



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA
CURSO DE AGRONOMIA

HERBSON ISMAEL HONÓRIO LUZ

ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DE PREÇOS DA CASTANHA DE CAJU NO
CEARÁ

FORTALEZA

2022

HERBSON ISMAEL HONÓRIO LUZ

**ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DE PREÇOS DA CASTANHA DE CAJU NO
CEARÁ**

Monografia apresentada ao Curso de Agronomia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Agronomia.

Orientador: Prof. Dr. Vitor Hugo Miro Couto Silva.

FORTALEZA

2022

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- L994a Luz, Herbson Ismael Honorio.
Análise do comportamento de preços da castanha de caju no Ceará / Herbson Ismael Honorio Luz. –
2022.
31 f. : il. color.
- Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências
Agrárias, Curso de Agronomia, Fortaleza, 2022.
Orientação: Prof. Dr. Vitor Hugo Miro Couto Silva.
1. Séries temporais. 2. Preços da castanha de caju. 3. Sazonalidade. I. Título.

CDD 630

HERBSON ISMAEL HONÓRIO LUZ

**ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DE PREÇOS DA CASTANHA DE CAJU NO
CEARÁ**

Monografia apresentada ao Curso de Agronomia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Agronomia.

Orientador: Prof. Dr. Vitor Hugo Miro Couto Silva.

Aprovada em: 31 / 01 / 2022.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Vitor Hugo Miro Couto Silva (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Edward Martins Costa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Marcos Paulo Mesquita da Cruz
Discente do Programa de Doutorado em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará
(UFC)

AGRADECIMENTOS

Agradeço a minha esposa, Sandra, e meu filho, Misael, que me suportaram por todo o meu período de formação, no sentido mais amplo do verbo suportar.

Sou muito grato aos meus pais, Eliete e Ageu (in memoriam), minhas irmãs, Francisca e Glaucimar, pelo apoio moral, psicológico e até material que sem isso teria sido muito mais difícil do que foi, ou teria sido até mesmo impossível.

Muito obrigado aos colegas de curso por fazerem parte dessa etapa da minha vida como também me permitir fazer parte das suas. Um agradecimento especial ao amigo Júlio César que nos momentos certos deu encorajamento e apoio quando parecia que eu estava sozinho, como o derradeiro maratonista.

E por último, mas não menos importante, muitíssimo obrigado ao meu orientador Professor Vitor Hugo pela paciência em me orientar nesse momento desafiador, atípico, e tão conturbado de isolamento social e outros desafios inerentes a uma pandemia.

RESUMO

O Ceará é o maior produtor de caju, tanto de polpa (pedúnculo) como de castanha, a área colhida no ano de 2018 correspondeu a 63,5% da área colhida total no Brasil. Como toda atividade agrícola a cajucultura tem riscos próprios (clima, preço e disponibilidade de insumos, produção sazonal) que demandam um olhar mais cuidadoso no planejamento e na condução da empresa agrícola. Uma das ferramentas para melhorar as tomadas de decisão por parte dos agentes econômicos da cadeia produtiva agrícola é o conhecimento das causas da flutuação dos preços dos produtos comercializados. Por meio de modelos de regressão linear simples foram decompostas séries de preços de castanha de caju em casca pagos ao produtor de janeiro de 2014 a setembro de 2021, e de preços de castanha de caju beneficiada pagos no atacado de junho de 2014 a setembro de 2021. Os modelos foram submetidos ao teste t de *Student* com um nível de significância (α) de 5%. Os modelos de regressão para as duas séries de preços mostraram tendência de decrescimento, no entanto, o coeficiente linear dos preços ao produtor foi estatisticamente não significativo, portanto, tendência de estabilidade. A previsão de preços para setembro de 2022 com base nos modelos de regressão e levando em conta o fator sazonal indicam preço de R\$ 4,83/Kg para a castanha em casca (produtor). Para a castanha beneficiada, considerando o fator de sazonalidade, o preço chegou a R\$ 34,02/Kg.

Palavras-chave: séries temporais; preços da castanha de caju; tendência; sazonalidade.

ABSTRACT

Ceará is the biggest cashew producer in Brazil, both the pulp (peduncle) and the nut, the harvested area in 2018 was tantamount to 63,5% of Brazil's total harvested area. Like any agricultural activity, cashew production has its own risks (weather, price and availability of resources, seasonal production) which demand a careful approach towards planning and managing an agricultural enterprise. One of the tools used to improve the decision making of the economical agents in the agricultural productive chain is the knowledge of the reasons behind the product's price fluctuation. The price series, of shelled cashew nut prices paid to the producer from January 2014 to September 2021 and processed cashew nut prices paid in wholesale from June 2014 to September 2021, were decomposed through simple linear regression models. The models were subjected to Student's t-test with a significance level of 5%. The regression models for the two price series showed a downward trend, however, the linear coefficient of producer prices wasn't statistically significant, showing a stability trend. The price forecast for September 2022, based on the regression models and taking into account the seasonal factor, indicate a price of R\$ 4.83/Kg for the shelled nut (producer). For processed nut, considering the seasonality factor, the price reached R\$ 34.02/Kg.

Key-words: time series; cashew nut price; tendency; seasonality.

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 – Resultados da estimação do modelo de tendência linear simples para o preço pago ao produtor ($\alpha=5\%$; $t_{\frac{\alpha}{2}}=2,2795$).....	24
Tabela 2 – Resultados da estimação do modelo de tendência linear simples para o preço pago no atacado ($\alpha=5\%$; $t_{\frac{\alpha}{2}}=2,2962$).....	24
Tabela 3 – Valores médios mensais do preço da castanha em casca pago ao produtor e fator sazonal.....	25
Tabela 4 – Valores médios mensais do preço da castanha beneficiada pago no atacado e fator sazonal.....	26

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Preços de castanha em casca pago ao produtor de janeiro de 2014 a setembro de 2021.....	12
Gráfico 2 – Preços de castanha beneficiada pagos no atacado de junho de 2016 a setembro de 2021.....	13
Gráfico 3 - Dados faltantes da série de preços pagos ao produtor preenchidos a partir de regressão linear.....	13
Gráfico 4 – Preço real pago ao produtor, tendência estimada e tendência com componente sazonal.....	27
Gráfico 5 – Preço real pago no atacado, tendência estimada e tendência com componente sazonal.....	27
Gráfico 6 – Preço real pago ao produtor, tendência estimada e tendência com componente sazonal com previsão de um ano.....	28
Gráfico 7 – Preço real pago no atacado, tendência estimada e tendência com componente sazonal com previsão de um ano.....	28

