

Fabiano da Costa Dantas¹ORCID: [0000-0002-9315-6236](https://orcid.org/0000-0002-9315-6236)**Cristiane de Mesquita****Tabosa²**ORCID: [0000-0003-1961-8145](https://orcid.org/0000-0003-1961-8145)

¹ Doutor em Economia pela
Universidade Federal da Paraíba
(UFPB)

Professor de Economia da
Universidade Federal Rural do
Semi-Árido (UFERSA), Campus
Caraúbas/RN

fabianodantas@ufersa.edu.br

² Doutora em Economia pela UFPB
Professora de Engenharia de
Produção da UFERSA, Campus
Mossoró/RN

cristiane@ufersa.edu.br

RESUMO

Considerando as flutuações cíclicas e/ou sazonais dos preços dos produtos agrícolas, o regime de níveis e volatilidade de preços ilustra a necessidade de mitigação de riscos, classificando-se como mecanismos potenciais de estratégias de Hedge. O presente estudo tem como objetivo modelar a volatilidade das cotações semanais do preço médio da caixa de 13 kg do melão amarelo, tipo 11 e 12, dos produtores do Baixo Jaguaribe (CE), por meio da estimação de modelos da família ARCH (GARCH, EGARCH e TGARCH). A partir dos resultados encontrados, observa-se que os modelos captaram choques de volatilidade, persistência, impactos e diferentes reações aos choques de volatilidade de maneira consistente, o que permite concluir que os retornos apresentaram choques de volatilidade altos na maioria dos modelos estimados e pouca demora em se dissipar, além de possibilidade de efeito alavancagem e indícios que choques negativos possuem efeitos maiores sobre a volatilidade do que choques positivos.

Palavras-chave: Volatilidade; Melão; ARCH

ABSTRACT

Considering the cyclical and/or seasonal fluctuations of prices of agricultural products, the regime of price levels and volatility illustrates the need for risk mitigation, classifying as potential mechanisms for Hedge strategies. The present study aims to model the volatility of the weekly quotations of the average price of the 13 kg box of yellow melon, type 11 and 12, from producers of Baixo Jaguaribe (CE), through the estimation of ARCH family models (GARCH, EGARCH and TGARCH). From the results found, it is observed that the models captured volatility shocks, persistence, impacts, and different reactions to volatility shocks in a consistent manner, which allows us to conclude that the returns presented high volatility shocks in most of the estimated models and little delay in dissipating, besides the possibility of leverage effect and indications that negative shocks have greater effects on volatility than positive shocks.

Keywords: Volatility; Melon; ARCH**Código JEL:** Q14, G13, G32

INTRODUÇÃO

O cultivo do frutas no Ceará possui uma grande representatividade na economia estadual, sendo que, entre os anos de 2010 e 2018, as frutas frescas elaboradas foram responsáveis pelo quarto maior volume das exportações totais (US\$ FOB) cearenses. Dentre as frutas produzidas no solo cearense, o melão é responsável por 73% de suas exportações. Isso torna o agronegócio do melão cearense um grande contribuinte no saldo da balança comercial local (MDIC/COMEXSTAT, 2019).

As flutuações cíclicas e/ou sazonais dos preços dos produtos agrícolas provocam instabilidade, tanto na renda do produtor, como nas despesas dos consumidores urbanos. Esta instabilidade pode provocar desestímulos de produção, em períodos de baixa dos preços, ou excesso de produção, em períodos de preços muito elevados. Assim, é necessário o conhecimento do padrão de flutuação sazonal ou volatilidade destes preços, para que possam ser implementadas políticas de estabilização dos preços dos produtos agrícolas ao longo do ano (CAMPOS; PIACENTI, 2007).

Assim, os preços do melão no produtor impactam sobre o mercado atacadista e, conseqüentemente, sobre a economia. A determinação do preço do melão culmina em mudanças significativas nos componentes da economia. Mudanças no preço do bem, mudanças no preço dos fatores de produção, as expectativas econômicas, mudanças nos preços dos bens substitutos e complementares e as condições climáticas são fatores que afetam as decisões na oferta pelo bem. Esses estímulos aliados ao retorno apresentado estimulam sua produção (MAYORGA et al., 2007; NOGAMI; PASSOS, 2016).

Com o intuito de gerir as oscilações de preços, o mercado futuro apresenta-se como um instrumento acentuado de segurança e sinalização de preços para os participantes envolvidos da cadeia agroindustrial (BRESSAN, 2004). De acordo com Ribeiro, Sousa e Rogers (2006), o setor agropecuário apresenta aspectos peculiares em relação aos outros setores econômicos, sendo considerada como uma atividade de risco elevado ao realizar investimentos, em virtude de fatores como clima, precificação dos produtos e alta variabilidade dos preços do mercado físico e futuro (BESARRIA; MAIA, 2009).

O regime de níveis e volatilidade de preços ilustra a necessidade de mitigação de riscos eficientemente, classificando-se como mecanismos potenciais os contratos futuros e de opções brasileiros e internacionais (SOUZA et al., 2017). Dessa forma, a correta previsão da volatilidade é importante, pois permite esboçar um conjunto de estratégias ótimas de Hedge, capta momentos de grande incerteza no mercado e auxilia no gerenciamento da produção (BESARRIA; MAIA, 2009).

Diante dessas perspectivas, este trabalho tem por objetivo modelar a volatilidade das cotações semanais do preço médio da caixa de 13 kg do melão amarelo, tipo 11 e 12, dos produtores do Baixo Jaguaribe do estado do Ceará, por meio de modelos da família ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), para o período que compreende 15 de maio de 2001 a 27

de setembro de 2019. Com isso, pode-se aferir com precisão os choques de volatilidade resultantes dos retornos estimados.

A estimativa da volatilidade do preço médio do melão cearense justifica-se pelo ineditismo na literatura acadêmica e aplicabilidade econômica. Sua análise serve como instrumento de planejamento e avaliação de políticas agrícolas governamentais, além de garantir a tomada de decisões por parte do produtor, diante da possibilidade de flutuações cíclicas do preço, na renda e da atividade agrícola.

A estrutura deste estudo foi dividida em sete seções, além dessa introdução, na seção 2, será demonstrado a revisão de literatura, com um panorama dos estudos sobre volatilidade de produtos agrícolas e seus derivados no âmbito nacional e internacional. Posteriormente, são apresentadas as características da produção de melão no Ceará. Na seção 4, são abordados os testes estatísticos de normalidade, estacionariedade e Ljung-Box, assim como os modelos ARCH, GARCH, EGARCH e TGARCH. Finalizando, nas demais seções serão expostos os resultados esperados, as considerações finais e as referências, respectivamente.

REVISÃO DE LITERATURA

Diversos autores realizaram estudos sobre a volatilidade nos preços de produtos agrícolas. Nacionalmente, destacam-se os trabalhos de Campos e Campos (2007), que analisaram comparativamente a volatilidade de preços da soja, café, milho e boi gordo brasileiro. Foram aplicados na metodologia modelos da família ARCH/GARCH. Verificou-se que o somatório dos coeficientes de reação e persistência da volatilidade encontrados foram próximos de um, indicando que os choques na volatilidade perduram por algum tempo.

Campos e Piacenti (2007) analisaram a volatilidade dos preços e o efeito alavancagem da soja, mamona e cana-de-açúcar no Brasil. A estimação foi por meio de classe de modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva. Como resultado, observou-se que os produtos analisados são marcados por acentuadas flutuações de preços, em que choques positivos ou negativos geram impactos com período longo de duração. O somatório dos coeficientes de reação e persistência da volatilidade próximos de um, indicando que os choques na volatilidade perduram por algum tempo.

