

Análise de cointegração entre preço do boi gordo e taxa de câmbio no período 2000 a 2018

Cointegration of analysis between price beef cattle and exchange rate in the period 2000 to 2018

Análisis de la cointegración entre el precio del ganado vivo y el tipo de cambio en el período 2000 a 2018

Recebido: 25/03/2020 | Revisado: 26/03/2020 | Aceito: 28/03/2020 | Publicado: 31/03/2020

Érica Basílio Tavares

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1818-6144>

Universidade Federal de Goiás, Brasil

E-mail: ericabasiliotavares@gmail.com

Karoline Torres Quintanilha

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5958-0498>

Universidade Federal de Goiás, Brasil

E-mail: karoltorres13@hotmail.com

Valquíria Duarte Vieira Rodrigues

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1783-1068>

Universidade Federal de Goiás, Brasil

E-mail: prof.valquiriaduarte@gmail.com

Resumo

Esta pesquisa busca identificar se a taxa de câmbio e preço do boi gordo possui uma relação, ou seja, identificar se ambos possuem uma dinâmica no mercado. A metodologia utilizada possui uma abordagem quantitativa. Foram utilizados os testes de cointegração de Engle Granger e de Johansen para verificar se as variáveis possuem equilíbrio de longo prazo. Os resultados obtidos mostraram que há um relacionamento a longo prazo entre o preço do boi gordo e a taxa de câmbio. Os mercados do boi gordo e da taxa de câmbio estão interligados, conforme apontaram os resultados dos testes de cointegração. Choques de longo prazo na taxa de câmbio influenciam na elevação da cotação do boi gordo. O boi gordo é uma commodity e um dos principais produtos da pauta exportadora brasileira. Assim, pode-se considerar que, em momentos de maior incerteza externa, o preço do boi gordo se ajusta com maior velocidade para evitar prejuízos inesperados aos produtores.

Palavras-chave: Preço; Boi gordo; Taxa de câmbio; Teste de cointegração.

Abstract

This research seeks to identify if the exchange rate and price of the beef cattle has a relation, that is, to identify if both have a dynamics in the market. The methodology used has a quantitative approach. The cointegration tests of Engle Granger and Johansen were used to verify if the variables have a long term equilibrium. The results showed that there is a long-term relationship between the price of the bullock and the exchange rate. The markets for bullion and the exchange rate are interconnected, as the results of the cointegration tests showed. Long-term exchange rate shocks influence the increase in the price of the bullock. The bullock is a commodity and one of the main products of the Brazilian exporting list. Thus, it can be considered that, in times of greater external uncertainty, the price of the beef cattle adjusts with greater speed to avoid unexpected losses to the producers.

Keywords: Price; Beef cattle; Exchange rate; Cointegration test.

Resumen

Esta investigación busca identificar si el tipo de cambio y el precio del ganado vivo tienen una relación, es decir, identificar si ambos tienen dinámicas en el mercado. La metodología utilizada tiene un enfoque cuantitativo. Las pruebas de cointegración de Engle Granger y Johansen se utilizaron para verificar si las variables tienen equilibrio a largo plazo. Los resultados obtenidos mostraron que existe una relación a largo plazo entre el precio del ganado vivo y el tipo de cambio. Los mercados de ganado vivo y tipo de cambio están interconectados, como lo demuestran los resultados de las pruebas de cointegración. Las perturbaciones a largo plazo en el tipo de cambio influyen en el aumento del precio del ganado vivo. El ganado gordo es un producto básico y uno de los principales productos en la canasta de exportación brasileña. Por lo tanto, se puede considerar que, en tiempos de mayor incertidumbre externa, el precio del ganado vivo se ajusta más rápidamente para evitar pérdidas inesperadas para los productores.

Palabras clave: Precio; Buey gordo Tasa de cambio; Prueba de cointegración.

1. Introdução

A pecuária de corte é uma das principais atividades inseridas no agronegócio brasileiro, com grande importância para a economia do país no cenário nacional e

internacional (Cardoso & Cruz, 2013). No entanto, existem características que condiciona à existência de vários riscos ligados a alguns fatores, tais como clima, ciclos dos produtos, fragilidade, além da incidência de doenças, flutuações de preços, que podem comprometer a rentabilidade de todo o setor (Margarido, Kato, Bueno, & Cambon Junior, 1995).

Segundo Neves & Couto (1999) existem dois determinantes do preço da arroba do boi gordo. Sendo um deles é decorrente de alterações climáticas e mudança de pastagens, e o outro determinante está relacionado com as expectativas dos produtores e dos demais agentes envolvidos na produção, e dessa forma, uma sinalização de queda no preço da arroba do boi gordo, condiciona os produtores a abater de imediato de seu rebanho para compensar os custos de produção.