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	REVISÃO DE LITERATURA.....	11
3	ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	12
3.1	Dados da pesquisa.....	12
3.1.1	<i>Dados faltantes.....</i>	<i>13</i>
3.1.2	<i>Deflacionamento.....</i>	<i>14</i>
3.2	Análise básica de séries temporais.....	14
3.2.1	<i>Regressão linear simples e estimação da tendência linear.....</i>	<i>16</i>
3.2.2	<i>Medidas de “ajuste”.....</i>	<i>20</i>
3.2.3	<i>Análise da sazonalidade.....</i>	<i>20</i>
3.2.4	<i>Previsão sazonal usando preditores binários.....</i>	<i>21</i>
3.2.5	<i>Médias móveis.....</i>	<i>21</i>
3.2.6	<i>Previsões.....</i>	<i>22</i>
4	ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	24
4.1	Tendência.....	24
4.2	Tendência e Sazonalidade.....	25
4.3	Previsão.....	27
5	CONCLUSÕES.....	30
	REFERÊNCIAS.....	31

1 INTRODUÇÃO

A castanha de caju, fruto do cajueiro (*Anacardium occidentale* L.), é um dos produtos com maior representatividade na agricultura cearense. Segundo o relatório de Produção Agrícola Municipal (IBGE, 2020), 99,7% da área colhida no Brasil destinada à produção de castanha está na região Nordeste e apenas o Ceará corresponde a 63,3% da área no país.

No cenário mundial, os dois maiores produtores, Costa do Marfim e Índia, somam juntos 44,3% da área colhida mundial. No caso da Costa do Marfim, a área colhida compensa a produtividade, inferior à média mundial, possibilitando a produção de aproximadamente 847 mil toneladas de castanha de caju em 2020. O Vietnã alcança esse posto de terceiro maior produtor mundial não por sua área colhida mas pela sua elevada produtividade (1025 Kg/ha), o que lhe rendeu uma produção de aproximadamente 284 mil toneladas de castanha de caju em 2020. (BRAINER, 2021)

Em relação a produção mundial, o Brasil aparece na sexta posição com 428,86 mil ha, depois de um longo período como a terceira maior área mundial. A queda no ranking deveu-se principalmente à longa estiagem (2012-2016) que ocasionou a perda de 40% da área colhida. A produção de castanha de caju no Brasil, seja em forma de amêndoa da castanha de caju (ACC) ou castanha de caju com casca, ainda necessita de investimento e pesquisas para conseguir competir com os principais exportadores deste produto. Tradicionalmente, o cultivo do caju no Ceará, assim como em toda a região Nordeste, era realizado em regime de sequeiro, com baixo nível tecnológico e baixa produtividade (MACÊDO; COSTA; NUNES, 2018). No entanto, esse cenário vem mudando. Além da substituição das plantas por clones de cajueiro anão precoce, os produtores vêm investindo cada vez mais em irrigação, o que aumenta sensivelmente os resultados financeiros das empresas agrícolas que investem no setor e reduz a vulnerabilidade da cultura em períodos de forte estiagem.

A importância da cajucultura no Nordeste é justificável. Conforme destacam Pessoa, Miranda e Maia (2020), o cajueiro é considerado uma planta resistente e muito bem adaptada às condições de seca. No entanto, a incorporação de novas tecnologias de cultivo possui o potencial de alavancar a produtividade e a importância econômica da cultura do caju. O aumento da produtividade, menor risco de perda de produção, ampliação do período de colheita e melhoria da qualidade da castanha e pedúnculo são algumas das vantagens de plantas que resultam de pesquisa em melhoramento genético do setor.

A natureza sazonal da comercialização da castanha no Ceará influencia no preço pago ao produtor ao longo do ano e, portanto, requer uma melhor compreensão do tema para

nortear tomadas de decisão que minimizem prejuízos e maximizem lucros. Outros fatores como períodos de seca podem influenciar na flutuação dos preços em comparação com mesmo período em outros anos.

Considerando esse cenário, a presente monografia adota como problema de pesquisa o estudo sobre o comportamento de preços da castanha de caju ao nível do produtor e do atacado no estado do Ceará. O objetivo do trabalho é aplicar técnicas básicas da análise de séries temporais, identificar componentes de tendência e sazonalidade nos preços aplicando técnicas básicas da análise de séries temporais e, com base nestes componentes, realizar um exercício simples de previsão de preços para curto prazo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O controle do risco tem sido utilizado como ferramenta para elevar a eficiência das atividades econômicas. Para Lamounier (2007) um aspecto importante para gestão mais eficiente dos riscos é a melhor compreensão da causa das flutuações dos preços pelos agentes econômicos, uma vez que não podem ser evitadas.

O ambiente em que se desenvolvem as atividades agropecuárias possui algumas especificidades exclusivas que afetam a forma como gestores devem conduzir os negócios e tomar decisões. Dentre as características da atividade agropecuária se destacam a dependência de processos biológicos e do clima, produção estacional frente a uma demanda permanente, além de características dos mercados de produtos agrícolas que se assemelham ao modelo de concorrência perfeita e tornam produtores “tomadores” de preço (KAY; EDWARDS; DUFFY, 2014).

Leite e Waquil (2007) também argumentam que a dependência do clima, a produção estacional e a especificidade dos produtos são algumas características que impõe elevado risco à atividade agrícola. Segundo estes autores, estas características determinam constantes flutuações nos preços dos produtos agrícolas que, por sua vez, possuem comportamentos distintos entre diferentes produtos e, também, ao longo dos anos.

Tabosa *et al.* (2020) também destacam que as atividades agropecuárias são expostas a riscos e incertezas que incluem riscos relacionados à produção, preços, operações, liquidez, fatores jurídicos e de crédito. Segundo estes autores, a incerteza está sempre circulando a vizinhança da atividade do agronegócio, podendo causar perdas irreparáveis aos agentes econômicos que a compõem.

Nesse sentido, entender o comportamento dos preços é uma importante ferramenta, não apenas para identificar mercados com maior ou menor potencial ao longo do tempo, mas como forma de visualizar alternativas para viabilizá-los. A análise do comportamento de preços ao longo do tempo também constitui uma ferramenta imprescindível ao planejamento da atividade agropecuária, fato este cada vez mais importante frente ao aumento da competitividade do setor (LEITE; WAQUIL, 2007).

Como destacam Leite e Waquil (2007), o conhecimento do comportamento dos preços e seus componentes são fundamentais, de forma que viabilizem não apenas a formulação de políticas setoriais, mas também como orientação aos produtores no planejamento de suas atividades.

