

# Comportamento dos preços de manga Palmer ao produtor do Vale do Submédio São Francisco

## *Behavior of Palmer mango prices to the producer of Vale do Submédio São Francisco*

Ana Cledia Ferreira de Souza<sup>1</sup> , João Ricardo Ferreira de Lima<sup>1</sup> 

<sup>1</sup>Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade federal de Pernambuco (UFPE), Caruaru (PE), Brasil.  
E-mails: klediasouza@hotmail.com; joao.ricardo@embrapa.br

**Como citar:** Souza, A. C. F., & Lima, J. R. F. (2023). Comportamento dos preços de manga Palmer ao produtor do Vale do Submédio São Francisco. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 61(1), e259161. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.250161>

**Resumo:** Este trabalho tem como objetivo principal, verificar os componentes de tendência, sazonalidade e volatilidade do preço da manga pago ao produtor do Vale do Submédio São Francisco. Além disso, também é realizado um estudo para previsões de preços futuros da manga para as próximas 18 semanas seguintes em relação ao período de estudo. Para tanto, foram utilizados dados obtidos no *site* do CEPEA/USP, correspondente ao período da primeira semana de 2012 até a trigésima quarta semana de 2020. Os resultados apontam uma tendência positiva e sazonalidade com período de 12 e 28 semanas. Os preços da manga Palmer apresentam uma volatilidade condicional, com oscilações mais acentuadas a partir do ano de 2016. A série foi modelada por um SARIMA (1,1,0)x(0,0,1)<sub>52</sub> para a previsão de preços. De acordo com o erro médio absoluto e o erro médio percentual, o modelo possui um bom ajustamento.

**Palavras-chave:** agronegócio, preços, modelos de séries temporais.

**Abstract:** This paper, has as main objective, to verify the components of trend, seasonality and volatility, of the price of the mango paid to the producer of Vale do Submédio São Francisco. In addition, a study is also carried out to forecast future mango prices for the next 18 weeks over the study period. For this purpose, data obtained from the CEPEA / USP website, corresponding to the period from the first week of 2012 to the thirty-fourth week of 2020, were used. The results point to a positive trend and seasonality with periods of 12 and 28 weeks. Palmer mango prices show conditional volatility, with more pronounced fluctuations from the year 2016 onwards. The series was modeled by a SARIMA (1.1.0) x (0.0.1)<sub>52</sub> for the price forecast. According to the absolute mean error and the average percentage error, the model has a good fit.

**Keywords:** agribusiness, prices, time series models.

## 1. Introdução

O Brasil é um dos maiores produtores mundiais de frutas. Graças às condições ambientais, em que estas são propícias, o país consegue produzir uma vasta variedade de frutas tropicais, subtropicais e temperadas (Silva et al., 2006). Dentre as frutas produzidas e comercializadas no Brasil, a manga se destaca, pois, conforme dados da FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2020), o país ocupa a sétima posição no *ranking* dos maiores produtores mundiais da manga.

Em termos regionais, o Nordeste é o maior produtor e exportador de manga, sendo a Bahia o estado com a maior área colhida de manga (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2020), enquanto no Vale do São Francisco (VSF) é onde se encontra os mais tecnificados sistemas de cultivo da fruta (Lima et al., 2009). Devido às tecnologias empregadas nas áreas irrigadas, o VSF produz mangas o ano inteiro. Geralmente, no primeiro semestre do ano, a fruta atinge uma cotação acima da média por não ser um período de forte safra no VSF, tornando assim,



a demanda maior que a oferta. Já no segundo semestre, com o seu ciclo natural, há aumento da oferta e, conseqüentemente, uma redução no preço (Silva et al., 2011).

No contexto da diversificação, a introdução de novas variedades como a Palmer, Keitt e Kent, no lugar da tradicional Tommy Atkins, que chegou a representar mais de 80% da área colhida no VSF, elevou a rentabilidade obtida com a cultura da manga. A manga Palmer, em termos de área, supera a Tommy Atkins, possuindo 50% da área total, enquanto a Tommy contém apenas 30%. Assim, observa-se que a variedade Palmer possui maior importância econômica no ciclo atual da mangicultura da região do VSF (Lima et al., 2018; Mouco & Lima Neto, 2018).

Conforme o Anuário Brasileiro da Fruticultura (2018) a definição dos preços a serem recebidos é uma das maiores dificuldades enfrentadas pelos produtores do VSF. Considerando que o setor agropecuário é afetado tanto por fatores relacionados à natureza, quanto por políticas agrícolas e macroeconômicas, o conhecimento das características do mercado que se atua é de suma importância para o controle do risco e para o desenvolvimento da eficiência (Lamounier, 2007; Lima et al., 2013).

Diante desse cenário, a questão central deste artigo é analisar o comportamento do preço da manga Palmer, ao produtor, produzida no VSF. Essencialmente, serão considerados os componentes de tendência, sazonalidade e volatilidade da série temporal. Além do mais, será feito um estudo sobre previsões de preços semanais. Com isso, o estudo mostra-se relevante por apresentar informações sobre o preço da manga paga aos produtores da Região, visto que informações detalhadas sobre o comportamento do preço reduz o risco e fornece subsídios essenciais, na tentativa de prever a receita, sendo factível projetar melhor a margem de lucros do produtor e, assim, orientar os seus investimentos futuros.

Além desta introdução e das considerações finais, esta pesquisa é organizada em mais quatro seções. A segunda seção apresenta revisão da literatura; a terceira seção descreve o modelo empírico e os dados utilizados; e a quarta apresenta e discute os resultados.

## 2.1. Tendência, sazonalidade e volatilidade

A análise desta pesquisa refere-se ao comportamento de preços, de forma que se considera as séries históricas como uma fonte para elaboração das inferências futuras, tendo em vista que elas apresentam comportamento padronizados e repetitivos. Tem-se que a análise do comportamento de séries temporais exibe um papel fundamental dentro da economia, uma vez que, quase todas as fases das relações econômicas, estão diretamente correlacionadas aos preços (Lamounier, 2001). A partir de uma série histórica é possível fazer previsões de valores futuros, bem como descrever o comportamento da série (Sousa et al., 2012).

Fava (2000) decompõe as séries temporais em quatro componentes:

- Tendência (T): trata-se de movimento contínuo dos dados numa certa direção, refletindo o declínio, a elevação ou a estabilidade (não havendo tendência) do valor médio de uma série histórica no longo prazo;
- Ciclo (C): refere-se a movimentos não regulares em torno do nível médio da tendência, com um período maior que um ano;
- Sazonalidade (S): assim como componente ciclo, a sazonalidade apresenta movimento oscilatório em torno do nível médio da tendência. No entanto, ocorre em subperíodos de tempo fixo de um ano;
- Volatilidade (I): ocorre devido a fatores estritamente aleatórios.

Uma série de tempo pode tanto decorrer da combinação de todos estes quatro componentes, como também de apenas alguns deles. Em relação à tendência, as mudanças no preço advêm

de descolamentos nas curvas de oferta e demanda dos bens, curvas estas que estão atreladas às mudanças nos gostos e preferências dos consumidores, ao crescimento da população ou da renda, e às mudanças tecnológicas.

Quanto à sazonalidade, esta geralmente ocorre por diversos fatores como: mudanças climáticas, gostos, períodos de safras e entressafras ou datas específicas durante o ano. Sobre a volatilidade, esta apresenta expressivas alterações que podem ocorrer de mês a mês, semanais e/ou em intervalos de tempo ainda menores, sendo provocada por vários motivos como mudanças externas, por exemplo (Lamounier, 2001; Silva et al., 2011).

## 2.2. Evidências Empíricas

No Brasil, existe uma vasta literatura que estuda o comportamento de preços de produtos agrícolas devido ao conteúdo informativo e a necessidade de atualização de informações. Esse tipo de pesquisa é indispensável na tomada de decisão dos produtores/empresas, tendo em vista o quão instável são os preços desse setor, em razão da sua vulnerabilidade a fatores climáticos e macroeconômicos (Melo & Moro, 2013; Djau et al., 2014; Sousa et al., 2015).