Em razão de o setor pecuário brasileiro ter visibilidade e grande demanda internacional, fatores macroeconômicos e microeconômicos afetam o desempenho do setor. Sendo a variação da taxa de câmbio é um desses fatores, assim como o clima e condições de pastagens. As alterações na oferta e demanda de carne, seja nacional ou internacional também é uma das variáveis que influencia no desempenho do setor (Zilli, Silva, Campos, & Costa, 2008). Segundo Blanchard & Gali (2007) espera-se que o aumento dos preços das *commodities* no mercado internacional contribua para a apreciação cambial, caracterizada por uma maior abertura de capital e de moeda estrangeira na economia em um país exportador de *commodities*.

Zilli et al. (2008) também destaca que a formação do preço da arroba do boi gordo depende das condições da oferta de animais para abate, da demanda de carne bovina pelo consumidor final e da extensão entre os elos da cadeia produtiva da pecuária bovina de corte. A demanda, por sua vez, depende de aspectos quantitativos, que são a renda da população, as inter-relações de preços das carnes relacionadas (suínas e de frango), além dos aspectos qualitativos (gostos, qualidade, religião, etc.).

A pecuária bovina de corte no Brasil possui grande ênfase na economia internacional, em razão do país possuir o maior rebanho do mundo, com 218,23 milhões de cabeça de gado no ano de 2017, sendo o segundo maior produtor e o maior exportador mundial de carne bovina (Carvalho & Zen, 2017; CEPEA, 2018). A carne bovina é considerada uma *commodity* e apresenta resultados positivos na balança comercial brasileira, bem como forte influência na exportação de carne para outros países, principalmente para os europeus (Gaio, Castro Júnior, & Oliveira, 2005).

Segundo Santos *et al.* (2015) os preços dos produtos agrícolas variam mais que os bens de consumo industrializados ou manufaturados. Isso se explica pela série de

condicionantes que atingem a produção agrícola. Variáveis como o clima, sazonalidade, taxa de câmbio, pragas, queda no preço internacional do produto, inovações na produção, queda nos preços de bens substitutos, entre outros, influenciam diretamente o preço final dos produtos agrícolas. O acúmulo dessas variáveis torna os preços mais voláteis contribuindo para maiores incertezas no mercado das *commodities* agrícolas.

Gaio, Castro Júnior & Oliveira (2005), apontam alguns fatores relevantes que influencia na cotação do boi gordo, entre eles está o nível de estoques mundiais. Nota-se, visivelmente, que quanto menor os estoques, maiores serão os preços. Outro fator relevante é a própria produção mundial, quanto maior ela for, menor serão os preços. Em relação às mudanças sazonais, a grande questão está nas mudanças de preços, comum em períodos de pressões de oferta ou demanda, ou seja, em situações de desequilíbrio. Entre os grandes agentes responsáveis dessas mudanças de preço, no caso da demanda, as políticas econômicas do Estado, na qual pode haver alterações nos níveis de renda dos consumidores e/ou mudanças de hábito, entre outras. Já da oferta, estão os efeitos de intempéries (variações climáticas), como longos períodos de estiagem, provocando a diminuição das pastagens, chuvas em excesso, pragas e doenças, dentre outros.

De acordo com Santos *et al.* (2015), a formação do preço da arroba do boi gordo pode ser entendida num cenário de mudanças, que podem vir a ocorrer na cadeia produtiva. O aumento das exportações, o crescimento do consumo interno de carne bovina, a variação do câmbio, como também a concentração do mercado de frigoríficos são possíveis causas que explicam a flutuação dos preços da arroba do boi gordo.

O setor da pecuária bovina de corte é tomador de preço à montante (comercialização realizadas antes da porteira), pois não define os preços dos insumos usados em suas atividades, da mesma forma à jusante (depois da porteira) não define o preço da carne produzida, pois ambos os preços são determinados pelo mercado (Embrapa, 2018). Além de fatores apontados pelos autores acima, Oliveira (2011) ainda ressalta questões relacionadas à eficiência, tanto na questão microeconômica que diz respeito à gestão do empreendimento, quanto na macroeconômica relacionada ao desempenho do setor pecuário frente às perspectivas econômicas do país, seja nacional e internacionalmente, com intuito de abastecer o crescente consumo de carne bovina no mundo.

Neste contexto, esta pesquisa busca analisar a dinâmica entre o preço da arroba do boi gordo e a taxa de câmbio no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. A finalidade desta pesquisa é baseada em verificar se existe uma relação a longo prazo entre as variáveis selecionadas na pesquisa. Analisando as perspectivas apontadas sobre o cenário brasileiro

frente ao mercado de *commodities*, especialmente do boi gordo, verifica-se que é importante analisar os efeitos de variáveis macroeconômicas da política monetária (taxa de câmbio) sobre esse mercado tão relevante, e poder inferir a respeito da dinâmica existente e verificar o efeito da mudança dessa variável sobre o preço da *commodity*.

Para alcançar os resultados propôs-se a metodologia análise de cointegração. Antes da estimação dos testes de cointegração existe todo um preparo dos dados para tratar e tornar viável e eficiente a estimação dos resultados. A escolha do método deve ser baseada no *trade-off* sobre o objetivo do trabalho proposto, tipo de dados, características da tecnologia, etc. (Hjalmarsson, Kumbhakar, & Heshmati, 1996).