Maia, Apolinário e Silva (2016) analisaram a volatilidade dos preços de uma amostra de cotações das *commodities* Boi Gordo, Café Arábica, Etanol Hidratado, Milho e Soja, de 2010 a 2015. Utilizaram extensões do modelo de heterocedasticidade condicional (família ARCH). Como resultado observaram níveis mais elevados de volatilidade na série de retorno do Boi Gordo, Café, Etanol e Milho e observou-se um efeito alavancagem no Milho e Soja.

Pavan, Carvalho e Hasegawa (2017) estudaram as inter-relações entre preços e transmissões de volatilidades do etanol, açúcar e soja no Brasil de

janeiro de 2010 a dezembro de 2016. Utilizou-se um Vetor de Correção de Erros (VECM) associado a um modelo Babba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK). Os resultados sugerem que os preços do etanol, soja e açúcar estão relacionados tanto pela dinâmica de equilíbrio de longo prazo quanto de curto prazo. Além disso, o preço da soja é impactado pelo preço do etanol, enquanto o contrário não é válido.

No âmbito internacional destacam-se Zhang et al. (2009), que avaliaram a relação da volatilidade dos preços do etanol com milho, soja, gasolina e petróleo nos Estados Unidos, por meio dos modelos de cointegração, Vetores de Correções de Erros (VECM) e modelos Multissariados Generalizados de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva (MGARCH). Os resultados indicaram que não há relações de longo prazo entre os preços dos combustíveis (etanol, petróleo e gasolina) e os preços das commodities agrícolas (milho e soja), em qualquer período da análise.

Serra e Gil (2013) analisaram a volatilidade dos preços do milho nos Estados Unidos. Foi proposto um modelo MGARCH, que permite variáveis exógenas, parametricamente e semiparametricamente. Os resultados, derivados da análise empírica, sugerem evidências de transmissão de volatilidade, entre os mercados do etanol e milho. Verificou-se também que estoques de milho diminuem a volatilidade dos preços deste produto, enquanto instabilidade econômica leva a um aumento da instabilidade dos preços. Os autores destacam a relevância de estender as análises de transbordamento de volatilidade entre os mercados de alimentos e energia considerando um conjunto mais amplo de variáveis explicativas, uma vez que variáveis exógenas se mostraram importantes nos modelos de volatilidade.

Xiarchos e Burnett (2018) examinaram as inter-relações em mudança na volatilidade entre o milho e preços futuros de energia nos Estados Unidos. Utilizando um modelo de Vetor Autoregressivo (VAR). Os resultados da pesquisa sugerem que as repercussões *Cross-Commodity* fornecem informações incrementais úteis na determinação da volatilidade futura dos preços; no entanto, a própria dinâmica da mercadoria explica a maior parcela de vazamentos de volatilidade.

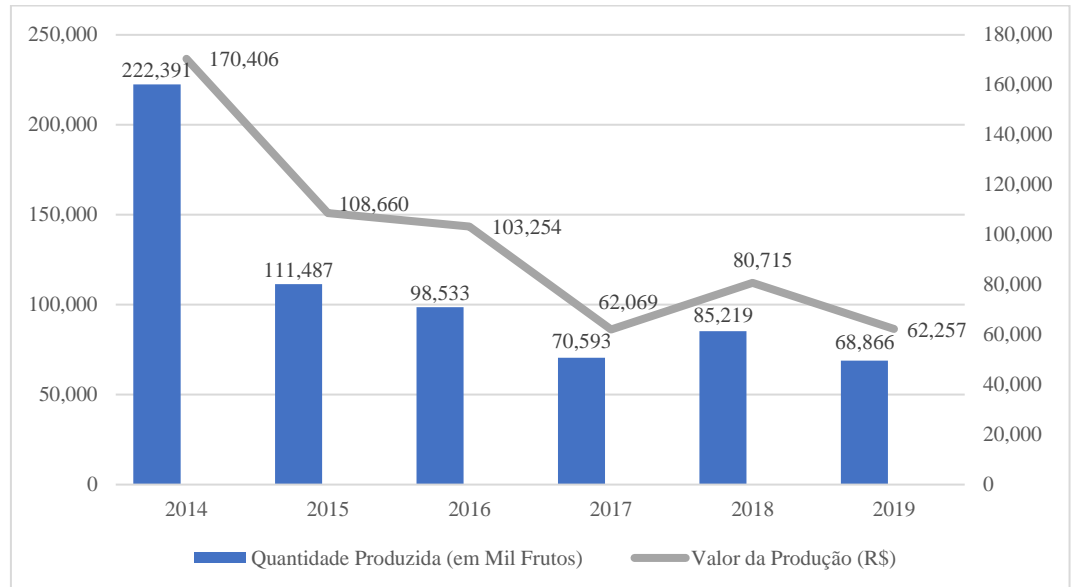
CARACTERÍSTICAS DA PRODUÇÃO DE MELÃO NO CEARÁ

Segundo Penha e Alves (2019), o Ceará e o Rio Grande do Norte são os maiores produtores de melão no Brasil. No caso do estado cearense, destacam-se os produtores da Região do Baixo Jaguaribe (Beberibe, Aracati, Icapuí, Itaiçaba, Quixeré, Jaguaruana, Limoeiro do Norte e Russas), que utilizam diques e tubulações com águas do Rio Jaguaribe e incentivos estaduais para a promoção e exportações da cultura do melão.

De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2022), a quantidade produzida de melão no Ceará em 2019 foi de 68.866 toneladas (t), o que alcançou um valor de produção de R\$ 62.257,00 (x1000). Sua área plantada e colhida foi de 2.072 hectares (ha), o que lhe rendeu um valor médio de 33.236 quilogramas por hectare (kg/ha).

Contudo, a dificuldade e o acesso a água resultaram nos últimos anos uma redução na produção do fruto. Segundo o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE, 2020), entre 2014 e 2019, a produção de melão no estado do Ceará reduziu 69%, enquanto seu valor produtivo (em R\$) também caiu 63 pontos percentuais, como pode ser observado na Figura 1.

Figura 1: Quantidade Produtiva e Valor Corrente do Melão no Ceará – 2014 a 2019



Fonte: Elaboração própria, com dados do IPECE (2019).

No entanto, com a finalização das obras de transposição das águas do Rio São Francisco para o Ceará, diante o aumento no volume de águas pelas chuvas e a abertura do mercado local para as exportações do fruto para a China, as expectativas são de aumento na produção e exportação do melão no mercado internacional. Para que dessa forma, o Ceará retome a posição principal e de destaque no cenário nacional de exportação de melão.

De acordo com o IPECE (2013), o estado do Rio Grande do Norte foi o que gerou maior incremento nas vendas externas de melão entre os anos de 2011 e 2012, em torno de US\$ 3,5 milhões, superando o incremento ocorrido nas vendas cearenses que foi de, aproximadamente, US\$ 2,2 milhões durante o mesmo período. Em IPECE (2019), verifica-se que as exportações de melão no Ceará somaram US\$ 50,493 milhões, com destaque para as exportações dos mercados dos Países Baixos (US\$ 21,316 milhões), Reino Unido (US\$ 16,342 milhões), Espanha (US\$ 6,218 milhões), Emirados Árabes Unidos (US\$ 1,236 milhão) e Itália (US\$ 1,071 milhão).

A volatilidade nos preços médios do melão aumentou em cerca de 9%, na penúltima semana de janeiro de 2022 (CEPEA/ESALQ, 2022). Esse valor é resultado da menor oferta de mercado do produto, devido à redução da produção no Rio Grande do Norte e no Ceará. Além disso, a demanda pelo

produto aumentou devido ao clima mais quente, que favorece a venda de frutas refrescantes.

Essas características sazonais do melão influenciam não só os preços, mas toda cadeia produtiva da região, pois impactam na oferta e na demanda, na rentabilidade do produtor, nas exportações, na oferta de emprego, nas ações de política de governo e aplicação de novas tecnologias.

