

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS

INSTITUTO DE ECONOMIA - UNICAMP

HO236 ECONOMETRIA DE SÉRIES TEMPORAIS

PROFESSORA ROSÂNGELA BALLINI

JOÃO PEDRO TOLEDO TRICOLI DE LUCAS

INVESTIGANDO A DINÂMICA DO COMPLEXO BOVINO NO MERCADO FUTURO:  
UMA ANÁLISE DO BOI VIVO, BOI DE ENGORDA E MILHO

CAMPINAS

2024

## **Investigando a Dinâmica do Complexo Bovino no Mercado Futuro: Uma Análise Econométrica do Boi Vivo, Boi de Engorda e Milho (2014-2024)**

**João Pedro Toledo Tricoli de Lucas<sup>1</sup>**

### **Resumo**

A pesquisa investigou a dinâmica do mercado futuro de bovinos no Brasil, utilizando dados diários de fechamento dos contratos futuros de Boi Vivo, Boi de Engorda e Milho de 2014 a 2024. Focou-se na inter-relação entre essas commodities e suas relevâncias na determinação de preços. A metodologia foi quantitativa, com aplicações de métodos de análise de séries temporais, incluindo: análise de raiz unitária, quebras estruturais, impulso resposta, decomposição de variância e teste de causalidade de Granger. O objetivo foi atestar como as variáveis do complexo se relacionam e impactam na sua formação de preço. Os resultados indicaram que o preço futuro do Milho exerce influência moderada sobre o Boi de Engorda, enquanto não é significativo para o Boi Vivo. Além disso, foi observado que o preço futuro do Boi de Engorda tem um impacto relevante na precificação do Boi Vivo, enquanto o próprio Boi de Engorda é mais influenciado pelo Boi Vivo do que por suas próprias variações de preço. Este estudo destacou a complexidade das interações no mercado futuro de bovinos, evidenciando como diferentes commodities dentro do complexo podem ter relações variadas na formação de preços, sendo relevantes para a elaboração de estratégias de hedge.

**Palavras-chave:** Mercado Futuro, Commodities, Complexo Bovino, Análise Quantitativa.

### **Abstract**

The research investigated the dynamics of the futures market for cattle in Brazil, using daily closing price data from Live Cattle, Feeder Cattle, and Corn futures contracts from 2014 to 2024. It focused on the interrelationship between these commodities and their relevance in price determination. The methodology was quantitative, employing methods of time series analysis including unit root analysis, structural breaks, impulse response, variance decomposition, and Granger causality test. The objective was to assess how variables within the complex interact and impact price formation. Results indicated that the future price of Corn moderately influences Feeder Cattle, while it is not significant for Live Cattle. Additionally, it was observed that the future price of Feeder Cattle significantly impacts the pricing of Live Cattle, with Feeder Cattle being more influenced by Live Cattle than by its own price variations. This study highlighted the complexity of interactions in the futures market for cattle, demonstrating how different commodities within the complex can have varied relationships in price formation, which are relevant for hedging strategies.

**Keywords:** Futures Market, Commodities, Cattle Complex, Quantitative Analysis.

---

<sup>1</sup> Economista pela Escola de Economia e Negócios - Universidade Pontifícia Católica de Campinas.  
E-mail: j290287@g.unicamp.br

## Introdução

A agricultura desempenha um papel crucial na economia global, contribuindo significativamente para o Produto Interno Bruto (PIB) de muitos países. No Brasil, o setor agropecuário representa uma parte substancial do PIB. Segundo o CEPEA (2023), o agronegócio correspondeu a 23,8% do PIB brasileiro em 2023, impulsionado pela produção agrícola e pelo crescimento na pecuária e laticínios, além do aumento no volume de abates. Estima-se que o rebanho brasileiro começou o ano com cerca de 194,4 milhões de cabeças, prevendo-se uma queda para 192 milhões de cabeças em 2024 devido ao aumento do abate em 2023.

No setor pecuário, o Brasil se destaca como um dos maiores produtores de gado do mundo e um dos principais exportadores de carne bovina. De acordo com o USDA (2023), a produção de gado no Brasil atingirá 48,5 milhões de cabeças em 2023, com uma leve queda prevista para 2024. Essa produção é resultado de políticas públicas e privadas que promovem a modernização e internacionalização da pecuária desde o século XX, especialmente nos estados de Mato Grosso, Goiás, Pará, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul, onde está concentrada a maior parte do rebanho nacional (IBGE, 2024).

Essa dinâmica é influenciada por diversos fatores, incluindo políticas de crédito e investimentos direcionados ao setor de commodities pelo BNDES desde os anos 2000 (PERROTA, 2021). O Brasil também se destaca na produção recorde de milho e soja, essenciais na alimentação do gado. A produção de Milho para a safra 2023/2024 está prevista em 131 milhões de toneladas, um aumento de 1,6% em relação à safra anterior (USDA, 2023).

No âmbito das exportações, o Brasil é o terceiro maior produtor de Boi vivo, com previsão de exportar 375 mil cabeças em 2023, esperando-se um aumento para 455 mil cabeças em 2024 (USDA, 2023). Além disso, é o maior exportador de carne bovina, detendo mais de 21% das exportações globais, com a China como principal mercado, recebendo 72% das exportações brasileiras em 2022 e mantendo-se como principal destino em 2023 (USDA, 2023).