No Brasil, o boi gordo é uma *commodity* com forte inserção no mercado internacional, essa característica favorece no resultado da balança comercial do agronegócio brasileiro. Com isso, essa forte inserção faz com essa mercadoria torna-se vulnerável às variações da taxa de câmbio, o que importante verificar o efeito da taxa câmbio sobre a variação de preços do boi gordo.

Este trabalho foi estruturado da seguinte forma: na seção 2, está presente a metodologia e os dados da pesquisa; na seção 3 expõe os resultados da pesquisa e; por fim, na seção 4 estão as considerações finais obtidas.

2. Metodologia

Para atender aos objetivos propostos na pesquisa, adotou-se análise de cointegração para avaliar se o preço do boi gordo possui uma relação a longo prazo com a taxa de câmbio. Com isso, a pesquisa é caracterizada como uma pesquisa quantitativa. Zanella (2012, p. 75) afirma que “a pesquisa quantitativa é aquela que se caracteriza pelo emprego de instrumentos estatísticos, tanto na coleta como no tratamento dos dados, e que tem como finalidade medir relações entre as variáveis”.

Os dados utilizados na pesquisa foram coletados no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Os dados da pesquisa são caracterizados dados secundários. Zanella (2012) define dados secundários como dados que já foram coletados, tabulados, ordenados e sistematizados. O Quadro 1 apresenta a descrição das variáveis da pesquisa.

Quadro 1 - Descrição das variáveis.

Código	Variáveis	Descrição	Fonte
<i>PB</i>	Preço do boi gordo (arroba)	O preço da arroba do boi gordo representa a média ponderada dos preços cotados no estado no Paraná recebido pelo produtor.	IPEADATA
<i>TC</i>	Taxa de cambio (compra R\$/U\$)	A taxa de câmbio é a relação de troca entre duas unidades monetárias diferentes, ou seja, o preço relativo entre diferentes moedas, neste caso a relação entre o real e o dólar.	Banco Central

Fonte: Elaborado pela autora (2020).

O Quadro 1 apresentou as descrições das variáveis selecionadas na pesquisa. As variáveis foram coletadas do banco de dados do IPEADATA e do Banco Central.

2.1. Teste de Cointegração de *Engle Granger*

O teste de cointegração de *Engle Granger* é indicado para ser feito sobre uma única equação. Trata-se de um teste imediato e fácil de implementar. Em um modelo de várias variáveis, é possível existir mais de um vetor de cointegração. Não obstante, a solução estará na especificação das relações econômicas entre essas variáveis (Bueno, 2008).

O teste de cointegração de *Engle Granger* possui três passos para determinar se as variáveis são CI (1,1), em um modelo bivariado. A metodologia do teste consiste em estimar a relação de longo prazo e armazenar os resíduos. Se as variáveis forem cointegradas, os resíduos serão estacionários. Portanto, o objetivo é fazer o teste de raiz unitária nos resíduos. Se a hipótese nula de raiz unitária dos resíduos não for rejeitada, as variáveis não serão cointegradas. Em contraste, a rejeição da hipótese nula implica que as variáveis são cointegradas, pois os resíduos serão estacionários. Procede-se ao teste nos três passos a seguir (Bueno, 2008):

1. Realize o teste de raiz unitária nas variáveis de interesse e averigue que são I (1);
2. Estime a relação de longo prazo e obtenha os resíduos estimados \hat{u}_t ;
3. Faça o teste de raiz unitária nos resíduos estimados, usando o teste de *Dick Fuller Aumentado* (ADF):

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{i+1} \Delta \hat{u}_{t-i} + v_t \quad (1)$$

A não rejeição de $H_0: \alpha = 0$ implica que os resíduos têm raiz unitária, de modo que as variáveis não cointegram.

2.2. Regressão Linear Simples

Para estimar a relação de longo prazo, sendo um dos passos do teste de *Engle Granger* usa-se a regressão linear. Segundo Gujarati & Porter (2011) a análise de regressão diz respeito ao estudo da dependência de uma variável, a variável dependente, em relação a uma ou mais variáveis, as variáveis explanatórias, visando estimar e/ou prever o valor médio. A equação que representa esse modelo pode ser apresentada da seguinte forma:

$$Y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Em que Y_t é a variável dependente, X_t é a variável explanatória (regressora), ϵ_t é o termo de erro. O $\hat{\beta}_1$ é o coeficiente linear e o $\hat{\beta}_2$ é o coeficiente angular que determina o efeito de X sobre Y, em outras palavras é a inclinação da reta de regressão.

A equação do modelo teórico pode ser expressa da seguinte forma, na qual as variáveis foram linearizadas:

$$\ln PB_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \ln TC_t + \epsilon_t \quad (3)$$

Em que:

$\ln PB$ = Logaritmo do preço da arroba do boi gordo;

$\ln TC$ = Logaritmo da taxa de câmbio;

$\hat{\beta}_1$ = Coeficiente linear;

$\hat{\beta}_2$ = Coeficiente angular;

ϵ_t = Termo de erro.