METODOLOGIA

A coleta de dados necessárias para esta pesquisa foi realizada na base do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (CEPEA/ESALQ), da Universidade de São Paulo (USP). Utilizou-se as cotações semanais do preço médio (em R\$) da caixa de 13 kg do Melão Amarelo, tipo 11 e 12, dos produtores do Baixo Jaguaribe (Beberibe, Aracati, Icapuí, Itaiçaba, Quixeré, Jaguaruana, Limoeiro do Norte e Russas), no estado do Ceará. O período compreende 15 de maio de 2001 a 27 de setembro de 2019, totalizando 916 observações.

De acordo com Morettin e Tolo (2006), a avaliação de riscos de uma carteira de aplicação pode ser medida em termos de variações de preços de ativos. A variação de preços entre os instantes $t - 1$ e t é dada por $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ e a variação relativa de preços ou retorno líquido simples deste ativo entre os mesmos instantes é definido por:

$$r_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} = \frac{\Delta p_t}{p_{t-1}} \quad (1)$$

Denotando $p_t = \log p_t$, define-se o retorno composto continuamente. Assim, o cálculo do retorno dos preços sob a premissa de log-normalidade, é exposto da seguinte maneira:

$$r_t = \log \frac{p_t}{p_{t-1}} = \log(1 + r_t) = p_t - p_{t-1} \quad (2)$$

Em que: r_t é o retorno dos preços no tempo; p_t é o preço do bem no tempo; e p_{t-1} é o preço do bem defasado em um período.

De acordo com Danielsson (2011), a dificuldade importante da modelagem é que a volatilidade do mercado não é diretamente observável - ao contrário dos preços de mercado, é uma variável latente. A volatilidade deve ser inferida, observando-se quanto os preços de mercado se movimentam. Se os preços flutuam muito, sabe-se que a volatilidade é alta, mas não pode-se determinar com precisão o quão alto e uma razão é que não pode-se distinguir se um grande choque para os preços é transitório ou permanente. A natureza latente da volatilidade significa que ela deve ser prevista por

um modelo estatístico, um processo que inevitavelmente implica fazer fortes suposições.

Dessa forma, os modelos estatísticos que melhor preveem a volatilidade da série de retornos semanais do preço do produto analisado serão os modelos da família ARCH, nos quais são constituídos pelos modelos ARCH, GARCH, EGARCH e TGARCH, expressos a seguir.

Modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*)

Engle (1982) mostrou que é possível modelar, simultaneamente, a média e a variância de uma série. Observou também que as previsões condicionais são muito superiores às previsões incondicionais. Para tanto, Engle (1982) supôs um modelo ARMA (*Autoregressive Moving Average*) estacionário $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ que deseja prever y_{t+1} . A média condicional de y_{t+1} é expresso como:

$$E_t y_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 y_t \quad (3)$$

De acordo com Enders (2014), se usar essa média condicional (3) para prever y_{t+1} , a variância do erro de previsão é $E_t[(y_{t+1} - \alpha_0 + \alpha_1 y_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2$. No entanto, se forem usadas previsões incondicionais, a previsão incondicional será sempre a média de longo prazo de $\{y_t\}$ a sequência é igual a $\alpha_0/(1 - \alpha_1)$. A variação de erro de previsão incondicional é:

$$E_t \left\{ \left[y_{t+1} - \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)} \right]^2 \right\} = E[(\varepsilon_{t+1} + \alpha_1 \varepsilon_t + \alpha_1^2 \varepsilon_{t-1} + \alpha_1^3 \varepsilon_{t-2} + \dots)^2] = \sigma^2 / (1 - \alpha_1^2) \quad (4)$$

Desde que $1/(1 - \alpha_1^2) > 1$, a previsão incondicional tem uma variância maior que a previsão condicional. Assim, as previsões condicionais são claramente preferíveis. Da mesma forma, se a variância de $\{\varepsilon_t\}$ não for constante, pode-se estimar qualquer tendência de movimentos sustentados na variação usando um modelo ARMA. Como $\{\varepsilon_t\}$ denota os resíduos estimados do modelo $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ de modo que a variância condicional de y_{t+1} é:

$$\text{var}(y_{t+1}|y_t) = E_t[(y_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_t)^2] = E_t(\varepsilon_{t+1})^2 \quad (5)$$

Como se definiu que $E_t(\varepsilon_{t+1})^2$ é igual à constante σ^2 , supõe-se que a variância condicional não seja constante. Uma estratégia simples é modelar a variância condicional como um processo autoregressivo AR(q) usando o quadrados dos resíduos estimados.

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + \nu_t, \quad (6)$$

em que ν_t é um processo de ruído branco.

Se os valores de $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$, são todos iguais a zero, a variância estimada é simplesmente a constante α_0 . Caso contrário, a variância condicional de y_t evolui de acordo com o processo autoregressivo apresentado pela expressão (6). Então pode-se utilizar a expressão (6) para prever a variância condicional em $t + 1$ como:

$$E_t \hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2 \quad (7)$$

De acordo com Morettin e Tolo (2006), no contexto da expressão (6), o modelo ARCH (p) pode ser representado como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p X_{t-p}^2 \quad (8)$$

em que: h_t é a volatilidade condicional; α_0 é a constante; α_1 é o coeficiente de reação da volatilidade e $\alpha_p X_{t-p}^2$ são os efeitos de até p períodos anteriores, em que ε_t *i.i.d.* (0,1). Sendo $X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t$.

Modelo GARCH (*General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*)

Bollerslev (1986) estendeu o trabalho original de Engle (1982), desenvolvendo uma técnica, a qual permite que a variância condicional seja um processo ARMA. Assim, o processo de erro pode ser expresso como:

$$\varepsilon_t = \nu_t \sqrt{h_t} \quad (9)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (10)$$

Segundo Enders (2014), como $\{\nu_t\}$ é um processo de ruído branco, as médias condicional e incondicional de ε_t são iguais a zero. Aplicando o valor esperado de ε_t , verifica-se que:

$$E \varepsilon_t = E \nu_t (h_t)^{1/2} = 0 \quad (11)$$

A variância condicional de ε_t é dada por $E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t$. Assim, a variância condicional de ε_t é o processo ARMA dado pela expressão h_t em (10).

De acordo com Morettin e Tolo (2006), no contexto da expressão (10), um modelo GARCH (p, q) pode ser expresso da seguinte maneira:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (12)$$

em que: h_t é a volatilidade condicional; α_0 é a constante; α_1 é o coeficiente de reação da volatilidade e $\beta_j h_{t-j}$ é a função de variância condicional de variâncias passadas, em que ε_t *i.i.d.* (0,1). Sendo $X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t$.

Esse modelo generalizado ARCH (p) - chamado GARCH (p, q) - permite tanto componentes autorregressivos quanto médias móveis na heterogeneidade de variância. Se define-se $p = 0$ e $q = 1$, expressa-se o modelo ARCH de primeira ordem como um modelo GARCH (0, 1). Da mesma forma, se todos os valores de β_i forem iguais a zero, o modelo GARCH (p, q) é equivalente a um modelo ARCH (q). Os benefícios do modelo GARCH devem ser claros; um modelo ARCH de alta ordem pode ter uma representação GARCH mais parcimonioso que é muito mais fácil de identificar e estimar. Um modelo mais parcimonioso implicará menos restrições de coeficientes (ENDERS, 2014).