Essas exportações refletem a competitividade do Brasil no mercado internacional de carne bovina, consolidando sua capacidade de atender à demanda global. Desta forma, o mercado futuro oferece instrumentos financeiros por meio de

contratos padronizados, onde compradores e vendedores concordam em comprar ou vender um ativo, como commodities, em uma data específica (CME, 2013).

Segundo o CME (2013), existem três tipos de investidores no mercado futuro: os *hedgers*, que buscam limitar o risco associado às flutuações de preços; os especuladores individuais, que apostam na direção do mercado; e os administradores de portfólios, como grandes corporações e fundos de hedge, que lidam com investimentos diários e gerenciam grandes quantidades de capital.

Sendo assim, a relevância de estudos para análise de tal complexo é considerável para o mercado brasileiro, onde existe grande potencial atual e dado a característica de investimento do país, tende a evoluir ainda mais, se mantendo como predominante no mercado mundial.

Este estudo se alinha com pesquisas teóricas similares em outros complexos de commodities, como o estudo de Batista et al. (2023) sobre o complexo de soja, incluindo análise de óleo e farelo de soja, pressupondo que os preços dos contratos futuros de commodities agrícolas estão historicamente relacionados. No caso do complexo bovino, focamos na relação entre Boi Vivo, Boi de Engorda e Milho, considerando o milho como componente da engorda do gado.

O objetivo deste estudo é contribuir para a literatura existente por meio de uma análise quantitativa do complexo bovino, utilizando os preços diários de fechamento dos contratos futuros entre 2014 e 2024. O estudo está dividido em quatro partes principais: Introdução, Metodologia, Resultados e Conclusão. A Metodologia descreve os dados utilizados, os tratamentos aplicados e a fundamentação dos testes e hipóteses do estudo. Os Resultados apresentam os principais achados da aplicação da metodologia, enquanto a Conclusão recapitula o problema de pesquisa, os resultados obtidos, suas interpretações e possíveis limitações.

## Metodologia

Para cumprir com o objetivo proposto no estudo, dados foram coletados dentre o período de 2014 até 2024 no Chicago Cereal Exchange (CBOT) por meio da plataforma Refinitiv Eikon. Os dados são de preço diários de fechamento dos contratos futuros de Boi Vivo, Boi de Engorda e Milho.

A análise acontece em cinco partes; Análise de Raiz Unitária e Quebra Estrutural; Método de Johansen; Impulso Resposta; Decomposição da Variância e, por fim, Casualidade de Granger.

Inicialmente, é observada a relação das commodities estudadas, testando sua correlação simples em nível, ademais, seguindo os fundamentos de análise de séries temporais, é feito o teste de raiz unitária para as três séries, buscando atestar estacionariedade. (CHEN, J. M, 2021)

Para tanto, dois testes foram utilizados, em primeiro, o Dickey-Fuller Aumentado (ADF), seguido pelo Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). Ao utilizar o ADF temos a consideração dos resíduos não serem ruído branco, tal problema é corrigido com a introdução de termos autorregressivos na equação, o modelo pode ser escrito como. (BUENO, 2012)

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

Onde  $\Delta Y_t$  é a diferença de primeira ordem da série  $Y_t$ ,  $\alpha$  é constante,  $\beta$  é o coeficiente de  $Y_{t-1}$ , testado para raiz unitária,  $\gamma_i$  são coeficientes das diferenças de primeira ordem das defasagens e  $\epsilon_t$  é o termo de erro.

O teste ADF envolve a inclusão de tantas variáveis autorregressivas quanto necessário para que os resíduos não rejeitem a hipótese de que são ruídos branco. O objetivo é testar a hipótese nula de que  $\beta = 0$ , logo, se ela for rejeitada, isto sugere que a série tem uma raiz unitária, e, portanto, é não estacionária. (BUENO, 2012)

O teste KPSS é utilizado como confirmação dos resultados do ADF, segundo Bueno (2012), o ADF apresenta baixo poder, em especial ante a presença de componente de média móvel perto do círculo unitário.

Para o KPSS é estimado uma série contra variáveis determinísticas, calculado os resíduos da regressão, definido a soma parcial dos resíduos e utilizado o teste de multiplicador de Lagrange, as etapas são formuladas como seguem. (BUENO, 2012)

$$Y_t = \mu + \delta t + e_t \quad (2)$$

$$\hat{e}_t = Y_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}t \quad (3)$$

$$S_t = \sum_{i=1}^t \hat{e}_i \quad (4)$$

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (5)$$

Após o teste de estacionariedade as séries passam por uma análise de quebras estruturais, relevantes para o estudo de longo prazo, e em especial nos casos de commodities, pois estas tendem a sofrer com fatores exógenos, como clima, cambio, fatores políticos e outros.