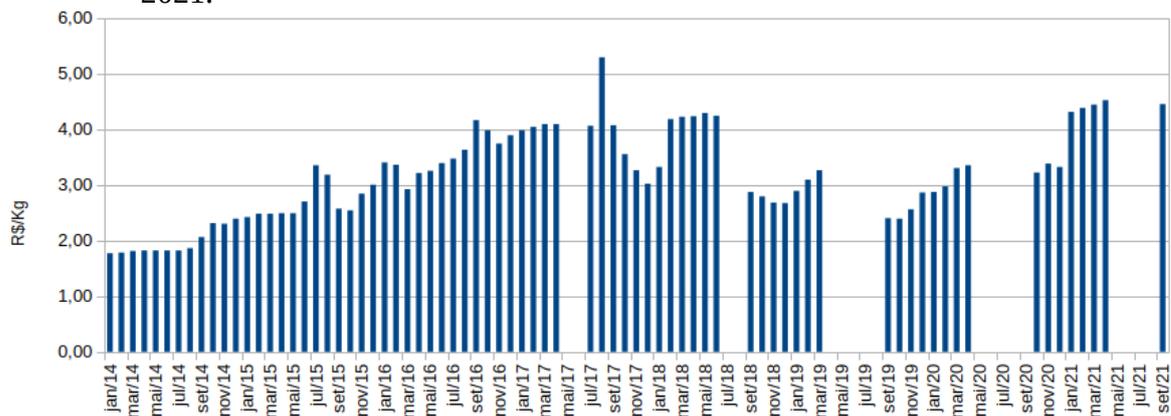
3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

A análise realizada na presente monografia utilizou dados obtidos no *site* da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2020) relativos ao preço (em R\$/kg) da castanha de caju beneficiada (nível de comercialização: atacado) e da castanha de caju em casca (nível de comercialização: produtor).

3.1 Dados da pesquisa

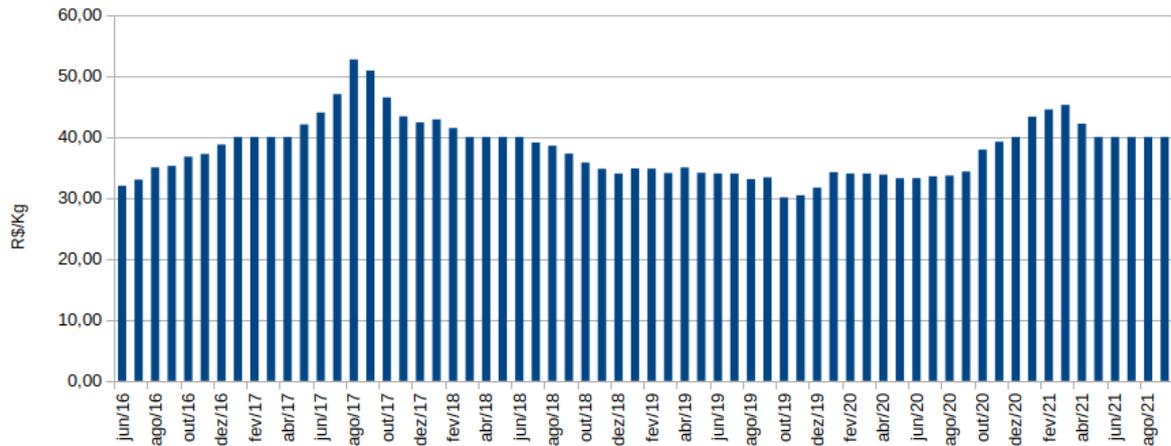
Os dados relativos ao preço pago aos produtores da castanha de caju em casca referem-se ao período que se estende de janeiro de 2014 a setembro de 2021 (Gráfico 1). Por sua vez, as informações de preço da castanha beneficiada, no atacado, referem-se ao período de junho de 2016 até setembro de 2021 (Gráfico 2). No momento do desenvolvimento da pesquisa, a base de dados da CONAB não disponibilizava as informações sobre a série de preços pagos no atacado antes de junho de 2016, pela mesma razão estão faltando dados de alguns meses da série de preços pagos ao produtor.

Gráfico 1 – Preços de castanha em casca pago ao produtor de janeiro de 2014 a setembro de 2021.



Fonte: Elaboração própria com dados da CONAB (2021).

Gráfico 2 – Preços de castanha beneficiada pagos no atacado de junho de 2016 a setembro de 2021.

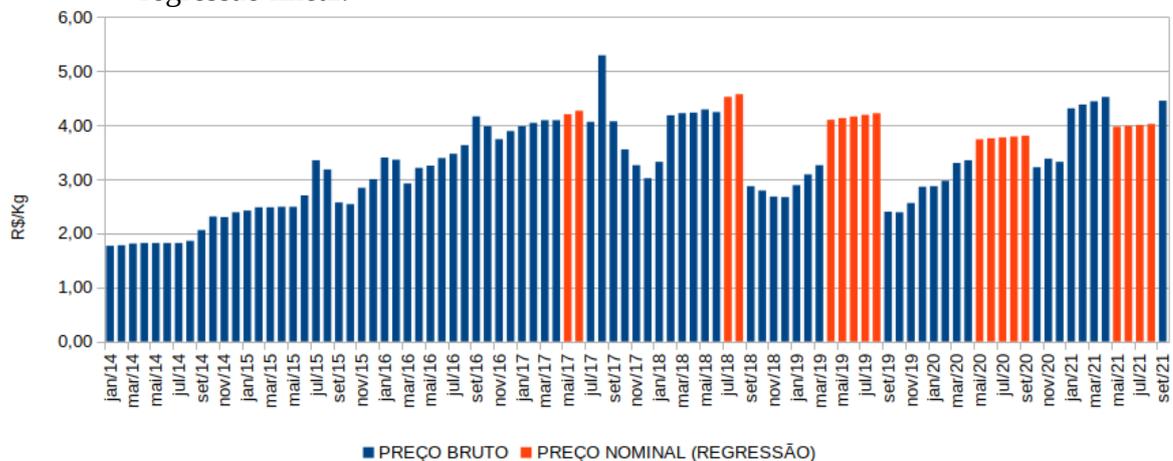


Fonte: Elaboração própria com dados da CONAB (2021).

3.1.1 Dados faltantes

A série de preços pagos aos produtores apresentava dados faltantes para diversos meses. Para contornar esse problema, foi adotado um modelo de regressão linear, em que informações faltantes foram preenchidas com o valor predito, o que resultou em uma série completa, ou seja, sem dados faltantes (Gráfico 3). O modelo de regressão foi escolhido entre outros modelos, como interpolação e média móvel, por se tratar de um modelo simples e suficiente para estimar dados faltantes ao acaso (MAR, do inglês *missing at random*) para um curto período de tempo, conforme afirma Martins (2017).

Gráfico 3 - Dados faltantes da série de preços pagos ao produtor preenchidos a partir de regressão linear.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

3.1.2 Deflacionamento

De forma a considerar os valores reais dos preços, descontados os efeitos da inflação no período, as séries de preços mensais nominais foram atualizadas (deflacionadas) de acordo com o IGP-DI, disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2021). Com os preços deflacionados, foram aplicadas ferramentas matemáticas e estatísticas para decompor a série e estimar tendência, sazonalidade e fazer um exercício de previsão simples para um horizonte de um ano. Os cálculos foram feitos com a planilha eletrônica *Calc* do programa de código livre *LibreOffice*.

