



Análise de previsão dos preços de créditos de carbono (CBIOS) comercializados na B3 através de modelos univariados

Forecast analysis of prices of carbon credits (CBIOS) marketed on B3 through univariate models

Recebimento dos originais: 01/01/2023

Aceitação para publicação: 01/03/2023

Madson Tavares Silva

Doutor em Meteorologia

Instituição: Universidade Federal de Campina Grande – Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas

Endereço: Rua Aprígio Veloso, 882, Universitário, Campina Grande – PB, CEP: 58429-900

E-mail: madson.tavares@professor.ufcg.edu.br

João José de Melo Neto

Mestrando em Engenharia e Gestão de Recursos Naturais

Instituição: Universidade Federal de Campina Grande

Endereço: Rua Aprígio Veloso, 882, Universitário, Campina Grande – PB, CEP: 58429-900

E-mail: joaojmneto@hotmail.com

Francisco César Martins de Oliveira

Doutorando em Gestão de Recursos Naturais

Instituição: Universidade Federal de Campina Grande

Endereço: Rua Aprígio Veloso, 882, Universitário, Campina Grande – PB, CEP: 58429-900

E-mail: prof.fcmo@gmail.com

Gustavo Villarim de Farias Leite

Doutorando em Gestão de Recursos Naturais

Instituição: Universidade Federal de Campina Grande

Endereço: Rua Aprígio Veloso, 882, Universitário, Campina Grande – PB, CEP: 58429-900

E-mail: gustavo.villarim@tecnico.ufcg.edu.br

RESUMO

O incremento das atividades produtivas e a preservação dos recursos naturais são indissociáveis e de grande relevância nas relações mundiais, especificamente no Brasil. Na iminência de promover uma adequação às diretrizes firmadas em diversos acordos internacionais que tratam do desenvolvimento sustentável, surgiu a criação da Política Nacional de Biocombustíveis (Renovabio) no Brasil e a Lei Federal nº 13.576/2017, para

a previsibilidade do mercado e a diminuição das emissões de efeito estufa é que se assenta o foco da temática neste documento. Visando analisar a série temporal dos créditos de descarbonização operados na B3, o trabalho utiliza modelos univariados, buscando descobrir as suas características de modo a efetivar a modelagem mais adequada. Mediante os resultados obtidos foi possível identificar que o modelo estatístico que melhor se adequa na predição para os preços médios dos créditos de descarbonização CBIOS ofertados em bolsa de valores brasileira no longo prazo, é o algoritmo “autoARIMA”(0,0,5).

Palavras-chave: sustentabilidade, crédito de carbono, ARIMA, Holt-Winters, previsão.

ABSTRACT

The increase in productive activities and the preservation of natural resources are inseparable and highly regarded in international relations, specifically in Brazil. On the verge of promoting a direction to the guidelines signed in several international agreements that deal with sustainable development, the creation of the National Biofuels Policy (Renovabio) in Brazil and the Federal Law nº 13.576/2017, for the predictability of the market and the reduction of greenhouse effect emissions is the focus of the theme in this document. Aiming to analyze the time series of decarbonization credits operated at B3, the work uses univariate models, seeking to discover their characteristics in order to carry out the most appropriate modeling. Based on the results obtained, it was possible to identify that the statistical model that best fits the prediction of the average prices of CBIOS decarbonization credits offered on the Brazilian stock exchange in the long term is the “autoARIMA” algorithm(0,0,5).

Keywords: sustainability, carbon credits, ARIMA, Holt-Winters, forecast.

1 INTRODUÇÃO

A busca pelo desenvolvimento sustentável, na sociedade atual, é uma das pautas mais relevantes nas relações internacionais, na política, nos meios de comunicação e na economia, devido à conscientização da indissociabilidade entre a expansão e incremento das atividades produtivas e econômicas, e a preservação dos recursos naturais disponíveis, que são finitos (Bellen, 2005). Montibeller Filho (2001) afirma que o termo “desenvolvimento sustentável” tem origem anglo-saxônica e difundido na década de 1980, quando foi cunhado pela primeira vez no Canadá pelo Internacional Union for the Conservation of Nature and Natural Resources (IUCN), onde foram lançados os requisitos para se obter a sustentabilidade como a conhecemos, entre eles, por meio da

sustentabilidade econômica, com o manejo eficiente dos recursos e da absorção, pelas empresas dos custos ambientais (Montibeller Filho, 2001).

No âmbito internacional, a questão da sustentabilidade relacionada ao desenvolvimento vem sendo tratada em vários eventos específicos desde a década de 1960, com a criação do Clube de Roma (1968), que se propunha a traçar diretrizes comuns aos interesses políticos, sociais, naturais e econômicos dos países consociados. Depois dele vieram a Conferência da Unesco sobre a conservação e o uso racional dos recursos da biosfera (1968), a Conferência das Nações Unidas sobre o Meio Ambiente Humano em Estocolmo, Suécia (1972), a Conferência das Nações Unidas sobre o Meio Ambiente e Desenvolvimento, no Rio de Janeiro (1992), o Protocolo de Kyoto (1997), a Convenção sobre Mudança Climática das Nações Unidas (2009), e o Acordo de Paris (2015) (Souza, 2012), onde signatários entre as maiores economias do mundo, durante a 21ª Conferência das Partes (COP21) se comprometeram em buscar meios de reduzir a emissão de dióxido de carbono a partir de 2020. O Brasil firmou compromisso em reduzir as emissões de gases de efeito estufa em 37% até 2025, atingindo a marca de 43% em 2030 (MCTIC, 2015).

