

Análise de Séries Temporais da Área Plantada de Eucalipto no Brasil e dos Preços do Crédito de Carbono Europeu: Uma Abordagem com Modelos ARIMA, Cointegração de Johansen e Causalidade de Granger

Time Series Analysis of Eucalyptus Planted Area in Brazil and European Carbon Credit Prices: An Approach Using ARIMA Models, Johansen Cointegration, and Granger Causality

Ana Paula da Silva Bossolani¹

UFGD –Universidade Federal da Grande Dourados
Dourados, Mato Grosso do Sul (MS) - Brasil

Madalena Maria Schlindwein²

UFGD –Universidade Federal da Grande Dourados
Dourados, Mato Grosso do Sul (MS) - Brasil

Grupos de Trabalho (GT1) Mercados agrícolas e comércio exterior

RESUMO

As plantações de eucalipto geram renda não apenas pelos produtos tradicionais, como celulose, papel e madeira, mas também podem gerar receita adicional através da venda de créditos de carbono, que representam a redução de emissões de gases de efeito estufa. Neste estudo, analisou-se ao longo do tempo a área plantada de eucalipto no Brasil e os preços do crédito de carbono europeu. Para entender como essas séries variam, utilizou-se modelos estatísticos avançados, como o ARIMA, a análise de cointegração de Johansen e o teste de causalidade de Granger. Esses métodos ajudam a identificar previsões, relações de longo prazo e possíveis influências entre as variáveis, considerando o período de maio de 2005 a maio de 2025. A partir dessas análises, observou-se que o modelo ARIMA (1, 1, 1) foi o mais adequado para representar tanto a série de preços do crédito de carbono quanto a área plantada de eucalipto no Brasil. O R² ajustado foi de 83% para os preços e de 99% para a área plantada, indicando um excelente ajuste dos modelos. Além disso, os valores de AIC e BIC para esse modelo foram os menores, o que demonstra que ele oferece um bom equilíbrio entre precisão e simplicidade, tornando-se uma escolha bastante eficiente para representar essas séries temporais. Os testes de cointegração mostraram que não se rejeita a hipótese de que não há uma relação de longo prazo entre as séries analisadas. Já o teste de causalidade de Granger indicou que há uma causalidade bidirecional entre a área plantada de eucalipto no Brasil e o preço do crédito de carbono europeu. Ou seja, cada uma delas ajuda a prever a outra, sugerindo uma influência mútua entre esses dois fatores.

Palavras-chave: Eucalipto, Créditos de carbono, Causalidade.

ABSTRACT

Eucalyptus plantations generate income not only through traditional products such as pulp, paper, and timber, but can also generate additional revenue through the sale of carbon credits, which represent reduced greenhouse gas emissions. This study analyzed the area planted with eucalyptus in Brazil and European carbon credit prices over time. To understand how these series vary, we used advanced statistical models such as ARIMA, Johansen cointegration analysis, and the Granger causality test. These methods help identify forecasts, long-term relationships, and possible influences between variables, considering the period from May 2005 to May 2025. Based on these analyses, we observed that the ARIMA (1, 1, 1) model was the most appropriate to represent both

the carbon credit price series and the area planted with eucalyptus in Brazil. The adjusted R^2 was 83% for prices and 99% for planted area, indicating an excellent fit for the models. Furthermore, the AIC and BIC values for this model were the lowest, demonstrating that it offers a good balance between accuracy and simplicity, making it a highly efficient choice for representing these time series. The cointegration tests showed that the hypothesis that there is no long-term relationship between the analyzed series is not rejected. The Granger causality test indicated bidirectional causality between the eucalyptus planted area in Brazil and the price of European carbon credits. In other words, each helps predict the other, suggesting a mutual influence between these two factors.

Keywords: Eucalyptus, Carbon credits, Causality.

1. INTRODUÇÃO

A sustentabilidade tem impulsionado estratégias que integrem floresta, indústria e mercado, destacando o papel das florestas na mitigação das mudanças climáticas por meio da fixação de carbono. Nesse contexto, os créditos de carbono ganharam importância com o Protocolo de Kyoto (1997), que criou certificados negociáveis de emissão de CO₂ e mecanismos internacionais regulados pela Organização das Nações Unidas (KIZZIER; LEVIN; RAMBHAROS, 2019).

As florestas tropicais armazenam cerca de 55% do carbono global, e o Brasil se destaca por possuir a maior área desse bioma. No país, estudos com espécies de rápido crescimento começaram em 1903 pela Companhia Paulista de Estradas de Ferro, quando se identificou a boa adaptação do eucalipto às condições brasileiras (LEÃO, 2000).

Na terceira década do século XXI, o Brasil destaca-se como um dos principais produtores de madeira de florestas plantadas, com cerca de 10,2 milhões de hectares, sendo 76% de eucalipto, 19,4% de pinus e 4,6% de outras espécies (IBGE, 2024). O cultivo de eucalipto cresce devido ao rápido ciclo produtivo, em média sete anos, atendendo à demanda por madeira e contribuindo para reduzir a pressão sobre florestas nativas (RESENDE et al., 2022). A produção concentra-se principalmente em Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Paraná e Santa Catarina, que juntos representam cerca de 69% da área plantada e impulsionam a economia ligada à madeira, papel e celulose (IBÁ, 2024).

Em 2024, o setor de florestas plantadas no Brasil, especialmente o eucalipto, apresentou forte crescimento econômico, com destaque para a celulose, principal produto da cadeia, que contribuiu para um saldo comercial de US\$ 15,7 bilhões nas exportações do agronegócio (MIDIC, 2025). A produção de celulose atingiu recorde de 25 milhões de toneladas, impulsionando o PIB e as exportações de produtos florestais (IBGE, 2024). Além do valor econômico, os plantios de eucalipto possuem elevado potencial de armazenamento de carbono, podendo acumular mais de 183,99 t/ha, contribuindo para a mitigação de gases de efeito estufa (RIBEIRO et al., 2023). Dessa forma, o cultivo também se torna economicamente atrativo pela possibilidade de comercialização de créditos de carbono, aumentando a rentabilidade do produtor (PALUMBO; ALMEIDA, 2023).

Em 2024, o mercado global de créditos de carbono permaneceu estagnado, com valor aproximado de US\$ 1,4 bilhão e sem crescimento significativo na demanda, embora haja expectativa de expansão devido ao aumento de metas climáticas empresariais e novas políticas ambientais (CARBON CREDITS, 2024). A precificação do carbono é considerada uma ferramenta essencial para reduzir emissões, podendo ocorrer por meio de impostos sobre carbono, sistemas de comércio de emissões e créditos de carbono (ECCAPLAN, 2024). Nesse contexto, o mercado europeu se destaca com o Sistema Europeu de Comércio de Emissões (EU ETS), o maior e mais antigo sistema de negociação de emissões do mundo (ECCAPLAN, 2024).