Os testes para este tópico foram feitos por meio do desvio da estabilidade em modelo de regressão linear clássico. Assumiu-se que existe  $m$  pontos de ruptura, onde o coeficiente muda de uma regressão estável para uma diferente, portanto, existe  $m + 1$  segmentos no qual o coeficiente da regressão é constante e o modelo é reescrito como. (PFAFF. B, 2008b)

$$y_i = x_i\beta + u_i \quad (6)$$

$$y_i = x_i\beta_j + u_i \quad (i = i_{j-1} + 1, \dots, i_j, j = 1, \dots, m + 1) \quad (7)$$

Na prática, os pontos de ruptura  $i_j$  são estimados ao minimizar a soma dos resíduos quadrados (SQR). (PFAFF. B, 2008b)

O processo segue com a seleção do critério de informação para modelo VAR. A estimação ocorre por meio da equação dos Mínimos Quadrados Ordinários, seguindo a fórmula. (PFAFF. B, 2008b)

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + CD_t + u_t \quad (8)$$

Onde  $Y_t$  são um  $K \times 1$  vetor de variáveis endógenas e  $u_t$  assina o termo de perturbação esférica para mesma dimensão.  $A_1 \dots A_p$  são dimensões  $K \times K$ . (PFAFF. B, 2008b)

O critério utilizado foi AIC, dado confirmação com FPE, sendo computado seguindo as formulações.

$$AIC(n) = \ln \det(\widetilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{2}{T} nK^2 \quad (9)$$

$$FPE(n) = \left( \frac{T-n}{T+n} \right)^K \det(\widetilde{\Sigma}_u(n)) \quad (10)$$

Onde, para AIC, o termo  $\ln \det(\widetilde{\Sigma}_u(n))$  garante que os resíduos do modelo sejam de baixa variância, melhorando o ajuste dos dados. Por sua vez,  $\frac{2}{T} nK^2$  penaliza modelos com alto número de parâmetros, evitando *overfitting*. (PFAFF. B, 2008b)

Já para FPE, o termo  $\left( \frac{T-n}{T+n} \right)^K$  é a penalidade que ajusta para o número de parâmetros no modelo relativo ao número de observações, seguindo pressuposto similar a penalização do AIC. (PFAFF. B, 2008b)

Após a seleção do número de diferenciações, garantido pelo AIC e FPE o método de Johansen, que utiliza vetor autorregressivo (VAR) é aplicado na série em nível.

O princípio do método é a possibilidade de estimação do modelo VECM, simultaneamente aos vetores de cointegração. (BUENO, 2012) Sendo utilizado na situação de não atestar estacionariedade para a série temporal em nível, algo comum para contratos futuros, uma vez que elas tendem a carregar um equilíbrio no longo prazo, mas possuem valores altamente correlacionados no curto prazo.

De acordo com De Oliveira Neto e Gallo Garcia (2013) a metodologia de Johansen inicia com o vetor autorregressivo de ordem  $p$ , dado por  $y_t = A_1 y_{t-p} + \varepsilon_t$ , sendo  $y_t$  um vetor  $n \times 1$  de variáveis que são integradas de ordem um,  $I(1)$ . Para o modelo geral VAR temos.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (t = 1, \dots, T), \quad (11)$$

Onde  $X_t$  é o vetor de variáveis endógenas no tempo  $t$ . Por sua vez, o termo  $\Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k}$ , representa os termos autorregressivos,  $u$  é o vetor de intercepto e  $\Phi D_t$  indica os componentes determinísticos, como por exemplo, *dummies* para efeitos sazonais, por fim,  $\epsilon_t$  representa o vetor de erro ou ruído branco. Já para o modelo VECM a especificação é a que segue. (PFAFF. B, 2008a)

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (12)$$

Onde

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad (i = 1, \dots, k-1), \quad (13)$$

E

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \quad (14)$$

Em especial, o VECM possui o termo de correção de erro  $\Pi X_{t-k}$  permitindo trabalho com modelo não estacionários, mas cointegrados. Já o VAR assume a estacionariedade, logo, não necessitando da correção.

Após a realização do método é possível identificar o número de variáveis cointegradas no modelo, com isso segue-se o processo de realizar a transformação do modelo VECM para VAR em nível, com o objetivo de realizar o impulso resposta das variáveis. A transformação utiliza a substituição de matriz  $\Pi$ , necessitando do número de cointegrações, adquiridas no método Johansen. (PFAFF. B, 2008a)

Seguindo, o impulso resposta para as três variáveis é testado, elaborando uma matriz de relação que visa observar o impacto das variáveis entre si, a Tabela 1 explicita a configuração.

**Tabela 1** - Estrutura de Eixos Análise Impulso-Resposta

	Coluna 1	Coluna 2	Coluna 3
Linha 1	Feeder to Feeder	Feeder to Corn	Feeder to Live
Linha 2	Corn to Feeder	Corn to Corn	Corn to Live
Linha 3	Live to Feeder	Live to Corn	Live to Live

Fonte: Elaboração Própria, 2024



Em linhas gerais, utiliza-se o modelo VAR para observar a reação das variáveis endógenas do modelo a choques em uma das variáveis. Segundo Bueno (2012), a identificação dos parâmetros estruturais em um modelo VAR exige restrições adicionais, pois o sistema original não fornece informações suficientes para estimar todos os parâmetros, seguindo com um sistema recursivo para identificar o modelo, com imposição de alguns coeficientes iguais a zero, limitando o efeito feedback.

Em termos simples, busca-se observar, por exemplo, na primeira linha e segunda coluna, o impacto de um choque no preço do Boi de Engorda no Milho. A interpretação segue a mesma para as outras combinações.

