisticamente significativos. Por outro lado, a variável *dummy* relacionada ao termo de erro, responsável por capturar possíveis efeitos assimétricos na volatilidade, não foi estatisticamente significativa. Diante da ausência de evidências de assimetria na volatilidade, optou-se por não empregar o modelo TAR(1,1) na estimação da volatilidade condicional nem no cálculo da métrica Value at Risk (VaR).

Tabela 6: Estimativas do modelo TAR(1,1) para a série de retornos dos preços do café.

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P-valor
constante	0,001102	0,001770	0,622371	0,533698
AR (1)	0,954179	0,024139	39,529090	0,000000
MA (1)	-0,638583	0,010521	-60,696981	0,000000
MA (2)	-0,336983	0,012228	-27,558222	0,000000
Variância condicional				
ω	0,000106	0,000056	1,910045	0,056127
ε_{t-1}^2	0,107933	0,037852	2,851425	0,004352
$d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$	-0,001847	0,042713	-0,043243	0,965508
σ_{t-1}^2	0,877171	0,031925	27,476097	0,000000
AIC	HQ			
-2,5918	-2,5587			

Notas: AIC - Critério de Informação de Akaike; HQ - Critério de Informação de Hannan-Quinn.

Fonte: Resultados de pesquisa.

Esse resultado difere do obtido por Pereira *et al.* (2010) que ao estimar um modelo TAR(1,1) detectou a presença de assimetria na série de retorno do café e soja, mas sem o efeito alavancagem. Silva *et al.* (2005) também encontraram assimetria pelo modelo TAR(1,1) para a série de retornos do café e da soja, mas sem o efeito

alavancagem, ou seja, choques negativos não aumentam mais a volatilidade do que choques positivos dessas séries.

Porém, o atual artigo corrobora o resultado obtido por Rodrigues (2020) que não encontrou assimetria quando estimou um modelo TAR(1,1) para a série de retornos do café. Como em Rodrigues (2020), foi verificado que o coeficiente relacionado ao erro e a persistência de volatilidade foram estatisticamente significativos. No caso do coeficiente de persistência, no atual estudo ele foi de 0,88 e no modelo estimado por Rodrigues (2020) foi de 0,78.

Por fim, estimou-se o modelo EGARCH (1,1). Os resultados apresentados na Tabela 7 indicam que, na equação da variância condicional, o termo associado à ao erro passado não foi estatisticamente significativo ao nível de 10% de significância. Em contrapartida, o termo da variância condicional defasada de 0,96 e o parâmetro responsável por capturar a assimetria da volatilidade mostraram-se estatisticamente significativos ao nível de 1%.

Esses resultados evidenciam que a série de retornos do café apresenta elevada persistência em relação aos choques, bem como comportamento assimétrico da volatilidade, indicando que choques positivos e negativos de mesma magnitude exercem impactos distintos sobre a volatilidade condicional. Contudo, não se observa a presença do efeito alavancagem.

Esse resultado corrobora o encontrado por Pereira *et al.* (2010) para o café e a soja. Ao aplicarem o modelo EGARCH (1,1) verificaram o bom ajuste do modelo e que esse capturou a assimetria da série, porém sem o efeito alavancagem. O atual artigo está de acordo também com os resultados de Rodrigues (2020), que encontrou assimetria sem o efeito alavancagem na série de preços do café. Além disso, como no atual trabalho, detectou alta persistência da volatilidade com um coeficiente de 0,93 no modelo EGARCH (1,1) e o coeficiente de reação não se mostrou significativo. Por fim, o atual estudo corrobora também o estudo realizado por Silva *et al.* (2005) que evidenciaram assimetria, sem o efeito alavancagem, na série de retornos do café e da soja pelo modelo EGARCH (1,1).

Tabela 7: Estimativas do modelo EGARCH (1,1) para a série de retornos dos preços do café.

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P-valor
constante	0,000856	0,000813	1,05296	0,292357
AR (1)	0,946518	0,030933	30,59895	0,000000
MA (1)	-0,623123	0,006813	-91,45561	0,000000
MA (2)	-0,352802	0,005489	-64,27152	0,000000
Variância condicional				
ω	-0,222244	0,106379	-2,08918	0,036692
$\ln(\sigma_{t-1}^2)$	0,957015	0,019469	49,15637	0,000000
$\frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}$	0,010951	0,028093	0,38979	0,696689
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	0,227149	0,061957	3,66626	0,000246
AIC	HQ			