A pesquisa busca responder à seguinte questão-problema: é possível identificar relações de integração e causalidade entre os preços dos créditos de carbono no mercado europeu e a expansão da área plantada de eucalipto no Brasil, contribuindo para estratégias mais sustentáveis e alinhadas à meta de carbono neutro até 2030? O objetivo do estudo é investigar a existência dessas relações entre os preços dos créditos de carbono no mercado europeu e a expansão da área plantada de eucalipto no Brasil no período de maio de 2005 a maio de 2025. A hipótese central é que os preços dos créditos de carbono estão integrados à expansão das plantações de eucalipto e que essa relação pode ser causal, de modo que variações nos preços influenciem a expansão dessas áreas. Para testar essa hipótese, serão aplicados modelos estatísticos como ARIMA, análise de cointegração e testes de causalidade, buscando compreender como essas variáveis podem orientar políticas ambientais, estratégias de sustentabilidade e decisões de investimento.

O estudo busca contribuir para práticas mais sustentáveis ao analisar a relação entre os preços dos créditos de carbono e a área plantada de eucalipto no Brasil, no período de 2005 a 2025, investigando integração, causalidade e previsão por meio do modelo ARIMA e testes econométricos. Pesquisas anteriores demonstram a aplicação dessas metodologias na previsão de preços de madeira e emissões de carbono (SOUZA et al., 2010; ZHONG et al., 2024; KUMAR et al., 2024; SONG, 2024), bem como na análise de integração de mercados florestais (YIN; XU, 2003; SOARES et al., 2009; FUHRMANN et al., 2021). Assim, o estudo se destaca por analisar de forma integrada a relação entre os preços dos créditos de carbono europeus e a expansão do cultivo de eucalipto no Brasil.

Este trabalho está estruturado em quatro seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 descreve a metodologia adotada no estudo. A seção 3 apresenta e discute os resultados obtidos. Por fim, segue as considerações finais e as referências que embasaram o estudo.

2. MATERIAL E MÉTODO

A metodologia deste estudo tem como foco o Brasil e o mercado europeu de créditos de carbono, adotando uma abordagem quantitativa para analisar séries temporais. A pesquisa utiliza etapas como análise descritiva, correlação, testes de raiz unitária, autocorrelação e heterocedasticidade, além de modelos econométricos como VAR e ARIMA, juntamente com os testes de cointegração de Johansen e causalidade de Granger. Esses métodos permitem identificar o melhor modelo de previsão e investigar a integração e possível relação causal entre os preços dos créditos de carbono na Europa e a área plantada de eucalipto no Brasil.

2.1 COLETA, TRANSFORMAÇÃO DE DADOS, SOFTWARE UTILIZADO E PROCEDIMENTOS METADOLÓGICOS

O estudo utilizou dados das bases Indústria Brasileira de Árvores (IBÁ), Instituto Brasileiro de Florestas (IBRAF) e European Union Allowance (EUA), considerando séries históricas dos preços de créditos de carbono europeus e da área plantada de eucalipto no Brasil entre maio de 2005 e maio de 2025. Os preços dos créditos foram ajustados pela inflação por meio do índice Producer Price Index (PPI) do U.S. Bureau of Labor Statistics, permitindo trabalhar com valores reais. Para reduzir assimetrias nas séries, aplicou-se a transformação logarítmica (LN) nas variáveis.

As análises econométricas e estatísticas foram realizadas no EViews 12, incluindo modelagem e avaliação das séries temporais. Para entender melhor como as variáveis se comportam ao longo do tempo, realizou-se uma análise descritiva dos dados da série temporal. Isso incluiu cálculos de medidas como média, variância, desvio-padrão e correlação. Depois, seguiu-se com os procedimentos de análises econométricas de séries temporais para aprofundar ainda mais o estudo.

2.1.1 Procedimento de análise de séries temporais – modelagem ARIMA por Box e Jenkins

A parte principal do modelo ARIMA combina polinômios AR e MA em um polinômio complexo, como visto em (1) abaixo. O modelo ARIMA (p, d, q) é aplicado a todos os pontos de dados LNPCCE e LNAPEB.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p (\sigma y_{t-i}) + \sum_{i=1}^q (\theta \varepsilon_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que:

μ : o valor médio dos dados da série temporal;
 p : o número de defasagens autorregressivas;
 σ : coeficientes autorregressivos (AR);

q: o número de defasagens do processo de média móvel;
Θ: coeficientes da média móvel (MA);
ε: o ruído branco dos dados da série temporal;
d: o número de diferenças calculadas a partir de:

$$\Delta y_i = y_{i-l} \quad (2)$$

O valor dos parâmetros ARIMA (p, d, q) para AR e MA pode ser obtido a partir do comportamento da Função de Autocorrelação (ACF) e da Função de Autocorrelação Parcial (PACF). Essas funções ajudam a estimar os parâmetros que podem ser usados para prever dados usando o modelo ARIMA.

2.1.2 Procedimentos de Análise de Séries Temporais – Cálculos de cointegração de Johansen e de causalidade de Granger

- Cálculo de cointegração de Johansen

Para testar a existência de cointegração em uma série, é adequada a aplicação da metodologia de Johansen. Considerando o modelo apresentado por JOHANSEN (1995) (3):

$$\Delta y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que, $\phi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ e $\phi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$; y_t é a série de tempo da variável explicada.

O número de vetores de cointegração (r) é determinado usando duas estatísticas: o máximo autovalor ($\lambda_{\max}$) e a estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$). Essas estatísticas são apresentadas pelas equações (4) e (5), conforme explicado por Shin e Pesaran em 1996.

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1-\lambda_{r+1}) \quad (4)$$

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1-\lambda_i) \quad (5)$$

em que T é o tamanho da amostra.

- Cálculo de causalidade de Granger

Segundo Granger (1987), uma variável Y é considerada influenciada por uma variável X se a previsão de Y melhora de forma estatisticamente significativa ao incluir os valores defasados de X, além dos valores defasados de Y. Para testar essa causalidade, o procedimento envolve estimar regressões que podem ser representadas pelas equações (6) e (7).

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + \mu_{1t} \quad (6)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + \mu_{2t} \quad (7)$$

Os resultados possibilitarão inferir sobre as diferentes formas de precedência temporal e as inter-relações entre as séries analisadas.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A apresentação dos resultados está estruturada em duas partes distintas. A primeira parte consiste na análise descritiva das séries temporais das variáveis: LNPCCE (logaritmo natural dos preços dos créditos de carbono Europeu) e LNAPEB (logaritmo natural da área plantada de eucalipto no Brasil). Já a segunda parte aborda a análise de integração e causalidade entre essas variáveis.