Adicionalmente, a análise dos resultados do modelo é feita por meio da decomposição de variância. De acordo com Bueno (2012), trata-se de uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte da previsão.

Neste caso, o horizonte foi feito com o agrupamento dos preços diários de fechamento dos contratos futuros para cada uma das três commodities, sumarizando a mediana mensal, vendo como as variáveis influenciam a formação do preço do produto em evidência considerando um horizonte de 10 meses.

Por fim, o teste de causalidade de Granger é realizado, sendo uma técnica estatística utilizada para determinar se uma série temporal pode prever outra. Avalia-se os valores passados de uma variável  $X$  fornecem informações estatisticamente significativas sobre os valores futuros de outra variável  $Y$ , além das informações já fornecidas pelos valores passados de  $Y$  em si.

Neste estudo, de acordo com Zeileis A, Hothorn T (2002), utilizou-se o teste para series bivariadas, sendo um teste de Wald, comparando com o modelo sem restrições, no qual  $Y$  é explicada pelo *Lag* de  $Y$  e  $X$ , e o modelo restrito, com  $Y$  sendo explicado apenas pelo *Lag* de  $Y$ . Para tanto, as seguintes hipóteses são dadas.

**Tabela 2** - Hipóteses do Estudo

Hipóteses	
H1	Preço Futuro de Milho Influencia o Preço Futuro de Boi de Engorda
H2	Preço Futuro de Milho Não Influencia o Preço Futuro de Boi de Vivo
H3	Preço Futuro de Boi de Engorda Influencia o Preço Futuro de Boi Vivo
H4	Preço Futuro de Boi Vivo Não Influencia o Preço Futuro do Boi de Engorda

Fonte: Elaboração Própria, 2024

Em suma, o processo metodológico busca aplicar técnicas que evidenciem a relação das três commodities estudadas, e, em especial, como elas impactam na formação de preço entre elas, dando suporte para a elaboração de estratégias de *hedge* financeiro no complexo de contratos futuros bovino.

## Resultados

A apresentação dos resultados está estruturada em cinco partes distintas. Primeiramente, as séries temporais são analisadas com testes de raiz unitária e identificação de possíveis quebras estruturais. Em seguida, aplica-se a metodologia de Johansen para investigar relações de cointegração, após a seleção apropriada de *Lags* para o modelo.

Posteriormente, a análise de impulso-resposta avalia o impacto nos preços diante de choques, considerando um horizonte de dez meses e todas as variáveis combinadas. A decomposição de variância conclui com um diagnóstico da formação de preços de cada commodity, destacando como cada uma é influenciada por suas próprias variações e pelas demais.

Por fim, o teste de causalidade de Granger é utilizado para confirmar ou rejeitar as hipóteses apresentadas, proporcionando maior confiança nas conclusões obtidas pelos outros métodos analíticos.

### Análise de Raiz Unitária e Quebra Estrutural

A análise inicial dos dados sugere que, pelo menos para o Boi Vivo e Boi de Engorda, há movimentos similares nos preços de fechamento de seus contratos futuros entre 2014 e 2024. Por outro lado, o milho demonstra maior independência, apesar de ser um componente crucial na alimentação do gado e utilizado no cálculo do *Cattle Crush*<sup>2</sup>, um indicador de hedge no mercado de commodities.

No que diz respeito à correlação simples, a matriz de Pearson reflete o esperado para o Boi Vivo e Boi de Engorda, com uma correlação moderada e positiva. No entanto, em relação ao Milho, a correlação é baixa e negativa com o Boi de Engorda, e baixa e positiva com o Boi Vivo. Vale ressaltar, que apenas a correlação não indica causalidade, logo, métodos adicionais seguem para dar suporte ao estudo e hipóteses apresentadas.

---

<sup>2</sup> O Cálculo do *Cattle Crush* segue o princípio de razão de milho, boi de engorda e boi vivo, sendo 2 milhos e 3 bois de engorda para 6 boi vivo. (LEIN STEIN, 2014)

**Tabela 3 - Matrix Correlação Pearson**

Comodities	Corn	Live Cattle	Feeder Cattle
Corn	1.000	0.019	-0.086
Live Cattle	0.019	1.009	0.524
Feeder Cattle	-0.086	0.524	1.000

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

**Figura 1 - Preço diário de fechamento de contratos futuros de Live Cattle, Feeder Cattle e Corn (2014-2024)**

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

Partindo para o teste de raiz unitária, tanto o ADF quanto o KPSS foram empregados como métodos de confirmação, utilizando um limite de significância de 5% para ambos. Este procedimento foi realizado tanto para a série em nível quanto para os retornos em logaritmos, seguindo a abordagem de Chen, J. M (2021) para commodities.