Assim, para adequar-se às diretrizes firmadas em diversos acordos internacionais que tratam do desenvolvimento sustentável, sobremaneira para a persecução dos objetivos propostos, com a assinatura do Acordo de Paris, o Brasil cria a Política Nacional de Biocombustíveis (Renovabio), que surge por meio da Lei Federal nº 13.576/2017 reconhecendo o papel estratégico dos biocombustíveis dentro da matriz energética nacional, para a previsibilidade do mercado e a diminuição das emissões dos gases causadores do efeito estufa pelo setor de combustíveis. O Programa é composto por três diretrizes principais: Metas de Descarbonização (são instituídas metas para 10 anos, direcionadas para os distribuidores de combustíveis), Certificação da Produção de Biocombustíveis (produtores, de maneira voluntária, certificam sua produção e recebem notas de eficiência energético-ambiental, que são relacionadas com o volume de biocombustível comercializado, resultando na quantidade de CBIOs que o produtor poderá emitir e comercializar, a diretriz subsequente) e Crédito de Descarbonização (CBIO) (MME, 2022).

Um (01) CBIO, que equivale a 01 tonelada de emissões evitadas, teve suas transações regulamentadas por meio da Portaria MME nº 419/2019, publicada pelo Ministério das Minas e Energias. No mesmo ano, a ANP publicou a Resolução nº 802/2019, por meio da qual, foram estabelecidas as regras de geração de lastro para a emissão primária do CBIO. De acordo com definição da Lei Federal nº 13.576/2017,

(...) CAPÍTULO II DAS DEFINIÇÕES, Art. 5º Ficam estabelecidas as seguintes definições: (...) V - Crédito de Descarbonização (CBIO): instrumento registrado sob a forma escritural, para fins de comprovação da meta individual do distribuidor de combustíveis de que trata o art. 7º desta Lei; (...) VII - emissor primário: produtor ou importador de biocombustível, autorizado pela ANP, habilitado a solicitar a emissão de Crédito de Descarbonização em quantidade proporcional ao volume de biocombustível produzido ou importado e comercializado, relativamente à Nota de Eficiência Energético-Ambiental constante do Certificado da Produção Eficiente de Biocombustíveis, nos termos definidos em regulamento; (...) CAPÍTULO V DO CRÉDITO DE DESCARBONIZAÇÃO (CBIO), Art. 15. A negociação dos Créditos de Descarbonização será feita em mercados organizados, inclusive em leilões. (Brasil, 2017)

Como legalmente estabelecido, o CBIO constitui-se em um título comercializável, emitido por produtores ou importadores de biocombustíveis (emissores primários), amparado em regras convencionadas por legislação. Sua emissão é autorizada em quantidade equivalente ao volume de combustível (bio) produzido ou importado. No Brasil, a negociação dos CBIOs é feita na Bolsa de Valores (B3), dentro das regras do Mercado de Ações, e caracteriza-se pela comercialização dos créditos de carbono entre empresas que os possuem (por haverem evitado emissão de dióxido de carbono – CO₂ na atmosfera) e empresas que desejam/necessitam diminuir essas emissões.

A Bolsa B3 é considerada a Bolsa de Valores oficial do Brasil, sediada em São Paulo/SP. No respaldo do mercado de créditos de carbono e na efetiva escassez de dados, a B3 é caracterizada como de relevância mundial. Enquanto organização conceituada que está no centro do mercado financeiro e de capitais, a B3 tem o papel de engajar seus stakeholders na adoção das melhores práticas ESG - (Ambiental, Social, Governança Corporativa). Assim, tem por objetivo dispor de produtos e serviços que atendam os clientes na transição para uma economia pautada na resiliência, com perspectiva de baixo carbono, direcionando suas atividades para uma gestão interna responsável (B3, 2022).

Devido à importância que a busca de soluções por ações sustentáveis norteiam decisões em todas as esferas da sociedade, hodiernamente, para as empresas, não basta auferir lucros expressivos para ser reconhecida pelo mercado. Os impactos que suas ações geram ao meio ambiente, em todo processo produtivo, é cobrado pela sociedade, por governos e por seus parceiros internacionais. Assim, o mercado de créditos de carbono tende a ter grande relevância, não apenas no Brasil, mas em todo o mundo.

Os custos de transação desses ativos atrelam-se ao dólar e às oscilações dos mercados internacionais (que em alguns momentos estão em alta e em outros arrefecem). No entanto, o senso de responsabilidade e de atenção sistêmica das empresas (relacionados ao seu posicionamento no mercado, visões estratégicas e acordos pertinentes ao meio ambiente), de forma *ceteris paribus*, revela que o mercado de créditos de carbono mantém-se relevante no Brasil e no resto do mundo. Nos EUA esses créditos são comercializados na Chicago Climate Exchange (Bolsa do Clima de Chicago, constituída em 2003 através da ação conjunta de diversas empresas consociadas) (FBDS, 2022); na Europa, através da European Union Emissions Trading Scheme (Comércio Europeu de Licenças de Emissão, atua em 30 países e foi lançado em 2005 para combater o aquecimento global); e no Reino Unido através da UK ETS, desde 01 de janeiro de 2021.

Assim, observando-se a significância que pesquisas relacionadas ao mercado de créditos de carbono têm para a sociedade, e amparados pela escassez de estudos relacionados ao tema, este trabalho propõe-se a realizar uma análise de modelos de séries temporais aplicados à quantidade de CBIOS negociados na B3 e seu valor médio, desde o início de operações de compra/venda de junho/2020 até setembro/2022.

2 MATERIAL E MÉTODOS

As séries temporais configuram-se em um grupo de observações de determinada variável de interesse durante determinado período. Neste estudo observou-se o fluxo negociado de créditos de carbono na B3 e sua correlação com os valores empregados (preços) no período. Ao contemplar a relação de dependência que a série exibe com

relação a períodos anteriores e/ou com os preços praticados naquele período, foram geradas previsões para valores que assumirão.

De início, para entender melhor a série estudada, foi realizada uma análise descritiva, para visualização de valores discrepantes, através do diagrama de caixas, ou boxplot. Essa ferramenta permite visualizar de que maneira os outliers (valores distantes do centro da distribuição) estão dispostos, proporcionando, dessa maneira, um caminho complementar para desenvolver uma perspectiva sobre o caráter dos dados, já que esses dados têm a capacidade afetar na estimativa de parâmetros dos modelos autorregressivos.