3.1 ANÁLISE DESCRITIVA DAS SÉRIES TEMPORAIS DAS VARIÁVEIS: LNPCCE - LOGARITIMO NATURAL DOS PREÇOS DOS CRÉDITOS DE CARBONO EUROPEU E LNAPEB - LOGARITIMO NATURAL DA ÁREA PLANTADA DE EUCALIPTO NO BRASIL.

Para o estudo, o Brasil foi escolhido como área de análise. As variáveis analisadas foram os preços do crédito de carbono europeu e a área plantada de eucalipto no Brasil. Para entender melhor como essas variáveis se comportam, o Gráfico 1 e 2 apresentam um esboço desses dados.

No Gráfico 1, é possível observar o comportamento dos preços do crédito de carbono europeu de maio de 2005 à maio de 2025, pode-se dizer que ele passou por várias fases de variação ao longo desses anos. Inicialmente, em 2005, o mercado de créditos de carbono ainda estava em desenvolvimento, com preços relativamente baixos, pois o sistema de comércio de emissões da União Europeia (EU ETS) estava começando a se estabelecer. Ao longo dos anos, especialmente após a crise financeira de 2008, os preços tiveram oscilações, muitas vezes influenciados por fatores econômicos, políticas ambientais e a oferta e demanda de créditos. Houve períodos de queda, como em 2013, devido ao excesso de créditos disponíveis no mercado, o que pressionou os preços para baixo.

Preço do crédito de carbono Europeu

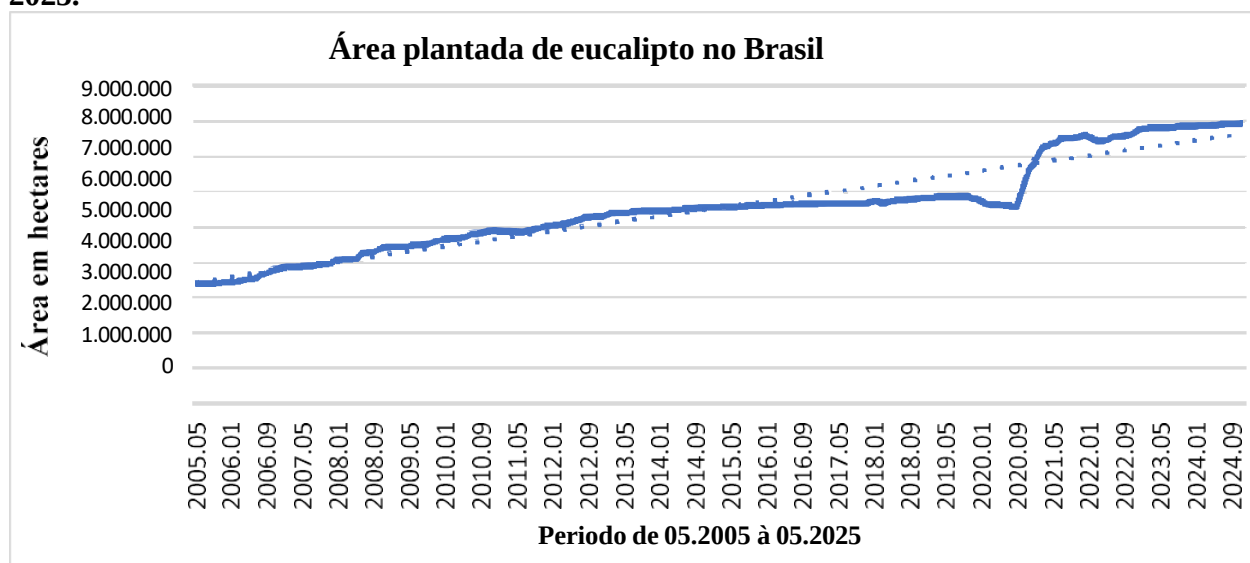
O gráfico ilustra a evolução do preço do crédito de carbono europeu em EUR ao longo do tempo. O eixo vertical (Y) representa o preço em EUR, variando de -20 a 120. O eixo horizontal (X) representa o período de 05.2005 a 05.2025. A linha azul sólida mostra o preço real, que permanece relativamente estável e baixo (abaixo de 20 EUR) até 2017. A partir de 2017, o preço começa a subir, atingindo um pico de cerca de 95 EUR em 2022, antes de cair e se recuperar. A linha pontilhada azul indica a tendência geral, que mostra um crescimento contínuo ao longo do período.

Período	Preço (EUR)
05.2005	15
05.2006	18
05.2007	10
05.2008	15
05.2009	10
05.2010	10
05.2011	10
05.2012	10
05.2013	10
05.2014	10
05.2015	10
05.2016	10
05.2017	10
05.2018	15
05.2019	20
05.2020	20
05.2021	50
05.2022	95
05.2023	60
05.2024	65
05.2025	60

Nos anos mais recentes, até 2025, o mercado tem mostrado sinais de recuperação e aumento de preços, impulsionado por políticas mais rígidas de redução de emissões, o compromisso da União Europeia com a neutralidade de carbono até 2050, e a introdução de mecanismos que limitam a quantidade de créditos disponíveis. Essa tendência indica uma valorização do crédito de carbono como ferramenta para incentivar a redução de emissões e combater as mudanças climáticas (Gráfico 1).

7

Gráfico 2. Área plantada de eucalipto no Brasil, no período mensal de Maio de 2005 à Maio de 2025.



Fonte: Elaboração própria, conforme dados do IBÁ e IBRAF (2025).

Este crescimento da área plantada de eucalipto tem contribuído positivamente para o PIB brasileiro. Isso acontece porque o eucalipto é uma matéria-prima fundamental para várias indústrias, como a de papel, celulose, painéis de madeira e outros produtos florestais. O crescimento dessas plantações gera empregos, movimenta a economia local e nacional, além de impulsionar as exportações, especialmente de produtos de madeira e celulose. Dessa forma, a expansão da área de eucalipto no Brasil tem ajudado a fortalecer o setor florestal, contribuindo de maneira significativa para o desenvolvimento econômico do país e para o aumento do PIB.

Ao observar a série temporal de maio de 2005 a maio de 2025 do Gráfico 1 e 2, percebe-se que os dados parecem indicar uma possível correlação, já que os preços do crédito de carbono e a área de eucalipto plantada no Brasil se movimentam de forma semelhante. Isso sugere que, a longo prazo, essas variáveis podem estar em equilíbrio e que suas séries podem estar correlacionadas e cointegradas.

3.1.2 Estatística descritiva da série LNPCCE e LNAPEB

Nesta seção, são apresentadas as estatísticas descritivas da série LNPCE e LNAPEB, respectivamente, descritos na Tabela 1.