3.2 Análise básica de séries temporais

Uma variável de série temporal (denotada por Y) consiste em dados observados sequencialmente ao longo do tempo.

Segundo Doane e Seward (2014) uma série temporal Y pode ser decomposta em quatro componentes:

- a) Tendência: representa um padrão de crescimento/decrescimento da variável em um certo período;
- b) Ciclo: Longas ondas, mais ou menos regulares, em torno de uma linha de tendência;
- c) Sazonalidade: representa padrões de comportamento que se repetem em específicas épocas do ano;
- d) Irregularidade: representa os efeitos que não foram incorporados pela série de tempo e não possuem um padrão aparente, trata-se do componente aleatório da série.

A decomposição emprega métodos estatísticos e pode adotar a suposição de que o processo gerador da série seja um modelo aditivo ou multiplicativo (Quadro 1). Com a identificação destes componentes, é possível projetá-los para períodos futuros, compondo uma previsão simples para a variável em análise.

Quadro 1 - Modelos dos processos geradores da série.

Modelo	Componentes	Uso
Aditivo	$Y = T + C + S + I$	Dados de magnitudes similares (dados de curto prazo ou sem tendência) com crescimento ou decrescimento absoluto constante.
Multiplicativo	$Y = T \times C \times S \times I$	Dados de magnitude crescente ou decrescente (dados de longo prazo ou com tendência) com crescimento ou decrescimento percentual constante.

Fonte: DOANE e SEWARD, 2014.

Conforme aponta Doane e Seward (2014), a forma aditiva é atraente em virtude de sua simplicidade, mas o modelo multiplicativo é frequentemente mais útil quando os dados variam em ordem de magnitudes. Em sequências curtas, particularmente, não importa muito o modelo assumido. Na verdade, as formas dos modelos são fundamentalmente equivalentes, pois o modelo multiplicativo torna-se aditivo se usarmos o logaritmo natural, por exemplo, como na Equação 1:

$$\ln Y = \ln(T \times C \times S \times I) = \ln T + \ln C + \ln S + \ln I \quad (1)$$

A **tendência** é um movimento geral no decorrer dos anos ($t = 1, 2, \dots, n$), mas não uma mudança por uns poucos anos. Algumas tendências são estáveis e previsíveis. A série pode crescer constantemente, se manter relativamente estável ao longo do tempo, ou decair constantemente. Existem tendências sutis dentro de cada uma destas categorias de comportamento. Uma série temporal pode progredir a uma taxa linear estável, a uma taxa crescente ou a uma taxa decrescente. Uma tendência matemática pode ser ajustada para quaisquer dados, mas seu valor preditivo depende da situação (DOANE; SEWARD, 2014).

A **sazonalidade** é um comportamento repetitivo e cíclico dentro do período de um ano. Apesar de pensarmos frequentemente na sazonalidade como ondas senoidais, os padrões sazonais podem não ser suaves. Picos e declínios podem ocorrer em qualquer mês ou trimestre, e cada indústria ou mercado pode defrontar-se com seu próprio padrão sazonal exclusivo (DOANE; SEWARD, 2014).

Um **ciclo** é um movimento para cima e para baixo, repetitivo, em torno de uma tendência que cobre vários anos. Em qualquer economia de mercado existem ciclos amplos de negócios que afetam o emprego e a produção (DOANE; SEWARD, 2014).

Depois de extrairmos a tendência e a sazonalidade de uma série temporal, um ciclo pode ser detectado como autocorrelação nos resíduos. Apesar de serem importantes, não

há uma teoria geral de ciclos, e mesmo aqueles identificados em indústrias específicas têm ritmo irregular e causas complexas que desafiam uma generalização. Em um pequeno número de períodos (uma situação típica de previsão), os ciclos não são detectáveis ou podem parecer uma tendência.

A **irregularidade (I)** é dado como um distúrbio aleatório que não segue nenhum padrão aparente. Também é chamado componente do erro ou ruído aleatório, refletindo todos os outros fatores que não sejam tendência, ciclo ou sazonalidade. Grandes componentes de erro não são incomuns, presentes em variáveis que flutuam bastante ao longo do tempo. Quando o componente irregular é grande, pode ser difícil isolar outros componentes individuais do modelo. Alguns dados são puramente irregulares. Nestes casos, para realizar previsões de curto prazo é possível empregar técnicas específicas como as médias móveis ou suavização exponencial.

3.2.1 Regressão linear simples e estimação da tendência linear

Existem diferentes modelos para a análise de tendências. Os três principais modelos de tendência e suas respectivas formas funcionais são os seguintes:

- a) modelo de tendência linear

$$y_t = a + bt$$

- b) modelo de tendência exponencial

$$y_t = a e^{bt}$$

- c) modelo de tendência quadrática

$$y_t = a + bt + ct^2$$

Com $t = 1, 2, \dots, T$.

O modelo de tendência linear possui uma forma simples e muito adequada para séries que crescem ou decaem de forma constante ao longo do tempo. Mesmo quando o comportamento da série não é tão claro, costuma ser preferido em aplicações de negócios por ser um modelo simples e suficiente para previsão a curto prazo, em que não existam razões muito fortes para considerar modelos alternativos e mais complexos. O modelo de tendência exponencial costuma ser utilizado para avaliar variáveis com crescimento composto ao longo do tempo, sendo muito utilizado para séries de variáveis financeiras. Por sua vez, o modelo quadrático é preferível para testar comportamento não linear quando existe uma aparente inversão de tendência nos dados, um “cotovelo” (DOANE; SEWARD, 2014).

Pelas razões acima iremos aplicar uma análise de tendência linear, em que os parâmetros de coeficiente angular e intercepto são estimados adotando um modelo de regressão linear e a aplicação do método de mínimos quadrados ordinários (MQO).

Em um modelo linear simples permite a modelagem com uma variável dependente, ou de resposta, dada por y , e uma variável independente ou preditora x . A relação entre y e x , que se assume linear, por hipótese, é apresentada como um modelo de regressão populacional com a seguinte forma funcional (Equação 2):

$$y = \alpha + \beta x + \varepsilon \quad (2)$$

Nesta equação de regressão simples os termos α e β representam, respectivamente, parâmetros para o intercepto e a inclinação. Por sua vez, o termo ε corresponde ao erro aleatório, assumindo a existência de fatores adicionais, que não apenas x , que afetam os movimentos de y , além dos próprios erros de medida de y . Em termos estatísticos, o termo de erro é dado pela diferença entre o valor esperado para y e o verdadeiro valor desta variável.

