

## Fatores Determinantes do Preço da Arroba do Boi Gordo

### Determining Factors of Beef Price

Melissa Machado de LIMA<sup>1</sup>; David Ferreira Lopes SANTOS<sup>2</sup>; Elimar Veloso CONCEIÇÃO<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Mestre em Administração, Universidade Estadual Paulista Júlio Mesquita Filho (UNESP), melissa.lima\_@hotmail.com

<sup>2</sup> Autor para correspondência, Doutor em Administração de Empresas, Universidade Estadual Paulista Júlio Mesquita Filho (UNESP), david.lopes@unesp.br

<sup>3</sup> Doutorando em Controladoria e Contabilidade, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP USP), elimarvc@usp.br

Recebido em: 21-07-2021; Aceito em: 15-08-2022

#### Abstract

The present research had as main objective to analyze the determinants factors of beef price in Brazil, in particular, the arroba of cattle negotiated between slaughterhouses and cattle farmers. The materials used were taken from public secondary databases, namely: dollar variation, land opportunity cost, national income variation (SEADE), corn price, chicken price and soybean price change, and price difference from the cattle price. The following variables dummies were included seasonality and sanitary and fiscal embargoes to control characteristic effects of this productive activity. The time interval used was from January 2004 to December 2018. The method used was the time series regression model. Stationary and cointegration procedures were performed, as well as all other statistical tests for regression analysis. The most fit model was the autoregressive Ordinary Least Squares with corrected heteroscedasticity. Results reported significance for the variables of first difference of cattle price (positive), opportunity cost of land (positive), chicken variation (positive) and occurrence of embargoes (positive). The variation of cone prices had a positive influence, even if to a lesser extent, and variation of dollar had a negative influence. Variation in income, soybean price and seasonality did not report significance at any level. Such study enables concrete results for analysis and impact of the studied variables, enabling a better market positioning by stakeholders through anticipation of market movements and preventive measures.

**Additional keywords:** agribusiness; beef cattle; pricing; ox price; livestock

#### Resumo

O presente trabalho teve como objetivo principal analisar os fatores determinantes do preço da carne bovina no Brasil, em específico, a arroba do boi negociada entre frigoríficos e produtores rurais. Os materiais utilizados foram tomados de bases de dados secundárias públicas sendo elas: variação do dólar, custo de oportunidade da terra, variação da renda nacional (SEADE), variação do preço do milho, frango, soja, e a diferença do preço da arroba do boi gordo. Foram incluídas as seguintes variáveis *dummies* sazonalidade e embargos sanitários e fiscais para controlar efeitos característicos dessa atividade produtiva. O intervalo temporal utilizado foi de janeiro de 2004 a dezembro de 2018. O método utilizado foi o modelo de regressão em série temporal, por meio de Mínimos Quadrados Ordinários com heteroscedasticidade corrigida. Os resultados reportaram significância para as variáveis de primeira diferença da arroba do boi gordo (positiva), custo de oportunidade da terra (positiva), variação do frango (positiva), variação do milho (positiva) e ocorrência de embargos (positiva). A variação do dólar reportou influência significativa e negativa. A variação da renda, preço da soja e a sazonalidade não reportaram significância em nenhum nível. Esses resultados demonstram que além do preço histórico, há variáveis endógenas e de mercado que influenciam o preço da arroba do boi, direcionando estratégias para produtores e frigoríficos com vistas à minimização do impacto da volatilidade do preço.

**Palavras-chave adicionais:** agronegócio; gado de corte; precificação; preço do boi; pecuária

#### Introdução

O Brasil é o segundo maior produtor de proteína animal de bovinos e o maior exportador global, sendo um player importante no equilíbrio da segurança alimentar mundial (Malafaia, 2013). Em 2017, o Brasil encerrou o ano com um rebanho estimado em

214.899.796 cabeças de gado, segundo dados do IBGE (2018).

A criação de bovino para corte ocorre em todos os estados da federação, sendo o Mato Grosso, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e Pará as unidades da federação que concentram 54% da oferta de gado para corte e, portanto, os mais representativos na produção nacional (em ordem decrescente de volume)

(IBGE, 2018). Ainda segundo o IBGE (2018), nestes estados foram computados, em 2017, 948,9 mil estabelecimentos agropecuários frente ao total nacional de 5.072,2 mil propriedades dedicadas à produção agropecuária.

Segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes (ABIEC), em 2018 foi registrado um crescimento de 6,9% no número de abates, atingindo o patamar de 44,23 milhões de cabeças. Assim, houve crescimento no volume de carne bovina produzida, totalizando 10,96 milhões de toneladas equivalente carcaça (TEC), 12,8% acima de 2017. Desse total, 20,1% da produção foi exportada e 79,6% foi destinada ao mercado interno, responsável por um consumo per capita de 42,12kg/ano.

Apesar da oferta diversificada, os abatedouros passaram por um profundo processo de concentração industrial, de modo que os 4 (quatro) principais grupos respondem por 50% da produção nacional de carne

bovina, segundo dados primários (Minerva, 2018). Existem no Brasil mais de 5 mil estabelecimentos inspecionados pelo Serviço de Inspeção Federal (SIF), sendo aproximadamente 300 classificados como abatedouros bovinos (MAPA, 2017). Esse contexto traz um tema central à sustentabilidade dessa cadeia produtiva: o preço pago pela arroba do boi. No Brasil, e em Portugal, 1 arroba equivale a aproximadamente 15 quilogramas, vale destacar que é referente ao peso carcaça. A diferença entre peso vivo do animal e peso carcaça gera confusão. Aquele é o valor quando o animal é pesado vivo; quando se trata de arroba, refere-se ao peso da carcaça, ou seja, o peso da carne com osso, desconsiderando os subprodutos, como sebo, couro, cabeça, patas, que são utilizadas para outros fins (Ferreira et al., 2000). A negociação é feita, em quase sua totalidade, em arrobas.



**Figura 1** - Evolução do Indicador de preço a prazo da arroba boi para SP. Evolution of the beef price (@) forward price indicator for São Paulo State.

Enquanto uma commodity do agronegócio, a produção bovina é considerada de alto risco por depender de fatores como clima, praga nas pastagens, comercialização do produto, entre outros (Marquezin & Mattos, 2014). O preço da arroba do boi é definido pelas condições de mercado e, com efeito, impõe a produtores e agroindústria processadora diferentes estratégias para se protegerem de volatilidades de preço e mecanismos para previsão do preço futuro. Na Figura 1, pode ser observada a evolução do Indicador de preços da arroba do boi gordo, mensurado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), trata-se da maior referência de preço no Brasil, os valores estão ajustados a valores reais, utilizando-se do IGP-M para dezembro de 2018.

Segundo Marquezin & Mattos (2014), o mercado futuro é repleto de riscos e incertezas, que são

diretamente relacionados a criação de contratos futuros, onde compradores e vendedores de determinados ativos, fixarão na data atual um preço com vencimento para data futura, e suas cláusulas contendo o prazo de contrato, valor firmado, local e prazo de entrega, recebimento e especificações do produto, sendo regulamentado por uma bolsa de mercadorias e futuros para proteção dos agentes envolvidos na negociação. No Brasil, a bolsa que regulamenta e intermedia tais tipos de contratos é a B3 (Brasil, Bolsa, Balcão).

A volatilidade desse mercado foi alvo de diferentes estudos, como apresentado por Pascoal et al. (2011), Vaz et al. (2013), Pontes & Maia (2017) e Silva (2020). Desta forma a B3 tem na opção do boi gordo o seu principal ativo agropecuário negociado no mercado futuro brasileiro (Cruz & Lima, 2009; Pontes &

Maia, 2017). No entanto, o volume movimentado na B3 mostra que menos de 30% da produção nacional é “hedgiada”, isto é, com preços protegidos no mercado financeiro formal, sendo ainda comum os contratos de mercado não regulado entre frigoríficos e produtores (Cruz & Lima, 2009).

Neste contexto, mercado não regulado refere-se à determinação de preços que obedece às leis de mercado das commodities, ou seja, regido pelo livre mercado, o que prevalece a lei da oferta e procura, utilizado nas transações imediatas, no dia a dia entre pecuaristas e frigoríficos (Pascoal et al., 2011; IPEA, 2019). Assim, a formação de preços no mercado não regulado ainda é uma prática informal para a determinação ou conhecimento da formação dos preços praticados pelos agentes (Pascoal et al., 2011).