Tabela 1. Estatística descritiva das series LNPCCE e LNAPEB no período de 2005- 2025.

Estatísticas	LNPCCE	LNAPEB
Média	25,98004	514265,2
Variância	696,3249	488934,2
Desvio-Padrão	26,44289	236013,2

Fonte: Resultados da Pesquisa

A análise dos dados mostra que a média do preço é aproximadamente 25,98, indicando que,

em média, o valor observado é próximo a esse valor. A variância do preço é cerca de 696,32, o que mostra a dispersão dos preços em relação à média, com alguns valores bastante distantes. O desvio padrão do preço é aproximadamente 26,44, reforçando essa ideia de variação ao redor da média.

Para a área, a média é de aproximadamente 514.265 km², com uma variância bastante alta de 4.89 milhões, indicando uma grande variação nas áreas consideradas. O desvio padrão de cerca de 236.013 km² mostra que há uma dispersão significativa em relação à média (Tabela 1).

Os Gráficos 1 e 2 acima apresentaram uma possível correlação entre os preços de crédito de carbono europeu e a área plantada de eucalipto no Brasil. Mas esta afirmação deve ser avaliada com critérios. Para isso, foi realizada uma verificação preliminar por meio de uma análise de correlação entre essas variáveis. Os valores de correlação variam entre -1 e 1, em que: 1 indica uma correlação perfeita positiva; 0 indica nenhuma correlação e -1 indica uma correlação perfeita negativa. A Tabela 2, mostra que há uma forte relação entre as variáveis analisadas.

Tabela 2. Correlação entre as séries LNPCCE e LNAPEB no período de 2005-2025

Correlação	LNPCCE	LNAPEB
Preço	1,000000	0,709159
Área	0,709159	1,000000

Fonte: Resultados da Pesquisa.

A correlação entre o preço do crédito de carbono europeu e área plantada de eucalipto brasileira foi de 0,7091 aproximadamente, isso indica uma forte correlação positiva. Ou seja, à medida que a área aumenta, o preço tende a aumentar também. É uma relação bastante significativa, sugerindo que áreas maiores geralmente tende a influenciar os preços mais altos (Tabela 2).

3.1.3 Análises Econométricas de Séries Temporais: Testes de Estacionariedade (ADF e PP), Teste de Autocorrelação de Durbin-Watson, VAR, Modelagem ARIMA com Métodos de Box e Jenkins, Análise de Cointegração de Johansen e Testes de Causalidade de Granger.

Os testes de raiz unitária ajudam a determinar se uma série temporal é estacionária ou não. E os resultados variam dependendo da transformação aplicada (nível, primeira diferença, segunda diferença).

Aplicado o teste em nível os p-valores são altos (muito maiores que 0,05), não rejeita-se a hipótese de raiz unitária. Ou seja, a série não é estacionária no nível I (0). Aplicando o teste na segunda diferença os p-valores são muito baixos (próximos de zero), indicando que rejeita-se a hipótese de raiz unitária na primeira diferença. Assim, a série é estacionária após a primeira diferenciação I (1) (Tabela 3).

Tabela 3. Testes de raiz unitária para grupo de séries (painel) LNPCCE e LBAPEB no período de 2005-2025.

Testes	t-Estatístico	Prob.	I(.)
Teste ADF	176.206	0.0000	I(1)
Teste PP	179.338	0.0000	I(1)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: As variáveis são, preços do crédito de carbono, área de plantada de eucalipto e o PIB do Brasil em grupo (painel); ADF e PP referem-se aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller e Philips-Perron, respectivamente, em nível. I (1) refere-se à ordem de integração da série e, entre parênteses, encontra-se o número de integração.

*Significância a 1%.

O teste ADF indicou que houve rejeição da hipótese nula de raiz unitária das séries em nível, informando que todas as variáveis são integradas de ordem 1 ao nível de significância estatística de 1%. O teste PP também produziu resultados semelhantes, indicando que todas as variáveis podem ser tratadas como I (1) (Tabela 3).

No teste de Durbin-Watson, um valor próximo de 0 sugere uma autocorrelação positiva forte, enquanto um valor próximo de 2 indica ausência de autocorrelação, e valores próximos a 4 apontam para autocorrelação negativa (Tabela 4). O resultado de 0,108552 no teste indica uma forte autocorrelação positiva nos resíduos do modelo de regressão. Isso quer dizer que os erros de previsão estão relacionados entre si, com valores consecutivos tendendo a ter sinais semelhantes.

Tabela 4. Teste de auto-corelação por Durbin-Watson para a série LNPCCE e LNAPEB no período de 2005- 2025.

Teste de autocorrelação de Durbin-Watson		
Prob. F	Estatística DW	Prob.
0,000	0,108552	0,000

Fonte: Resultados da Pesquisa.

A presença de autocorrelação nos resíduos, identificada na análise dos testes sobre os pressupostos básicos do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), ocorre devido à influência do erro defasado sobre o erro atual (Tabela 4). Para tentar reduzir ou eliminar essa autocorrelação serial nos resíduos, decidiu-se incluir na regressão um componente AR (1) (Tabela 5).

Tabela 5. Regressão Linear com AR(1) das séries LNPCCE e LNAPEB no período de 2005-2025.

Variável Dependente		Coefficiente	Desvio-padrão	t-estatístico	Prob.	R ²	F. estatístico	Prob. (F. estatístico)	Durbin-Watson
LNPCCE	LNAPEB	2,37	0,28	1,84	0,06	0,92	34,33	0,00	2,08
	C	-34,0	0,05	-1,69	0,09				
	AR(1)	0,94	0,02	44,36	0,00				

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observando o coeficiente apresentado na Tabela 5, que é -34,0, pode-se entender que, para cada aumento de 1% na área plantada de eucalipto no Brasil, o preço do crédito de carbono europeu

tende a diminuir em cerca de 34%, considerando as demais variáveis constantes. Além disso, o valor de R^2 de 0,92 indica que, aproximadamente, 92% da variação na variável dependente é explicada pelo modelo. O que sugere uma relação bastante forte e um bom ajuste aos dados, e pode estar relacionado à demanda por créditos de carbono.

Quando a área plantada de eucalipto aumenta, isso pode refletir uma maior oferta de créditos de carbono devido ao aumento na capacidade de sequestrar carbono, o que, por sua vez, pode diminuir o preço desses créditos no mercado europeu. Além disso, fatores como políticas ambientais, regulamentações e a demanda global por créditos de carbono também influenciam esses preços. Portanto, a demanda por créditos de carbono, tanto por parte de países e empresas que buscam cumprir metas ambientais, quanto por fatores de mercado, pode explicar essa relação forte entre a área de eucalipto e o preço do crédito.