O teste de *Durbin Watson* é utilizado para detectar a presença de autocorrelação (dependência) dos resíduos de uma análise de regressão, em outras palavras, autocorrelação é

a influência dos resíduos na estimação dos coeficientes do modelo, como pode ser observado na equação:

$$\varepsilon_i = \rho\varepsilon_{i-1} + \alpha_i \quad (4)$$

2.3. Teste de Estacionariedade

Para Bueno (2008), conceituar estacionariedade é a principal ideia que se deve ter para estimar uma série temporal. Para verificar se o modelo é estacionário ou não estacionário, usa-se o teste de *Dickey Fuller Aumentado*, para detectar a presença ou ausência de raiz unitária. O termo estacionariedade refere-se ao comportamento da variância ao longo do tempo. A visualização de uma série raramente permite distingui-la como de tendência estocástica ou tendência determinística. O problema do teste *Dickey Fuller* normal considera o erro um ruído branco. Por isso, será utilizado o teste de *Dickey Fuller Aumentado*. Mas, comumente, o erro é um processo estacionário qualquer. Esse problema pode causar distorções na eficácia do teste (Bueno, 2008). De fato, suponha que y_t seja um processo autorregressivo de ordem p , com raiz unitária. O teste possui a seguinte fórmula:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Em que y_t é a variável dependente autorregressiva; μ é a constante; $\phi_1 y_{t-1}$ é o operador de defasagem da variável dependente autorregressiva com uma defasagem; $\phi_{p-1} y_{t-p+1}$ é o operador de defasagem da variável dependente autorregressiva de ordem p ajustado; $\phi_p y_{t-p}$ é o operador de defasagem da variável dependente autorregressiva de ordem p com p defasagens e o ε_t é o termo de erro.

2.4. Teste de Cointegração de Johansen

O teste de cointegração *Engle Granger* não permite verificar quantos vetores de cointegração existe na equação, portanto utilizou-se também o teste de cointegração de *Johansen* que permite verificar além da existência de quantos vetores, se há ou não um relacionamento a longo prazo entre as variáveis (Bueno, 2008).

No teste de cointegração de *Johansen*, *Johansen* propõe um teste para definir o posto da matriz Φ e, assim, estimar os vetores de cointegração contidos na matriz β . Sua metodologia é interessante porque é empreendida simultaneamente à estimação do modelo de cointegração. Isto é, a metodologia de *Johansen* permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração.

Mesmo definindo o posto de Φ , pode não ser possível identificar α e β . Por isso, propõe-se uma normalização aos vetores de cointegração, de forma a restringir as possibilidades que essas matrizes podem assumir. Do ponto de vista prático, o pacote econométrico a ser utilizado calculará os autovalores e os ordenará, bem como procederá ao teste com o respectivo valor crítico, já que a distribuição do teste, assim como no caso de raiz unitária, não é convencional. A partir desse ponto, há dois testes que podem ser empreendidos, ambos designados por *Johansen* (Bueno, 2008).

O primeiro teste é o do traço, que assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores.

Formalmente:

$$H_0 = r = r^* \times H_1 : r > r^* \quad (6)$$

A estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

O segundo teste é o de máximo autovalor, aparentemente com resultados mais robustos que o anterior, mas também com distribuição não convencional. A hipótese nula desse teste é que existem r^* vetores de cointegração; a hipótese alternativa é que existem $r^* + 1$ vetores de cointegração:

$$H_0 = r = r^* \times H_1 : r = r^* + 1 \quad (8)$$

A estatística do teste é dada por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

No fundo, é um teste que verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. Esse autovalor máximo correspondente ao vetor de cointegração r^* mostra que há r^* vetores de cointegração. Como o teste anterior, é um teste crescente. Rejeitar H_0 significa que há mais um vetor de cointegração. Não rejeitar H_0 significa que há r^* vetores de cointegração (Bueno, 2008).

Esta seção apresentou os instrumentos que serão utilizados para obter os resultados, apresentando a descrição das variáveis, e o método que será utilizado para alcançar o objetivo central proposto na pesquisa.

3. Resultados e Discussões

Esta seção apresenta os resultados obtidos na pesquisa, por meio da metodologia proposta. Para uma análise inicial utilizou-se as estatísticas descritivas das variáveis, que busca investigar as características estatísticas das séries, conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis.

	Média	Desvio Padrão	Coef. Variação	Mínimo	Máximo
Preço do Boi Gordo	84,68	37,84	0,447	35,13	151,57
Taxa de Câmbio	2,48	0,67	0,269	1,56	4,12

Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Conforme observado na Tabela 1, o valor médio do preço do boi gordo foi R\$ 84,68 sendo a média do período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. A média da taxa de câmbio foi R\$ 2,48.