Lamounier (2001) objetivou detectar a existência dos componentes estocásticos/determinísticos de tendência, ciclo, sazonalidade e volatilidade condicional nos preços do mercado *spot* do café brasileiro. Foi realizada uma análise no domínio do tempo e da frequência para o estudo de tendência, sazonalidade, volatilidade e presença de ciclos de preços. Os resultados indicaram a existência de tendência do tipo determinística e estocástica no preço do café para o período da pesquisa, não se configurando como estacionária. No tocante à sazonalidade, observou-se que para esse mercado não foi determinística e regular, sendo a mesma estocástica, ou seja, variando em função do período. Verificou-se um significativo risco atrelado ao mercado *spot* do café, já que choques na volatilidade tendem a perpetuar por muito tempo nos preços em estudo. De maneira geral, constatou-se a existência de ciclo com duração de 22 a 44 meses.

Arêdes & Pereira (2008) avaliaram qual o melhor modelo para a previsão do preço do trigo no estado do Paraná. Foram utilizados pelos autores os modelos ARIMA e SARIMA e concluíram que todos os modelos avaliados são eficientes para a cadeia em questão, uma vez que todos os preços previstos estão bem próximos aos observados. Além disso, foram estimados os modelos ARCH, GARCH e TARCH, para estudar a volatilidade dos preços.

Neste mesmo sentido, Nicola et al. (2008) pesquisaram sobre a volatilidade dos preços futuros do açúcar negociados na BM&F e verificaram quais, modelos univariados, se ajustavam melhor aos dados. O modelo ARCH foi utilizado para o estudo de volatilidade. Como modelo de previsão foram testados o ARIMA e o SARIMA, sendo que este último apresentou melhor ajustamento. A pesquisa concluiu que existe uma volatilidade persistente no preço do açúcar para o período analisado, sinalizando que choques na volatilidade levam um período longo para se dissipar. Por meio da metodologia de Box e Jenkins, Soares et al. (2012) encontraram o modelo ARIMA(1,1,4), como o melhor para previsões de preços da castanha de caju no estado do Ceará.

Quando o objetivo é apenas estudar o comportamento de tendência de preços em séries temporais, vários são os métodos para realizar tal perspectiva. Entre eles, estão a taxa geométrica de crescimento (Finamore & Gomes, 1999) e o coeficiente angular da reta de regressão dos dados (Stevenson, 1981; Kazmier, 1982; Souza et al., 2006). Em virtude da simplicidade de interpretação, alguns autores optam pelo segundo método. Viana et al. (2010), utilizaram este método ao investigar a existência de tendência dos preços pagos ao produtor de hortifrutigranjeiros do Rio Grande do Sul, no período de 1973 a 2006. Os resultados revelaram que alguns produtos

não apresentaram tendência, nem de elevação nem de queda, nos preços. Este foi o caso da cebola e da maçã, enquanto o aipim, a batata, o tomate, a laranja, a bergamota, o pêssego e a uva apresentaram desvalorização significativa nos preços após o ano de 1994.

Com relação à volatilidade, Sousa et al. (2012), por meio dos modelos de Heterocedasticidade Condicional (ARCH e GARCH), encontraram a existência de volatilidade nos preços da manga do Vale do São Francisco, entre os anos de 2002 e 2012. Nesta mesma concepção, Soares & Silva (2017) buscaram compreender o risco da volatilidade e retorno dos preços do sisal do estado da Bahia. Para tanto, fizeram uso da taxa geométrica de crescimento, coeficiente de variação e, para analisar a volatilidade dos preços, utilizaram o desvio padrão e os modelos GARCH e EGARCH. Os resultados empíricos a respeito da volatilidade exibiram uma variação elevada e persistente no preço do sisal.

A sazonalidade nos preços depende muito do tipo de produto que é estudado. Melo & Moro (2013) mostram que para anos e produtos específicos ocorre a inexistência de sazonalidade. Ao investigar sobre a sazonalidade dos preços pagos aos produtores de trigo do estado do Paraná, fazendo uso de média móvel centralizada de 12 meses, os resultados indicaram que o objeto de estudo não apresentou variação sazonal para o período de 2000 a 2012, evidenciando oscilações mínimas no preço do trigo na época de safra e entressafra. Mesmo não encontrando sazonalidade no produto de interesse, os autores reforçaram que mudanças nos preços podem ocorrer por diversos fatores como: produção, preços internacionais e variação na demanda de derivados.

Nesse contexto, Marques & Caixeta Filho (2002) por meio do uso de periodogramas e da metodologia de Box & Jenkins (1976) pesquisaram sobre o comportamento sazonal do preço e volumes do mercado de floricultura de São Paulo para a década de 1992 a 2001. Os resultados apresentados indicam a existência de sazonalidade de seis meses para os preços e os volumes de flores e plantas ornamentais comercializadas no estado em estudo.

Usando o modelo de ARIMA, proposto por Box & Jenkins (1976), Paiva et al. (2021) pesquisaram como as variáveis de chuva e preço afetavam a produção de leite dos produtores do estado do Ceará para os anos de 1974 a 2019. Os resultados apontam um impacto direto da pluviometria e dos preços sobre a produção do leite.

Pesquisas como a de Djau et al. (2014) visam analisar o comportamento de preços apenas pela ótica da sazonalidade. Por meio do método de médias móveis centralizadas, os autores constataram um preço sazonal das frutas de lavouras permanentes no estado do Ceará, para o período de 2007 a 2011. Cada tipo de fruta apresentou elevação e redução de preço em tempos diferentes, mantendo-se sujeita ao período de safra e entressafra de cada uma. Embasado nesses resultados empíricos, o produtor do Ceará pôde optar por compradores de outros estados quando ocorrer a baixa no preço das frutas no estado.

Viana et al. (2015) analisaram os preços da pecuária do Rio Grande do Sul no período de 2000 a 2011. Ao avaliar o preço do boi gordo e do cordeiro, por meio do modelo clássico multiplicativo de séries temporais, apenas o preço do boi gordo apresentou tendência ascendente. No entanto, o preço do cordeiro apresentou estabilidade em seu comportamento. Os preços dos dois produtos apresentaram sazonalidade e ciclos regulares ao longo do tempo.

Alguns trabalhos apontam que, geralmente, existe uma tendência definida e sazonalidade entre os períodos de safra e entressafra para os preços de produtos agropecuários. Corroborando com essa concepção, Lima et al. (2013) investigaram o comportamento do preço da manga brasileira exportada no período de 2004 a 2012 e analisaram os componentes de tendência e sazonalidade. No entanto, não fizeram previsões devido à restrição dos números de observações. Os autores encontraram nos seus resultados uma tendência definida e positiva na série histórica,

sinalizando a valorização da manga brasileira no período estudado. Os testes de raiz unitária sazonal apontaram a existência de raiz sazonal. Devido à sazonalidade, teve alta de preço no primeiro, segundo e quarto trimestre. Já no terceiro trimestre, os preços encontraram-se abaixo da média, pois, trata-se do período natural de safra da fruta. Silva et al. (2011) encontraram resultados similares ao estudarem os mesmos componentes e o mesmo produto.

Com o uso de dados mensais para os anos de 2012 a 2018, por meio do filtro de Hodrick-Prescott para analisar a tendência, o modelo log-linear para estimar taxas de crescimento e o uso *dummies* sazonais para sazonalidade, Lima et al. (2018) estudaram o mercado de curto prazo da manga no Vale do São Francisco. Os resultados da pesquisa indicaram a valorização da fruta no mercado interno e uma sazonalidade com períodos de alta entre os meses de março e agosto.