-2,5821

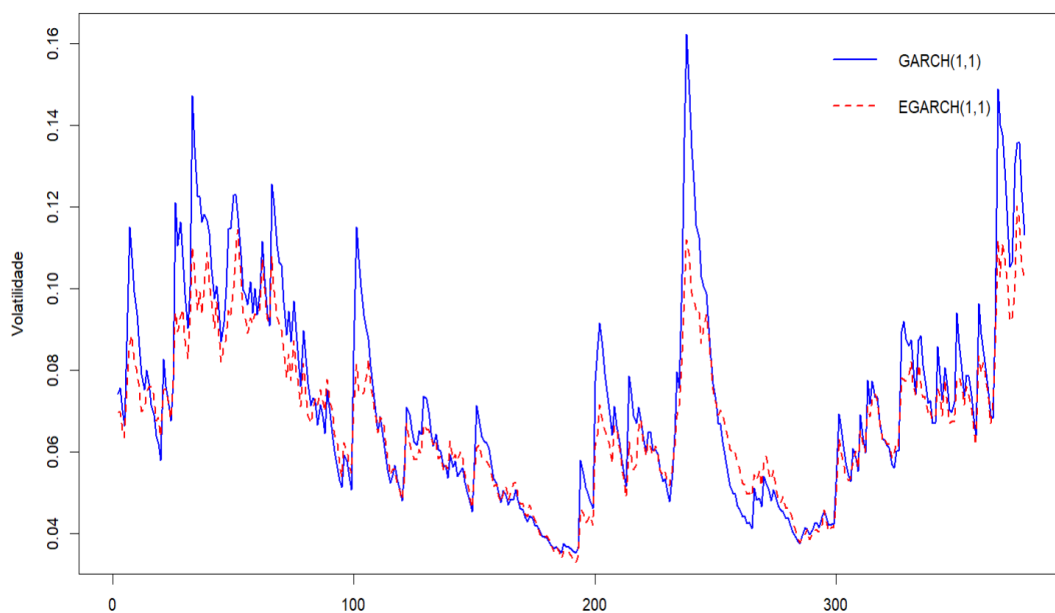
-2,5490

Notas: AIC - Critério de Informação de Akaike; HQ - Critério de Informação de Hannan-Quinn.

Fonte: Resultados de pesquisa.

Considerando que o modelo GARCH (1,1) apresentou todos os coeficientes da equação de volatilidade condicional estatisticamente significativos, e que o modelo EGARCH (1,1) evidenciou significância estatística nos parâmetros associados à persistência da volatilidade e à assimetria, ambos os modelos foram selecionados para a estimação da volatilidade condicional da série de retornos do preço do café. As estimativas obtidas a partir desses modelos são apresentadas na Figura 4.

Figura 4: Variância condicional estimada pelos modelos GARCH (1,1) e EGARCH (1,1), período 07/1994 a 12/2025.



Fonte: Resultados da pesquisa.

As estimativas do Valor em Risco (VaR) obtidas a partir dos dois modelos são apresentadas na Tabela 8. O VaR calculado representa o risco mensal associado ao investimento em um quilo de café em coco no estado do Paraná, considerando níveis de confiança de 90%, 95% e 99%.

De acordo com os resultados na Tabela 8, um produtor que detinha um quilo de café em dezembro de 2025, avaliado em R\$ 31,73, estaria exposto, pelo modelo GARCH (1,1), a um VaR de R\$ 3,69 ao nível de confiança de 90%, o que implica uma perda máxima mensal de 11,62% do valor investido. Por sua vez, o modelo EGARCH (1,1) estimou uma perda máxima de R\$ 3,44, correspondente a 10,83% do investimento. Esses resultados indicam que, com 90% de confiança, existe apenas uma probabilidade de 10% de que a perda mensal do cafeicultor ultrapasse R\$ 3,44, evidenciando leve diferença entre os modelos.

Tabela 8: Estimativas do VaR pelos modelos GARCH (1,1) e EGARCH (1,1) para diferentes níveis de intervalo de confiança.

Nível de confiança	GARCH (1,1)		EGARCH (1,1)	
	VaR (R\$)	VaR/Receita	VaR (R\$)	VaR/Receita
90%	R\$ 3,69	11,62%	R\$ 3,44	10,83%
95%	R\$ 4,40	13,86%	R\$ 4,10	12,92%
99%	R\$ 5,81	18,33%	R\$ 5,42	17,09%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pereira *et al.* (2010) aplicaram modelos de volatilidade condicional para a estimação do Valor em Risco (VaR) dos retornos das *commodities* soja, café e boi gordo. Para um nível de confiança de 95%, os autores encontraram valores de VaR/Receita de 5,69% para a soja, 7,49% para o café e 2,79% para o boi gordo. Ainda que esses resultados se refiram a períodos e contextos distintos daqueles analisados no presente estudo, eles permitem uma comparação qualitativa do risco associado às *commodities*.

Observa-se que o café apresentou, no presente trabalho, um nível de risco substancialmente mais elevado, uma vez que os valores estimados de VaR/Receita atingiram 13,86% no modelo GARCH e 12,92% no modelo EGARCH, ambos ao nível de 95% de confiança, indicando maior exposição a oscilações adversas de preços. A divergência entre os resultados deste estudo e os encontrados na literatura pode estar associada, em primeiro lugar, às diferenças nas séries de preços utilizadas, tanto em termos de período quanto de frequência dos dados.