O desvio padrão do preço do boi gordo apresentou relativamente grande, reforçado pelo resultado do coeficiente de variação (desvio padrão/média), que mostra o grau de dispersão das observações em relação à média. Para a taxa de câmbio o desvio padrão apresentou relativamente grande, evidenciado também pelo coeficiente de variação, que apresentou um resultado considerável.

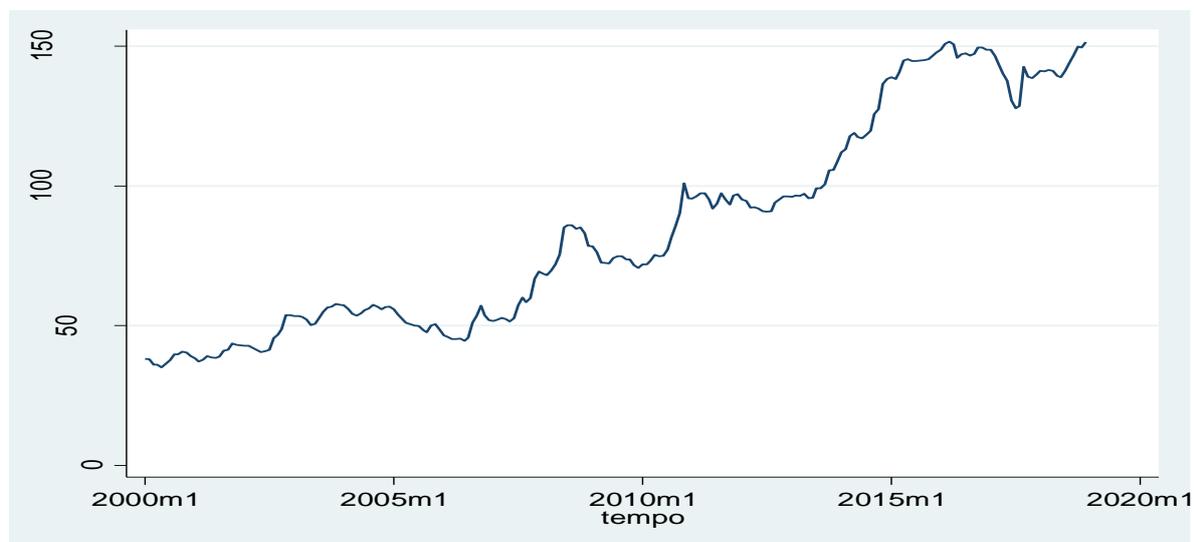
A cotação mínima do preço do boi gordo foi de R\$ 35,13 compreendendo o período de maio de 2000. Já a taxa de câmbio a cotação mínima foi de R\$ 1,56 sendo em julho de 2011. Do lado oposto a cotação máxima do preço do boi gordo foi de R\$ 151,57 sendo em março de 2016. A cotação máxima da taxa de câmbio foi de R\$ 4,12 em setembro de 2018.

Depois das estatísticas descritivas, gerou-se os gráficos para visualizar o desempenho das variáveis ao longo dos anos analisados, conforme observado nas Figuras 1 e 2. Conforme observado na Figura 1, identificou-se que ao longo dos anos analisados que o preço da arroba do boi gordo apresentou uma tendência crescente, o que reforça a forte inserção do mercado do boi gordo brasileira no mercado internacional ao longo dos anos.

As oscilações do preço da arroba do boi gordo apresentadas na Figura 1 podem ser influenciadas por dois fatores determinantes, que segundo Neves & Couto (1999), podem ser decorrente de alterações climáticas e mudanças de pastagens, o outro determinante está relacionado com as expectativas dos produtores e dos demais agentes envolvidos na produção.

Observa-se que fatores que não podem ser controlados efetivamente e a assimetria de informação são um dos principais determinantes do desempenho do preço do boi gordo. Dessa forma nos anos de 2006, 2009 e 2012 destacaram-se na série histórica pelo movimento de redução dos preços médios do boi gordo. Nessa perspectiva, Prates, Bichara e Cunha (2009) apontaram o que caracteriza a baixa do preço em 2009 foi efeito-contágio da crise financeira de 2008, sentido nos países emergentes a partir do segundo semestre de 2008, apontando uma queda nas cotações das *commodities*, inclusive as agropecuárias. A Figura 1 apresenta a evolução do preço da arroba do boi gordo de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Figura 1 - Série histórica do preço da arroba do bi gordo de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Ainda na Figura 1 observa-se que em 2015 o preço do boi gordo atingiu os maiores níveis, em virtude da valorização das *commodities* agropecuárias no mercado internacional com reflexos nos preços do mercado interno. Assim, como toda a atividade agropecuária, principalmente a do boi gordo o que permeia esse setor é a vulnerabilidade e exposição a diversos fatores sejam externos e/ou internos, na qual caracterizam suas atividades e principalmente o mercado como um todo. A Figura 2 apresentou a série histórica da taxa de câmbio de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. É possível observar que entre março e setembro de 2002 a taxa de câmbio apresentou um aumento de 68%, isso em apenas seis meses. Este acontecimento foi motivado pela situação econômica do período, que estava abalada pela incerteza a respeito do posicionamento político, que conduziu uma fuga maciça de capitais da economia brasileira.