Este artigo traz uma análise sobre o comportamento de preço do mercado interno da manga brasileira. A literatura deste tema geralmente aborda apenas os componentes do preço, sem realizar previsões futuras. Além do mais, utilizam-se um recorte temporal maior, mensal ou anual. Porém, como os preços da manga brasileira são passivos às mudanças econômicas tanto do mercado interno, como do externo, bem como sofre variações por motivos climáticos, nem sempre o preço médio mensal ou anual consegue captar fielmente essas oscilações. Esta pesquisa, por ser realizada com preços semanais de manga, oferece resultados empíricos mais próximos da realidade do produtor do VSF.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Testes de raiz unitária DF-GLS

Para a análise de uma série temporal, o primeiro passo é averiguar se a série em questão possui estacionariedade ou não. Um processo estocástico vetorial é composto por vetores aleatórios M-dimensionais. Para este processo ser estacionário, a série deve ter médias e variáveis constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos a depender apenas dos  $lag^1(k)$ , ou seja, deve atender as seguintes condições:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Variância: } Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

em que a covariância na defasagem  $k$ ,  $\gamma_k$ , trata-se da covariância entre os valores de  $Y_t$  e  $Y_{t+k}$ . Quando  $k=0$ , tem-se  $\gamma_0$  que corresponde a variância de  $Y = \sigma^2$ ; quando  $k=1$ , obtém a covariância  $\gamma_1$  e a covariância corresponde a dois valores adjacentes de  $Y$  (Greene, 2003).

De maneira simples, a estacionariedade de uma série pode ser observada com a visualização de correlogramas obtido pelas funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP). No entanto, existem testes mais sofisticados para detectar se a série é estacionária ou não,

<sup>1</sup> Defasagem da série

denominados teste de raiz unitária. Os testes mais utilizados para esta finalidade são: Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado (ADF), Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS), Phillips-Perron e KPSS.

Para este trabalho será utilizado o teste de Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS), desenvolvido por Elliott et al. (1996), pois tal teste é considerado de segunda geração e mais potente. Este é essencialmente um teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), mas, a série temporal é transformada por uma regressão por Mínimos Quadrados Generalizados antes de se realizar o teste. Há duas possíveis hipóteses alternativas para este teste: a) a série é estacionária em torno de uma tendência linear; b) a série é estacionária sem uma tendência linear (Lima et al., 2013).

O teste DF-GLS a respeito da primeira hipótese alternativa é executado estimando inicialmente o intercepto e a tendência via GLS, inserindo novas variáveis  $\tilde{y}_t$ ,  $X_t$  e  $Z_t$ , no qual:

$$\tilde{y}_t = \begin{cases} y_t & t=1 \\ Y_t - ay_{t-1} & t > 1 \end{cases} \quad se \quad (4)$$

$$X_t = \begin{cases} 1 & t=1 \\ 1-\alpha & t > 1 \end{cases} \quad se \quad (5)$$

$$Z_t = \begin{cases} 1 & t=1 \\ t-a(t-1) & t > 1 \end{cases} \quad se \quad (6)$$

$$e \quad a = 1 - \left( \frac{13,5}{T} \right) \quad (7)$$

Dessa forma estima-se uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\tilde{y}_t = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

para retirar a tendência dos dados são utilizados os estimadores  $\hat{\delta}_0$  e  $\hat{\delta}_1$ , gerando uma nova série  $y_t^*$ , em que  $t$  é o tempo e  $\varepsilon_t$  é o erro aleatório (Lima et al., 2013).

O próximo passo é estimar um ADF na variável transformada e verificar se  $\beta = 0$

$$\Delta y_t^* = a + \beta y_{t-1}^* + \sum_{j=1}^k \xi_j \Delta y_{t-j}^* + \varepsilon_t \quad (9)$$

Para a segunda hipótese alternativa se faz como anteriormente, mas com  $a = 1 - \left( \frac{7}{T} \right)$ , retirando z da Equação 8 e estimando a regressão (Equação 9) sobre a variável transformada, observando se  $\beta = 0$ .

### 3.2. Teste de raiz unitária sazonal HEGY

Hylleberg et al. (1990) desenvolveram um teste com o objetivo de verificar a presença de raízes sazonais e não sazonais para dados trimestrais e mensais. Seguindo Hylleberg et al. (1990), Cáceres-Hernández (1996) descreveu um teste de raiz unitária sazonal com dados semanais, com base na Equação 10 seguinte:

$$\Delta_{S2}(B)x_t = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \sum_{k=3}^{27} [\pi_{k,1} y_{k,t-1} + \pi_{k,2} y_{k,t-2}] + \sum_{j=1}^r \Delta_{S2}(B)x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

em que  $\Delta_{52}(B) = 1 - B^{52}$ , e  $y_{1,t}, \dots, y_{27,t}$  definidos como

$$y_{1,t} = \frac{\Delta_{52}(B)}{1-B} x_t = (1 + B + B^2 + \dots + B^{51}) x_t, \quad (10a)$$

$$y_{1,t} = \frac{\Delta_{52}(B)}{1-B} x_t = -(1 - B + B^2 + \dots + B^{51}) x_t, \quad (10b)$$

$$y_{k,t} = -\frac{\Delta_{52}(B)}{1 - 2\cos(\theta_k B) + B^2} x_t, \theta_k = \frac{2(k-2)\pi}{52}, k = 3, \dots, 27. \quad (10c)$$

com distribuição  $t$ , caso a hipótese de  $\pi_1 = 0$  não seja rejeitada, então há uma raiz unitária regular não sazonal. A hipótese de raiz unitária na frequência de Nyquist é rejeitada quando a hipótese nula para  $\pi_2 = 0$ , for rejeitada. No que tange ao restante das frequências sazonais, um teste F pode ser aplicado sobre a significância dos parâmetros. Vale destacar que a presença de uma raiz unitária sazonal não descarta a alternativa da presença de outra raiz unitária não sazonal (Cáceres-Hernández, 1996).

### 3.3. Análise do componente tendência

Quando uma série apresenta o componente de tendência, seu padrão comportamental pode ser caracterizado como sendo do tipo determinístico ou estocástico (Lamounier, 2001; Silva et al., 2011).

A tendência determinística compreende como característica principal o fato de que a variação no nível médio de uma dada variável ocorrerá, de maneira esperável, como uma função do tempo. Já a tendência do tipo estocástica pode estar mudando ao longo do tempo, de maneira que mudanças provocadas pela tendência em relação ao nível médio da série poderá ser um montante aleatório e imprevisível (Lamounier, 2001). Para melhor compreensão, considere o seguinte modelo de série temporal  $y_t$ :

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} - u_t \quad (11)$$

essa função pode assumir diversas possibilidades. A tendência será do tipo determinística se na Equação 11  $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \forall \beta_3 = 0$ , obtendo a seguinte equação:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (12)$$

em que o componente de tendência determinística do modelo é dado por  $t$ ,  $u_t$  é o termo de erro possuindo média zero e variância constante igual a  $\sigma^2$ .

De acordo com a Equação 11 o valor de  $y_t$  poderá ser estimado e o componente de tendência poderá obter diversas formas, como a linear, a polinomial e a exponencial. Caso na Equação 11  $\beta_1 \neq 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 1$ , ter-se-á um passeio aleatório com constante e não estacionário, dada pela Equação 13:

$$Y_t = \beta_1 + Y_{t-1} + u_t \quad (13)$$

Agora, reescrevendo a Equação 13:

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = \beta_1 + u_t \quad (14)$$

isso indica que  $y_t$  terá uma tendência positiva se ( $\beta_1 > 0$ ) ou negativa caso ( $\beta_1 < 0$ ). Este tipo de comportamento refere-se à tendência estocástica. Além disso, a Equação 14 é um processo estacionário em diferença, já que a não estacionariedade de  $y_t$  pode ser eliminada ao diferenciar a série temporal (Gujarati & Porter, 2011).