O teste de heterocedasticidade tem como objetivo verificar se a variância dos erros do modelo é constante ao longo de todas as observações. Quando essa variância não é constante, diz-se que há heterocedasticidade, o que pode afetar a confiabilidade das inferências estatísticas. A Tabela 6 mostra o resultado do teste de heterocedasticidade.

Tabela 6. Resultado do teste de heterocedasticidade (White)

Variáveis					
LNPCCE*	LNAPEB	F-estatístico	59,48	Prob. F (2,23)	0,00
LNAPEB	C AR(1)	R ²	0,79	Prob	0,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: * é a variável dependente.

O valor do F estatístico foi 59,48, o que é bastante alto. Isso, junto ao valor de Probabilidade (Prob.) de 0,0000, indica que o resultado é altamente significativo. Ou seja, há uma forte evidência de que existe heterocedasticidade nos dados ou seja, a variância dos erros não é constante. O R^2 de 0,79 (79%) mostra que o modelo explica uma grande parte da variação na variável dependente, o que é ótimo. No entanto, mesmo com um bom ajuste, a presença de heterocedasticidade pode comprometer a validade dos testes estatísticos, como os valores de p e os intervalos de confiança.

Com base nesse resultado, onde há forte evidência de heterocedasticidade, a análise do modelo VAR pode ser uma boa estratégia, pois esse tipo de modelo é capaz de lidar com a dependência entre múltiplas variáveis ao longo do tempo. Além de ser mais robusto em relação a algumas violações de pressupostos clássicos de regressão, como a heterocedasticidade. Além disso, o VAR permite fazer previsões e entender como uma variável influencia as outras em diferentes momentos, o que é especialmente útil em contextos onde as variáveis estão interligadas de forma complexa.

Na Tabela 7 é apresentado o resultado do modelo VAR, que foi criado para analisar a série LNPCCE e LNAPEB no período de maio de 2005 a maio de 2025. Como não era possível determinar

exatamente o número ideal de defasagens, optou-se por usar três defasagens. Após a análise, três dos critérios de seleção indicaram que a defasagem de Lag 2 é a mais adequada.

Tabela 7. Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as séries LNPCCE e LNAPEB no período de 2005-2025.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-287.3152	NA	0,040216	2.462257	2.491700	2.474127
1	730.3242	2009.297	7.21e-06	-6.164462	-6.076132	-6.128851
2	776.1728	89.74614	5.05e06	-6.520620*	-6.373403*	-6.461269*
3	779.6576	6.761884	5.07e-06	-6.516235	-6310132	-6.433143

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: (*) indica o número de defasagens que cada critério considera mais adequado; LR: sequencial estatístico do teste LR modificado (cada teste ao nível de 5%);

FPE: erro de predição definitiva;

AIC: Critério de informação de

Akaike; SC: Critério de informação

de Schwarz;

HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

O sistema de equações necessário para o método de Vetores Autorregressivos (VAR), de acordo com Hill, Griffiths e Lim (2011), descreve que a variável atual é explicada pelas suas próprias defasagens passadas, bem como pelas defasagens de outras variáveis incluídas no modelo. Essa abordagem permite capturar as interdependências dinâmicas entre múltiplas séries temporais ao longo do tempo, facilitando a análise de como os choques em uma variável podem afetar as demais variáveis do sistema ao longo do tempo.

Como o modelo VAR indicou 2 Lags, se usará essa informação como ponto de partida para o modelo ARIMA, que combina componentes autoregressivos (AR) e de média móvel (MA). Esse modelo pode ser ajustado com diferentes combinações de p e q. Então, começa-se testando um modelo ARIMA (2,1,0) ou ARIMA (0,1,2). Para determinar os melhores valores de p e q, utilizando critérios como AIC ou BIC. Também-se levará em consideração a análise do Correlograma para as séries em estudo, considerando que as variáveis em série analisadas são estacionárias em ordem I(1), conforme visto na Tabela 3. Foi analisado, também, o comportamento das funções de autocorrelação (FAC) e função autocorrelação parcial (FACP) em 1 diferença, conforme Figura 1.

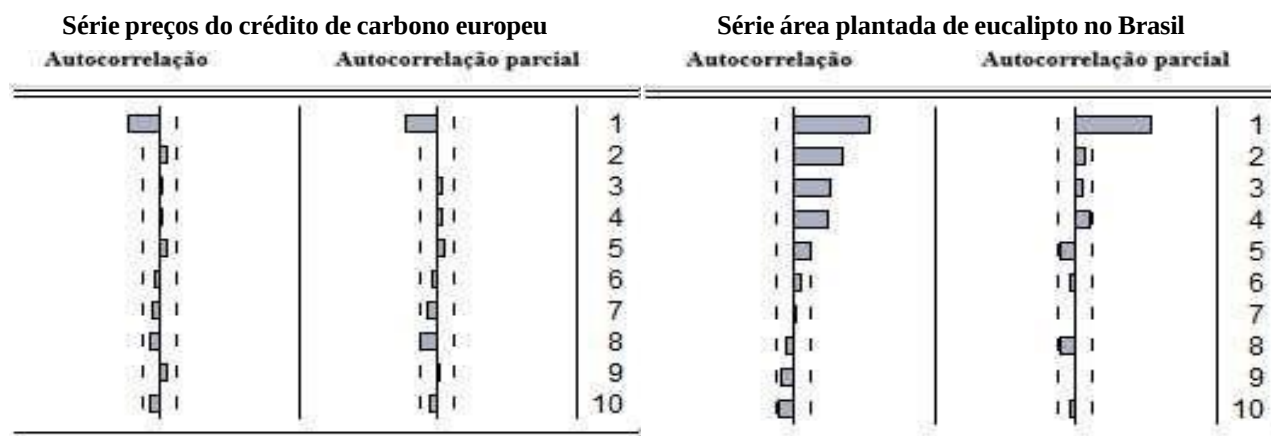


Figura 1. Função de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos.

Fonte: resultado da pesquisa

Com base nos resultados da Figura 1 e Tabela 7, foram estimados alguns possíveis modelos, com ordem ARIMA (1, 1, 1); (2, 1, 0); (0, 1, 2); (0, 1, 8) para a série LNPCCE e ARIMA (1, 1, 1); (2, 1, 0); (0, 1, 2); (3, 1, 0); (4, 1, 0) para a série LNAPEB (Tabela 8).

Tabela 8: Possibilidades de modelos ARIMA com seus respectivos AIC, BIC, R² Ajustado e Prob.