Dada uma amostra de N observações, indexadas por $i = 1, \dots, N$ temos N pares (x_i, y_i) . A partir dos dados amostrais podemos calcular estimativas para os parâmetros α e β , denotadas respectivamente por a e b , e obter uma versão amostral do modelo de regressão, representada na Equação 3:

$$\hat{y}_i = a + b x_i \quad (3)$$

Na Equação 3, \hat{y}_i representa uma estimativa para y_i . A diferença entre os valores observados na amostra e os valores ajustados pela regressão corresponde ao resíduo e_i . (Equação 4)

$$e_i = y_i - \hat{y}_i \quad (4)$$

A estimação dos parâmetros do modelo pode ser realizada com a aplicação do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), que permite a obtenção de estimadores com propriedades desejáveis como ausência de viés e variância mínima, garantidas pelo Teorema Gauss-Markov (GUJARATI; PORTER, 2011).

A aproximação pelo método de MQO (Equação 5) minimiza a soma do quadrado dos resíduos.

$$\sum_{i=1}^N e_i^2 = \sum_{i=1}^N (y_i - a - b x_i)^2 \quad (5)$$

A resolução deste problema de otimização resulta nos estimadores dos parâmetros do modelo. O estimador do parâmetro de inclinação do modelo b é calculado de acordo com a Equação 6.

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (6)$$

Por sua vez, o estimador do intercepto a é calculado na forma da Equação 7.

$$a = \bar{Y} - b \bar{X} \quad (7)$$

Uma medida de ajuste total é o erro padrão da regressão, denotado por S_e (Equação 8).

$$S_e = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N e_i^2}{N - 2}} \quad (8)$$

Uma vez que temos o erro-padrão S_e , podemos construir intervalos de confiança para os coeficientes e realizar testes de hipóteses sobre os valores estimados.

O erro padrão do coeficiente angular b é dado pela Equação 9.

$$S_b = \frac{S_e}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (9)$$

Pela Equação 10 chega-se ao erro padrão do coeficiente linear do modelo.

$$S_a = S_e \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (10)$$

Esses erros padrões são utilizados para construir intervalos de confiança para os verdadeiros valores do coeficiente angular (Equação 11) e do intercepto (Equação 12). Com

base na distribuição t de Student com $N - 2$ graus de liberdade e definido um nível de significância (5%, por exemplo).

$$b - t_{\alpha/2} S_b \leq \beta \leq b + t_{\alpha/2} S_b \quad (11)$$

$$a - t_{\alpha/2} S_a \leq \alpha \leq a + t_{\alpha/2} S_a \quad (12)$$

Testes de hipótese sobre os parâmetros também podem ser realizados. Uma hipótese bastante comum é a de que o verdadeiro valor do coeficiente angular é diferente de zero, indicando associação entre as variáveis independente, x , e dependente, y . Nesse caso o teste de hipótese envolve uma hipótese nula (Equação 13) e uma hipótese alternativa (Equação 14).

$$H_0: \beta = 0 \quad (13)$$

$$H_1: \beta \neq 0 \quad (14)$$

Adotando um nível de significância, o objetivo é definir uma região de rejeição da hipótese nula e tomar uma decisão de rejeição ou não da hipótese nula com base na seguinte estatística de teste:

$$t_{teste} = \frac{b - b_{h_0}}{S_b} \quad (15)$$

Se o valor de t_{teste} estiver na região de rejeição, tem-se evidência de que a hipótese nula pode ser rejeitada.

Sob posse de uma série de dados temporais, (t, y_t) com $t = 1, \dots, T$, a estimação da tendência linear pode ser realizada ajustando um modelo amostral de regressão linear simples da seguinte forma:

$$\hat{y}_t = a + bt \quad (16)$$

Em que o coeficiente angular (Equação 17) e o coeficiente linear (Equação 18) são calculados da seguinte forma:

$$b = \frac{\sum_{t=1}^T (t - \bar{t})(y_t - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (t - \bar{t})^2} \quad (17)$$

$$a = \bar{y} - b\bar{t} \quad (18)$$

A grande finalidade de estimação deste modelo é decompor componentes da série e ajustar um modelo adequado, que permita previsões.

3.2.2 Medidas de “ajuste”

Existem diferentes medidas de “ajuste”, que indicam quão bem o modelo de tendência estimado se ajusta à série temporal. Dentre os principais se destacam:

a) o desvio médio absoluto (*DMA*):

$$DMA = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t| \quad (19)$$

b) o desvio quadrático médio (*DMQ*):

$$DMI = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (20)$$

c) o coeficiente de determinação:

$$R^2 = 1 - \left(\frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \right) \quad (21)$$

Conforme destacam Doane e Seward (2014), o “ajuste” se refere aos dados históricos, e um bom ajuste não garante boas previsões.

3.2.3 Análise da sazonalidade

No tratamento de dados com periodicidade mensal ou trimestral, deve-se calcular um índice sazonal e aplicá-lo para destacar ou remover a sazonalidade da série. Em um modelo multiplicativo, que normalmente é a suposição usual, um índice sazonal é uma razão entre o valor observado e a média móvel centrada mensal ou trimestral.

A remoção de sazonalidade em uma série temporal é realizada aplicando os seguintes passos:

- a) Calcular uma média móvel centrada (MMC) para cada mês (ou trimestre).
- b) Dividir cada valor observado (y_t) pela MMC para obter razões sazonais.
- c) Tomar a média das razões sazonais por mês (ou trimestre) para obter índices sazonais brutos.
- d) Ajustar os índices sazonais brutos de maneira que eles somem 12 (para dados mensais) ou quatro (para dados trimestrais).
- e) Dividir cada y_t por seu índice sazonal para obter dados sem sazonalidade.

Após a remoção da sazonalidade dos dados, a tendência pode então ser ajustada. Qualquer variação remanescente em torno da tendência (T) é uma evidência dos movimentos irregulares (I) ou “ruído aleatório”.

3.2.4 Previsão sazonal usando preditores binários

Outra maneira de tratar a sazonalidade é estimar um modelo de regressão usando variáveis binárias sazonais como preditores.

Para dados mensais, por exemplo, teríamos doze variáveis binárias, uma para cada mês, mas em um procedimento de estimação devemos omitir uma delas de forma a evitar multicolinearidade perfeita entre elas. A variável binária excluída passará então a compor o intercepto do modelo estimado.

A Equação 22 apresenta um modelo com variáveis binárias para dados mensais d_m , com $m=1, \dots, 12$. Os coeficientes relativos a estas variáveis são dados por γ_m .

$$y_t = a + bt + \sum_{m=2}^{12} \gamma_m d_m \quad (22)$$

3.2.5 Médias móveis

Quando uma série não apresenta uma tendência consistente ou apresentar comportamento muito errático, uma abordagem conservadora é o uso de médias móveis, que podem ser simples ou centradas (DOANE; SEWARD, 2014).