### 3.4. Análise de tendência com o uso do filtro de Hodrick-Prescott

Para se extrair a tendência de uma série temporal pode-se utilizar o filtro Hodrick & Prescott (1997). Este método é bastante usado entre os macroeconomistas para se obter uma estimativa suavizada de componente de tendência de longo prazo de uma série histórica. O filtro de HP considera que uma série temporal é dividida entre uma tendência, um ciclo e um termo de erro. Os valores de tendência computados por esse método serão aqueles que minimizam os valores da seguinte função para cada ponto.

$$\min \left( \frac{\lambda}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - \mu_t)^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \right) \quad (15)$$

Esse método gera uma sequência de  $\mu_t$  que minimiza a soma de quadrados da expressão mencionada, com  $\lambda$  sendo um fator de penalidade, controlando a suavização da variância relativa da série. Basicamente, quanto maior o valor do parâmetro  $\lambda$ , maior será a penalidade e mais suave é a variância. Por outro lado, se  $\lambda = \infty$ , a série suavizada é uma tendência linear. Caso  $\lambda = 0$  a tendência coincide com a própria série. Os valores de  $\lambda$  são iguais a 100 para dados anuais, 1600 para dados trimestrais, 14400 para dados mensais e 270400 para dados semanais.

### 3.5. Análise do componente sazonalidade

O componente sazonal, assim como o componente de tendência, pode ser classificado como do tipo determinística e estocástica. Como o padrão sazonal não muda de ano para ano, para a sazonalidade do tipo determinística Equação 16, através dos índices de sazonalidade, é possível mensurar os efeitos que as diferentes semanas do ano exercem sobre a série de tempo, logo:

$$y_t = \sum_{j=1}^{52} \alpha_j D_{jt} + \varepsilon_t \quad (16)$$

em que  $D_{jt}$  ( $j = 1, 2, 3, 4, 5, \dots, 52$  e  $t = 1, 2, 3, 4, 5, \dots, n$ ) são variáveis *dummies*,  $\varepsilon_t$  é o termo de erro estocástico e  $\alpha_j$  trata-se do efeito sazonal no  $j$ -ésimo período. Para evitar a armadilha da variável *dummies* são inseridas apenas 51 *dummies*, mais o intercepto. Ao incorporar a restrição  $\sum_{j=1}^{52} \alpha_j = 0$ , ajuda a interpretação dos resultados, uma vez que o efeito sazonal do período em relação a um nível médio é representado pelas constantes sazonais. Dado isso, o modelo a ser estimado passa a ser:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{51} \alpha_j D_{jt} + \varepsilon_t \quad (17)$$

em que os coeficientes de  $\alpha_j$  são as constantes sazonais e o valor de  $\alpha_{52}$  é encontrado fazendo  $\alpha_{52} = -(\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_{51})$ .

Caso o componente de sazonalidade presente na série em questão seja do tipo determinístico, então, os resíduos do modelo (17) representarão os valores das séries livres do componente de sazonalidade.

Com base em Gujarati & Porter (2011), o teste de raiz unitária sazonal indicará a existência de sazonalidade estocástica. Um dos mais importantes métodos para eliminar a sazonalidade neste tipo de caso é por meio do método de diferenciação sazonal, dado por:

$$\Delta_{52}^D y_t = y_t - y_{t-52} \quad (18)$$

em que  $\Delta_{52}^D$  é o operador de diferença sazonal de séries semanais com sazonalidade anual, de forma que sua aplicação obterá uma série livre de sazonalidade.

### 3.6. Análise do componente volatilidade

O modelo de regressão linear clássico possui como uma das suas principais pressuposições a homocedasticidade do erro, isto é, que os termos de erros têm variância uniforme e não são correlacionados uns com os outros. Caso contrário, esses erros são ditos como heterocedásticos (variância não constante) ou autocorrelacionados. Esse tipo de perturbação é muito comum em séries históricas, especialmente em estudos que analisam índices de preços e preços de ações nas bolsas de valores, por exemplo (Greene, 2003; Lamounier, 2001).

Neste contexto, surgem os modelos Autorregressivos com Heterocedasticidade Condicional (ARCH), desenvolvido por Engle (1982), possuindo como objetivo principal estimar a inflação da variância. Fundamentado na ideia de que o retorno de  $y_t$  não é correlacionado serialmente, a variância condicional (volatilidade) resulta de retornos passados por meio de uma função quadrática. Este modelo considera que a variância do erro " $\varepsilon$ ", no tempo  $t$ , depende de  $\varepsilon_{t-1}^2$ , ou seja, depende do tamanho do erro quadrado do período anterior ( $t-1$ ) (Campos, 2007; Morettin & Toloj, 2004).

De acordo com Lamounier (2001) um modelo de regressão linear de  $k+t$  variáveis dadas como:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \quad (19)$$

em que o  $\varepsilon_t$  termo de erro, condicionado à informação disponível no período ( $t-1$ ), seria distribuído conforme a seguinte notação:

$$\varepsilon_t \sim N\left[0, \left(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2\right)\right] \quad (20)$$

Assim, a variância do termo de erro no tempo  $t$  dependerá de um termo constante  $\alpha_0$  e de um parâmetro  $\alpha_1$  que multiplica o quadrado do erro no período  $t-1$ . Esse processo é chamado de ARCH (1), mas pode ser generalizado para ARCH(m) gerado por 'm' defasagens de  $\varepsilon^2$ , como mostra a seguinte equação:

$$Var(\varepsilon_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 \quad (21)$$

Logo, a variância do erro no período  $t$  do modelo ARCH ( $m$ ) irá depender do termo constante e do quadrado dos erros nos períodos  $t-1$  até  $t-m$ . Se não existir correlação entre as variâncias

dos erros, os  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  estimados na equação anterior não serão estatisticamente diferentes de zero. Deste modo o modelo não apresentará heterocedasticidade, ou seja, será homocedástico.

Para testar a hipótese nula de não-correlação das variâncias, Engle (1982) propôs a realização de *Teste do Multiplicador de Lagrange*. Com base na distribuição de Qui-Quadrado, compara-se o valor calculado com o valor de tabela a fim de testar a hipótese nula.

Bollerslev (1986) propôs um aprimoramento do modelo ARCH, com o desenvolvimento do modelo autorregressivo com heterocedasticidade condicional generalizado (GARCH). Este modelo surgiu como intuito de estimar com número menor de parâmetros, conforme o *princípio da parcimônia* em econometria, um modelo apto para retratar o comportamento irregular da variância de uma série.

De acordo com Lamounier (2001) o modelo GARCH (1,1) dependerá praticamente de três termos: i. de um termo médio ou constante representado por  $\omega$ , ii. inovações (choques) na volatilidade determinada pelo  $\varepsilon_{t-1}^2$ , ou seja, o quadrado dos resíduos no tempo  $t-1$ , retratado pelo termo ARCH, iii. do termo GARCH (variâncias previstas passadas) que se refere a previsão da volatilidade feita no último período  $\hat{\sigma}_{t-1}^2$ . Tem-se assim, as seguintes equações para o modelo GARCH (1,1):

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad (23)$$

a Equação 22 pode tanto ser um modelo econométrico tradicional, como um modelo de séries temporais do tipo SARIMA (p,d,q) x (P,D,Q)s, em que  $x_t$  é a variável explicativa, o  $\beta$  é o coeficiente a ser estimado e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. Um ponto considerável neste modelo é que deve garantir que os resíduos possuem média zero e são não correlacionados, ou seja, o modelo deve ser bem ajustado neste sentido. Porém, a variância condicional dos resíduos é dada pela Equação 23 e indica que ela pode não ser constante ao longo do tempo.

Um modelo GARCH de ordem (r,m), pode ser obtido através da generalização da Equação 23, como dado em (24):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m\varepsilon_{t-m}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 + \beta_2\sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_r\sigma_{t-r}^2 \quad (24)$$

ou ainda como, de maneira mais compacta:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^m \alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^r \beta_j\sigma_{t-j}^2 \quad (25)$$

em que o  $r$  trata da ordem dos termos GARCH, e  $m$  se refere a ordem dos termos ARCH do modelo.