Preços do crédito de carbono europeu			AR	I	MA	AIC	BIC	R ² Ajustado	Prob.
	1		1	1	1	1,63	1,69	0,83	0,00
	2		2	1	0	1,69	1,73	0,82	0,00
	3		0	1	2	1,73	1,74	0,82	0,00
	5		0	1	8	1,83	1,88	0,80	0,00
Área plantada de eucalipto no Brasil			AR	I	MA	AIC	BIC	R ² Ajustado	Prob.
	1		1	1	1	-6,90	-6,84	0,99	0,00
	2		2	1	0	-6,15	-6,11	0,99	0,00
	3		0	1	2	-3,82	-3,78	0,97	0,00
	4		3	1	0	-5,75	-5,71	0,99	0,00
	5		4	1	0	-5,49	-5,44	0,99	0,00

Fonte: Dados da pesquisa.

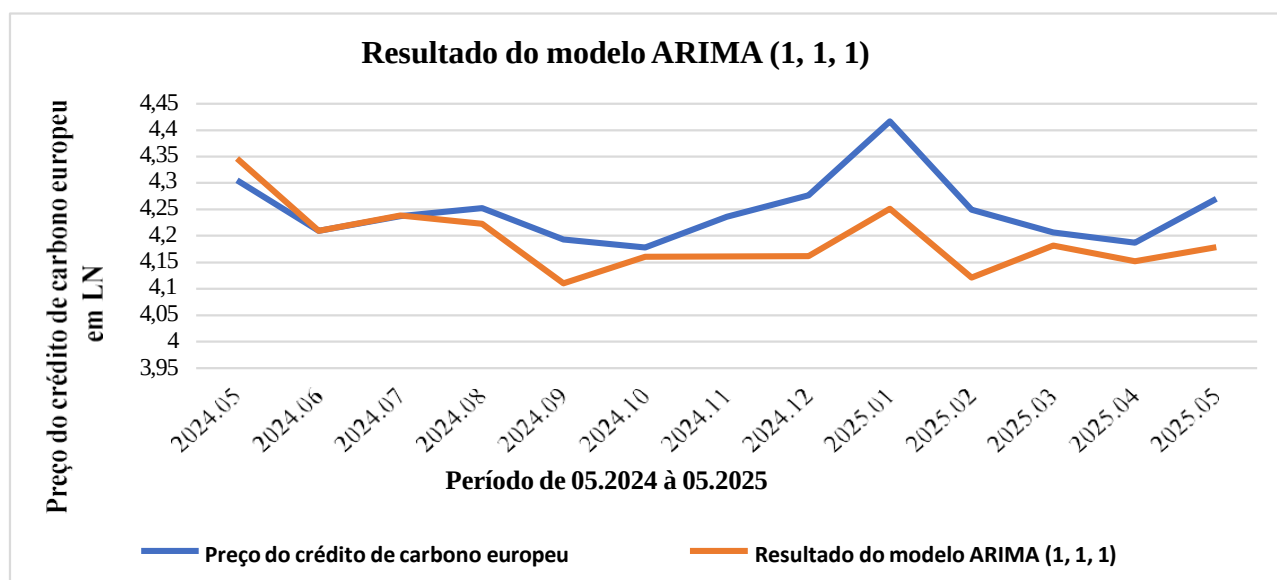
Embora a análise de VAR tenha sugerido 2 lags, o melhor ajuste para o modelo autoregressivo de médias móveis com 1 diferença na série LNPCCE foi o ARIMA (1, 1, 1), conforme indicado pelo correlograma. O R² ajustado na série de preço do crédito de carbono europeu, indicou que, aproximadamente, 83% da variação na série é explicada por esse modelo, o que é um ótimo resultado. Além disso, os valores de AIC (1,63) e BIC (1,69) mostram que o modelo tem uma boa qualidade de ajuste (quanto menores os valores, melhor o modelo), equilibrando precisão e simplicidade.

Considerando esses resultados (Tabela 8), o melhor ajuste para os modelos autoregressivos e de médias móveis na análise da série LNAPEB foi o ARIMA (1, 1, 1). O R² ajustado indicou que aproximadamente 99% da variação nos dados da área plantada de eucalipto no Brasil é explicada por

esse modelo. Além disso, os valores de AIC (-6,90) e BIC (-6,84) demonstram que o modelo possui uma excelente qualidade de ajuste, equilibrando precisão e simplicidade, o que o torna uma escolha bastante eficiente para representar essa série temporal. O p-valor (Prob.) em todos os modelos analisados mostra que, no geral, eles são estatisticamente significativos, ou seja, apresentam uma boa validade estatística.

No Gráfico 3, é possível observar os resultados deste modelo para o período de 12 meses mais recentes da pesquisa, de maio de 2024 a maio de 2025, referente à LNPCCE. O monitoramento dos preços indica que o modelo foi concluído com sucesso e pode ser utilizado em outros períodos de análise.

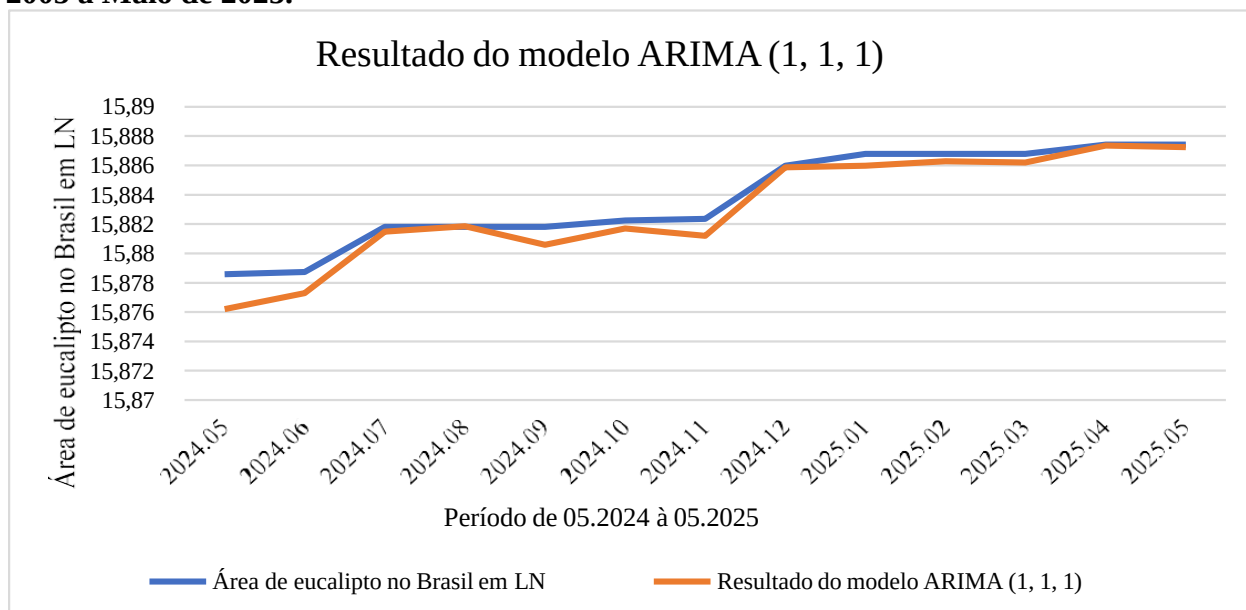
Gráfico 3. Resultado do modelo ARIMA (1, 1, 1) para a LNPCCE, no período mensal de Maio de 2024 à Maio de 2025.