Adicionalmente, conforme evidenciado pela Figura 4, observa-se que a volatilidade do mercado de café apresentou elevação nos anos mais recentes, o que também pode contribuir para a discrepância dos resultados. Esse aumento da volatilidade está relacionado, sobretudo, à redução dos estoques do grão, ao crescimento da demanda global e à ocorrência de adversidades climáticas, fatores que intensificaram a instabilidade dos preços no mercado cafeeiro.

A avaliação do desempenho dos modelos na previsão de perdas foi realizada por meio do procedimento de *backtesting*, conforme proposto por Kupiec (1995). Esse método consiste em comparar as estimativas do VaR com os retornos efetivamente observados ao longo do período analisado, permitindo verificar a adequação das previsões de risco (Jorion, 2003).

No teste de Kupiec, a hipótese nula estabelece que a proporção de violações observadas é estatisticamente compatível com a taxa de falhas implícita no nível de confiança adotado. Quando o valor da estatística da razão de log-verossimilhança (LR) excede o valor crítico da distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade ($\chi^2 = 3,84$), a hipótese nula é rejeitada, indicando que o modelo apresenta desempenho inadequado na mensuração do risco (Jorion, 2003; Halilbegovic; Vehabovic, 2016).

De acordo com a Tabela 9, os retornos ultrapassaram os limites do VaR estimado pelo modelo GARCH (1,1) em apenas duas ocasiões, considerando o nível de confiança de 90%. A estatística da razão de verossimilhança (LR) calculada foi de 2,07, valor inferior ao crítico da distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade (3,84), o que implica a não rejeição da hipótese nula. Esse resultado indica que o modelo GARCH (1,1) apresenta desempenho satisfatório para fins de gerenciamento do risco enfrentado pelos produtores de café no estado do Paraná. Ademais, os resultados evidenciaram que a hipótese nula também não foi rejeitada para os demais níveis de significância analisados e também confirmaram que o modelo EGARCH (1,1) também se mostrou eficiente na previsão do risco, embora tivesse maiores números de violações.

Tabela 9: *Backtesting* do modelo GARCH (1,1) e EGARCH (1,1).

Nível de confiança	GARCH (1,1)			EGARCH (1,1)		
	Teste LR	Valor crítico	Conclusão do teste	Teste LR	Valor crítico	Conclusão do teste
90%	2,07 (2)	3,84	Não rejeita	0,95 (3)	3,84	Não rejeita
95%	0,16 (7)	3,84	Não rejeita	0,44 (10)	3,84	Não rejeita
99%	0,08 (11)	3,84	Não rejeita	0,75 (13)	3,84	Não rejeita

Nota: (.) números de violações do modelo.

Fonte: Resultados da pesquisa.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo analisar o risco associado às oscilações dos preços do café no estado do Paraná, utilizando modelos de volatilidade condicional da família ARCH. A partir da série de preços reais do café em coco, no período de julho de 1994 a dezembro de 2025, foi possível caracterizar o comportamento dinâmico da volatilidade e mensurar o risco de mercado enfrentado pelos produtores por meio da métrica Value at Risk (VaR).

Os resultados empíricos indicaram que os modelos GARCH (1,1) e EGARCH (1,1) apresentaram melhor ajuste à série de retornos, evidenciando forte persistência da volatilidade ao longo do tempo. Em particular, o modelo EGARCH (1,1) revelou a presença de assimetria, mas sem o efeito alavancagem, ou seja, choques negativos nos preços não exercem maior impacto sobre a volatilidade quando comparados a choques positivos. Esse comportamento reforça a importância de modelos que capturam efeitos não lineares na análise de risco de *commodities* agrícolas.

No que se refere à mensuração do risco, os valores de VaR estimados pelos dois modelos mostraram-se próximos entre si, indicando que os produtores de café no Paraná estão expostos a perdas mensais economicamente relevantes. A magnitude do VaR estimado revela que uma parcela significativa do valor investido pode ser perdida em curtos horizontes de tempo, especialmente em períodos de elevada instabilidade nos preços, o que ressalta a vulnerabilidade da atividade às condições de mercado.

Por fim, os testes de *backtesting*, com destaque para o teste de Kupiec, indicaram bom desempenho preditivo dos modelos, uma vez que o número de violações observadas foi compatível com os níveis de confiança adotados. Esses resultados sugerem que os modelos GARCH e EGARCH constituem ferramentas adequadas para o gerenciamento do risco de preços no mercado cafeeiro, podendo subsidiar decisões de produção, comercialização e formulação de políticas públicas voltadas à mitigação dos riscos enfrentados pelos produtores.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, S. J.; ARÊDES, A. F.; SANTOS, V. F.. Previsão de preços do boi gordo com modelos ARIMA e SARIMA. **Revista de Economia da UEG**, v.8, n.2, p. 27-44, jul./dez. 2012.