**Tabela 4 - Estatística de Raiz Unitária (ADF e KPSS)**

Comodities	ADF	Log (ADF)	KPSS	Log (KPSS)
Live Cattle	-1.985	-15.318**	6.359	0.171**
Feeder Cattle	-2.147	-13.689**	5.165	0.280**
Corn	-2.299	-13.117**	12.496	0.079**

Nota: Nível de significância em 5%

(\*\*)

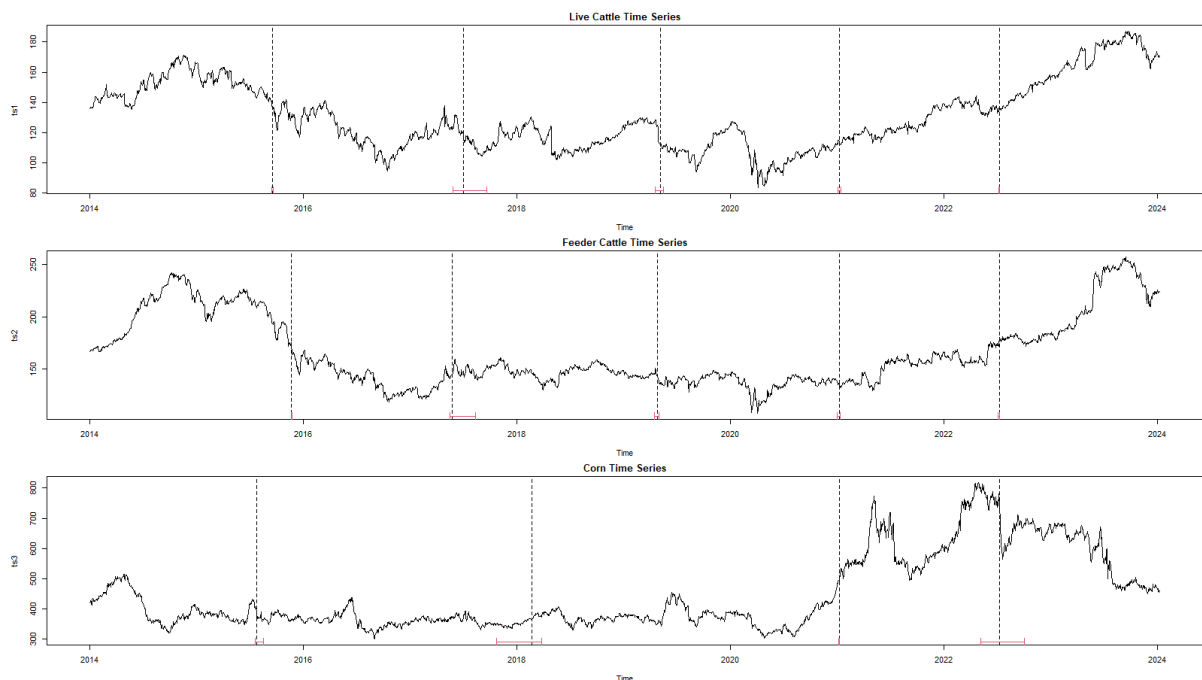
Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

Os resultados indicam que para a série em nível, ambos os testes confirmam a não estacionariedade, enquanto para os retornos em logaritmos, ambos os testes atestam a estacionariedade da série com um nível de confiança de pelo menos 5%. Portanto, a transformação logarítmica é considerada eficaz. Neste caso, os retornos em logaritmos coincidem para a teórica econômica da reversão a média, utilizada como estratégia na compra e venda de ativos.

Além disso, foi realizada uma análise de quebra estrutural nas séries, levando em consideração as características das commodities e fatores externos que podem influenciar suas flutuações de preço. Para o Boi Vivo e o Boi de Engorda, foram identificadas cinco quebras estruturais cada, enquanto para o Milho foram identificadas quatro, conforme visualizado na Figura 2.

O objetivo principal foi analisar a relação entre as variáveis e seu impacto na formação dos preços dos contratos futuros ao longo do tempo. Para isso, o método de cointegração foi aplicado às séries em nível, utilizando uma matriz binária para as quebras estruturais, a fim de compreender essa relação no longo prazo.

**Figura 2** - Quebras Estruturais, Live Cattle, Feeder Cattle e Corn (2014-2024)



Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

## Método de Johansen

Antes de iniciar o método de Johansen, é crucial determinar o número de *Lags* através de uma equação OLS para a estimação do modelo. Os resultados estão apresentados nas Tabelas 5 e 6, onde o número de *Lags* foi selecionado com base no critério AIC, confirmado pelo FPE. A Tabela 6 detalha os cálculos realizados para cada indicador, conforme descrito nas formulações 9 e 10, optando-se pelo *Lag* com o menor valor.

**Tabela 5** - Seleção de LAG por equação OLS

AIC (n)	HQ (n)	SC (n)	FPE (n)
2	1	1	2

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, 2024

**Tabela 6** - Resultados da Seleção de Lag

Lag	AIC (n)	HQ (n)	SC (n)	FPE (n)
0	6.162	6.172	6.190	474.215
1	6.160	6.178	6.210	473.204
<b>2*</b>	<b>6.163*</b>	<b>6.189*</b>	<b>6.234*</b>	<b>474.688*</b>
3	6.163	6.197	6.256	474.919
4	6.163	6.204	6.277	474.730
5	6.167	6.217	6.303	476.905
6	6.166	6.224	6.324	476.501
7	6.170	6.235	6.349	478.055
8	6.172	6.245	6.373	479.208
9	6.172	6.253	6.394	479.113

Nota: Numero de Lags selecionado

(\*)

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, 2024

As Tabelas 7 e 8 mostram os resultados do método de Johansen para os testes de Trace e Eigen, respectivamente. O modelo inclui as três variáveis com a matriz binária para quebras estruturais. Além disso, foi especificado um componente sazonal diário de 252 dias por ano, ajustado para o mercado financeiro de commodities, excluindo feriados e fins de semana.