Fonte: Elaboração própria, conforme resultados do sistema EViews 12.

Assim como no Gráfico 3, pode-se observar no Gráfico 4 os resultados do modelo ARIMA aplicado ao período mais recente de 12 meses da pesquisa, de maio de 2024 a maio de 2025, referente a LNAPEB. O acompanhamento dos preços demonstra que o modelo foi concluído com sucesso e pode ser utilizado em outros períodos de análise.

Gráfico 4. Resultado do modelo ARIMA (1, 1, 1) para LNAPEB, no período mensal de Maio de 2005 à Maio de 2025.



Fonte: Elaboração própria, conforme resultados do sistema EViews 12.

Conforme já definido, o número de defasagens do modelo VAR na Tabela 7 foi de 2 Lags. Para realizar o teste de cointegração proposto por Johansen (1995) [26], optou-se por usar 1 defasagem a menos do que o valor obtido no VAR. Essa decisão foi tomada para evitar o excesso de defasagens, o que pode reduzir a potência do teste e facilitar a identificação de uma possível relação de longo prazo entre as variáveis.

O resultado do teste do traço, apresentado na Tabela 9, para $r = 0$ (ou seja, sem relação de longo prazo), mostrou um valor de 14,02. Esse valor é menor que o valor crítico de 15,49, e a probabilidade associada é de 8% (0,08). Como o valor do traço é menor que o valor crítico, não rejeita-se a hipótese de que não há cointegração nesse nível.

Tabela 9. Estatística Traço do teste de cointegração de Johansen entre as séries LNPCCE e LNAPE no período de maio de 2005 à maio de 2025.

Hipótese	Estatística		0,05	
Nº de EC(s)	Autovalor	Traço	Valor Crítico	Prob.
$r = 0$	0,0520	14,02	15,49	0,08
$1 r \leq$	0,0051	1,23	3,84	0,26

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: EC(s) – Equação de cointegração.

Para $r \leq 1$ (pelo menos uma relação de longo prazo), o valor do traço é 1,23, que é menor que o valor crítico de 3,84, e a probabilidade é 0,26 (26%). Novamente, como o valor do traço é menor que o crítico, não se rejeita a hipótese de pelo menos uma relação de cointegração.

Tabela 10. Estatística Máximo Autovalor do teste de cointegração de Johansen entre as séries LNPCCE e LNAPEB no período de maio de 2005 à maio de 2025.

Hipótese		Estatística		0,05
Nº de EC(s)	Autovalor	Traço	Valor Crítico	Prob.
$r = 0$	0,0520	12,78	14,26	0,08
$r \leq 1$	0,0051	1,23	3,84	0,26

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: EC(s) – Equação de cointegração.

Na Tabela 10, obteve-se o resultado do teste máximo, como a estatística (12,78) é menor que o valor crítico (14,26), não se rejeita a hipótese de que não há cointegração nesse nível. A probabilidade de 8% também indica que há uma chance moderada de não haver relação de longo prazo. A estatística (1,23) também é menor que o valor crítico (3,84), então não se rejeita a hipótese de pelo menos uma relação de longo prazo.

Pelo teste de causalidade Granger, na Tabela 11, percebe-se que LNAPEB não Granger causa LNPCCE, a estatística F foi no valor de 5,6947 e o p-valor 0,0178. Como o p-valor é menor que 0,05, pode-se rejeitar a hipótese nula. Isso indica que a LNAPEB não Granger causa LNPCCE, ou seja, a LNAPEB ajuda a prever o LNPCCE no futuro. No resultado do LNPCCE não Granger causa LNAPEB a estatística F foi no valor de 5,8763 e o p-valor: 0,0161. Novamente, o p-valor é menor que 0,05, então pode-se rejeitar a hipótese nula. Isso mostra que LNPCCE também ajuda a prever LNAPEB no futuro.

Tabela 11. Teste de causalidade de Granger, entre as séries LNPCCE e LNAPEB no período de maio de 2005 à maio de 2025.

Hipótese nula	Estatística F	p-valor (Prob).
LNAPEB não Granger causa LNPCCE	5.6947	0,0178
LPCCE não Granger causa LNAPEB	5,8763	0,0161

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados indicam que há uma causalidade de Granger bidirecional entre a LNPCCE e LNAPEB. Ou seja, cada uma delas ajuda a prever a outra, sugerindo uma relação de influência mútua entre esses dois fatores (TABELA 11).

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pelos resultados do trabalho, concluímos que o melhor modelo a ser utilizado para as séries temporais de preço de crédito de carbono europeu e a área plantada de eucalipto no Brasil no período de maio de 2005 à maio de 2025 é o ARIMA (1, 1, 1).

A ausência de cointegração entre as séries analisadas pode ser explicada, em parte, pela divergência existente entre as volatilidades dos preços do crédito de carbono europeu e da área plantada de eucalipto no Brasil. As evidências empíricas indicam que não há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis no período considerado. Dessa forma, conclui-se que as séries não estão cointegradas, o que sugere que elas não compartilham uma tendência comum de longo prazo e se comportam de forma independente ao longo do tempo.

Já a causalidade bidirecional entre o preço do crédito de carbono europeu e a área plantada de eucalipto no Brasil pode ser explicada pela interdependência entre as decisões de investimento no setor florestal brasileiro e as dinâmicas do mercado internacional de

créditos de carbono. Por um lado, o aumento nos preços dos créditos de carbono pode incentivar a expansão da área plantada, dada a atratividade econômica do sequestro de carbono por florestas comerciais como o eucalipto. Por outro lado, a ampliação dessa área plantada pode impactar as expectativas do mercado em relação à oferta futura de créditos de carbono, influenciando seus preços.

Essa relação recíproca sugere que há um ciclo de realimentação entre essas variáveis, em que mudanças em uma influenciam a outra de forma dinâmica. Portanto, a evidência de causalidade bidirecional reforça a hipótese de que políticas e preços internacionais relacionados ao carbono têm efeitos diretos sobre as estratégias de uso da terra no Brasil, especialmente no setor florestal comercial.

Com base nas análises realizadas, aceita-se a hipótese de que um modelo ARIMA é adequado para prever as séries de preços dos créditos de carbono europeus e da área plantada com eucalipto no Brasil. Os resultados também indicam a rejeição da hipótese de cointegração entre essas variáveis. No entanto, foi identificada uma relação de causalidade bidirecional entre as séries, confirmando a hipótese de causalidade mútua entre elas.