A média móvel simples:

$$\hat{y}_{t,m} = \frac{y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-m+1}}{m} \quad (23)$$

A média móvel centrada:

$$\hat{y}_{t,m} = \frac{y_{t-1} + y_t + y_{t+1}}{3} \quad (24)$$

Existem também os modelos de suavização exponencial, que são um tipo especial de médias móveis, usados para fazer previsões de “um passo à frente”, e que vão sendo atualizados para dados que oscilam para cima e para baixo, mas sem uma tendência consistente.

Deve-se mencionar que na análise de séries temporais existem classes de modelos mais sofisticados e complexos, como os modelos autorregressivos e de médias móveis, pertencentes a família de modelos ARMA (sigla do termo em inglês, *autoregressive moving average*), ou sua generalização para séries não-estacionárias, ARIMA (*autoregressive integrated moving average*). Esses modelos podem ser usados em um trabalho mais avançado no futuro por se tratar de métodos mais sofisticados que escapam do escopo deste trabalho.

3.2.6 Previsões

A equação de regressão é um estimador da média condicional de y , isto é, o valor esperado de y para dado valor de x , denotado $E(y|x) = x_i$. Uma vez estimada, a equação pode ser utilizada para fazer previsões ou projeções do valor de y dados valores de x , ou no contexto de dados de séries de tempo, valores de t .

Dessa forma temos uma estimativa pontual, mas costuma ser usual obter estimativas de valores possíveis em um intervalo. Para obter estimativas de intervalo o primeiro é ter uma estimativa pontual com o cálculo do valor de \hat{y}_i com base na equação de regressão ajustada e um valor de i . Posteriormente, pode-se obter intervalos com base nas seguintes expressões:

a) Para a média de \hat{y}

$$\hat{y}_i + t_{\frac{\alpha}{2}} S_e \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}} < \hat{y} < \hat{y}_i - t_{\frac{\alpha}{2}} S_e \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}} \quad (25)$$

b) Para um valor de \hat{y} individual

$$\hat{y}_i + t_{\frac{\alpha}{2}} S_e \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}} < \hat{y} < \hat{y}_i - t_{\frac{\alpha}{2}} S_e \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}} \quad (26)$$

A Equação 25 produz um intervalo de confiança para a média condicional de y , enquanto a Equação 26 é um intervalo de predição para valores individuais de y .

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Conforme o objetivo do trabalho, realizou-se a decomposição da série em componentes de tendência e sazonalidade. Com base nestes componentes, foi possível fazer previsão do comportamento do preço a curto a prazo (horizonte de 1 ano no futuro).

4.1 Tendência

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes estatísticos para os coeficientes do modelo de regressão que foi usado para estimar a componente de tendência da série de preços pagos ao produtor.

Tabela 1 – Resultados da estimação do modelo de tendência linear simples para o preço pago ao produtor ($\alpha=5\%$; $t_{\frac{\alpha}{2}}=2,2795$).

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	95% superiores
Intercepto	5,2044	0,2423	21,4809	0,0000	4,7231	5,6856
Coef. Angular (tempo)	-0,0015	0,0045	-0,3271	0,7444	-0,0104	0,0074

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Conforme visto no Gráfico 1 anteriormente, a série de preços nominais apresenta uma tendência clara de aumento ao longo do período considerado. No entanto, considerando preços reais, ou seja, preços deflacionados, o resultado da estimação indica que os movimentos de preços nominais durante o período analisado não são significantes.

A Tabela 1 mostra que a série de preços pagos aos produtores não apresenta uma tendência estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%. O teste de hipótese realizado sobre o coeficiente angular não permite a rejeição da hipótese de que o coeficiente é igual a zero.

Tabela 2 – Resultados da estimação do modelo de tendência linear simples para o preço pago no atacado ($\alpha=5\%$; $t_{\frac{\alpha}{2}}=2,2962$).

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	95% superiores
Intercepto	70,8303	1,8250	38,8112	0,0000	67,1822	74,4784
Coef. Angular (tempo)	-0,4828	0,0488	-9,8888	0,0000	-0,5803	-0,3852

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Com os resultados da estimação do modelo apresentados na Tabela 2 observa-se que o preço pago ao atacado apresenta tendência de decréscimo estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%. Portanto rejeita-se a hipótese de que o coeficiente angular é igual a zero.

4.2 Tendência e Sazonalidade

Fazendo a suposição de um modelo multiplicativo, foram analisados os componentes de tendência e sazonalidade em conjunto.

Os valores médios mensais da série de preços reais pagos aos produtores e os fatores sazonais estimados são apresentados na Tabela 3. Cada fator sazonal mostra a proporção do preço de cada mês em relação à média mensal. Por exemplo, o valor em janeiro corresponde a 95% da média mensal. Na Tabela 3 é possível verificar que entre setembro e março predominam valores abaixo da média mensal, enquanto entre os meses de abril e agosto predominam preços acima da média mensal. O período de colheita da castanha no Ceará, que inicia entre os meses de setembro e outubro, pode influenciar esse comportamento visto que com o mercado abastecido aumenta a oferta o que causa a sensível queda no preço do produto.

Tabela 3 – Valores médios mensais do preço da castanha em casca pago ao produtor e fator sazonal.

Mês	Valor médio para o mês (razão sazonal)	Fator sazonal
Janeiro	4,89	0,95
Fevereiro	5,12	1,00
Março	5,10	0,99
Abril	5,32	1,04
Maiο	5,32	1,04
Junho	5,38	1,05
Julho	5,54	1,08
Agosto	5,79	1,13
Setembro	4,91	0,96
Outubro	4,71	0,92
Novembro	4,66	0,91
Dezembro	4,72	0,92

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Na Tabela 4 observa-se um comportamento nos valores médios mensais dos preços reais pagos no atacado inverso ao apresentado na Tabela 3. O período que apresenta valores médios acima da média mensal compreende os meses de agosto a março, enquanto os meses de abril a julho apresentam valores médios abaixo da média mensal.