Na sequência foi utilizado o teste de Dickey-Fuller. O mesmo, é o “mais antigo e famoso método formal para verificarmos se uma série temporal é ou não estacionária. Ele foi introduzido em uma versão básica pelos trabalhos de Fuller (1976), Dickey (1976) e Dickey e Fuller (1979)” (Mattos, 2021). DF corresponde a um teste de raiz única, com capacidade de detectar, estatisticamente, a existência de comportamento de tendência imprevista (estocástica) na série analisada, por intermédio de um teste de hipótese.

Posteriormente, para identificar eventuais tendências na série, foi aplicado o Teste de Mann-Kendall (MK), um teste não-paramétrico (sem a utilização de parâmetros de qualquer distribuição de probabilidade nas hipóteses definidas). “Mann (1945) sugeriu uma comparação entre aleatoriedade e tendência, enquanto Kendall (1975) havia proposto teste para identificar correlação, cuja aplicação é semelhante à condição apresentada por Mann...” (Santos, 2020), e a estatística é dada por:

$$S = \sum_{i=n}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sng}(x_j - x_i)$$

Onde “n” o número de pontos de dados, x_j e x_i os respectivos valores dos dados em séries de tempo i e j ($j > i$) e $\text{sng}(x_j - x_i)$ representada por:

$$\text{sng}(x_j - x_i) \begin{cases} +1, \text{ se } x_j - x_i > 0 \\ 0, \text{ se } x_j - x_i = 0 \\ -1, \text{ se } x_j - x_i < 0 \end{cases}$$

Para atingir os objetivos propostos, foi utilizada a técnica de alisamento exponencial de Holt-Winters e o modelo ARIMA (AutoRegressive Integrated Moving Average). Há duas maneiras de executar a técnica de alisamento exponencial de Holt-Winters, que se aplicam a amplitudes sazonais variadas ou estáveis em determinado período: o alisamento multiplicativo e o aditivo, respectivamente (Almeida, 2013). Para ajustar os modelos faz-se necessário averiguar o comportamento da série, objetivando descobrir as suas características angulares e assim efetivar a modelagem mais apropriada.

Não é simples distinguir características marcantes na série, de modo a identificá-la mais aproximada a uma sazonalidade aditiva ou multiplicativa, razão que leva à construção dos dois modelos. Para a sazonalidade multiplicativa, o modelo apresenta as equações:

Holt-Winters	Modelo Multiplicativo
Nível	$\hat{N}_t = \alpha (Y_t / \hat{S}_{t-s}) + (1 - \alpha)(\hat{N}_{t-1} + \hat{T}_{t-1})$
Tendencia	$\hat{T}_{t-1} = \beta(\hat{N}_t - \hat{N}_{t-1}) + (1 - \beta)\hat{T}_{t-1}$
Sazonalidade	$\hat{S}_t = \gamma (Y_t / \hat{N}_t) + (1 - \gamma)\hat{S}_{t-1}$
Previsão	$\hat{Y}_{t+h} = (\hat{N}_t + h\hat{T}) \hat{S}_{t+h-s}$

Onde N_t representa o alisamento do nível até o final do instante t e α corresponde a constante (peso) de alisamento do nível; T_t simboliza o alisamento da tendência até o final do instante t , sendo β o peso (constante) de alisamento da tendência; S_t representa o alisamento do fator sazonal até o instante t e γ é a constante (peso) da componente sazonal; Y_t corresponde ao valor da série no instante t ; em que h é o horizonte da previsão e s é o número de vezes que a série é observada. Para o modelo aditivo de Holt-Winters utiliza-se as seguintes equações de atualização:

Holt-Winters	Modelo Aditivo
Nível	$\hat{N}_t = \alpha (Y_t - \hat{S}_{t-s}) + (1 - \alpha)(\hat{N}_{t-1} + \hat{T}_{t-1})$
Tendencia	$\hat{T}_{t-1} = \beta(\hat{N}_t - \hat{N}_{t-1}) + (1 - \beta)\hat{T}_{t-1}$
Sazonalidade	$\hat{S}_t = \gamma (Y_t - \hat{N}_t) + (1 - \gamma)\hat{S}_{t-1}$
Previsão	$\hat{Y}_{t+h} = \hat{N}_t + h\hat{T} + \hat{S}_{t+h-s}$



Os modelos ARIMA (AutoRegressive Integrated Moving Average), propostos por Box e Jenkins em 1976, espelham-se no conceito de que determinada série temporal não estacionária possui a capacidade de ser modelada partindo-se da inclusão de um componente autorregressivo e de outro de média móvel (Pessoa; Coronel & Lima, 2012). Tais modelos correspondem a uma forma simplificada dos congêneres SARIMA, por não ter em conta a sazonalidade ao analisar os dados. Os modelos ARIMA, assim, dão indicações do futuro por intermédio da análise de dados passados, que são autocorrelacionados.