Figura 2 - Série histórica da taxa de câmbio de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Como observado na Figura 2, em 2008 houve outro um aumento expressivo da taxa câmbio, período no qual ocorreu a crise da bolha especulativa imobiliária nos Estados Unidos, que atingiu níveis globais. Em 2015, outro pico da taxa de câmbio, motivada novamente por uma crise de abalo político como fora em 2002.

Após a análise gráfica dos dados, a Tabela 2 apresenta os resultados do teste *Dickey Fuller Aumentado* contendo as variáveis selecionadas na pesquisa, indicando se as séries são estacionárias e integradas de ordem zero $I(0)$ ou em primeira diferença $I(1)$. Bueno (2008) afirma que quando uma série temporal é não estacionária, não pode estimá-la normalmente, pois é impossível estimar todos os momentos da série, resultando na impossibilidade de fazer inferências estatísticas. Para tornar a série estacionária o procedimento básico é diferenciar a série tantas vezes quantas sejam necessárias para deixa-la estacionária.

Tabela 2 - Teste Raiz Unitária - *Dickey Fuller Aumentado* das variáveis linearizadas.

Variável	Variáveis em Nível		Primeira Diferença	
	Estatística de Teste	Ordem de Integração	Estatística de Teste	Ordem de Integração
lnPB	-0.534	I (0)	-10.778	I (1)
lnTC	-0.605	I (0)	-9.983	I (1)

-3.460173- nível de significância de 1%.

-2.874556- nível de significância de 5%.

-2.573784- nível de significância de 10%

Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Conforme o resultado da Tabela 2 verificou-se que as séries são não estacionárias, com o teste *Dickey Fuller Aumentado* em nível, de ordem de integração zero I (0). Para isso, foi aplicada a primeira diferença I (1) e obteve que todas as variáveis são estacionárias, possuindo a mesma ordem de integração, facilitando assim, os demais testes.

O segundo passo do teste de cointegração de *Engle Granger* é verificar a relação de longo prazo entre as séries analisadas, para isso utilizou-se os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), conforme apresentado na Tabela 3.

Tabela 3 - Resultados da relação de longo prazo.

InPB	(1) MQO	(2) Engle Granger
InTC	0,618*** (5,70)	
L.Residuals		-0,00563 (-0,93)
Constant	3,798*** (38,48)	
R ²	0,1258	0,0038
Durbin Watson	0,008225	
N	228	227
F	32,510	0,872
P	0,000	0,351

t statistics in parentheses

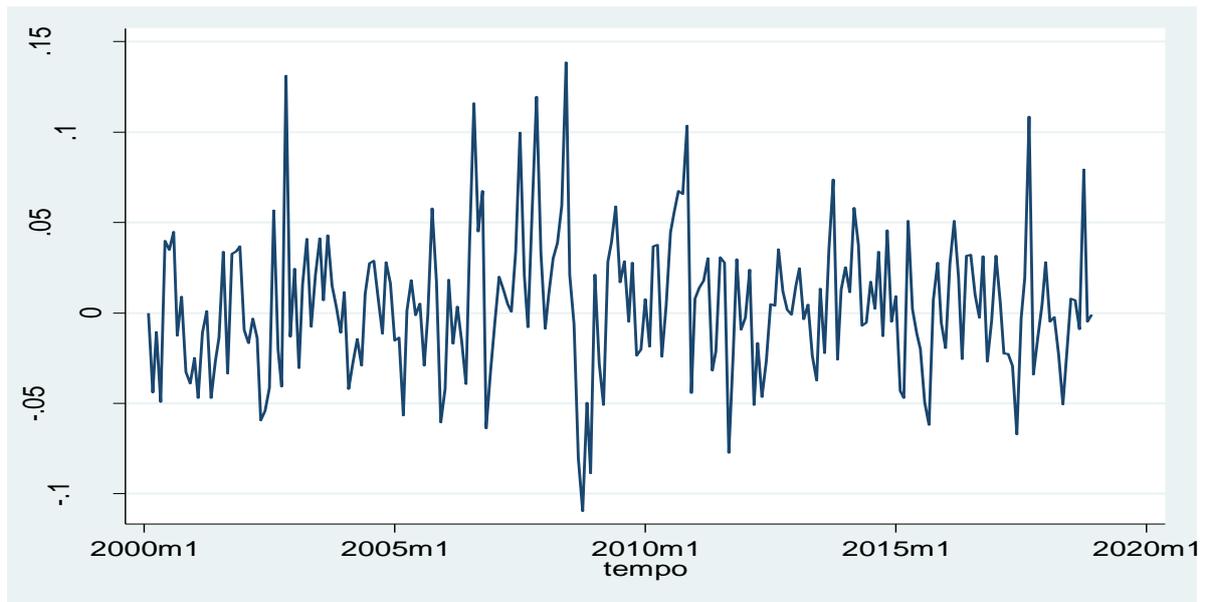
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

O resultado do modelo de equilíbrio de longo prazo apresentado na Tabela 3 apontou que as estimativas não tem sentido, em razão do R² ser maior que o coeficiente do teste de *Durbin Watson* para autocorrelação. Para tanto, utilizou-se os testes de cointegração para verificar essa relação.