**Tabela 7** - Johansen-Procedure com matriz de peso para quebra estrutural (Eigenvalue)

	Test	10%	5%	1%
$r \leq 2$	1.30	10.49	12.25	16.26
$r \leq 1$	7.37	22.76	25.32	30.45
$r = 0$	56.94	39.06	42.44	48.45

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

**Tabela 8** - Johansen-Procedure com matriz de peso para quebra estrutural (Trace)

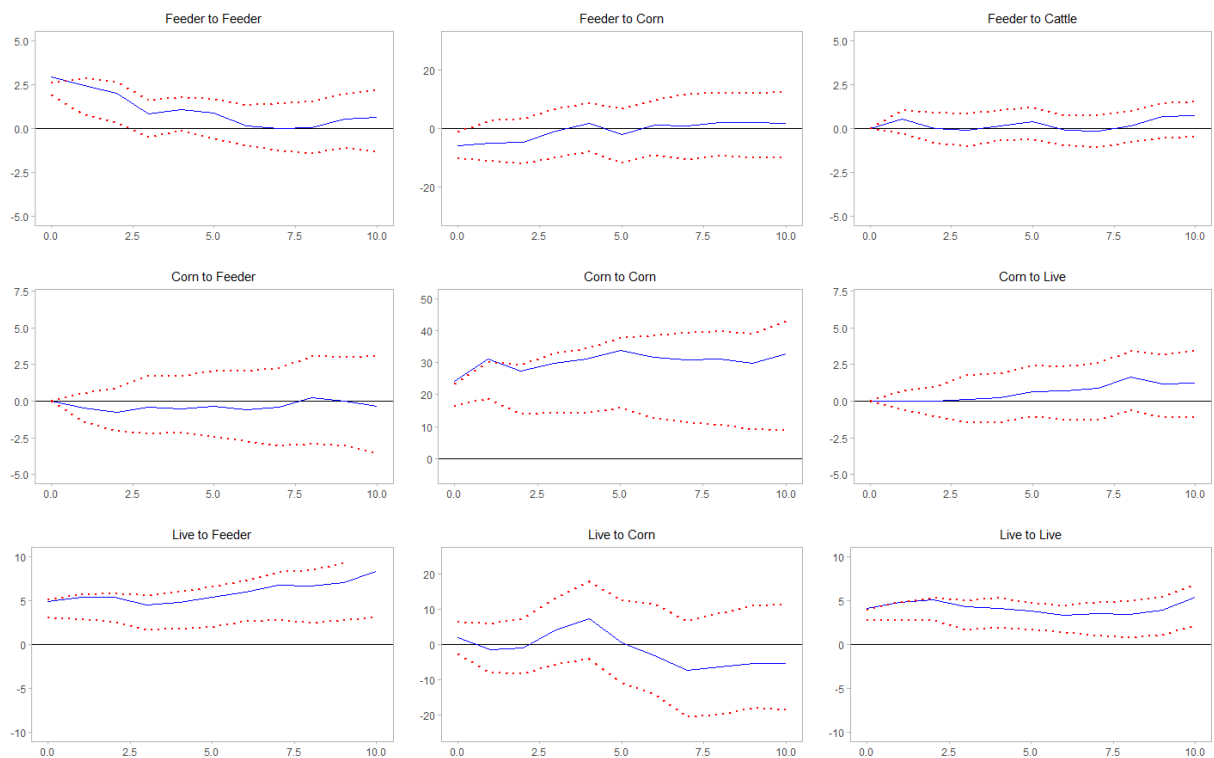
	Test	10%	5%	1%
$r \leq 2$	1.30	10.49	12.25	16.26
$r \leq 1$	6.06	16.85	18.96	23.65
$r = 0$	49.57	23.11	25.54	30.34

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

O resultado indica um vetor de cointegração para os dados diários das três series temporais no período de 2014 até 2024 considerando um intervalo de 5%. A interpretação segue, que, quando  $r = 0$ , no seu valor de teste 49.57 for maior que o valor em 5%, 25.54, temos ao menos um vetor de cointegração. A confirmação se dá com o valor teste menor que o valor de 5% em  $r \leq 1$ , confirmando uma cointegração.

## Impulso Resposta

No quesito da Impulso Resposta, temos o resultado do que acontece dado um choque de desvio padrão, aplicado em cada um dos preços das commodities, mostrando que apresenta impacto significativo em seus preços.

**Figura 3** - Impulso Resposta

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

Os gráficos revelam um impacto significativo e positivo ao longo do período de análise. A linha vermelha representa o intervalo de confiança, enquanto a linha azul representa a resposta média de uma variável a um choque em outra variável durante um período de dez meses.

Na primeira linha de gráficos, um choque no preço do Boi de Engorda demonstra impacto em si próprio, no milho e no Boi Vivo, com uma relação geralmente próxima do eixo zero e consistente ao longo do tempo.

Na segunda linha, um choque no preço do milho mostra um impacto mais consistente no Boi Vivo e uma relação mais estável com o Boi de Engorda. Além disso, o impacto sobre si próprio é mais pronunciado.