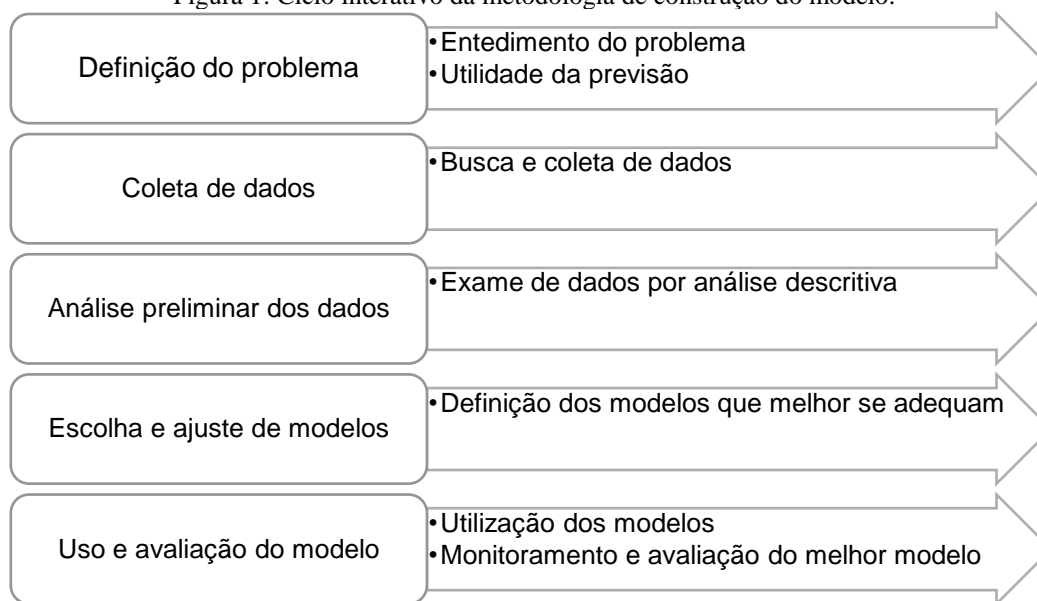
Matematicamente, dada uma série não estacionária Y_t integrada segue um modelo autorregressivo integrado de médias móveis de ordem (p, d, q) onde p e q são as ordens dos polinômios $\phi(L)$ e $\theta(L)$ dos componentes autorregressivo (AR) e de média móvel (MA), respectivamente; ε_t é um processo de ruído branco e d corresponde a ordem de diferenciação da série para torná-la estacionária (Almeida, 2017).

$$\begin{aligned}\Delta^d Y_t &= (1 - L)^d Y_t = y_t \\ &= \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_p \varepsilon_{t-p} \\ \Delta^d Y_t &= (1 - L)^d Y_t = y_t \\ &= (\phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p) y_t + (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots \\ &\quad - \theta_q L^q) \varepsilon_t \cdot (1 - \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p) y_t + (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots \\ &\quad - \theta_q L^q) \varepsilon_t \cdot (1 - \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p) \cdot (1 - L)^d Y_t \\ &= (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t \cdot \phi(L) \Delta^d Y_t = \theta(L) \varepsilon_t\end{aligned}$$

A concepção do modelo ARIMA empregado passa por etapas até ser considerado satisfatório. É levado em consideração um ciclo iterativo proposto por Box e Jenkins, Apud Morettin e Tolo (1987), em que (1) parte-se da determinação de uma classe geral de modelos para a análise; (2) identifica-se um modelo baseado nas características da série; (3) realiza-se a estimativa dos parâmetros do modelo identificado; (4) concluindo, com a verificação do modelo ajustado, por meio da análise de resíduos, a fim de verificar se é o mais adequado para o que se pretende (Morettin & Tolo, 1987).

O presente trabalho teve como etapas o que apresenta-se na figura 01, com a finalidade de esquematizar e gerir de forma eficiente toda a modelagem que seria necessária para obter as considerações desejadas.

Figura 1: Ciclo interativo da metodologia de construção do modelo.



Fonte: Elaboração Própria

Para mensurar se a modelagem escolhida teve uma performance aceitável, considerando-se seu grau de precisão dos valores pós ajustes e de suas previsões, considerou-se três medidas de avaliações: Erro Médio Absoluto (MAD), Erro Percentual Médio Absoluto (MAPE) e Erro Quadrático Médio (MSD), conforme Tabela 1 (Martínez; & Zamprogno, 2003). Ressalta-se que quanto mais baixo for o valor desses indicadores, mais aceitável é o modelo estimado.

Tabela 1. Medidas de validação através dos erros observados e previstos

Critério	Notação	Expressão
Erro Médio Absoluto	MAD	$\frac{\sum_{t=1}^n y_t - \hat{y}_t }{n}$
Erro Percentual Médio Absoluto	MAPE	$\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t) / y_t }{n} \times 100 \quad (y_t \neq 0)$
Erro Quadrático Médio	MSC	$\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{N}$

Fonte: Elaboração Própria, adaptado de Almeida, 2017.

É necessário diferenciar a série em estudo para deixá-la estacionária, ou seja, estabilizá-la. A diferenciação consiste na aplicação de um filtro para remover a componente de tendência polinomial da série (Schulz & Ruppenthal, 2018).

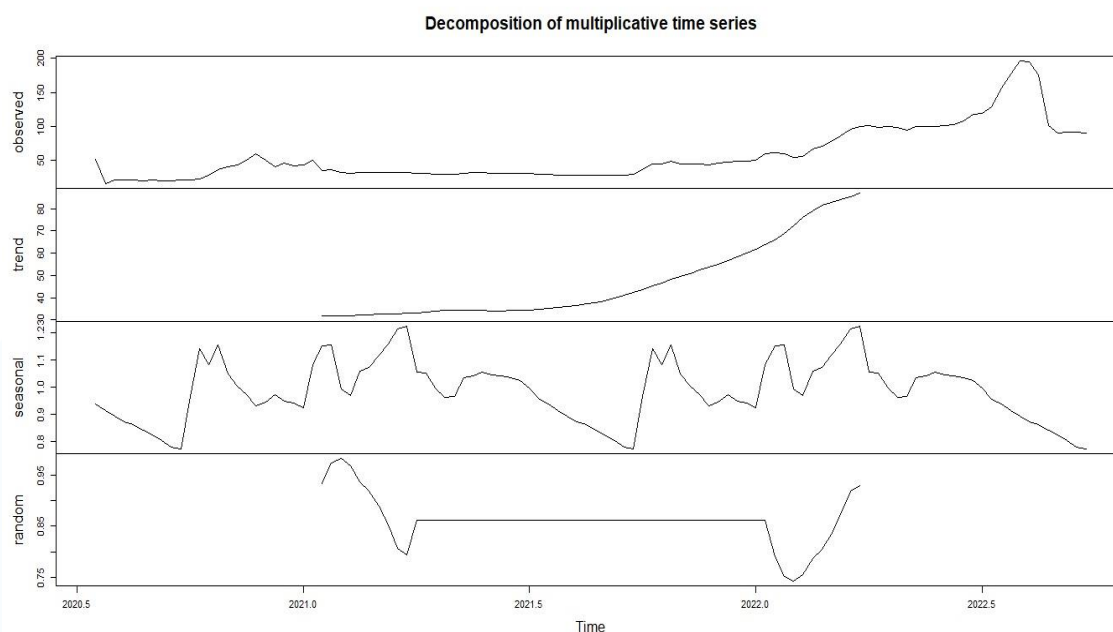
Com vistas ao estudo, uma série de 106 observações com frequência semanal de quantidade de CBIOS negociadas e seus respectivos valores comercializados, foi obtida na Bolsa de Valores do Brasil B3, através de seu portal eletrônico. Os dados referem-se ao período de 15 de junho de 2020 a 02 de setembro de 2022. Para a montagem dos modelos estatísticos adotados foi considerada toda a população da variável objetivando propor aquele com mais acurada capacidade de predição.