Modelo EGARCH (*Exponential GARCH*)

Tem-se como problema de um modelo GARCH padrão a necessidade de garantir que todos os coeficientes estimados sejam positivos. Nelson (1991) propôs uma especificação que não requer restrições de não-negatividade, que pode ser expresso da seguinte maneira:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{0.5}) + \lambda_1 |\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{0.5}| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (13)$$

Segundo Enders (2014), existem três características sobre o modelo EGARCH:

- i) A equação da variância condicional está no formato log-linear. Independentemente da magnitude de $\ln(h_t)$, o valor implícito de h_t nunca pode ser negativo. Portanto, é permitido que os coeficientes sejam negativos.
- ii) Em vez de usar o valor de ε_{t-1}^2 , o modelo EGARCH usa o nível de valor padronizado de ε_{t-1} [isto é, ε_{t-1} dividido por $(h_{t-1})^{0.5}$]. Nelson (1991) argumenta que essa padronização permite uma interpretação mais natural do tamanho e da persistência dos choques. Afinal, o valor padronizado de ε_{t-1} é uma medida livre de unidade.
- iii) O modelo EGARCH permite efeitos de alavancagem. Se $\varepsilon_{t-1}/(h_{t-1})^{0.5}$ é positivo, o efeito do choque no log da variância condicional é $\alpha_1 + \lambda_1$. Se $\varepsilon_{t-1}/(h_{t-1})^{0.5}$ é negativo, o efeito do choque no log da variância condicional é $-\alpha_1 + \lambda_1$.

Segundo Morettin e Tolo (2006), a partir da expressão (13), o modelo EGARCH é dado por:

$$\ln(h_t) = w + \beta \ln(h_{t-1}) + \alpha \frac{|X_{t-1}|}{\sqrt{h_t}} + \gamma \frac{X_{t-1}}{\sqrt{h_t}} \quad (14)$$

Em que: α é o coeficiente de reação da volatilidade; β é o coeficiente de persistência da volatilidade; e γ é o coeficiente que capta o efeito assimétrico da volatilidade.

Modelo TGARCH (*Threshold ARCH*)

Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) demonstraram como permitir que efeitos de choques positivos e negativos tenham diferentes efeitos sobre a volatilidade. De certo modo, $\varepsilon_{t-1} = 0$ é um limiar tal que, os choques maiores que o limiar tem efeitos diferentes dos choques abaixo do limiar. Dessa forma, o modelo TGARCH pode ser expresso da seguinte maneira:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (15)$$

em que d_{t-1} é uma variável *dummy* que é igual a um se $\varepsilon_{t-1} < 0$ e é igual a zero se $\varepsilon_{t-1} \geq 0$.

De acordo com Enders (2014), valores positivos de ε_{t-1} estão associados a um valor zero de d_{t-1} . Portanto, se $\varepsilon_{t-1} \geq 0$, o efeito de um choque de ε_{t-1} em h_t é $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$. Quando $\varepsilon_{t-1} < 0$, $d_{t-1} = 1$, e o efeito de um choque de ε_{t-1} em h_t é $(\alpha_1 + \lambda_1) \varepsilon_{t-1}^2$. Se $\lambda_1 > 0$, os choques negativos terão efeitos maiores sobre a volatilidade do que choques positivos. Se o coeficiente λ_1 for estatisticamente diferente de zero, pode-se concluir que seus dados contêm um efeito de limiar.

De acordo com Morettin e Tolo (2006), a forma funcional do modelo TGARCH pode ser expressa da seguinte maneira:

$$h_t = w + \alpha X_{t-1}^2 + \gamma X_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (16)$$

em que: γ é o coeficiente que capta a assimetria. Se $\gamma \neq 0$ há um impacto diferenciado na informação assimétrica, ou seja, há uma diferenciação nos choques positivos e negativos na volatilidade. Se $\gamma > 0$ há um “efeito alavancagem”. Se $\gamma < 0$ o choque negativo aumenta a volatilidade mais que choques positivos.

Testes Estatísticos

Diante do comportamento da série, é necessário a realização de testes estatísticos para verificar heteroscedasticidade, variância do erro de previsão, estacionariedade da série, assimetria e curtose.

Para identificar se a série apresenta heteroscedasticidade condicional, podem ser aplicados os testes de Box e Pierce (1970) e Ljung e Box (1978), Box e Pierce (1970) apresentaram um teste Q, realizado como referência:

$$Q = T \sum_{j=1}^p r_j^2 \quad (17)$$

em que $r_j = (\sum_{t=j+1}^T e_t e_{t-j}) / (\sum_{t=1}^T e_t^2)$, aos valores críticos da tabela qui-quadrado com P graus de liberdade. Ljung e Box (1978) sugeriu um refinamento ao teste, no qual apresentou:

$$Q' = T(T+2) \sum_{j=1}^p \frac{r_j^2}{T-j} \sim \chi^2(m) \quad (18)$$

As hipóteses são: hipótese nula, $H_0: r_1 = \dots = r_j = 0$ (ausência de ARCH); contra a hipótese alternativa $H_A: r_1 = \dots = r_j \neq 0$ (presença de ARCH).

De acordo com Besarria e Maia (2009), incorporar novos termos no modelo pode aumentar o grau de ajustamento dele, mas pode também aumentar a variância do erro de previsão. Portanto, uma forma de impor restrições sobre o acréscimo de regressores ao modelo foi dado pelo critério AIC (*Akaike's Information Criterion*).

Ao se comparar dois ou mais modelos o critério de seleção será dado pelo modelo que apresentar o menor valor de AIC. Esse critério também é utilizado para fazer previsões dentro da amostra, assim como, fora da amostra.

Outro critério que reflete o grau de ajustamento do modelo é o critério SBC (*Schwartz's Bayesian Criterion*). O critério SBC é mais rigoroso quanto a incorporação de regressores que o critério AIC (como pode ser comparada as formas logarítmicas). Como o critério de informação Akaike, quanto menor o SBC melhor o modelo. Depois de verificar as propriedades dos critérios de calibragem é preciso verificar o padrão de correlação serial dos resíduos, ou seja, é preciso verificar que há autocorrelação residual (BESARRIA e MAIA, 2009).

Conforme Morettin e Tolo (2006), modelos que descrevem séries temporais é necessário suposições simplificadoras, como processos normais (Gaussianos), ou seja, supõe-se que os retornos sejam independentes, identicamente distribuídos e normais.

De acordo com Gujarati e Porter (2011), existe um teste assintótico que verifica a normalidade, no qual se baseia na assimetria e curtose chamado de Jarque-Bera (JB). Sob a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos, Jarque e Bera demonstraram que, assintoticamente, a estatística JB segue a distribuição de qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Se o valor p calculado para a estatística JB em uma aplicação for suficientemente baixo, o que acontece quando o valor da estatística é muito diferente de

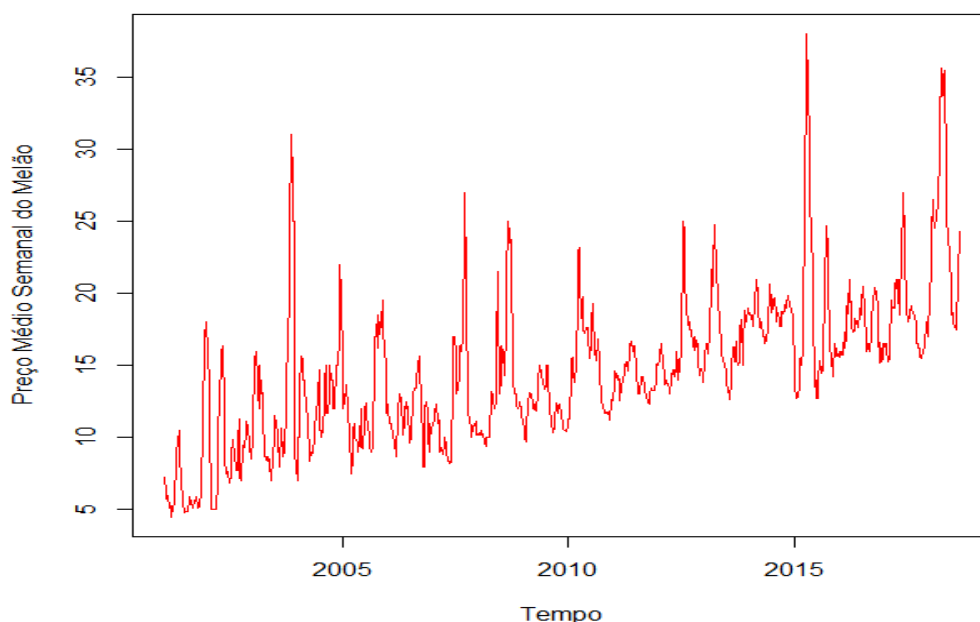
zero, pode-se rejeitar a hipótese de que a distribuição dos resíduos é normal. Mas se o valor p for razoavelmente alto, o que acontece quando o valor da estatística está próximo de zero, não se rejeita a hipótese de normalidade (GUJARATI; PORTER, 2011).