Assim, os resultados deste estudo contribuem para compreender melhor as relações entre o mercado de créditos de carbono e o manejo florestal no Brasil, oferecendo subsídios importantes para o desenvolvimento de estratégias mais sustentáveis e alinhadas às metas de carbono neutro até 2030. Além disso, reforçam a necessidade de políticas integradas que considerem essa interdependência para promover um desenvolvimento econômico e ambiental mais equilibrado.

O presente trabalho foi desenvolvido com o apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES), por meio do Código de Financiamento 001. Os autores expressam, igualmente, seus agradecimentos à Universidade Federal da Grande Dourados (UFGD) pelo suporte institucional.

5. REFERÊNCIAS

Carbon Credits in 2024: What to Expect in 2025 and Beyond (\$250B by 2050)

<https://carboncredits.com/carbon-credits-in-2024-what-to-expect-in-2025-and-beyond-250b-by-2050/>

Acesso em maio de 2025.

ECCAPLAN, 2024 - Precificação do Carbono, uma ferramenta no combate as Mudanças Climáticas

<https://eccaplan.com.br/precificacaodecarbonoeasmudancasclimaticas/> Acesso em junho de 2025.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Cointegration and error correction: representation, estimation and testing**. *Econometrica*, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987.

EUA. **European Union Allowance**. 2025. Disponível em:

<https://br.investing.com/commodities/carbon-emissions-historical-data> Acesso em junho de 2025.

FUHRMANN, M; DIBAUER, C E SCHMID, S.E. **Analysing price cointegration of sawmill by-products in the forest-based sector in Austria**. 2021. Disponível em:

https://www.researchgate.net/publication/353309047_Analysing_price_cointegration_of_sawmill_by-products_in_the_forest-based_sector_in_Austria

Acesso em junho de 2025.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George G. **Econometria**. 2a. Ed. São Paulo: Saraiva, 2003.

Acesso em junho de 2025.

HILL, R. C, GRIFFITHS, W. E, LIM, G. C. (2011). **Principles of econometrics**. 4th ed. Wiley.

GUJARATI, Damodar N.. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models**. New York: Oxford University Press, 1995. 267 p. (Advanced Texts in Econometrics).

Acesso em junho de 2025.

IBÁ. **Indústria Brasileira de Árvores**. 2025. Disponível em: <https://iba.org/publicacoes> Acesso em junho de 2025.

IBÁ. **Industria brasileira de árvores**, 2024. Disponível em: <https://iba.org/relatorio2024.pdf>

Acesso em junho de 2025.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. 2024. Disponível em:

<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/42574-producao-industrial-varia-0-3-em-dezembro-e-fecha-2024-com-crescimento->

de-3-1

Acesso em maio de 2025.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. 2024. Disponível em:
<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/41111-populacao-estimada-do-pais-chega-a-212-6-milhoes-de-habitantes-em-2024>
Acesso em junho de 2025.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. 2024. Disponível em:
<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/41111-populacao-estimada-do-pais-chega-a-212-6-milhoes-de-habitantes-em-2024>
Acesso em junho de 2025.

IBRAF. **Instituto Brasileiro de Florestas**. 2025. Disponível em:
<https://www.ibrf.org.br/modelos/relatorios/>
Acesso em junho de 2025.

KIZZIER, K.; LEVIN, K.; RAMBHAROS, M. **What you need to know about article 6 of the paris agreement**. 2019. Disponível em: <https://www.wri.org/insights/what-you-need-know-about-article-6-paris-agreement>
Acesso em Abril de 2025.

KUMAR, N; KAYAL, P E MAITI, M. **A study on the carbon emission futures price prediction**. 2024. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0959652624037582> Acesso em junho de 2025.

LEÃO, R. M. **A floresta e o homem**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo; Instituto de Pesquisas e Estudos Florestais, 2000.
Acesso em Abril de 2025.

MDIC. **Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços**. 2025. Disponível em: <https://www.gov.br/mdic/pt-br>
Acesso em junho de 2025.

OCB. **Organização das Cooperativas Brasileiras**. 2024. Disponível em: <https://somoscooperativismo.coop.br/institucional/sistemaocb> Acesso em junho de 2025.

PALUMBO, M E ALMEIDA, R.F.
Marco Palumbo E Risely Ferraz-Almeida. 2023. Disponil em:
<https://www.scielo.br/j/cflo/a/Rq3dYZgYwfnMZHjN8Dr4tSC/?lang=en> Acesso em junho de 2025.

RESENDE, R.T; BORÉM, A., LEITE, H.G. **Eucalipto: do plantio à colheita LIVRO**. Editora: [Oficina de Textos](#). Páginas: 288. Publicação: 2022. Acesso em junho de 2025.

RIBEIRO, F.P; GATTO,A; OLIVEIRA, A.D; PULROLNIK, K; VALADÃO, M.B.X; ARAÚJO, J.B.C; CARVALHO, A.M E FERREIRA, E.A.B. **Carbon Storage in Different Compartments in Eucalyptus Stands and Native Cerrado Vegetation**. 2023. Disponível em: <https://www.mdpi.com/2223-7747/12/14/2751>
Acesso em junho de 2025.

SOARES, N.S; SILVA, M.L; REZENDE, J.L.P; LIMA, J.E. E CARVALHO, K.H.A. **Elaboração de modelo de previsão de preço da madeira de Eucalyptus spp**. 2010. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/cerne/a/CdwzK3yvpHYdtrmJNpKNwDg/>
Acesso em abril de 2025.

SOARES, N.S; SILVA, M.L; LIMA, J.E. E CARVALHO, K.A. **Spatial integration in the eucalyptus wood market in São Paulo, Brazil.** 2009. Disponível

em:https://www.researchgate.net/publication/289898286_Spatial_integration_in_the_eucalyptus_wood_market_in_Sao_Paulo_Brazil

Acesso em junho de 2025.

SONG, C. **Analysis of China's carbon market price fluctuation and international carbon credit financing mechanism using random forest model.** 2024. Disponível

em:<https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0294269>

Acesso em junho de 2025.

U.S. **Bureau of Labor Statistics.** 2025. Disponível em: <https://www.bls.gov/> Acesso em junho de 2025.

XU, J E YIN, R. **Identifying the inter-market relationships of forest products in the Pacific Northwest with cointegration and causality tests.**2023. Disponível em:

<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1389934102000643>

Acesso em junho de 2025.

ZHONG, W.; ZHAI, D; XU, W; GONG, W; YAN, C; ZHANG, Y W QI, L. **Accurate and efficient daily carbon emission forecasting based on improved ARIMA.**2024. Disponível em:

<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0306261924016155>

Acesso em junho de 2025.