Utilizou-se o software R para a análise de dados, desde a confecção de gráficos e condução de testes de hipóteses, ao ajuste e diagnóstico dos modelos de Holt-Winters e Box e Jenkins, por intermédio dos pacotes “tidyverse”, “ggplot”, “forecast”, “tserie”, “fBasics”, “wql”, “stats” e “trend,xts”.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O procedimento inicial para melhor compreensão das variáveis estudadas foi a análise gráfica da série estudada, a Figura 02 apresenta os gráficos de decomposição das séries de preços semanais de CBIOS negociado na B3 em suas componentes de tendência, sazonalidade e aleatoriedade.

Figura 02: Decomposição das séries de preços semanais de CBIOS negociado na B3 em suas componentes

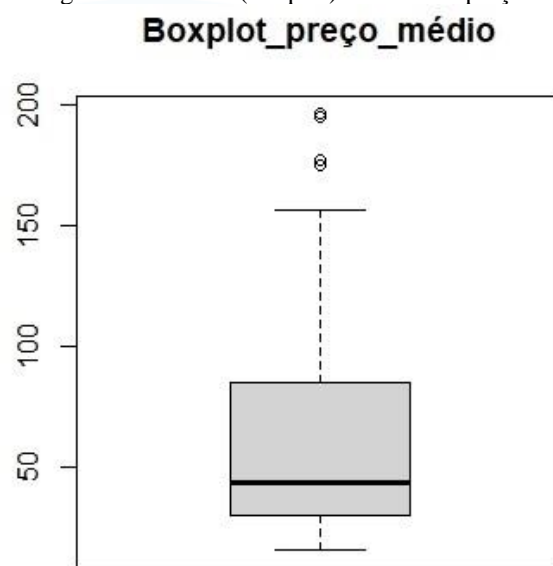


Fonte: Elaboração Própria

É possível perceber que a tendência dos preços é crescente ao longo de sua série histórica e que ocorre um efeito sazonal, apesar de não estar bem definida, entre meados de setembro onde o valor dos CBIOS sobrem e posteriormente em junho do ano subsequente esses preços decaem gradativamente até agosto e em setembro voltam a elevar-se. Outra ferramenta gráfica importante para entender a série estudada é o boxplot, a Figura 03 apresenta o diagrama de caixas (boxplot) da série de preços dos CBIOS, é importante perceber a distância significativa entre o preço mínimo (R\$ 15,00) e o máximo (R\$ 156,32), entretanto compreende-se que 75% das observações estão entre os valores de R\$ 15,00 (mínima) e R\$85,12 (terceiro quartil) em um range de variação de R\$70,15, inclusive sua mediana (R\$43,01) está mais próxima do primeiro quartil o que evidencia a maioria do tempo os preços encontravam-se próximos a essa região. A partir do terceiro quartil uma pequena quantidade de observações (25%) ficam muito mais dispersas entre os valores de R\$85,13 até R\$196,33 elevando o range neste último quartil para R\$111,20, vale salientar que dentre eles, quatro observações (R\$175,26; R\$177,32; R\$195,17 e

R\$196,33) foram consideradas valores discrepantes (outliers), situação esta que distancia a mediana da média.

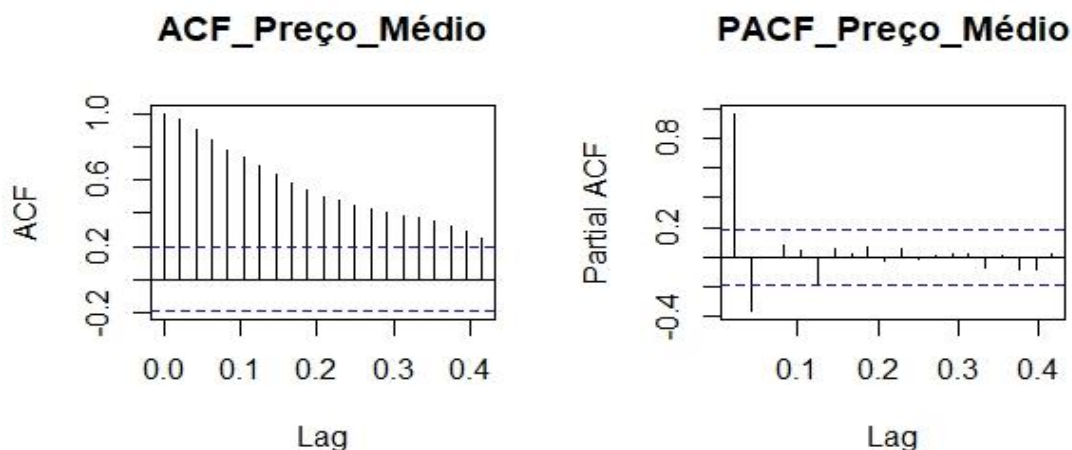
Figura 03: Diagrama de caixas (boxplot) da série de preços dos CBIOS.