Diante da relevância do tema, este trabalho tem por objetivo avaliar os fatores determinantes para a formação do preço da arroba boi no Brasil, em específico, a arroba do boi negociada entre frigoríficos e produtores rurais.

Considerando o total de 5.072,2 mil propriedades de pecuária de corte e que menos de 30% tem seus ciclos produtivos protegidos no mercado futuro, discutir técnicas que permitam, no limite das restrições, prever cenários futuros é uma condição fundamental à sustentabilidade financeira desta cadeia de valor. Diferentes estudos exploraram modelos preditivos para o preço da arroba, como Zanin et al. (2007), Oliveira Neto & Garcia, (2013), Pontes & Maia (2017) e Motta et al. (2018); porém nesses casos, os modelos foram baseados somente em premissas de mercado e no próprio preço da arroba.

Este estudo busca definir os fatores determinantes que influenciam significativamente no preço da carne bovina e, assim, empregar modelos que auxiliem na definição e/ou entendimento dos elementos que poderão influenciar no seu preço. Como resultado, espera-se que o modelo possa auxiliar produtores, frigoríficos, empresas de consultoria e institutos de pesquisa nas suas previsões de preço, não como uma ferramenta “fechada” ou única, mas um direcionador para o melhor conhecimento das variáveis que sejam importantes para a formação do preço da arroba do boi.

## Materiais e Métodos

O presente trabalho busca analisar os fatores determinantes para o preço para arroba do boi gordo baseado na análise de modelos de regressão e cointegração das variáveis selecionadas conforme apresentado por Gujarati (2012), Wooldridge (2013), Fávero et. al. (2014) e Hair et. al. (2014).

Para as análises dos modelos, foi utilizado o pacote econométrico livre GRETL (GNU *Regression, Econometrics and Time-series Library*). O período para retirada dos dados compreende entre 2004 e 2018, sendo levantamento mensal. Foram utilizadas as variáveis: Preço Milho (%), Variação Preço Soja (%), Sazonalidade (variável dummy), Variação do Custo da

Terra, Variação da Taxa Cambial (%), Embargos econômicos e de fiscalização (variável dummy), Variação da Renda da População (%), Variação do Preço de Frango (%) e Preço do Boi preço foi obtido pela base de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2020).

As variáveis do modelo foram selecionadas pela análise de outros estudos que apresentaram e/ou discutiram modelos e suas variáveis relacionadas, como Miranda (2001), Bressan & Lima (2002), Marsh (2003), Huang et al. (2006), Bielik & Sajbidorová (2009), Tonello et al. (2011), Saengwong et al. (2012), Fernandes et al. (2017), Pontes & Maia (2017) e Santos et al. (2017).

As variáveis nominais foram atualizadas pelo IGP-M de 2018 e ajustadas pelo seu Logaritmo Natural, conforme apresentado por Fávero et. al. (2014). O custo da terra para pastagens do estado de São Paulo, extraído do banco de dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2020), considerando o valor das terras para pastagens do estado de São Paulo durante o período analisado, sendo atualizados a valor real pelo Índice Geral de Preço médio (IGP-M) de dezembro de 2018 e extraídos o custo de oportunidade da terra, considerando a taxa de Certificado de Depósito Interbancário (CDI). Esta variável foi então calculada pela variação mensal do custo econômico da terra.

Foram incorporadas ao modelo duas variáveis dummies, a sazonalidade, a fim de verificar a influência da periodicidade da safra e a questão dos embargos (econômicos ou de fiscalização), dado seu impacto na cadeia de produção. Assim, assumiram os valores de 0 ou 1 quando da sua ocorrência ou não em consonância com o trabalho de Wooldridge (2013).

Foi realizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DFA) para confirmação quanto a estacionariedade das séries, o que é um pressuposto do modelo. Para tanto, é necessária a rejeição da hipótese nula ( $H_0$ ) de raiz unitária  $a = 1$ , a nível de significância de 5% ( $p$  valor  $<5\%$ ) (Gujarati & Porter, 2012).