Para verificar a estacionariedade das séries temporais envolvidas na análise, foram desenvolvidos alguns testes estatísticos, dentre eles pode-se destacar o teste Dickey-Fuller, o teste Phillips-Perron e o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin.

ESTIMAÇÃO DA VOLATILIDADE E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Com base no banco de dados disponibilizados pela CEPEA/ESALQ/USP, sobre as cotações semanais do preço médio da caixa de 13 kg do Melão Amarelo tipo 11 e 12, dos produtores do Baixo Jaguaribe (CE), pode-se visualizar, na Figura 2, o comportamento dos preços ao longo do período de 15 de maio de 2001 a 27 de setembro de 2019.

Figura 2: Preço Médio Semanal do Melão dos Produtores do Baixo Jaguaribe

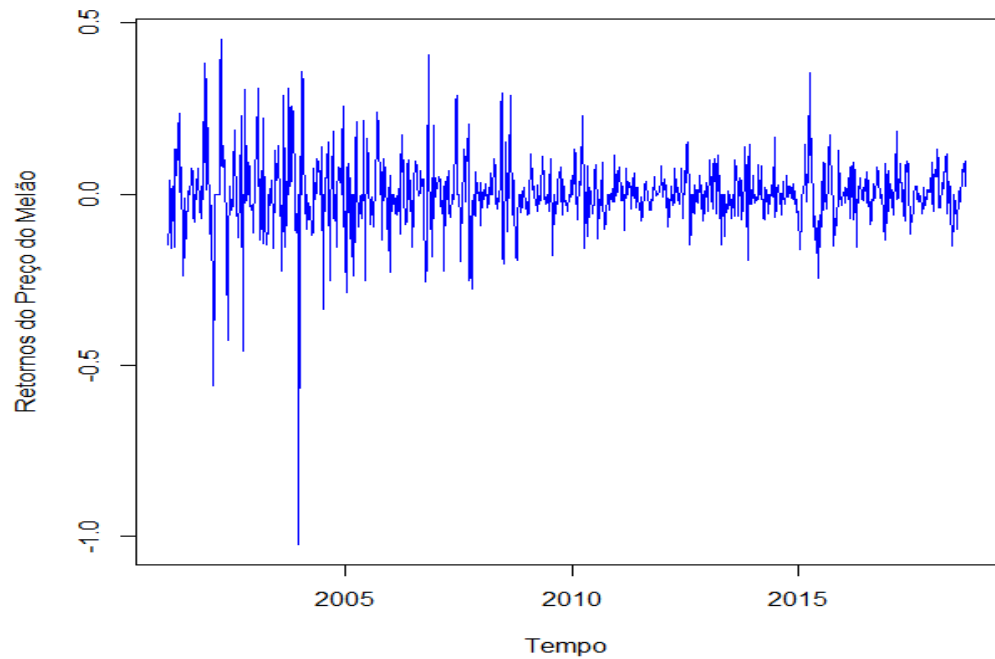


Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

De acordo com a Figura 2, os preços médios possuem variações presentes e com indícios de tendência crescente. Contudo, como o estudo pretende modelar a volatilidade da série de retornos semanais dos preços do melão amarelo tipo 11 e 12, dos produtores cearenses, a série deve apresentar o retorno dos preços sob a premissa de log-normalidade estimado pela expressão (2) e exposto na Figura 3. As oscilações dos retornos do preço médio foram mais significantes no meio do ano de 2004. A justificativa dessa oscilação pode ser explicada devido ao cenário nacional favorável, a valorização do

produto no mercado nacional cresceu, associado as expectativas das exportações para a Europa, devido à entressafra espanhola.

Figura 3: Retornos dos Preços Médios do Melão dos Produtores Cearenses



Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Com o intuito de verificar o comportamento do retorno da série avaliada, estimou-se as medidas descritivas conforme estão organizadas na Tabela 1. De acordo com as estatísticas descritivas, os retornos médios do melão cearense se comportaram de maneira positiva, o desvio padrão e a variância não apresentaram valores altos, indicando que a série se aproxima da média, de modo que não apresenta fortes oscilações no retorno do preço médio do melão dos produtores cearenses.

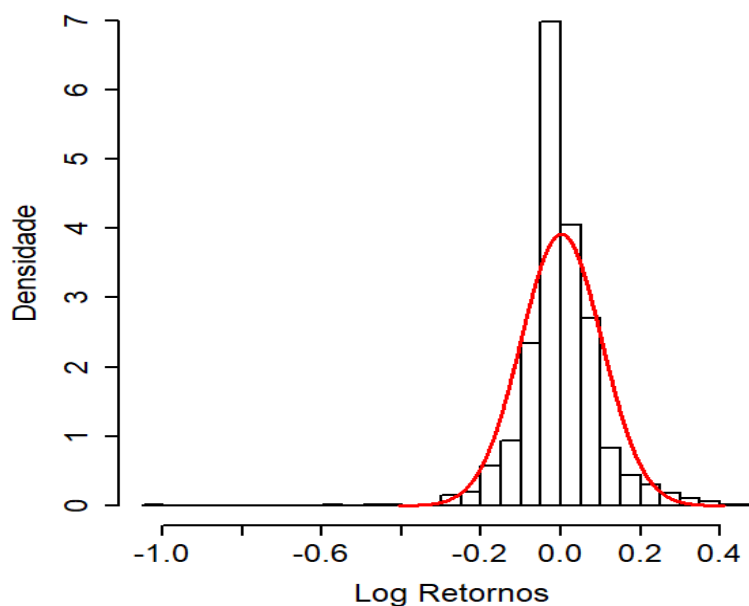
Para visualizar o comportamento do retorno da série em questão, o histograma da Figura 4 apresenta o quanto o retorno da série centraliza os dados na média e possui características por meio da distribuição da média e do desvio padrão.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

Medidas	Retorno do Melão Amarelo tipo 11 e 12
Média	0,001
Mediana	0,000
Desvio Padrão	0,102
Variância	0,010
Coefficiente de Variância	7697,683
Mínimo	-1,022
Máximo	0,452