Fonte: Elaboração Própria

Posteriormente, para a análise de tendência determinística e/ou estocástica na série e, conseqüentemente, verificação de sua estacionariedade, procedeu-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado ou ADF (Dickey & Fuller, 1979), adicionalmente, para detecção de tendência linear, foi empregado o teste não paramétrico de Mann-Kendall, cuja estatística é baseada no coeficiente de correlação de Kendall e a hipótese nula é que não há tendência na série (Mann, 1945; Kendall, 1948). Foi constatado que uma tendência está presente nos dados uma vez que foi rejeitado a hipótese nula no teste de Mann-Kendall ($p\text{-valor} = 2,01e^{-06}$), além de que a série se apresenta como sendo autocorrelacionada como pode ser visto na figura 04 onde temos os testes ACF com um decaimento e ACF parcial apresentando um comportamento de decaimento oscilatório que sugere a presença de padrões autoregressivos e média-móvel, apresentando picos além das bandas que sugerem autocorrelação dos dados.

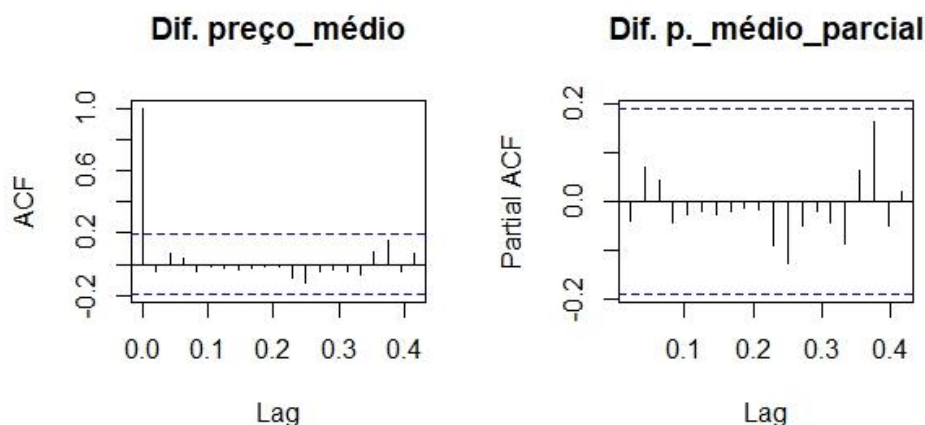
Figura 4: Gráficos de autorrelação e autorrelação parcial das variável preço



Fonte: Elaboração Própria

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) mostra que a série não é estacionária (p -valor = 0,8131), sendo necessária a diferenciação, feito o ajuste culminou-se em uma série estacionária confirmada pela rejeição da hipótese nula do teste ADF (p -valor = 0,01), de forma gráfica confirmamos pelos gráficos ACF e ACF parcial da diferença, que apesar de ter uma observação fora dos limites de confiança, de acordo com Ehlers (2007) quando ocorre em defasagens aparentemente arbitrarias podemos concluir que não há evidência para rejeitar a hipótese de que as observações são independentes como pode-se perceber na figura 05.

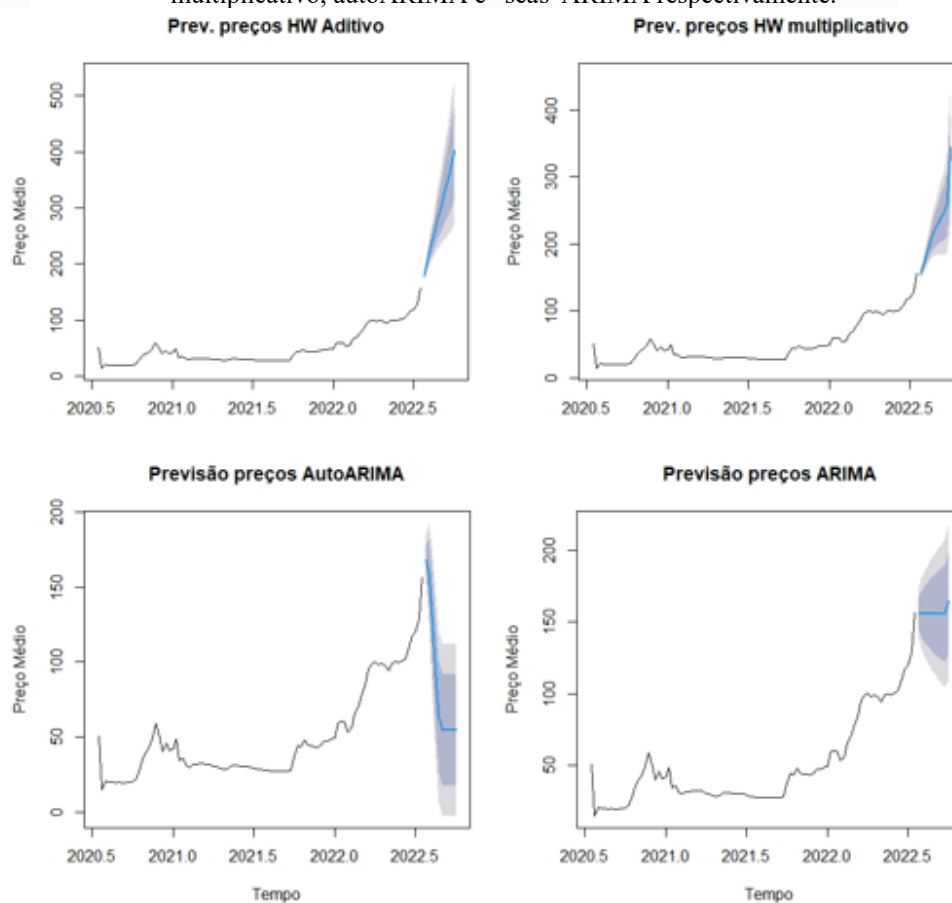
Figura 05: Gráficos de autorrelação e autorrelação parcial das diferenças da variável preço médio CBIOS



Fonte: Elaboração Própria

A partir de cada uma das técnicas apresentadas na seção metodológica, quatro modelos foram construídos de forma a captar o comportamento preditivo para as 10 últimas observações da série de preços médios dos créditos de descarboização (CBIOS), na figura 06 é apresentado graficamente as performances preditivas dos modelos de Alisamento Exponencial de Holt-Winters aditivo ($\alpha = 1, \gamma = 0,8302, \delta = 1$), o modelo de Alisamento Exponencial de Holt-Winters multiplicativo ($\alpha = 0,6457, \gamma = 1, \delta = 1$), o algoritmo “autoARIMA” do pacote “Forecast” do programa R o qual procura retornar o melhor ajuste de ordem do modelo autoregressivo, grau de diferenciação e a ordem do modelo de média móvel ao modelo ARIMA, que neste caso foi ($p = 0, d = 0, q = 5$), e por fim o algoritmo “seasonal” para avaliar o melhor modelo sazonal ARIMA para a série que foi ($p = 0, d = 1, q = 0$).