Ainda segundo Gujarati & Porter (2012), a utilização de uma ou mais series temporais não estacionarias pode prejudicar os resultados do modelo de regressão, proporcionando resultados espúrios, ou seja, sem sentido. Para tanto, para a série que apresentar não estacionariedade do modelo, foi aplicado o método de primeira diferença para tornar a série estacionária, sem prejudicar os resultados, incorporando como variável do modelo (Gujarati & Porter, 2012).

O método da primeira diferença, conforme apresentado por Gujarati & Porter (2012), foi aplicado para a variável dependente “Preço do Boi”, por se tratar também de valores que são negociados na Bolsa de Valores, o mesmo em si já carrega um conjunto de informações, com as variações do passado gerando um possível efeito nos preços futuros, podendo ser positivo ou negativos e por isso julgou-se pertinente inserir nesta série, como uma variável do modelo.

Foi verificado ainda a possibilidade da existência de variações atípicas (outliers), pelo teste de Distância de Mahalanobis, em atenção ao que foi apresentado por Hair et. al. (2014), sendo que se constatou a não ocorrência de variações atípicas no conjunto de variáveis analisadas.

Utilizou-se o teste White (Wooldridge, 2013), assumindo a hipótese nula (H0), como não havendo heteroscedasticidade. Já para a avaliação dos modelos autorregressivos quanto à autocorrelação, foi feito através do teste de Durbin-Watson (Gujarati.2012), com a hipótese nula (H0) de que não há correlação. Ambos os testes foram feitos utilizando-se do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em série temporal, cuja premissa é a existência de homocedasticidade nos diferentes tempos, conforme apresentado por Pereira & Lima (2014), e sendo constatada a ocorrência de heteroscedasticidade e autocorrelação, o modelo foi rodado com heteroscedasticidade corrigida.

Foi extraído o coeficiente de correlação múltiplo (R2) a fim de verificar a proporção da variável dependente que é explicada, conjuntamente, pelas variáveis independentes envolvidas no modelo. O valor de R2 é um número que compreende entre 0 e 1 (Hair et al., 2014), sendo que quando resulta em 1, assume-se que a linha de regressão é ajustada e explicará 100% da variação da variável dependente; do mesmo modo, se resultar em valor igual a 0, o modelo não explicará a variação.

Por fim, foi extraído e analisado também, os fatores de inflação da variância (FIV) a fim de verificar com qual velocidade as variâncias e covariâncias das variáveis aumentam e atestar a presença de colinearidade ou não. Assume-se que resultados de FIV igual ou próximos a 1 atestando a ausência de colinearidade das variáveis (Gujarati & Porter, 2012).

A Equação 1 apresenta o modelo utilizado:

$$\begin{aligned} \text{Preço do Boi}_t &= a + \beta_1 T x_t + \beta_2 C t_t + \beta_3 R_t + \beta_4 P m_t \\ &+ \beta_5 P f_t + \beta_6 P s_t + \beta_7 S a z_t + \beta_8 \frac{\text{Emb } e}{f}_t + \beta_9 d B G_t \\ &+ u_t \end{aligned} \quad (1)$$

Onde: Preço do boi é a variável dependente, a é a constante, Tx – Variação da taxa cambial, Ct – Custo da terra, R – Variação da Renda, Pm – Variação preço do milho, Pf – Variação preço do frango, Ps – Variação preço da soja, Saz – Sazonalidade (variável dummy), Emb e/f – Embargos econômicos e fiscais (variável dummy), dBG – Primeira diferença do Boi Gordo e u – Termo de erro.

Em função das premissas apresentadas na literatura que direcionaram as escolhas das variáveis do estudo, também permitiram sustentar as hipóteses a serem testadas na presente pesquisa, sendo elas: H1 = aumento da taxa cambial, aumenta o preço do boi; H2 = aumenta o custo da terra, aumenta o preço do boi; H3 = aumenta a renda da população, aumenta o preço do boi; H4 = aumento do preço do milho, aumenta o preço do boi; H5 =

aumenta preço de frango, aumento o preço do boi. H6 = aumento do preço da soja, aumenta o preço do boi; H7 = período de entressafra, aumento o preço do boi; H8 = embargo representativo, diminui o preço do boi; H9 = preço histórico, influencia positivamente o preço do boi.