### 3.7. Modelos Arima e Sarima

Diversos modelos como o AR (autorregressivos), MA (médias móveis), ARMA (autorregressivos-médias móveis), ARIMA (autorregressivos-integrado-médias móveis) e suas variantes sazonais o SARIMA, podem ser utilizados para identificar o processo gerador de uma série temporal econômica. Esses modelos visam detectar as autocorrelações entre os valores da série histórica e assim, com base nesse comportamento realizar previsões futuras (Lima et al., 2013).

A metodologia de Box Jenkins também conhecida como o modelo autorregressivo integrado de médias móveis ARIMA (p,d,q), em que  $p$  denota os termos autorregressivos,  $d$  refere-se a quantidade de vezes que a série deve ser diferenciada para torná-la estacionária e que

se trata da ordem de médias móveis. Ou seja, o modelo ARIMA resulta da combinação dos componentes autorregressivos (AR), filtro de integração e o componente de médias móveis (MA) (Greene, 2003). De acordo com Werner & Ribeiro (2003), o modelo ARIMA  $(p,d,q)$  é dado pela seguinte equação:

$$w_t = \Phi_1 w_{t-1} + \dots + \Phi_p w_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (26)$$

em que  $w_t = \Delta^d Z_t$ . Usando o operador de defasagem  $L$ , a Equação 26 pode ser reescrita como:

$$(1 - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p) w_t = (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (27)$$

sendo  $w_t = (1 - L)^d Z_t$ , tem-se:

$$\hat{O}(L)(1 - L)^d Z_t = \theta(L) \varepsilon_t \quad (28)$$

O modelo SARIMA nada mais é do que um modelo ARIMA sazonal. Logo, o modelo SARIMA engloba os componentes AR(p), MA(q) e diferenciações, componentes autorregressivo sazonal SAR(P), média móvel sazonal SMA(Q), e caso apresente raiz unitária sazonal, terá D diferenciações sazonais. Desse modo, tem-se a denominação SARIMA  $(p,d,q) \times (P,D,Q)S$ . De acordo com Werner e Ribeiro (2003), a equação fundamental deste modelo é dada por:

$$(1 - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p) (1 - \Phi_1 L^s - \dots - \Phi_p L^{ps}) (1 - L)^d (1 - L^s)^D Z_t = (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q) (1 - \Theta_1 L^s - \dots - \Theta_Q L^{Qs}) \varepsilon_t \quad (29)$$

o lado esquerdo da primeira expressão entre parênteses se refere aos coeficientes de um modelo autorregressivo AR(p), sendo  $L$  o operador de defasagem; o segundo termo, trata-se dos coeficientes de um modelo autorregressivo sazonal SAR(P); a ordem de integração da série é dada pelo termo  $d$ , e o número de possíveis diferenças sazonais tomadas é dado pelo termo  $D$ . O primeiro termo entre os parênteses após o sinal de igualdade, representa os coeficientes de um modelo do tipo média móvel MA(q), e o segundo termo desse mesmo lado da expressão, equivale aos coeficientes de um modelo de médias móveis sazonais SMA(Q) (Lamounier, 2001).

A metodologia de Box & Jenkins é uma forma para se estudar qual comportamento segue a série histórica. Além disso, permite fazer previsões com base nos valores atuais e passados, explorando a correlação entre os valores realizados na série. Diante disto, Greene (2003) divide tal metodologia em quatro etapas:

- **Identificação:** Nessa etapa busca-se descobrir os valores apropriados de  $p$ ,  $d$  e  $q$  no modelo ARIMA  $(p,d,q)$ . Isto é feito com o auxílio dos correlogramas da função de autocorrelação e da função de autocorrelação parcial;
- **Estimação:** Nesta fase estima-se os parâmetros autorregressivos e de médias móveis e examina-se a significância estatística dos parâmetros indicados para o modelo. Esta etapa ocorre após a identificação dos valores de  $p$ ,  $d$  e  $q$ ;
- **Verificação do diagnóstico:** Nesta etapa é feita a análise dos resíduos e avaliada a adequação do modelo proposto para o fim desejado. São examinados os resíduos estimados neste modelo, se são ruídos brancos, ou seja, se são estacionários. Além disso, verifica se não são autocorrelacionados, heterocedásticos ou possuem a distribuição Normal;
- **Previsão:** A última etapa é a previsão. A escolha do modelo que gera as melhores previsões ocorre com base no menor valor do erro quadrático médio de previsão.

#### 4. Fonte de dados

Os dados para a realização deste trabalho são obtidos do CEPEA/USP (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, 2020), que disponibiliza informações semanais sobre o preço da manga Palmer e Tommy paga ao produtor nas principais regiões produtoras do

Brasil. Para esta pesquisa, foi utilizado o preço semanal de manga Palmer ao produtor do Vale do São Francisco, com recorte temporal da primeira semana de 2012, até a trigésima quarta semana do ano de 2020. Por se tratar de um estudo de preços em períodos diferentes, a série é deflacionada, tendo como período base para a trigésima quarta semana de 2020. É importante deflacionar os preços e, assim, trabalhar com valores reais, visto que, retirando a inflação, é possível compreender de maneira mais realista o comportamento dos preços, uma vez que a valorização ou desvalorização pode ser apenas efeito da inflação. Na operacionalização dos modelos é empregado o *software* R versão 4.0.2.

## 5. Resultados e discussão

A Tabela 1 mostra o resultado do teste realizado de raiz unitária DF-GLS com a série em nível. De acordo com o teste a série temporal de preço da manga é não estacionária com constante e com tendência. O valor da estatística de teste (valor calculado) em módulo é menor que o valor Tabelado, assim, não se rejeita a hipótese nula, considerando o nível de significância de 5%.

**Tabela 1** – Teste de Raiz Unitária DF-GLS

	DF-GLS	Valor Crítico (1%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico(10%)
Com constante	-0,0226	-2,57	-1,94	-1,62
Com tendência	-2,2773	-3,48	-2,89	-2,57

**Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

O teste escolhido para investigar a presença de raiz unitária sazonal na série temporal foi o HEGY. Os valores contidos na Tabela 2 mostram que a hipótese de raiz unitária sazonal na frequência  $\pi_2$  ( $\pi_2 = 0$ ; H0: possui raiz unitária sazonal) é rejeitada ao nível de significância de 5%. Contudo, a série possui raiz unitária sazonal na frequência  $\pi_{11}:\pi_{12}$  ( $\pi_{11}:\pi_{12} = 0$ ; H0: possui raiz unitária sazonal), ou seja, não se rejeita a hipótese nula. É válido lembrar que 12 semanas equivalem a 3 meses, considerando que o mês tem quatro semanas, assim, a série possui uma raiz unitária trimestral. Não se rejeita a hipótese nula na frequência  $\pi_{27}:\pi_{28}$  ( $\pi_{27}:\pi_{28} = 0$ ; H0: possui raiz unitária sazonal), logo, existe uma sazonalidade de 28 semanas, que equivale a cerca de seis meses. Outra consideração é que não existe raiz unitária sazonal anual.

**Tabela 2** – Teste de Raiz unitária HEGY

$\pi$	Teste HEGY	Valor Crítico (5%)	Decisão
$\pi_1$	-2,8954	0,0464**	Rejeita
$\pi_2$	-1,3692	0,0019**	Rejeita
$\pi_{11}:\pi_{12}$	2,1908	0,3668	Não Rejeita
$\pi_{27}:\pi_{28}$	3,7894	0,1007	Não Rejeita
$\pi_1:\pi_{52}$	138,9286	0,0000**	Rejeita

**Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Para a análise do componente tendência, os resultados das regressões estimadas, considerando a possibilidade de a tendência ser linear, quadrática ou exponencial, estão expostos na Tabela 3. Os resultados mostram que apenas o coeficiente estimado para tendência quadrática não foi significativo estatisticamente. Assim, é descartada a possibilidade de uma tendência quadrática. A escolha entre os três modelos é feita pelos critérios de Akaike e Schwarz, dado que as variáveis

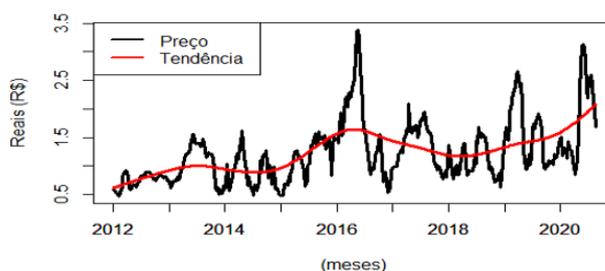
dependentes são diferentes. O modelo de tendência exponencial é escolhido, por apresentar menores valores para os dois critérios. Com isso, verifica-se que o preço da manga Palmer do Vale do São Francisco está aumentando ao longo do tempo.