Figura 06: Gráficos dos resultados preditivos para os modelos Holt-Winters aditivo, Holt-Winters multiplicativo, autoARIMA e “seas”ARIMA respectivamente.



Fonte: Elaboração própria.

Foi separado os dados disponíveis em duas partes: os dados de treino e os dados de teste, ponderando a exatidão das previsões utilizando observações genuínas pois resíduos do modelo não são uma indicação confiável dos erros de previsão. A precisão somente pode ser determinada considerando-se o desempenho do modelo em dados novos e que não foram utilizados em seu ajuste. O primeiro é usado para estimar os parâmetros do modelo, enquanto o segundo é utilizado para se avaliar a precisão das previsões. Como os dados de teste não foram usados no ajuste do modelo, eles são um indicador da qualidade do modelo de previsão em dados novos (Hyndman & Athanasopoulos, 2018; Kim, Kim & Han, 2022). A precisão das previsões podem ser avaliadas de três maneiras: por meio dos erros dependentes de escala, dos erros porcentuais ou dos erros escalonados. No caso deste trabalho foram escolhidos o erro médio absoluto (RMSE), erro quadrático absoluto (MAE) e erro percentual médio absoluto (MAPE) aos quais são bastante utilizados para verificar a performance preditiva (Ehlers, 2007; Schulz e Ruppenthal, 2018; Barbosa et. al., 2017; Silva et. al. 2019; Chechi e Bayer, 2012; Kim, Kim e Han, 2022) como pode-se avaliar na tabela 02.

Tabela 02. Valores observados, previstos pelos modelos e comparação do desempenho no período de validação através dos erros associados.

Período	Valor obs.	HW aditivo	HW mult.	autoARIMA	seasARIMA
1	177,32	180,21	155,85	168,09	155,93
2	196,33	204,32	168,27	160,10	155,72
3	195,17	228,32	183,95	130,53	155,41
4	175,26	252,68	202,50	90,48	155,59
5	101,32	276,60	215,95	63,67	155,46
6	90,15	300,55	227,69	54,74	155,47
7	90,84	324,33	237,49	54,74	155,46
8	90,63	347,99	246,69	54,74	155,53
9	89,70	372,10	260,09	54,74	156,18
10	86,85	403,73	344,70	54,74	164,43
Erro médio absoluto		159,7265	107,1095	40,7006	51,4465
Erro quadrático absoluto		505,0995	338,7101	128,7068	162,6881
Erro perc. médio absol.		169,3936	113,3858	33,6887	49,6410
AIC		-	-	693,25	347,93
BIC		-	-	711,28	351,67

Fonte: Elaboração Própria

Após realizada a previsão para os modelos estimados, é importante avaliar o seu desempenho, ou seja, a qualidade dessa previsão através da sua comparação com os

valores observados. A Tabela 02 apresenta os erros RMSE, MAE e MAPE para os quatro modelos propostos, um estudo comparativo sugere a superioridade do modelo da classe ARIMA mais especificamente do algoritmo “autoARIMA”. Apesar de o modelo com o algoritmo “seas” ter menor AIC e BIC, seus erros foram maiores evidenciando apenas que ele possui menos parâmetros de termos autoregressivos e/ou médias móveis, e como essas medidas tenderem a selecionar modelos mais parcimoniosos a inclusão de termos adicionais no modelo, pode ocorrer uma elevação do AIC como, de fato, ocorreu neste estudo (Ehlers,2007; Tibulo, 2012), todavia o ajuste do modelo depende da série em observância e de suas características, como estamos considerando diferentes modelos daremos maior importância a metodologia com os mínimos erros. Não apenas por medidas de qualidade pôde-se verificar que o modelo do algoritmo “autoARIMA” foram mais próximos da realidade, mas também por comparações gráficas, conforme vê-se na figura 07, a linha contínua roxa (autoARIMA) é a que mais assemelha-se com o comportamento da linha contínua preta (valores observados) mostrando ser o mais adequado.

Figura 07: Gráficos de valores observados e valores previstos pelos modelos para a série preços médios de CBIOS



Fonte: Elaboração Própria

4 CONCLUSÕES

A principal contribuição desse estudo consiste em apresentar qual melhor modelo de predição para os preços médios dos créditos de descarbonização CBIOS ofertados em bolsa de valores brasileira no longo prazo o qual foi considerado o algoritmo “autoARIMA”(0,0,5) do modelo ARIMA como o mais eficaz.

No âmbito da academia, o estudo contribui para a produção científica sobre a economia de baixo carbono e primordialmente sobre a comercialização de créditos de CO₂ no mercado financeiro, tema que ainda é pouco abordado, uma vez que a comercialização do mesmo é relativamente recente (iniciada em junho de 2020) e devido a isso não existir estudos empíricos sobre os CBIOS da B3, adicionalmente por ser cada vez mais importante a necessidade das empresas e de outras nações de comprar esses créditos para compensação de suas atividades industriais, o Brasil ter vantagens competitivas na venda dos mesmo contribuindo com o crescimento econômico, preservação ambiental e equidade social. Abrindo espaço para estudos empíricos futuros utilizando outras metodologias como os modelos multivariados que usem de outras variáveis para tentar explicar o movimento dos preços dos CBIOS, por regressão múltipla ou redes neurais.