Seguindo os passos do teste de *Engle Granger*, logo após estimar a relação de longo prazo, obteve os resíduos estimados e gerou-se o gráfico. A Figura 3 apresenta o gráfico dos resíduos estimados.

Figura 3 - Gráfico dos resíduos estimados.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

O gráfico dos resíduos estimados apresentado na Figura 3 evidenciou que os resíduos apresentaram grandes oscilações, mostrando que diferença entre o verdadeiro valor de Y e os valores encontrados através da reta de regressão estimada foi consideravelmente grande. Em períodos com maiores oscilações das séries do modelo, foram períodos em que os resíduos apresentaram valores maiores, sendo em 2002, 2008 e 2009.

A estimação dos resíduos é um dos passos do teste de *Engle Granger*, para que seja possível verificar se é estacionário. Após visualizar o gráfico dos resíduos estimados, a Tabela 4 apresenta o teste de raiz unitária de *Dickey Fuller Aumentado* dos resíduos.

Tabela 4 – Teste Raiz Unitária - *Dickey Fuller Aumentado* dos Resíduos.

	Estatística do Teste	1% Valor Crítico	5% Valor Crítico	10% Valor Crítico
Z(t)	-11.400	-3.468	-2.882	-2.572

Fonte: Elaborado pelos autores, (2020).

O resultado do teste *Dickey Fuller Aumentado* apresentado na Tabela 4, identificou que os resíduos estimados (Figura 3) são estacionários, uma vez que o teste rejeitou a hipótese de presença de raiz unitária, a partir desse resultado segundo o teste de *Engle Granger* pode inferir que o preço do boi gordo e a taxa câmbio são cointegrados, indicando que as séries possuem uma relação a longo prazo. Zilli, Silva, Campos, & Costa (2008) ressaltam a

influência da taxa de câmbio no mercado de boi gordo brasileiro, por se tratar de produto com grande demanda internacional. Tal afirmativa corroborou para que as séries do boi gordo e da taxa de câmbio fossem cointegradas, isto é, que possuam relação a longo prazo.

Em razão de algumas limitações do teste de *Engle Granger* segundo Bueno (2008), estimou-se o teste de cointegração de *Johansen*, apresentados na Tabela 5 e 6. Antes de realizar o teste de cointegração é necessário determinar qual entre as cinco especificações de tendência determinística deve ser utilizada. Neste estudo, optou-se pelo caso 1, onde a constante está incorporada dentro do termo de correção de erro, sem intercepto e sem tendência. A estatística traço do teste de *Johansen* apresentada na Tabela 5 possui a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração *versus* a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração.

Tabela 5 – Resultados do teste de cointegração de *Johansen* para a estatística traço autovalor.

Hipótese		Estatística	0.05	
Nula de CE(s)	Autovalor	Traço	Valor Crítico	Prob.**
Nenhum	0.129436	32.47788	12.32090	0.0000
No máximo 1	0.007003	1.567077	4.129906	0.2472

Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Verificou-se que a hipótese nula foi rejeitada da existência de nenhum vetor de cointegração e de que existe no máximo um vetor de cointegração, uma vez que o valor calculado é superior ao seu respectivo valor crítico de 5%. Logo, se rejeitou ambas as condições, então o resultado do teste do traço indicou que não rejeita a hipótese nula ao nível de 5% de existência de pelo menos dois vetores de cointegração para as séries, indicando que existe uma relação a longo prazo entre as variáveis. Utiliza-se o termo longo prazo porque as variáveis não são estacionárias e, portanto, têm uma tendência estocástica. Essa tendência estocástica justifica a designação de relação a longo prazo. Se a tendência estocástica for comum a todas as variáveis, diz-se que existe um equilíbrio de longo prazo. A Tabela 6 apresenta os resultados do teste de cointegração de *Johansen* para a estatística máximo autovalor.

Tabela 6 – Resultados do teste de cointegração de *Johansen* para a estatística máximo autovalor.

Hipótese		Estatística		0.05
Nula de CE(s)	Autovalor	Máximo Autovalor	Valor Crítico	Prob.**
Nenhum	0.129436	30.91080	11.22480	0.0000
No máximo 1	0.007003	1.567077	4.129906	0.2472

Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Os resultados do teste de máximo autovalor apresentados na Tabela 5, indicaram a existência de pelo menos um vetor de cointegração ao nível de 5%. Então, pode-se afirmar que existe uma relação a longo prazo entre o preço da arroba do boi gordo e a taxa de câmbio.