**Tabela 3** - Análise da tendência de preços da manga Palmer através das regressões linear, quadrática, cúbica e exponencial

	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	Probabilidade
<b>Tendência Linear</b>				
Trend	0,001946	0,000179	10,88	0,000000***
<b>Tendência Quadrática</b>				
Trend	0,002867	0,000716	4,003	0,000073***
trend <sup>2</sup>	-0,000002	0,000001	-1,329	0,185
<b>Tendência Cúbica</b>				
Trend	0,008219	0,001777	4,626	0,000006***
trend <sup>2</sup>	-0,000032	0,000009	-3,463	0,000587***
trend <sup>3</sup>	0,000000	0,000000	3,285	0,001101**
<b>Tendência Exponencial</b>				
Trend	0,001608	0,000131	12,227	0,000000***

Nota: \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%. Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Além disso, o filtro Hodrick-Prescott, apresentado na Figura 1, estima uma curva de tendência que pode ser observada pela linha vermelha. A trajetória aponta uma tendência de crescimento possuindo oscilações suaves no decorrer do tempo. Uma questão interessante é que mesmo com o aumento da oferta de manga Palmer, que atualmente representa a maior área colhida de todas as variedades de manga produzida no Vale do São Francisco, o preço da manga Palmer paga ao produtor, de maneira geral, é ascendente no período recente.



**Figura 1** - Evolução dos preços ao produtor de manga Palmer e Tendência estimada pelo filtro Hodrick Prescott: primeira semana de 2012 a trigésima quarta semana de 2020. **Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Usando os resíduos da regressão de tendência exponencial, um novo teste de raiz unitária (DF-GLS) é realizado. Os resultados indicam que a série permanece não estacionária, apontando a existência de uma tendência estocástica. Dessa forma, é realizada a diferenciação para analisar se o processo é estacionário em diferenças. Os resultados estão expostos na Tabela 4, na qual se verifica a rejeição da hipótese nula de raiz unitária.

**Tabela 4** - Teste de Raiz Unitária DF-GLS para os resíduos da regressão de tendência

	DF-GLS	Valor Crítico (1%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (10%)
Com Constante	-2,70	-2,57	-1,94	-1,62

**Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Retirado o componente tendência da série temporal, pode ser analisada a sazonalidade determinística. A sazonalidade, como já exposto anteriormente, normalmente é provocada por período de safra ou entressafra, mudanças climáticas, gostos e datas específicas, como Páscoa, Festas Juninas, Natal, etc.

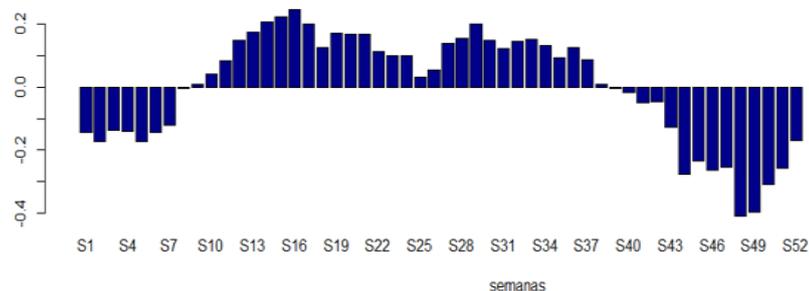
Na Tabela 5 estão os valores estimados pelo modelo de regressão definido em (13) estatisticamente significativos, dado que não foram todas as *dummies* sazonais que se mostraram estatisticamente significativas individualmente. É acrescentada a tendência no modelo, com intuito de analisar a série de maneira mais branqueada, uma vez que quando se inclui a tendência direto na regressão, se exclui da análise da sazonalidade o efeito da tendência. O valor do coeficiente da última semana é obtido pelo negativo dos somatórios dos betas, sendo igual a -0,168. Nota-se que devido à sazonalidade, o preço da manga Palmer tende a ficar acima da média histórica entre as semanas 14 e 17, e na 29. Por outro lado, fica abaixo da média entre as semanas 44 e 52.

Na Figura 2, observa-se o padrão sazonal do preço da manga Palmer ao longo do ano, com base nos dados da série estudada. De acordo com a variação no índice sazonal, calculado para todas as semanas, o produtor que vende a manga até a sétima semana tem perca de lucros, dado que os preços nesse período estão abaixo da média histórica. A partir da oitava semana do mês até a trigésima sétima semana, são observadas variações acima da média. Sendo essas as melhores semanas para comercialização da manga, visto que a fruta apresenta preços mais vantajosos. Após a trigésima sétima semana os preços voltam a cair, não sendo lucrativo para o produtor comercializar a manga nesse período.

**Tabela 5** - Resultados da regressão para estimar sazonalidade dos preços de manga do Vale do São Francisco no período da primeira semana de 2012 a trigésima quarta semana de 2020

Variável	Coefficientes	Erro-Padrão	Estatística-t	Probabilidade
(Intercepto)	-0,2483	0,0321	-7,7300	0,0000***
Tendência	0,0016	0,0001	12,86	0,0000***
semana14	0,2045	0,1121	1,8200	0,0689*
semana15	0,2229	0,1121	1,9900	0,0475**
semana16	0,2437	0,1121	2,1700	0,0303**
semana17	0,1979	0,1121	1,7600	0,0784*
semana29	0,2007	0,1121	1,7900	0,0742*
semana44	-0,2759	0,1188	-2,3200	0,0207**
semana45	-0,2356	0,1188	-1,9800	0,0480**
semana46	-0,2640	0,1188	-2,2200	0,0268**
semana47	-0,2531	0,1188	-2,1300	0,0337**
semana48	-0,4073	0,1188	-3,4300	0,0007***
semana49	-0,3947	0,1188	-3,3200	0,0010***
semana50	-0,3079	0,1188	-2,5900	0,0099**
semana51	-0,2552	0,1188	-2,1500	0,0323**
semana52	-0,168			

**Nota:** \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%. **Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.



**Figura 2-** Sazonalidade do preço de manga Palmer estimada pelo método de regressão com variáveis *dummy*. **Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Confirmada a não estacionariedade da série, usando a metodologia de Box e Jenkins é identificado qual modelo melhor representa o processo gerador de dados. Para isto, por meio do pacote *forecast* no R, é utilizada a função *auto.arima* incorporando os períodos sazonais. O algoritmo do *auto.arima* estima um conjunto de modelos e elege automaticamente o melhor modelo de acordo com os critérios de informação, como descrito por Hyndman & Khandakar (2008). Desta forma, o melhor modelo para a série é o SARIMA(1,1,0)(0,0,1)<sup>52</sup>, ou seja, um modelo com componente autorregressivo de primeira ordem com uma diferenciação e com um componente de médias móveis sazonais.

Visando fazer a verificação, são aplicados os testes de Jarque-Bera, Box-Ljung e Multiplicador de Lagrange nos resíduos do modelo SARIMA(1,1,0)(0,0,1)<sup>52</sup>. Na Tabela 6 estão os resultados da estimação do modelo SARIMA escolhido e os testes para verificação. Apenas o coeficiente AR(1) é significativo, todavia, o modelo apresenta os menores valores observados para os critérios de AICc e BIC. O teste de Ljung-Box obteve valor-p maior que 0,05. Logo, não se rejeita a hipótese de que os resíduos não são autocorrelacionados. Conforme o teste LM rejeita-se a hipótese nula de que não existe heterocedasticidade condicional, ou seja, existe volatilidade no preço da manga Palmer paga ao produtor do Vale do São Francisco.