A última linha indica que um choque no preço do Boi Vivo tem um impacto mais positivo no Boi de Engorda, é mais volátil no caso do milho e relativamente constante e positivo sobre si próprio.

Em resumo, os principais achados destacam que um choque no preço do Boi Vivo tem um impacto mais positivo no Boi de Engorda, enquanto o oposto não se verifica consistentemente próximo de zero. O impacto de um choque no preço do milho confirma as expectativas, influenciando positivamente o Boi de Engorda. Por fim, o impacto de um choque no preço do milho sobre si próprio é mais forte em comparação com as outras commodities.

### **Decomposição de Variância**

Avançando com os resultados da decomposição de variância, analisa-se a contribuição relativa de cada variável endógena nos choques das outras ao longo do tempo, ou seja, como cada variável influencia na formação de preço tanto de si própria quanto das outras no modelo.



**Tabela 9 - Decomposição de Live Cattle Variância**

Período em meses	Live Cattle	Feeder Cattle	Corn
1	1.000	0.000	0.000
2	0.993	0.007	0.000
3	0.995	0.005	0.000
4	0.996	0.004	0.000
5	0.996	0.003	0.001
6	0.991	0.004	0.005
7	0.988	0.004	0.008
8	0.984	0.004	0.013
9	0.968	0.003	0.029
10	0.960	0.006	0.034

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

Para o Boi Vivo, observa-se que inicialmente seu preço é predominantemente determinado por si próprio, mas ao longo do tempo, o milho ganha maior relevância. Contrariando expectativas iniciais, o Boi Vivo mostra-se mais influenciado pelo milho do que pelo Boi de Engorda em períodos mais avançados.

**Tabela 10 - Decomposição de Feeder Cattle Variância**

Período em meses	Live Cattle	Feeder Cattle	Corn
1	0.734	0.266	0.000
2	0.779	0.218	0.003
3	0.806	0.186	0.008
4	0.833	0.159	0.008
5	0.850	0.141	0.009
6	0.871	0.122	0.008
7	0.891	0.101	0.008
8	0.909	0.083	0.007
9	0.923	0.071	0.006
10	0.933	0.062	0.005

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

No caso do Boi de Engorda, seu preço inicialmente é majoritariamente influenciado pelo Boi Vivo, com uma contribuição menor de si próprio. Conforme o tempo avança, essa relação se consolida, evidenciando que o preço do Boi de Engorda está mais correlacionado com o Boi Vivo do que consigo próprio. O milho apresenta um impacto menor neste contexto.

**Tabela 11 - Decomposição de Corn Variância**

Período em meses	Live Cattle	Feeder Cattle	Corn
1	0.006	0.057	0.937
2	0.004	0.038	0.958
3	0.003	0.034	0.963
4	0.007	0.025	0.968
5	0.018	0.020	0.962
6	0.014	0.016	0.969
7	0.013	0.014	0.972
8	0.019	0.012	0.969
9	0.022	0.011	0.967
10	0.022	0.011	0.967

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

Por fim, para o milho, seu preço inicialmente é determinado principalmente por ele mesmo. Com o passar do tempo, sua relação se expande para incluir o Boi de Engorda e o Boi Vivo, mostrando um comportamento semelhante ao do Boi Vivo.

A Figura 4 visualiza esses resultados de forma gráfica, destacando como cada variável influencia a formação de preço das outras. Notavelmente, o sub-gráfico da segunda linha evidencia que o preço do Boi de Engorda é fortemente influenciado pelo Boi Vivo. Em geral, conforme o tempo avança, outras variáveis ganham importância no impacto sobre seus próprios preços.

**Figura 4 - Decomposição da Variância do Erro da Previsão**



Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitv Eikon, CBOT, 2024

## Casualidade de Granger

Concluindo com o teste de casualidade de Granger, observando a luz das hipóteses apresentadas, juntamente com os resultados anteriores, buscando atestar as relações entre as séries do complexo Bovino.

**Tabela 12** - Teste de Casualidade de Granger

Hipóteses	F-Statistic	P-Value
Preço Futuro Milho Influencia Preço Futuro de Boi de Engorda	4.0677	0.01723*
Preço Futuro Milho Não Influencia Preço Futuro Boi Vivo	1.4616	0.2321
Preço Futuro Boi de Engorda Influencia Preço Futuro Boi Vivo	3.5773	0.02809*
Preço Futuro Boi Vivo Não Influencia Preço Futuro Boi de Engorda	2.6286	0.07238 .
Nota:	0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 ' 0.1 ' ' 1	

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados Refinitiv Eikon, CBOT, 2024

Em resumo, os resultados indicam que das hipóteses testadas, H1, H2 e H3 são aceitas, enquanto H4 é rejeitada. A H1 sugere que o milho tem um impacto mais significativo no Boi de Engorda, devido ao seu uso como alimento. A H2, por sua vez, indica que o milho não está fortemente relacionado ao Boi Vivo, sendo mais relevante para o Boi de Engorda. A H3 afirma que o Boi de Engorda exerce maior influência sobre os preços do Boi Vivo. Contrariamente, a H4, que sugere que o Boi Vivo não influencia significativamente os preços do Boi de Engorda, foi rejeitada, demonstrando que há uma relação na formação de preços entre estas commodities.