## Resultados e Discussão

Inicia-se a análise apresentado os resultados aferidos pelas estatísticas descritivas (média, mediana, mínimo, máximo, desvio padrão e curtose) para cada uma das variáveis selecionadas. Para sazonalidade, variável dummies, foi atribuído o valor 1 para o período de safra e com 0 as entressafras, por sua vez, com indicativo 1; para a variável de embargos, o mesmo racional é utilizado, uma vez que quando há ocorrência de embargos o valor 1 é atribuído, por consequência quando não há, se atribui o valor 0. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

Também foi extraída a matriz de correlação das variáveis, usando todas as informações, para verificar a intensidade de correlação de Pearson entre elas, conforme apresentado por Gujarati (2012) e Hair et al. (2014). A Matriz é apresentada na Tabela 2.

Observa-se que as variáveis com maior correlação entre si foram o Milho e a Soja (0,482). As demais apresentam baixa correlação ou nível de correlação negativa. Contudo, os dados indicam também que pode não haver problemas de colinearidade no modelo, que será testado mais à frente de acordo com modelo apresentado por Gujarati & Porter (2012).

O modelo econométrico teve como procedimento inicial a estacionariedade das séries temporais pelo teste Dickey-Fuller Aumentado, assumindo a hipótese nula (H0) de raiz unitária = 1, comprovando a não estacionariedade da série (Gujarati, 2012). O teste analisou nível com constante (CC) e com constante e tendência (CCT) e devem rejeitar a hipótese em nível significância <5%, não sendo realizado para as variáveis dummies. Os resultados são apresentados na Tabela 3.

**Tabela 1** - Estatísticas descritivas das variáveis do modelo. *Descriptive statistics of model variables.*

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Curtose Ex.
Boi Gordo	0,001	-0,003	-0,115	0,124	0,035	1,975
Dólar	-0,003	-0,008	-0,117	0,155	0,045	1,017
Custo da Terra	-0,003	-0,005	-0,131	0,310	0,050	8,300
Renda	-0,001	2,099e-005	-0,040	0,049	0,016	0,171
Milho	-0,001	-0,013	-0,177	0,195	0,071	0,094
Frango	6,679e-005	-0,005	-0,143	0,293	0,065	2,689
Soja	-0,002	-0,000	-0,134	0,167	0,055	0,022
Sazonalidade	0,587	1,000	0,000	1,000	0,494	-1,876
Embargos	0,251	0,000	0,000	1,000	0,435	-0,686
d_BoiGordo	0,000	0,003	-0,189	0,125	0,044	2,431

**Tabela 2.** Matriz de Correlação das Variáveis. *Variable Correlation Matrix.*

Variáveis	Dólar	Custo da Terra	Renda	Milho	Frango	Soja	Sazonalidade	Embargos	d_Boi Gordo
Dólar	1,000	0,105	0,050	0,054	0,051	0,171	0,0781	0,088	-0,146
Custo da Terra		1,000	-0,098	0,039	-0,039	0,015	0,134	0,133	0,007
Renda			1,000	0,016	-0,088	0,024	0,060	-0,025	0,035
Milho				1,000	0,166	0,482	0,138	-0,089	0,053
Frango					1,000	0,090	0,333	-0,076	0,008
Soja						1,000	0,101	-0,066	0,042
Sazonalidade							1,000	-0,093	-0,023
Embargos								1,000	0,015
d_BoiGordo									1,000

5% valor crítico (bicaudal) = 0,1471 para n = 178

**Tabela 3** - Resultados teste Dickey-Fuller Aumentado. *Dickey-Fuller Test Results Increased*

	p-valor CC	p-valor CCT	Referência <5%
Dólar ( $\Delta\%$ )	6,155e-021	1,161e-020	Rejeita
Custo da Terra ( $\Delta\%$ )	0,001	0,003	Rejeita
Renda ( $\Delta\%$ )	8,782e-006	2,108e-005	Rejeita
Milho ( $\Delta\%$ )	2,444e-016	2,362e-015	Rejeita
Frango ( $\Delta\%$ )	3,279e-015	7,168e-015	Rejeita
Soja ( $\Delta\%$ )	3,518e-015	3,476e-014	Rejeita
d_BoiGordo ( $\Delta\%$ )	4,412e-012	2,675e-011	Rejeita

Os resultados apresentam estacionariedade das variáveis que compõem o modelo, uma vez que o p-valor, tanto quando analisado com constante e com constante e tendência, apresentando valores inferiores ao nível de 5%, rejeitando a presença de raiz unitária.