**Tabela 6** - Resultado do modelo SARIMA estimado para os preços da Manga Palmer paga ao produtor do Vale do São Francisco entre a primeira semana de 2012 e a trigésima quarta semana de 2020

	Coefficientes	Erro-padrão	Estatística -t	Probabilidade	AICc
AR (1)	0,1943	0,0464	4,1873	0,0000***	-362,72
SMA (1)	0,0688	0,0469	1,4679	0,1421	
	<i>Testes</i>	X-quadrado	<i>Valor-p</i>		
	<i>Box-Ljung</i>	50,44	0,09		
	<i>LM</i>	32,742	0,001		

**Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Posteriormente é realizada a identificação do melhor modelo para o componente de volatilidade. Para tal, foram testados os modelos ARCH e GARCH, sendo escolhido o modelo que apresenta o menor valor para o critério de AICc. De acordo com este critério o melhor modelo para volatilidade é o ARCH (0,2), como mostra a Tabela 7.

**Tabela 7** - Valores de Critério de Informação para escolha entre os modelos ARCH e GARCH

Modelo	Critério AICc
ARCH(1)	-424,9
ARCH(2)	-425,2
ARCH(3)	-421,5
GARCH(1,1)	-423,6
GARCH(2,2)	-416,0

**Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

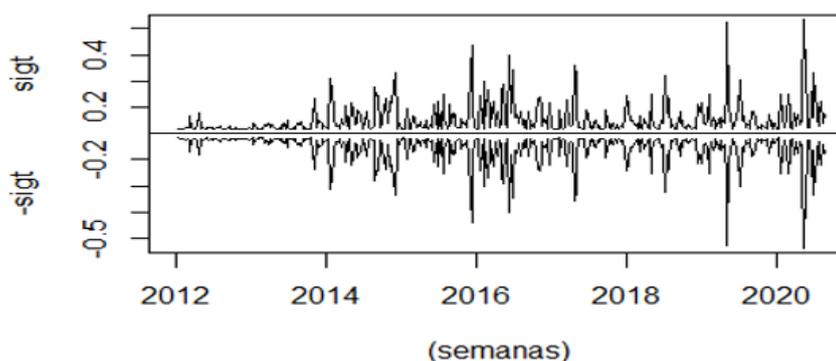
Na Tabela 8 estão os resultados da estimação do modelo ARCH (0,2). Os coeficientes são todos maiores do que zero e estatisticamente significativos a 10% indicando que a volatilidade do momento passado, explica a volatilidade no momento presente.

**Tabela 8** - Estimação do modelo ARCH (0,2)

	Coefficientes	Erro-padrão	Estatística -t	Probabilidade
$\alpha_0$	0,0141	0,0009	14,69	0,0000***
$\alpha_1$	0,4643	0,0792	5,86	0,0000***
$\alpha_2$	0,0528	0,0287	1,83	0,068*

**Nota:** \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%. **Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa

A Figura 3 mostra a volatilidade nos preços da manga Palmer paga aos produtores do Vale do São Francisco. O preço da manga é menos volátil até 2013 e, em meados de 2014, tendo um pico de volatilidade acentuada em 2016, e possuindo alguns *clusters* de volatilidade.



**Figura 3- Volatilidade no preço semanal da manga Palmer.**Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Vários motivos podem causar a volatilidade nos preços da manga, como a qualidade da fruta, a quantidade ofertada, políticas agrícolas ou econômicas, períodos de safras, entressafras e cenário nacional socioeconômico. Em 2019 e, principalmente em 2020, os preços da manga Palmer mostram-se mais voláteis. Essa maior acentuação da volatilidade no ano de 2020 pode ter ocorrido devido à instabilidade do mercado causada pela Covid-19, quando os preços se apresentam como maior oscilação. É importante tentar minimizar os riscos de prejuízos, uma

vez que a variação rápida nos preços apresenta maior insegurança ao produtor e exige uma maior cautela para estudar o processo de venda.

As estimativas do preço futuro da manga Palmer, pago ao produtor do Vale do São Francisco, estão apresentados na Tabela 9. Constitui-se uma previsão para as próximas 18 semanas, considerando que a série original contém apenas até a trigésima quarta semana de 2020. Com a previsão é possível completar as semanas restantes do ano de 2020. Com um valor de 9,9%, de acordo com erro percentual médio o modelo possui um bom desempenho para previsões, de maneira que, quanto menor o erro percentual médio, melhor a performance do modelo nas previsões. Além disso, o erro médio absoluto do modelo foi apenas de 0,1%, sinalizando que o modelo está bem ajustado. O intervalo de confiança garante que com 90% os valores previstos estão entre o intervalo inferior e superior.

**Tabela 9** - Valores de preços em quilogramas previstos da manga Palmer 18 semanas a frente

Período	Valores Previsto	Limite inferior*	Limite superior*
2020.35	1,610884	1,3464222	1,875345
2020.36	1,584229	1,1722924	1,996165
2020.37	1,569069	1,0438582	2,09428
2020.38	1,557294	0,938207	2,17638
2020.39	1,554788	0,8541191	2,255457
2020.40	1,559219	0,7854919	2,332947
2020.41	1,558925	0,718461	2,39939
2020.42	1,565832	0,663552	2,468111
2020.43	1,56256	0,6024369	2,522684
2020.44	1,566115	0,5514403	2,580791
2020.45	1,566129	0,4996888	2,632569
2020.46	1,561553	0,4457475	2,677359
2020.47	1,573834	0,4107562	2,736913
2020.48	1,570403	0,3619	2,778906
2020.49	1,570412	0,3181312	2,822694
2020.5	1,577852	0,2832725	2,872432
2020.51	1,586427	0,250888	2,921967
2020.52	1,588857	0,2135775	2,964137
<i>Percentual do erro absoluto médio (PEAM)</i>	<i>9,9221</i>		
<i>Erro absoluto médio</i>	<i>0,1602</i>		

**Fonte:** Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.\* Os limites inferior e superior do Intervalo com 90% de confiança

Os resultados da Tabela 9 apontam que os preços das últimas semanas de 2020 estarão em torno de R\$ 1,00 por quilograma. Essa baixa de preço é justificável devido essas semanas corresponderem ao período de safra da fruta. Corroborando com os resultados encontrados na estimação da sazonalidade, dado que, nas últimas semanas do ano o preço médio da manga Palmer tende a estar abaixo do preço médio histórico.

## 6. Conclusões

Este ensaio estudou o comportamento do preço da manga Palmer pago ao produtor do Vale do Submédio São Francisco, sendo analisado os componentes: tendência, sazonalidade e

volatilidade. Além disso, é realizada uma previsão de preço futuro para as 18 semanas seguintes em relação ao período de estudo.

Conforme os resultados empíricos, há tendência de crescimento no preço da manga Palmer entre a primeira semana de 2012 até a trigésima quarta semana de 2020, o que demonstra a valorização do produto no mercado interno. O teste de raiz unitária sazonal detectou uma sazonalidade de 12 e 28 semanas. A regressão por variáveis *dummies* indica que, entre a oitava semana e a trigésima sétima, o preço da manga tende a ficar acima da média histórica. Os resultados mostram também a existência de volatilidade condicional no preço da manga. Com relação às previsões futuras de preços nas últimas 18 semanas do ano de 2020 os preços estarão em torno de R\$1.

Portanto, conclui-se que pesquisas sobre o comportamento do preço da manga Palmer é de suma relevância para auxiliar e direcionar melhor o produtor nas suas tomadas de decisões, tais como identificar o melhor período da venda do produto, otimizando o lucro.

Na fruticultura, o mercado da manga é promissor, porém é necessário que o produtor tenha conhecimento e cautela a fim de identificar o melhor momento para iniciar ou ampliar a sua produção, tendo em vista que vários fatores climáticos e macroeconômicos interferem diretamente no preço do produto.