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

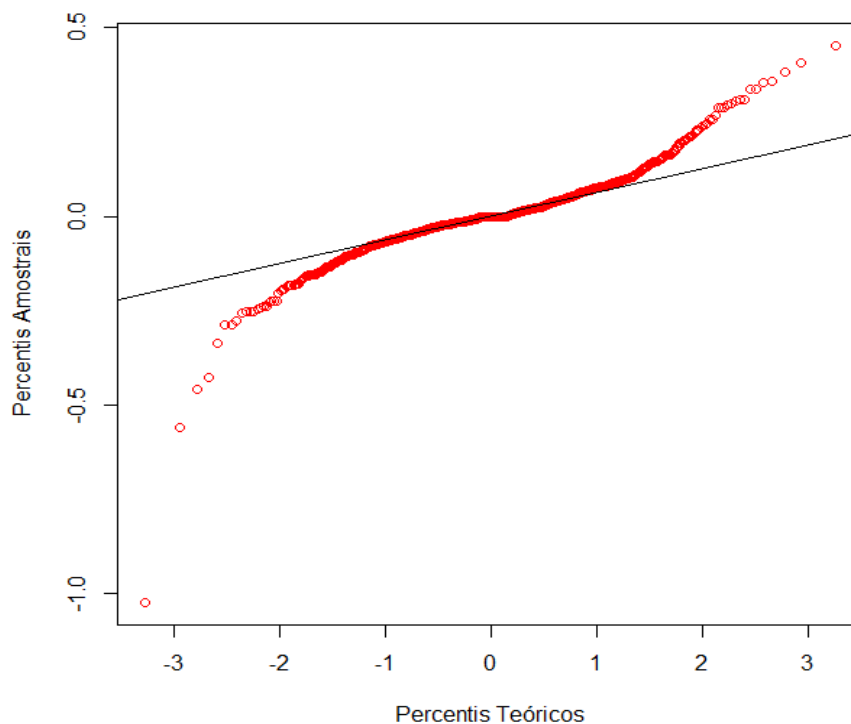
Figura 4: Histograma do Retorno dos Preços Médios do Melão dos Produtores Cearenses



Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Pela Figura 4, pode-se observar indícios que a série dos retornos se comporta de maneira normal, ou seja, os dados não estão dispersos em relação à média, caracterizados pela simetria dos dados da série. Entretanto, a afirmação de que a série possui uma distribuição normal pode ser complementada pela Figura 5, do gráfico Quantil-Quantil Normal (Q-Q Normal), no qual apresenta a adequação de distribuição de frequência dos dados a uma distribuição de probabilidades.

Figura 5: Quantil-Quantil da Normal do Retorno dos Preços Médios do Melão dos Produtores Cearenses



Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Na Figura 5, pode-se notar que a reta não se ajusta perfeitamente aos pontos centrais, o que se supõe que a série dos retornos não possui uma distribuição Gaussiana. Essa ratificação que a série de retornos não está distribuída de maneira normal, complementa-se através das medidas de formato e do teste de normalidade, que são expostos na Tabela 2.

Tabela 2: Medidas de Formato e Teste de Normalidade

Medidas	Retorno do Melão Amarelo tipo 11 e 12
Assimetria	-0,9936
Curtose	16,9734
Jarque-Bera (χ^2)	7594,68
Jarque-Bera (p-valor)	2,2e-16

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Segundo a Tabela 2, a medida de assimetria do retorno da série identificou que as distribuições são assimétricas à esquerda, devido ao valor negativo. O coeficiente de curtose indica distribuição leptocúrtica, ou seja, a função

de distribuição é mais afunilada com um pico mais alto do que a distribuição normal. Neste caso, diz que essa distribuição possui caudas pesadas. Sobre o teste de normalidade Jarque-Bera, rejeita-se a hipótese nula (normalidade) em virtude do p-valor está abaixo de 0,05.

Campbell, Lo e MacKinlay (1997) explicam que os retornos possuem distribuições mais pesadas nas áreas de cauda do que seria previsto por uma distribuição normal, devido os ativos apresentarem dependência limitada, assim os retornos em um único período $t-1$ podem ter distribuição normal, mas os retornos da série não poderão ter distribuição normal. Essa característica acarreta um excesso de curtose, como pode ser observado na Tabela 3.

Com o objetivo de verificar se a série de retornos é estacionária, utilizou-se os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Ampliado (ADF), Philips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Tabela 3: Testes de Estacionariedade

Testes	Valor	P-valor
ADF	-13,258	0,01
PP	-600,78	0,01
KPSS	0,0052122	0,1

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Para os testes ADF e PP, as hipóteses são: H_0 : tem raiz unitária (não é estacionária); H_a : não tem raiz unitária (estacionária), enquanto o teste KPSS, as hipóteses seguidas são: H_0 : não existe raiz unitária; H_a : existe raiz unitária.

De acordo com a Tabela 3, o teste ADF indica que a série de retornos são estacionários, pois o valor calculado é maior que o valor tabelado, rejeitando-se a hipótese nula de raiz unitária. O teste de estacionariedade PP recomenda que a série de retornos seja estacionária, rejeitando-se a hipótese nula de não estacionariedade. Assim como o teste ADF, o teste PP possui valores calculados maiores que o tabelado. Já o teste KPSS, a com 3 defasagens nos parâmetros, apresentou resultado igual a 0,005; não rejeitando-se a hipótese nula e concluindo que a série de retornos é estacionária.

Para certificar-se da estacionariedade do retorno da série, testou-se o conjunto $r\hat{o}s$, por meio da estatística Q de Ljung-Box, apresentada na Tabela 4.

Tabela 4: Teste Ljung-Box

Medidas Q de Ljung-Box (χ^2)	Df	P-valor
80,853	1	2,2e-16
94,607	2	2,2e-16
97,488	3	2,2e-16
102,71	4	2,2e-16
115,84	5	2,2e-16

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

As hipóteses para o teste Ljung-Box são os seguintes: Hipótese nula (H_0): os resíduos são *i.i.d.*, ou seja, independência dos retornos. A hipótese alternativa (H_a): os resíduos não são *i.i.d.*

Na estatística de Ljung-Box (LBQ), os valores das duas primeiras defasagens são superiores ao valor crítico da Tabela de Qui-Quadrado (χ^2), para 0,005% de probabilidade. Neste caso, não se rejeita a hipótese nula. Assim sendo, por meio dessa análise, há fortes evidências de que a série seja estacionária.

A estimação da volatilidade dos retornos do preço médio do melão dos produtores cearenses foi realizada por meio de modelos da família ARCH. A seleção dos modelos baseia-se nos Critérios de Informação Akaike (AIC) e de Schwarz (SBC), destacando aqueles com os menores valores dos critérios.

Dessa forma, diante da estacionariedade da série de retornos do preço médio do melão dos produtores cearenses, foram estimados quatro modelos para cada ARCH, GARCH, EGARCH e TGARCH. Os primeiros modelos de estimação da família ARCH estão apresentados na Tabela 5. De acordo com a Tabela 5, o modelo ARCH (4) mostrou-se o mais adequado para o retorno do preço médio do melão amarelo dos produtores cearenses, com valores AIC e SBC em -1,921 e -1,894, respectivamente.

Tabela 5: Modelos ARCH, Critérios de Seleção e Teste LM

Modelo	AIC	SBC	Teste LM	Prob.
ARCH (1)	-1,7989	-1,7884	20,6478	0,0557
ARCH (2)	-1,8899	-1,8741	29,1320	0,0037
ARCH (3)	-1,9114	-1,8903	30,0944	0,0027
ARCH (4)	-1,9208	-1,8944	19,7766	0,0714

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Os valores dos coeficientes do modelo ARCH (4) escolhido está disposto conforme a equação:

$$h_t = 0,0034 + 0,3114X_{t-1}^2 + 0,5190X_{t-2}^2 + 0,0667X_{t-3}^2 + 0,0685X_{t-4}^2 \quad (19)$$

O modelo ARCH capta a reação a choques, de modo que o hábito para o coeficiente de reação é aproximadamente igual a 0,20. A reação a choques de volatilidade, para a série de retornos do preço médio do melão amarelo dos produtores cearenses, é considerada alta, ou seja, as volatilidades da modelagem da equação (19) apresentam picos pontiagudos por apresentarem valores superiores a 0,20.

A estimação do modelo GARCH dos retornos dos preços médios do produto analisado, pode ser analisado pela Tabela 6.