Dentre as limitações da pesquisa, pode-se citar que a série temporal possui alguns outliers devido ao mercado ainda ser embrionário, a compra um pouco mais significativa pode elevar bruscamente o preço de mercado devido pela pouca liquidez pelo pouco volume de negociações. A hipótese que abre-se com este estudo é que com o amadurecimento do mercado de descarbonização na bolsa, e o aumento do volume negociado, as séries temporais futuras apresentem menos outliers e proporcione modelos mais assertivos.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem pelo financiamento do Projeto de Pesquisa sob Termo de Outorga nº 3033/2021, Fundação de Apoio à Pesquisa do Estado da Paraíba (FAPESQ).

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, T. R. C. de. (2013). *Modelos para previsão do Índice de Volume Trimestral do PIB do Estado de Minas Gerais*. Monografia. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Belo Horizonte, BH.

B3. Site Institucional, 2022. Disponível em: <https://www.b3.com.br/pt_br/b3/sustenta>. Acesso em: 25 ago. 2022.

BARBOSA, E. C., SILVA, C. H. O., NASCIMENTO, M., & LIMA, J. E. (2017) Análise e previsão de temperatura máxima mensal da cidade do Rio de Janeiro (RJ) para o ano de 2016. *Brazilian Journal Of Biometrics*, 35(1), pp.174–193.

BELLEN, H. M. (2005). *Indicadores de Sustentabilidade. Uma análise Comparativa*. Rio de Janeiro: Ed. FGV.

BRASIL. LEI Nº 13.576, de 26 de dezembro, de 2017. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2017/lei/L13576.htm. Acesso em: 25 ago. 2022.

CHECI, L. & BAYER, F.M. (2012) Modelos univariados de séries temporais para previsão das temperaturas médias mensais de Erechim, RS. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*. 16 (12), pp.1321-1329.

DICKEY, D. & FULLER, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 74 (366), pp. 427-431.

EHLERS, R.S. (2007) Análise de séries temporais. *Departamento de Estatística, UFPR*. Disponível em <http://leg.est.ufpr.br/~ehlers/notas>. Acesso em: 15 ago. 2022.

FBDS. *Fundação Brasileira para o Desenvolvimento Sustentável*. Disponível em: <https://www.fbds.org.br/article.php?id_article=408>. Acesso em: 25 ago. 2022 .

HYNDAMN, R. J. & ATHANASOPOULOS, G. (2018) *Forecasting: Principles and practice*. 2. ed. Melbourne: OTexts. Disponível em: < <https://otexts.org/fpp2/>>. Acesso em: 01 set. 2022.

KENDALL, M.G. (1948) *Rank correlation methods*. Londres–Inglaterra: Oxford University Press.

KIM, H. KIM, Y. & HAN, S. (2022) Performance comparison of predictive methodologies for carbon emission credit price in the Korea emission trading system. *Sustainability*. 14(13), pp.8177-8196

MANN, H.B. (1945) Non-parametric test against trend. *Econometrica*, 13, 245-259. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2307/1907187>>. Acesso em: 02 set. 2022

MATTOS. R. S. (2021) Tendências e Raízes Unitárias. *Departamento de economia, UFJF*. Disponível em: <https://www.ufjf.br/rogerio_mattos/files/2018/05/Tendencias-e-Raizes-Unitarias.pdf>. Acesso em: 15 ago. 2022.

MARTÍNEZ, R. O. & ZAMPROGNO, B. (2003). Comparação de algumas técnicas de previsão em análises de séries temporais. *Revista Colombiana de Estadística*. 26(2), pp.129-157.

MCTIC (2015), disponível em: <https://www.gov.br/mcti/pt-br/acompanhe-o-mcti/sirene/publicacoes/acordo-de-paris-e-ndc/arquivos/pdf/acordo_paris.pdf>. Acesso em: 25 ago. 2022 .

MME. PORTARIA No 419, de 20 de novembro de 2019. Disponível em: <<https://www.gov.br/mme/pt-br/acesso-a-informacao/legislacao/portarias/2019/portaria-n-419-2019.pdf/view>> . Acesso em: 25 ago. 2022 .

MME. Renovabio. Disponível em: <<http://antigo.mme.gov.br/web/guest/secretarias/petroleo-gas-natural-e-biocombustiveis/acoes-e-programas/programas/renovabio>>. Acesso em: 25 ago. 2022 .

MONTIBELLER FILHO, G. (2001). *O mito do desenvolvimento sustentável: Meio ambiente e custos sociais no moderno sistema produtor de mercadorias*. Florianópolis: Ed. Da UFSC.

MORETTIN, P. A.; & TOLOI, C. M. de C. (1987). *Previsão de Séries Temporais*. São Paulo: Ed. Atual.

PESSOA, F. M. G., CORONEL, D. A. & LIMA, J. E. (2012). Previsão de arrecadação de ICMS para o estado de Minas Gerais: uma comparação entre modelos Arima e Arfima. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*. 9 (2), pp. 47-64.

SCHULZ, J. R. DA S. & RUPPENTHAL, J. E. (2019) Aplicação da metodologia de Box & Jenkins para análise das emissões de dióxido de carbono no Brasil. *Revista de Administração Contabilidade e Sustentabilidade*, 8(3), pp. 1-11.

SOUZA, F. de. et al. (2012). *O desenvolvimento sustentável como novo paradigma*. Disponível em: <<https://periodicos.unifacef.com.br/index.php/forumadm/article/view/680/694>>. Acesso em: 25 ago. 2022 .



SILVA, M. C., BARBOSA, N. M., PEDROZA, W. N., SANTIAGO, S. B., & JÚNIOR, A. A. S. (2020) Métodos de previsão: Estudo de caso no setor de transporte de uma universidade federal. *Brazilian Journal Of Development*, 6(2), pp.9374–9390

TIBULO, C. (2014) *Modelos de séries temporais aplicados a dados de umidade relativa do ar*. Dissertação (mestrado em engenharia de produção) – Universidade Federal De Santa Maria , Santa Maria, RS.