## 7. Referências

- Arêdes, A. D., & Pereira, M. W. G. (2008). Potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão do preço do trigo no Estado do Paraná. *Revista de Economia Agrícola*, 55(1), 63-76.
- Anuário Brasileiro da Fruticultura. (2018). *Cartas na Manga* (68 p.). Santa Cruz do Sul: Gazeta do Sul.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis: forecasting and control* San Francisco. Calif: Holden Day.
- Cáceres-Hernández, J. J. C. (1996). Contraste de raíces unitarias en datos semanales. *Estadística española*, 38(141), 139-159.
- Campos, K. C. (2007). Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio*, 5(3), 303-327.
- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/USP. (2020). *Banco de dados de preços médios da manga*. Recuperado em 22 de março de 2021, de <https://www.hfbrasil.org.br/br/banco-de-dados-precos-medios-dos-hortifruticolas.aspx>
- Djau, M. A., Reis, J. N. P., & Lima, P. V. P. S. (2014). Análise de variação de preços de frutas no Estado do Ceará de 2007 a 2011. *Enciclopédia Biosfera*, 10(18), 3434-3446.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & James, H. S. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Fava, V. L. (2000). Título Capítulo 8. In M. A. S. Vasconcelos & D. Alves (Eds.), *Manual de econometria*. São Paulo: Editora Atlas.

- Finamore, E., & Gomes, A. (1999). Uma alternativa à análise de tendência em séries temporais. In *Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural* (Vol. 37, pp. 1-9). Brasília: Associação Brasileira de Economia e Sociologia Rural.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations – FAOTSTA (2020). Recuperado em 22 de março de 2021, de <http://www.fao.org/faostat/en/#data/QC/visualize>
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*. New York: Pearson Education.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica-5*. São Paulo Amgh Editora.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2), 215-238.
- Hyndman, R. J., & Khandakar, Y. (2008). Automatic time series forecasting: the forecast package for R. *Journal of Statistical Software*, 27(3), 1-22.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2020). Produção Agrícola Municipal – PAM. Recuperado em 22 de março de 2021, de <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html>
- Kazmier, L. J. (1982). *Estatística aplicada à economia e administração*. São Paulo : McGraw-Hill.
- Lamounier, W. M. (2001). *Comportamento dos preços no mercado "spot" de café do Brasil: análise nos domínios do tempo e da frequência* (Tese de Doutorado). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- Lamounier, W. M. (2007). Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços spot do café brasileiro na NYBOT. *Gestão & Produção*, 14(1), 13-23.
- Lima, J. R. F. D., Almeida, G. V. B., Pereira, A., & Araújo Júnior, J. N. (2018). Análise do mercado de manga produzida no Vale do São Francisco: cenário atual e perspectivas para o curto prazo. In *Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural do Regional Nordeste - Novas dinâmicas de desenvolvimento do Semiárido: Anais*. Juazeiro: UNIVASF/SOBER-NE.
- Lima, J. R. F. D., Sales Silva, J., & Barbosa Santos, R. K. (2013). Comportamento dos preços da manga exportada do Brasil: 2004-2012. *Organizações Rurais e Agroindustriais*, 15(3), 370-380.
- Lima, M. A. C., Sá, I. B., Kill, L. H. P., Borges, R. M. E., Lima Neto, F. P., Soares, J. M., Leão, P. C. S., Silva, P. C. G., Correia, R. C., Silva, A. S., Sá, I. I. S., & Silva, D. F. (2009). *Subsídios técnicos para a indicação geográfica de procedência do Vale do Submédio São Francisco: uva de mesa e manga*. Petrolina: Embrapa Semiárido-Documentos.
- Marques, R. W. C., & Caixeta Filho, J. V. (2002). Sazonalidade do mercado de flores e plantas ornamentais no Estado de São Paulo: o caso da CEAGESP-SP. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 40, 789-806.
- Morettin, P. A., & Toloi, C. (2004). *Análise de séries temporais*. São Paulo: Edgar Blucher .
- Melo, C. O., & Moro, L. (2013). Sazonalidade de preços do trigo no Paraná de 2000 a 2012. *Revista de Política Agrícola*, 22(4), 4-14.
- Mouco, A. C., & Lima Neto, F. P. (2018 ). *A mangueira no Vale do São Francisco*. Recuperado em 22 de março de 2021, de <https://www.todafruta.com.br/wp-content/uploads/2018/06/MANGA.pdf>

- Nicola, D. S., Freitas, C. A., & Paz, M. V. (2008). Previsão dos preços do açúcar e análise da sua volatilidade no mercado futuro brasileiro (2003 a 2007): uma aplicação de modelos da Família Arch. In *XLVI Congresso de Economia e Sociologia Rural*. Brasília: Associação Brasileira de Economia e Sociologia Rural.
- Paiva, E. C., Lemos, J. J. S., & Campos, R. T. (2021). Previsões para a produção de leite sob instabilidade pluviométrica no Ceará no período de 1974 a 2019. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 60, e252091.
- Silva, J. D. S. Lima, J. R. F., Santos, R. K. B., Santos, A. S., & Andrade, C. A. S. (2011). Análise do comportamento dos preços de manga exportada do Brasil: análise no domínio do tempo. In *Congresso Regional da Sober - Nordeste - desafios do desenvolvimento para a inclusão social*. Petrolina: Embrapa Semiárido/FACAPE/UNIVASF/Instituto Federal do Sertão Pernambucano.
- Silva, P. R., Ojima, A. L. R. D. O., Verdi, A. R., & Francisco, V. L. D. S. (2006). A importância do Pólo Frutícola Bandeirante no agronegócio paulista. In *XLIV Congresso de Economia e Sociologia Rural*. Brasília: Associação Brasileira de Economia e Sociologia Rural.
- Soares, N. S., & Silva, M. L. (2017). Análise de risco, retorno e volatilidade dos preços do sisal na Bahia, 2008-2015. *Revista Economica do Nordeste*, 48(4), 45-54.
- Soares, N. S., Sousa, E. P., & Silva, M. L. (2012). Análise de previsões de preços da castanha de caju no Ceará. *Revista Economica do Nordeste*, 43(3), 487-500.
- Sousa, A. M. D., Barroso Neto, A. M., Pinheiro, J. I., Silva, V. B., & Nogueira, D. B. (2015). Comportamento dos preços de milho e feijão caupi no mercado do estado do Ceará. *Revista Verde de Agroecologia e Desenvolvimento Sustentável*, 10(5), 16.
- <conf>Sousa, R. P., Campos, K. C., Silva, J. D. S., & Santos, R. K. B. (2012). Volatilidade de preços da manga: uma análise no Pólo Petrolina/Juazeiro. In Encontro Pernambucano de Economia (Vol. 1, pp. 1-14). Recife: ENPECON.</conf>
- Souza, R. S. D., Viana, J. G. A., & Bortoli, A. (2006). Tendência histórica de preços pagos ao produtor na pecuária do Rio Grande do Sul, Brasil. *Ciência Rural*, 36(5), 1511-1517.
- Stevenson, W. J. *Estatística aplicada à Administração*. São Paulo: Harbra, 1981.
- Viana, J. G. A., Barchet, I., Zen, B., & Souza, R. S. D. (2010). Tendência histórica de preços pagos ao produtor de hortifrutigranjeiros do Rio Grande do Sul, Brasil. *Ciência Rural*, 40(7), 1643-1650.
- Viana, J. G. A., Moraes, M. R. E., Dorneles, J. P., & Damboriarena, L. A. (2015). Avaliação do comportamento dos preços da pecuária de corte do rio grande do sul no período 2000-2011. *Revista em Agronegócio e Meio Ambiente*, 8(3), 523-542.
- Werner, L., & Ribeiro, J. L. D. (2003). Previsão de demanda: uma aplicação dos modelos Box-Jenkins na área de assistência técnica de computadores pessoais. *Gestão & Produção*, 10(1), 47-67.

**Recebido:** Março 22, 2021.

**Aceito:** Janeiro 06, 2022.

**JEL Classification:** Q13, Q11, C32.