## Conclusão

Este estudo investigou a dinâmica do mercado futuro de bovinos no Brasil, utilizando os dados diários de fechamento dos contratos futuros de Boi Vivo, Boi de Engorda e Milho de 2014 a 2024. O foco foi nas inter-relações entre essas commodities e como influenciam reciprocamente os preços, com relevância para estratégias de hedge.

A visualização inicial dos dados, indicaram movimentos semelhantes entre os preços futuros de Boi Vivo e Boi de Engorda ao longo do período, enquanto o preço do Milho mostrou-se independente. A correlação simples revelou uma relação significativa entre Boi Vivo e Boi de Engorda. No entanto, a relação do Milho com Boi de Engorda e Boi Vivo foi menos intensa.

A análise de raiz unitária apontou que as séries em nível são não estacionárias, enquanto os retornos em logaritmos são estacionários, destacando relações de longo prazo típicas entre commodities do mesmo complexo. Os testes de cointegração de Johansen confirmaram uma relação de longo prazo entre os preços das commodities estudadas, indicando que, apesar das divergências no curto prazo, os preços tendem a se mover juntos em períodos mais longos.

O impulso-resposta mensal demonstrou que choques nos preços do Milho têm um impacto moderado nos preços de Boi de Engorda e Boi Vivo, sendo mais relevante para o próprio Milho. Isso sugere que, embora crucial na alimentação do gado, o Milho não é o fator predominante na formação dos preços futuros de Boi de Engorda e Boi Vivo.

A decomposição da variância trouxe, que ao longo do tempo, a influência das variáveis exógenas nos preços das commodities estudadas aumenta, embora cada commodity mantenha uma forte influência de seu próprio histórico de preços. Notavelmente, os preços de Boi de Engorda foram significativamente impactados pelos preços de Boi Vivo. O teste de causalidade de Granger trouxe confirmação adicional sobre as hipóteses apresentadas:

- **H1:** O preço futuro do milho influencia o preço futuro do Boi de Engorda. Esta hipótese foi confirmada.
- **H2:** O preço futuro do milho não influencia o preço futuro do Boi Vivo. Esta hipótese foi confirmada.

- **H3:** O preço futuro do Boi de Engorda influencia o preço futuro do Boi Vivo. Esta hipótese foi confirmada.
- **H4:** O preço futuro do Boi Vivo não teria influência no preço futuro do Boi de Engorda. Esta hipótese foi rejeitada, indicando que o Boi Vivo influencia o preço do Boi de Engorda.

De maneira geral, os resultados deste estudo confirmam a maioria das hipóteses apresentadas, com interpretações das inter-relações e, em especial, como o preço de cada commodity impacta na formação de preço das outras e de si própria.

## Referências

BATISTA, G. et al. **The establishment of soybean price and its interrelation with the prices of its derivatives: soybean meal and soybean oil.** *Ciência e Natura*, v. 44, p. e56–e56, 5 jan. 2023.

BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais.** São Paulo: Cengage Learning. Acesso em: 08 jul. 2024., 2012

CEPEA. CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (comp.). **PIB DO AGRONEGÓCIO FECHA 2023 COM QUEDA DE 2,99%.** [S. L.]: CNA, 2023. 20 p.

DE OLIVEIRA NETO, O. J.; GALLO GARCIA, F. The efficiency of the future market for Brazilian live cattle. **Academia Revista Latinoamericana de Administración**, v. 26, n. 2, p. 199–228, 23 ago. 2013.

CME (org.). **A Trader's Guide to Futures.** Chicago: CME Group Education, 2013. 34 p.

CHEN, J. M; et. al. **Clustering commodity markets in space and time: clarifying returns, volatility, and trading regimes through unsupervised machine learning.** *Resources Policy*, [S.L.], v. 73, p. 102162, out. 2021. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102162>.

IBGE (org.). **Rebanho de Bovinos.** 2024. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/producao-agropecuaria/bovinos/br>. Acesso em: 10 jul. 2024.

LEN STEINER (United States). Cme (org.). **THE CATTLE CRUSH AND REVERSE CRUSH: an industry hedging tool and a financial investment opportunity.** [S. L.]: Informa Economics, 2014. 9 p.

NATENBERG, S. **Option volatility and pricing advanced trading strategies and techniques.** [s.l.] New York, Ny McGraw-Hill Education C, 2015.

PERROTA, A. P. **O mercado do boi gordo: “modernizando” técnicas, gado e gente.** *Estudos de Sociologia*, Araraquara, v. 25, n. 49, 2021. DOI: 10.52780/res.14078. Disponível em: <https://periodicos.fclar.unesp.br/estudos/article/view/14078>. Acesso em: 8 jul. 2024.

PFAFF. B (2008a). **Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R, Second edition**. Springer, New York. ISBN 0-387-27960-1

PFAFF. B (2008b). **VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars**. Journal of Statistical Software, 27(4) p.

USDA (org.). **Livestock and Products Annual**. Brasilia: United States Department of Agriculture, 2023. 37 p

Zeileis A, Hothorn T (2002). **Diagnostic Checking in Regression Relationships**. R News, 2(3), 7–10.