Tabela 6: Modelos GARCH, Critérios de Seleção e Teste LM

Modelo	AIC	SBC	Teste LM	Prob.
GARCH (1,1)	-2,0214	-2,0056	9,0267	0,7006
GARCH (1,2)	-2,0225	-2,0015	8,3651	0,7559
GARCH (2,1)	-2,0192	-1,9981	9,0150	0,7016
GARCH (2,2)	-2,0204	-1,9940	8,3651	0,7559

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Com base na Tabela 6, o modelo GARCH (1,2) representa o que mais se ajusta em relação aos valores do AIC (-2,022593) e SBC (-2,001526). Os valores dos coeficientes do modelo GARCH escolhido está representado na equação seguinte:

$$h_t = 0,00026015 + 0,20756735X_{t-1}^2 + 0,53105805h_{t-1} + 0,26066431h_{t-2} \quad (20)$$

No modelo GARCH, a persistência dos choques na volatilidade é medida pela soma de $(\alpha+\beta)$, quanto mais próximo de 1, maior o tempo que o choque levará para dissipar-se. O modelo GARCH (1,2) indicou que o retorno do componente de reação a choques é alto, devido ao valor está próximo a 0,20. Já o componente de persistência indicou que um choque de volatilidade demora um pouco a dissipar-se devido ao valor está próximo de 0,80. A persistência do choque resultante da soma $(\alpha+\beta)$ apontam perseverança ao choque.

As estimações do modelo EGARCH, os critérios de seleção e o teste LM podem ser ressaltados na Tabela 7.

Tabela 7: Modelos EGARCH, Critérios de Seleção e Teste LM

Modelo	AIC	SBC	Teste LM	Prob.
EGARCH (1,1)	-2,1247	-2,0878	2,037	0,1535
EGARCH (1,2)	-2,1271	-2,0850	0,6919	0,4055
EGARCH (2,1)	-2,1361	-2,0887	0,5437	0,4609
EGARCH (2,2)	-2,1340	-2,0813	0,5495	0,4585

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Conforme os valores da Tabela 7, o modelo EGARCH (2,1), mostrou-se o mais adequado segundo os critérios de relação ao AIC e SBC, com valores -2,1361 e -2,0887, respectivamente, apontarem o melhor desempenho. Os valores dos coeficientes do modelo EGARCH escolhido podem ser observados na equação seguinte:

$$\ln(h_t) = -0,0129 + 0,9966\ln(h_{t-1}^2) + 0,2079 \left(\frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) - 0,0623 \left(\frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-2}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + 0,2389 \left(\frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) - 0,1837 \left(\frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-2}^2}} \right) \quad (21)$$

No modelo EGARCH escolhido, o componente de assimetria é capturado de maneira incremental, notícias positivas apresentam efeitos diferentes do que notícias negativas. O modelo do preço médio do retorno do melão amarelo produzido no Ceará apresentou uma persistência de volatilidade alta ($\beta = 0,9966$), indicando que um choque na volatilidade demora a se dissipar.

O componente de reação da volatilidade indica alta, devido a um dos valores (α) serem superiores a 0,20. Um dos componentes de assimetria (γ) foi maior que zero, indicando a possibilidade do “efeito de alavancagem”.

A partir do modelo TGARCH, da expressão (16), foram estimados os retornos do preço médio do melão dos produtores do Ceará expostos na Tabela 8.

Tabela 8: Modelos TGARCH, Critérios de Seleção e Teste LM

Modelo	AIC	SBC	Teste LM	Prob.
TGARCH (1,1)	-2,2486	-2,2012	0,0000	0,9954
TGARCH (1,2)	-2,2706	-2,2127	0,1448	0,7035
TGARCH (2,1)	-2,2596	-2,1964	0,0215	0,8833
TGARCH (2,2)	-2,2595	-2,1858	0,1422	0,7061

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da CEPEA/ESALQ/USP (2019).

Segundo a Tabela 8, o modelo mais adequado ao retorno do preço médio do melão amarelo dos produtores cearenses é o TGARCH (1,2), selecionado através do desempenho dos critérios AIC (-2,2706) e SBC (-2,2127). Os valores dos coeficientes do modelo TGARCH escolhido está representado na equação seguinte:

$$h_t = 0,0028 + 0,1545X_{t-1}^2 - 0,8927X_{t-1}^2d_{t-1} + 0,5122h_{t-1} + 0,3466h_{t-2} \tag{22}$$

No modelo TGARCH, a persistência de volatilidade do retorno do preço médio do melão, dos produtores do Baixo Jaguaribe, mostrou-se baixa, indicando que um choque na volatilidade não demora a se dissipar no tempo. Enquanto, no componente de reação, indicou-se baixa reação a choques, devido ao valor ser inferior a 0,20. Já os componentes de assimetria captaram efeitos negativos, indicando que os choques negativos aumentam a volatilidade mais que choques positivos.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com o objetivo de modelar a volatilidade das cotações semanais do preço médio da caixa de 13 kg do melão amarelo tipo 11 e 12, dos produtores do Baixo Jaguaribe do estado do Ceará, este trabalho utilizou da estimação de modelos da família ARCH (GARCH, EGARCH e TGARCH) e a realização de testes estatísticos, que dão suporte na aferição dos resultados.

A realização do teste de normalidade demonstrou que a série de retornos não está distribuída de maneira normal, sendo considerada assimétrica e com uma distribuição que converge para uma característica leptocúrtica, enquanto os testes de raiz unitária ADF, PP e KPSS que se identifica a estacionariedade da série indicou-se que os retornos são estacionários ao longo do período avaliado.

O modelo ARCH apontou alta reação a choques de volatilidade para a série de retornos. No modelo GARCH, o retorno do componente de reação a choques de volatilidade foi alto. Enquanto, o componente de persistência indicou que um choque de volatilidade demora um pouco a se dissipar, resultante da persistência ao choque.

Pelo modelo EGARCH, apresentou-se uma alta reação a choque de volatilidade, uma persistência de volatilidade alta e a possibilidade do efeito de alavancagem, com a presença de aglomeração de volatilidade. Já no modelo TGARCH, o retorno apontou uma baixa reação a choques de volatilidade. A persistência encontrada para o período de análise, foi baixa, indicando que choques sobre a volatilidade não leva tempo para dissipar-se. Há um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade, indicando que choques negativos aumentam a volatilidade mais que choques positivos.

Dessa forma, os retornos apresentaram choques de volatilidade altas na maioria dos modelos estimados, com pouca demora em dissipar-se, com possibilidade de um efeito alavancagem e que choques negativos possuem efeitos maiores sobre a volatilidade do que choques positivos.

Os resultados ao indicarem uma maior volatilidade sugerem-se que o preço médio da caixa de 13 kg do melão amarelo tipo 11 e 12, dos produtores do Baixo Jaguaribe do estado do Ceará, varia muito durante o período de análise. Essa variação aponta que o mercado do melão cearense é muito sensível às mudanças que interferem no preço do produto, como mudanças na oferta e demanda, períodos chuvosos e comércio com o mercado internacional.

Os indícios de choques negativos serem maiores do que os positivos revelam que as mudanças nos preços do melão cearense são mais sensíveis aos impactos negativos (como secas constantes, redução na produção, possíveis pragas), que definem o preço do produto do que os positivos (como aumento na demanda, acesso a água, comércio internacional).

Os limites apresentados na elaboração deste trabalho decorreram da restrição dos dados referentes ao preço médio do melão, tendo em vista que o começo da série se limita ao início de maio de 2001. Assim, sugere-se para futuros estudos as estimações da volatilidade em diferentes períodos aos apresentados nesta pesquisa, bem como, outras culturas agrícolas e métodos que apresentem resultados que possam comparar aos encontrados neste trabalho.

REFERÊNCIAS

BESARRIA, Cássio Nóbrega; MAIA, Sinézio Fernandes. Uma Análise da Volatilidade Condicional do Retorno da Commodity Cana-de-Açúcar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2009, Porto Alegre. *Anais...* Porto Alegre: SOBER, 2009. Disponível em: <https://sober.org.br/anais/>. Acesso em: 15 jun. 2019.

BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, North-Holland, v. 31, n. 3, p. 307-327, abr. 1986. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1). Acesso em: 17 jun. 2019.

BOX, G. E. P.; PIERCE, David A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models, *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, dec. 1970. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2284333>. Acesso em: 13 ago. 2019.

BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços – MDIC. *Base de Dados do Comércio Exterior Brasileiro*. Brasília, 2019. Disponível em: <<https://www.gov.br/produtividade-e-comercio-exterior/pt-br/assuntos/comercio-exterior/estatisticas/base-de-dados-bruta>>. Acesso em: 13 fev.2019.

BRESSAN, Cyndia Laura. Mudança Organizacional: uma visão gerencial. In: SEMINÁRIO DE GESTÃO DE NEGÓCIOS, 1. 2004, Curitiba. *Anais...* Curitiba: FAE, 2004.. Disponível em: https://arquivos.cruzeirodosulvirtual.com.br/materiais/disc_2010/2sem_2010/mat_grad_gestte-cinfo/un_5/teorico_I.pdf. Acesso em: 21 jun. 2019.

CAMPBELL, John Y.; LO Andrew W.; MacKINLAY, A. Craig. *The Econometrics of Financial Markets*. 2 ed, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1997.

CAMPOS, Kilmer Coelho; CAMPOS, Robério Telmo. Volatilidade de Preços de Produtos Agrícolas: Uma Análise Comparativa para Soja, Café, Milho e Boi Gordo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45. 2007, Londrina.. *Anais...* Londrina: Universidade Estadual de Londrina - UEL, 2007. Disponível em: <https://sober.org.br/anais/>. Acesso em: 22 de ago. 2019.

CAMPOS, Kilmer Coelho; PIACENTI, Carlos Alberto. Agroenergia: A Questão da Volatilidade de Preços e o Efeito Alavancagem dos Produtos Agrícolas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45. 2007, Londrina. *Anais...* Londrina: Universidade Estadual de Londrina - UEL, 2007. Disponível em: <https://sober.org.br/anais/>. Acesso em: 22 de ago. 2019.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA/ESALQ/USP. *Mesmo em fim de mês, preço do amarelo sobe*, 2022. Disponível em: <https://www.hfbrasil.org.br/br/melao-cepea-mesmo-em-fim-de-mes-preco-do-amarelo-sobe.aspx>. Acesso em 18 mai.2022.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA/ESALQ/USP. *Indicador dos Preços Coletados do Melão CEPEA/ESALQ*, 2019. Disponível em: https://www.hfbrazil.org.br/br/banco-de-dados-precos-medios-dos-hortifruticolas.aspx?produto=7®iao%5B%5D=108&periodicidade=diario&ano_inicial=2001&ano_final=2019#. Acesso em: 13 nov. 2019.

DANIELSSON, Jon. *Financial Risk Forecasting*. 1 ed. Reino Unido: Wiley. 2011.

ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. 4 ed.. Nova York: Wiley, 2014.

ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1008, jul. 1982. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912773>. Acesso em: 21 ago. 2019.

GLOSTEN, Lawrence R.; JAGANNATHAN, Ravi; RUNKLE, David E. On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, dez. 1993. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>. Acesso em: 13 ago. 2019.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria Básica*. 5 ed. Nova York: MacGraw-Hill: Bookman. 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Produção Agrícola – Lavoura Temporária – Ceará – 2019*. 2022. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/ce/pesquisa/14/10346?ano=2019>. Acesso em: 18 mai. 2022.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ – IPECE. *Enfoque Econômico. Evolução das Exportações Cearenses de Melões – 2007 a 2012*. Fortaleza, 2013. Disponível em: https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2012/12/EnfoqueEconomicoN58_22_01_2013.pdf. Acesso em: 15 mai. 2022.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ – IPECE. *Ceará em Números 2019*. Fortaleza, 2019. Disponível em: http://www2.ipece.ce.gov.br/publicacoes/ceara_em_numeros/2019/tabelas/index.htm. Acesso em: 15 mai. 2022.

KWIATKOWSKI, Denis *et al.*. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159-178. out./dez. 1992. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y). Acesso em: 25 jul. 2019.

LJUNG, G. M., BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, n. 2, p. 297-303, ago. 1978. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2335207>. Acesso em: 27 jul. 2019.

MAIA, Sinézio Fernandes; APOLINÁRIO, Ana Karoliny Nascimento; SILVA, Nathália Etyenne Figueira. Análise da Volatilidade dos Preços de *Commodities* Agrícolas Brasileiras. In: SEMINÁRIOS DE ADMINISTRAÇÃO, 21., 2016, São Paulo. *Anais...* São Paulo: Universidade de São Paulo - USP, 2016. Disponível em: https://login.semead.com.br/19semead/anais/resumo.php?cod_trabalho=5. Acesso em: 18 jun. 2019.

MAYORGA, Rodrigo de Oliveira et al. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032007000300006>. Acesso em: 18 mai. 2022.

MORETTIN, Pedro. A.; TOLOI, Clélia. M. C. *Análise de séries temporais*. 2 ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006.

NELSON, Daniel B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, v. 59, n. 2, p. 347-70, mar. 1991. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2938260>. Acesso em: 11 jun. 2019.

NOGAMI, Otto; PASSOS, Carlos Roberto Martins. *Princípios de Economia*. 7 ed. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

PAVAN, Lucca Simeoni; CARVALHO, João Carlos de; HASEGAWA, Marcos Minoru. Transmissões de Volatilidade de Preços entre *Commodities* Agrícolas Brasileiras. In: Congresso Brasileiro de Economia, Administração e Sociologia Rural, 55., 2017,, Santa Maria - RS, *Anais...*, Santa Maria - RS: Universidade Federal de Santa Maria - UFSM, 2017. Disponível em: <https://sober.org.br/anais/>. Acesso em: 15 de ago. 2019.

PENHA, Thales Augusto Medeiros; ALVES, Helderlane Carneiro. O Desempenho das exportações do melão potiguar e cearense: uma análise de constant market share. *Revista De Estudos Sociais*, v. 20, n. 41, p. 233-256, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.19093/res7634>. Acesso em: 20 mai. 2022.

RIBEIRO, Karém Cristina de Sousa; SOUSA, Almir Ferreira de; ROGERS, Pablo. Preços do café no Brasil: variáveis preditivas no mercado à vista e futuro, *Revista de gestão USP*, São Paulo, v. 13, n. 1, p. 11-30, 2006. Disponível em: <https://doi.org/10.5700/issn.2177-8736.rege.2006.36547>. Acesso em: 17 mai. 2022.

SERRA, Teresa; GIL, José M. Price volatility in food markets: can stock building mitigate price fluctuations? *European Review of Agricultural Economics*, v. 40, n. 3, p. 507-528, Jul. 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbs041>. Acesso em: 08 de mai. 2019.

SOUZA, Waldemar Antonio da Rocha. *et al.* Avaliação de eficiência de estratégias de Hedge para o risco de preço do café do Brasil com o uso de contratos da Bm&fBovespa. *Rev. Adm. UFSM*, v. 10, n. 5, p. 908-928, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.5902/1983465913003>. Acesso em: 02 ago. 2019.

XIARCHOS, Irene M.; BURNETT, J. Wesley. Dynamic Volatility Spillovers Between Agricultural and Energy Commodities. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, v. 50, n. 3, p. 291–318, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1017/aae.2017.34>. Acesso em: 23 jul. 2019.

ZHANG, Zibin *et al.* Ethanol, Corn, and Soybean Price Relations in a Volatile Vehicle-Fuels Market. *Energies*, v. 2, n. 2, p. 320–339. 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/en20200320>. Acesso em: 18 de jun. 2019.