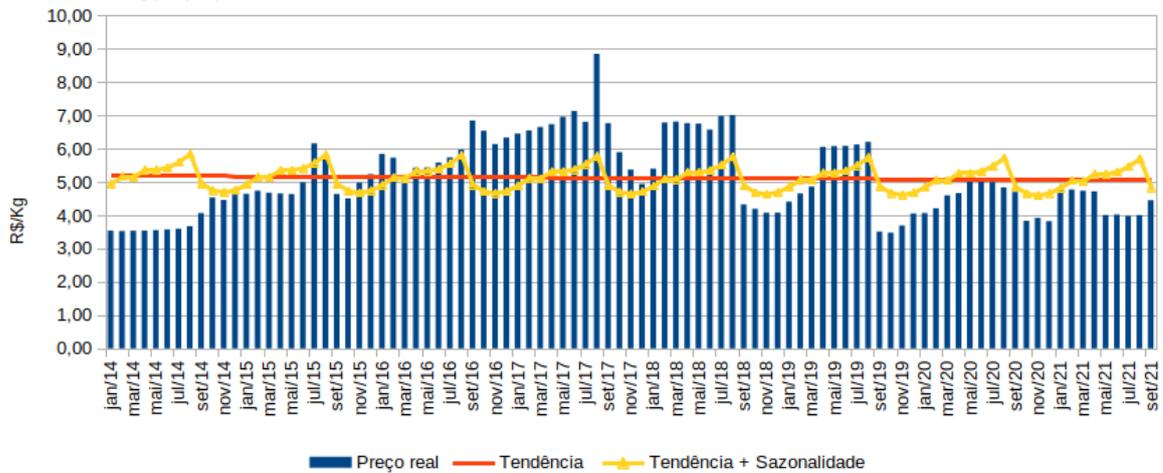
Tabela 4 – Valores médios mensais do preço da castanha beneficiada pago no atacado e fator sazonal.

Mês	Valor médio para o mês (razão sazonal)	Fator sazonal
Janeiro	56,90	1,03
Fevereiro	56,21	1,02
Março	55,18	1,00
Abril	54,50	0,99
Maiο	53,76	0,97
Junho	53,87	0,98
Julho	54,57	0,99
Agosto	56,01	1,02
Setembro	54,95	1,00
Outubro	56,02	1,02
Novembro	54,92	1,00
Dezembro	55,03	1,00

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Considerando as estimativas de tendência e fatores sazonais, o Gráfico 4 apresenta a dinâmica do preço pago aos produtores e destes componentes no período analisado. Neste gráfico temos uma linha de tendência que parece indicar um leve decréscimo do preço ao longo do período; mas como vimos nos resultados do modelo de regressão, esta tendência não é estatisticamente significativa, o que qualifica uma relativa estabilidade do preço real no período. Por sua vez, a série que incorpora tendência adicionada de fatores sazonais permite verificar a presença clara de padrões nas flutuações de preços ao longo do ano.

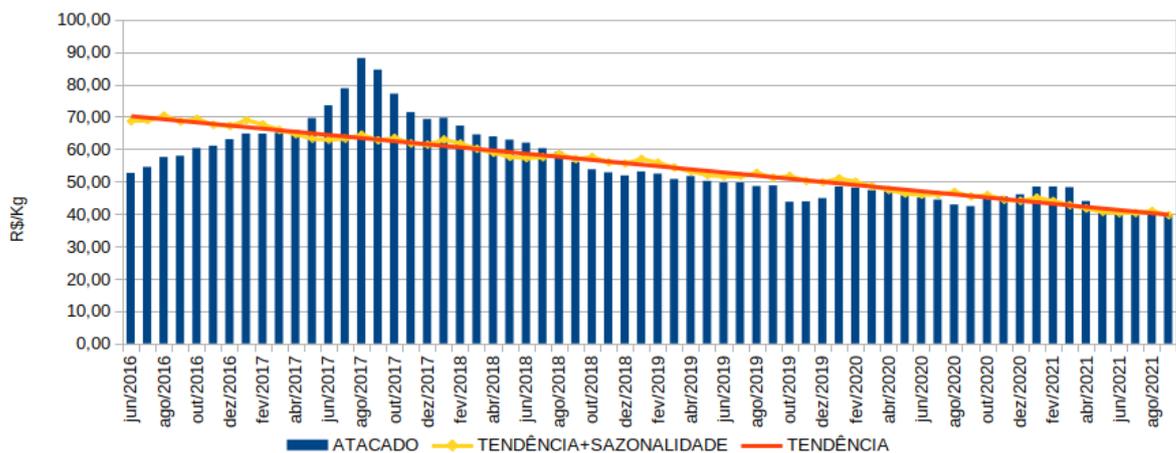
Gráfico 4 – Preço real pago ao produtor, tendência estimada e tendência com componente sazonal.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Quanto aos preços no atacado (Gráfico 5), estes apresentam uma tendência clara de redução no período, como confirmado pela estimação do modelo de regressão linear. Considerando a percepção de uma análise gráfica, nesta série os padrões sazonais não demonstram ser significantes. A suavização da flutuação dos preços no atacado ao longo do ano pode estar relacionada com o nível de estoques que possibilitam equilibrar a oferta em épocas de entressafra e minimizar o efeito do fator sazonal.

Gráfico 5 – Preço real pago no atacado, tendência estimada e tendência com componente sazonal.



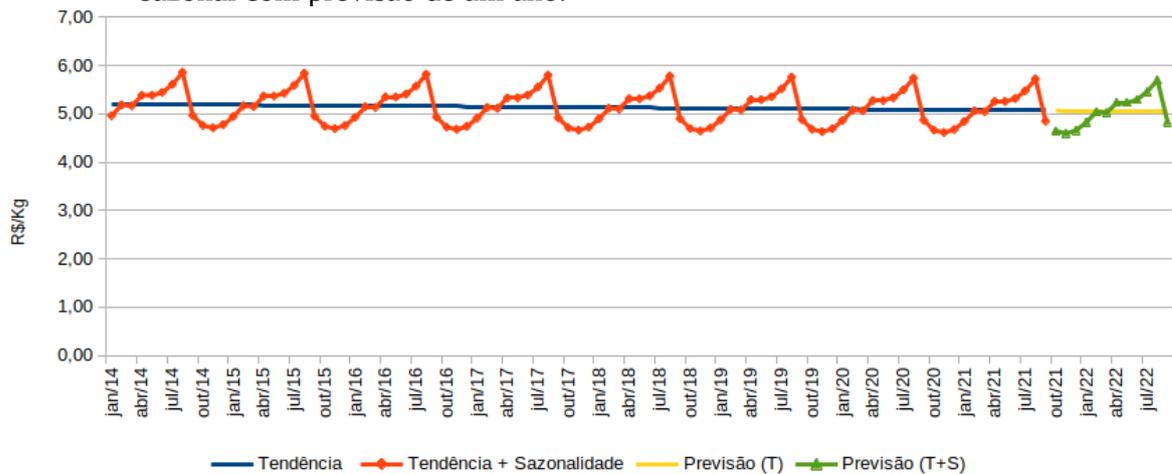
Fonte: Elaboração próprio com dados da pesquisa.