ARÊDES, A. F. Gerenciamento de risco na comercialização do arroz. **Perspectivas Online** (Campos dos Goytacazes), v. 3, p. 55-67, 2013.

ARÊDES, A. F.; PEREIRA, M. W. G. Comportamento do preço do trigo no Paraná, 1994 a 2007. **Informações Econômicas**, SP, v.38, n.6, jun. 2008.

AZMI, U.; SISWONO, G. O.; SYAIFUDIN, W. H.; SAPUTRA, W. H.; NINGTYAS, P. M. A. Risk analysis on agricultural commodity portfolio using Value at Risk (VaR) and Expected Shortfall (ES) based on ARIMA-GARCH. **AIP Conf. Proc.** 2641, 030027 (2022).

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.

BOX, G. P. E.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. New York: Holden Day, p. 575, 1976.

CAMPOS, K. C.. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 3, p. 303-328, 2007.

CONTE, B. P.; CORONEL, D. A.; GRANZOTTO, A.; HALBERSTADT, I. A.; AMARAL, L.. O comportamento de curto prazo da volatilidade de commodities agrícolas brasileiras em relação ao mundo: uma aplicação do modelo VAR. **Revista Brasileira de Administração Científica**, v. 11, p. 15-33, 2020.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1008, 1982.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HALILBEGOVIC, S.; VEHABOVIC, M. Backtesting Value at Risk Forecast: the Case of Kupiec Pof-Test. **European Journal of Economic Studies**, Vol (17), 2016.

HEFNAWY, F.; SHAKER, V. Measuring the Wheat Price Volatility in Global Commodity Market: GARCH Family Models. **J. of Agricultural Economics and Social Sciences**, Mansoura Univ., 12 (12):1205 - 1208, 2021.

HUSSAINA, S.A. N.; PRECILLA, C. Volatility of Agricultural Products Using Value At Risk with Special Reference to Multi Commodity Exchange (MCX). **International Journal for Multidisciplinary Research (IJFMR)**, Volume 7, Issue 5, September-October 2025.

IPEADATA. **Preço médio recebido pelo agricultor: café (em coco - Paraná)**. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 16 jan. 2026.

JORION, P. **Value at Risk: a nova fonte de referência para a gestão do risco financeiro**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2. ed., 2003.

KACPERSKA, E. M.; ŁUKASIEWICZ, K.; SKRZYPCZYK, M.; STEFANCZYK, J. Price Volatility in the European Wheat and Corn Market in the Black Sea Agreement Context. **Agriculture**, v. 15, n. 1, p. 91, 2025.

KUPIEC, P. Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models. **Journal of Derivatives**, New York, v. 2, p. 73-84, December 1995.

LORDEMANN, J. A.; MORA-GARCÍA, C.; MULDER, N.. **Speculation and price volatility in the coffee market**, Project Documents, (LC/TS.2021/59), Santiago, Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC), 2021.

NELSON, D. B.. Conditional heteroscedasticity in asset returns. **Econometrica**, 59 (2): 347-370. 1991.

PEREIRA, V. F.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J.; MENDONÇA, T. G. Volatilidade condicional dos retornos de *commodities* agropecuárias brasileiras. **Revista de Economia**, V. 36, n.3 (34), 73-94. 2010.

R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2024. Disponível em: <https://www.r-project.org/>. Acesso em: 7 mar. 2026.

RODRIGUES, F. L.. Alavancagens e assimetrias da volatilidade dos preços do café no mercado brasileiro: uma análise empírica. **Revista Conhecimento Contábil**, v.10, n.01, jan/jun, p. 15-26, 2020.

RUGANI, F. L.; SILVEIRA, S. F. R. Análise de risco para o café em Minas Gerais. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 4, p. 343-364, 2006.

SILVA, C. A. G. O **Value-at-Risk na volatilidade dos preços à vista do boi gordo no Estado de São Paulo**. In: Robson José de Oliveira. (Org.). Agronomia: Jornadas Científicas. 1ed.São Paulo: Editora Científica, v. 2, p. 102-112. 2020.

SILVA, W. S.; SAFADI, T.; CASTRO JÚNIOR, L. G.. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de *commodities* agrícolas utilizando modelo ARCH: os casos do café e da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 43 (1): 119-134. 2005.

VASCONCELLOS, L. F. M. Analysis of risk in the livestock of the state of Rio de Janeiro and Brazil between january 2007 and march 2020. **Revista de economia e agronegócio**, v. 22, p. 1-17, 2024.

ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedastic models. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 18, p. 931-944, 1994.