Neste estudo, procurou descobrir se há alguma alteração do preço do boi gordo quando a variação da taxa de câmbio aumenta. O boi gordo é uma *commodity* e um dos principais produtos da pauta exportadora brasileira, assim, pode-se considerar que, em momentos de maior incerteza externa, o preço do boi gordo se ajuste com maior velocidade para evitar prejuízos inesperados aos produtores.

4. Considerações Finais

Os resultados obtidos nesta pesquisa mostraram que há relacionamento a longo prazo entre o preço da arroba do boi gordo e a taxa de câmbio. Os mercados do boi gordo e da taxa de câmbio estão interligados, conforme apontaram os resultados dos testes de cointegração de Engle Granger e Johansen.

Seguindo os três passos do teste de cointegração de Engle Granger, concluiu-se que o preço do boi gordo e taxa de câmbio são cointegrados. O resultado do teste de cointegração de Johansen apontou que existe pelo um vetor de cointegração entre as séries analisadas. A partir dos resultados pode-se inferir que choques de longo prazo na taxa de câmbio influencia na elevação da cotação do boi gordo, isto é, o preço do boi gordo é influenciado pela taxa de câmbio.

Este estudo utilizou uma análise bivariada, ou seja, apenas duas variáveis, então cabe a um estudo futuro uma análise multivariada e verificar a relação a longo prazo entre outras variáveis que podem influenciar na dinâmica do preço do boi gordo, além da taxa de câmbio.

Referências

- Blanchard, O. J., & Gali, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so Different from the 1970s? *NBER Working Paper 13368*. <https://doi.org/10.3386/w13368>
- Bueno, R. de L. da S. (2008). *Econometria de Séries Temporais (2ª)*. Cengage Learning.
- Cardoso, L. A. A., & Cruz, A. C. (2013). Uma Análise Do Comportamento da Base Em Hedges Para Gestão Do Risco de Preço de Boi Gordo. In *Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER)*. Goiânia: Heterogeneidade e suas implicações no rural brasileiro.
- Carvalho, T. B. de, & Zen, S. De. (2017). A cadeia de Pecuária de Corte no Brasil: evolução e tendências. *Revista Ipecege*, 3(1), 85. <https://doi.org/10.22167/r.ipecege.2017.1.85>
- CEPEA. (2018). Dados. Retrieved January 26, 2019, from <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/consultas-ao-banco-de-dados-do-site.aspx>
- Embrapa. (2018). Visão 2030 - o futuro da agricultura brasileira. *Embrapa*, 212. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.future.2017.07.018>
- Gaio, L. E., Castro Júnior, L. G. De, & Oliveira, A. R. De. (2005). Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). *Organizações Rurais & Agroindustriais*, 7(3), 282–297.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. . (2011). *Econometria Básica*. (T. D. Durante, M. Rosemberg, & M. L. G. L. R. Rosa, Eds.) (5ª). Rio de Janeiro: Editora Mc Graw-Hill.
- Hjalmarsson, L., Kumbhakar, S. C., & Heshmati, A. (1996). DEA , DFA and SFA: a comparison. *The Journal of Productivity Analysis*, 7, 303–327. <https://doi.org/10.1007/BF00157046>
- Margarido, M. A., Kato, H. T., Bueno, C. R. F., & Cambon Junior, E. (1995). Análise dos

impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo*, *50(2)*, 255–278.

Neves, M. E., & Couto, M. T. (1999). Confinamento de bovinos de corte: condicionantes econômicos e instrumentos de apoio à tomada de decisão. In *Bovinocultura de corte: fundamentos da exploração racional (3ª)*. Piracicaba: FEALQ.

Oliveira, J. de. (2011). *Análise da competitividade da carne bovina de Mato Grosso frente ao mercado internacional no período de 1996 a 2010*. Cuiabá: Programa de Pós-Graduação em Agronegócios e Desenvolvimento Regional.

Prates, D. M., Bichara, J. da S., & Cunha, A. M. (2009). O efeito contágio da crise financeira global nos países emergentes. *Indicadores Econômicos FEE*, *37(1)*, 20.

Santos, R. M. Dos, Silva, M. A. D. C. V. E., Silva, I. S., & Filho, F. B. B. (2015). Variação do Preço do Boi Gordo no período De 2010 A 2015: uma análise econométrica.

Zanella, C. L. H. (2012). *Metodologia de estudo e de pesquisa em Administração (2ª)*. Florianópolis: Departamento de Ciências da Administração / UFSC.

Zilli, J. B., Silva, a F., Campos, S. K., & Costa, J. S. (2008). Análise da cointegração e causalidade dos preços de boi gordo em diferentes praças nas regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. *Revista de Economia Agrícola*, *55(2)*, 105–119.

Porcentagem de contribuição de cada autor no manuscrito

Érica Basílio Tavares – 50%

Karoline Torres Quintanilha – 25%

Valquíria Duarte Vieira Rodrigues – 25%