4.3 Previsão

Uma das principais aplicações da análise de séries temporais é a realização de previsões. Conforme os objetivos do presente trabalho, com base na análise de tendência e sazo-

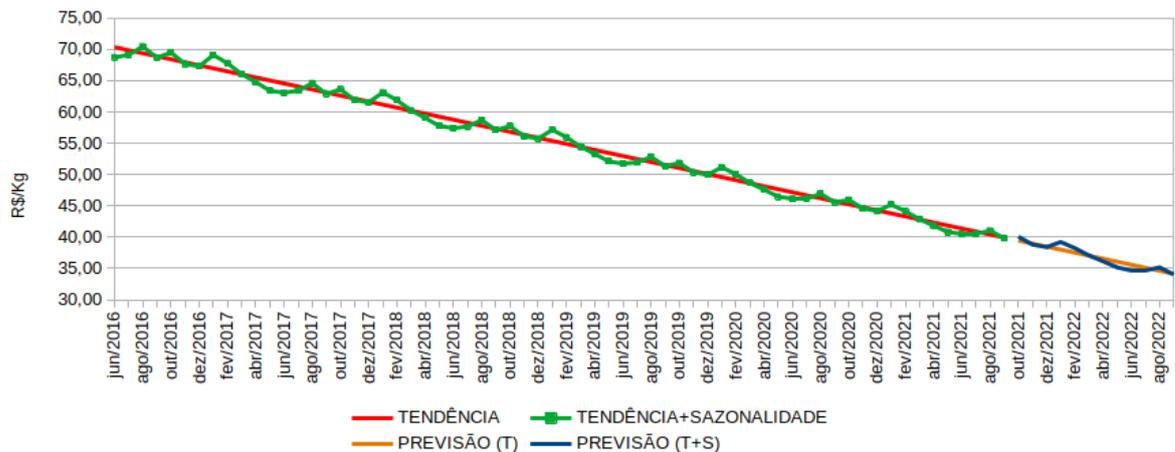
nalidade, foi aplicado um exercício de previsão do comportamento do preço a curto a prazo, adotando um horizonte de 1 ano no futuro. Considerando dados que seguem até setembro de 2021, a previsão é realizada até setembro de 2022. Nesse sentido, os Gráficos 6 e 7 mostram as estimativas de tendência e de “tendência + sazonalidade” para os preços da castanha de caju pagos ao produtor e no atacado.

Gráfico 6 – Preço real pago ao produtor, tendência estimada e tendência com componente sazonal com previsão de um ano.



Fonte: Elaboração próprio com dados da pesquisa.

Gráfico 7 – Preço real pago no atacado, tendência estimada e tendência com componente sazonal com previsão de um ano.



Fonte: Elaboração próprio com dados da pesquisa.

As estimativas de tendência e de “tendência + sazonalidade” mostram a manutenção do padrão observado no período. Adotando um modelo bastante simples de análise, optou-se por previsões de curto prazo, dadas as restrições do próprio tipo de análise aqui realiza-

do. Modelos de séries temporais mais elaborados podem permitir previsões em prazos mais longos com maior segurança.

5 CONCLUSÕES

Realizando uma análise básica de séries temporais, a presente monografia analisou séries de preços da castanha de caju pagos aos produtores no período de janeiro de 2014 a setembro de 2021, e a série de preços da castanha de caju beneficiada no atacado, no período de junho de 2016 até setembro de 2021. A metodologia aplicada realizou a decomposição de componentes de tendência e sazonalidade.

Para o preço da castanha de caju pagos aos produtores, verificou-se a ausência de uma tendência estatisticamente significativa ao nível de confiança de 95% e um componente sazonal bastante perceptível. Para o preço da castanha de caju beneficiada no atacado, os resultados indicaram uma tendência de queda real de preços estatisticamente significativa ao nível de confiança de 95%, e um componente sazonal muito discreto pela análise gráfica.

Com base nas estimações, aplicou-se um exercício simples de previsão para um período de um ano. Como resultado, chegou-se ao valor de R\$ 5,05/Kg de castanha de caju em casca (produtor) em setembro de 2022 e aplicando o fator de sazonalidade chega-se ao valor de R\$ 4,83/Kg para o mesmo mês. E para o nível de comercialização do atacado o cálculo de previsão indica um preço de R\$ 34,14/Kg de castanha de caju beneficiada também em setembro de 2022 e depois de aplicado o fator de sazonalidade verifica-se o valor de R\$ 34,02/Kg.

O presente trabalho mostrou que, apesar de adotar técnicas simples da análise estatística de séries temporais, este tipo de ferramenta pode auxiliar a compreensão do comportamento de preços de um produto específico como é o caso da castanha de caju. As séries geradas nas estimações podem ser de grande utilidade para o planejamento dos agentes envolvidos neste mercado que possui muita relevância econômica no Estado do Ceará.

REFERÊNCIAS

- BRAINER, M. S. DE C. P. Cajucultura: o proveito do pedúnculo. **Caderno Setorial ETENE**, n. 190, 2021.
- CONAB. **Preços agrícolas, da sociobio e da pesca**. Disponível em: <<http://sisdep.conab.gov.br/precosiagroweb/>>. Acesso em: 4 dez. 2021.
- DOANE, D. P.; SEWARD, L. E. **Estatística Aplicada à Administração e Economia**. 4. ed. [s.l.] AMGH Editora, 2014.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica - 5.Ed.** [s.l.] AMGH Editora, 2011.
- IBGE. **Produção agrícola municipal**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html?edicao=22566&t=resultados>>. Acesso em: 4 dez. 2021.
- IPEA. **Índice geral de preços - disponibilidade interna (IGP-DI)**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=33593&module=M>>. Acesso em: 1 nov. 2021.
- KAY, R. D.; EDWARDS, W. M.; DUFFY, P. A. **Gestão de Propriedades Rurais - 7.ed.** [s.l.] AMGH Editora, 2014.
- LAMOUNIER, W. M. Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços spot do café brasileiro na NYBOT. **Gestão & Produção**, v. 14, n. 1, p. 13–23, abr. 2007.
- LEITE, J. G. D. B.; WAQUIL, P. D. Comportamento dos preços dos produtos agrícolas: tendências, sazonalidade e choques. **Revista Pedagógica**, v. 11, n. 20, p. 97–118, 2007.
- MACÊDO, M. L.; COSTA, R. N. T.; NUNES, K. G. VIABILIDADE ECONÔMICA DO CULTIVO IRRIGADO DO CAJUEIRO-ANÃO PRECOCE NA AGRICULTURA FAMILIAR. **IRRIGA**, v. 23, n. 1, p. 55–71, 30 mar. 2018.
- MARTINS, P. DA S. **Imputação de dados faltantes**. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Estatística)—Niterói: Universidade Federal Fluminense, 2017.
- PESSOA, P. F. A. P.; MIRANDA, F. R. DE; MAIA, C. W. C. P. Cajueiro-anão irrigado: análise dos condicionantes financeiros para efetivação de sua viabilidade econômica. **EMBRAPA - Comunicado Técnico 263**, jan. 2020.
- TABOSA, F. J. S.; VASCONCELOS, F. J. M.; CAMPOS, R. T. Contratos jurídicos no agronegócio e seus fatores determinantes: o caso da castanha de caju no estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 51, n. 3, p. 51–67, 2020.