No modelo, utilizou-se do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com heteroscedasticidade corrigida, tendo seu resultado apresentado na Tabela 4.

**Tabela 4** - Resultado do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com heteroscedasticidade corrigida e intervalo de confiança. *Result of the Ordinary Least Squares (OEM) model with corrected heteroskedasticity and confidence interval.*

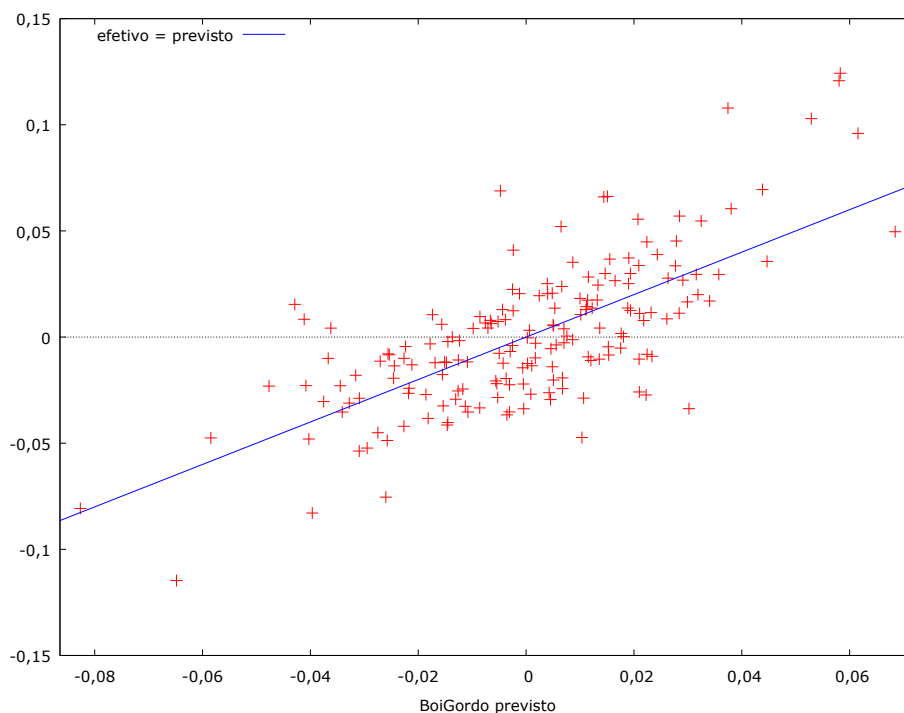
	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	95% Intervalo de Confiança	
Const	-0,005	0,003	-1,773	0,078	-0,010	0,001
Dólar	-0,057	0,032	-1,794	0,075	-0,120	0,006
Custo da Terra	0,102	0,039	2,634	0,009	0,026	0,178
Renda	0,070	0,105	0,660	0,511	-0,139	0,278
Milho	0,053	0,025	2,115	0,036	0,004	0,102
Frango	0,108	0,033	3,283	0,001	0,043	0,172
Soja	0,004	0,032	0,110	0,913	-0,060	0,067
Sazonalidade	0,005	0,003	1,338	0,183	-0,002	0,011
Embargos	0,011	0,004	2,887	0,004	0,003	0,018
d_BoiGordo	0,461	0,046	9,992	9,60e-019	0,370	0,552
Soma resíd. Quadrados		483,210		E.P. da regressão		1,696
R <sup>2</sup>		0,516		R <sup>2</sup> ajustado		0,490
F (9, 168)		19,866		P-valor(F)		1,90e-22
Log da verossimilhança		-341,453		Critério de Akaike		702,905
Critério de Schwarz		734,723		Critério Hannan-Quinn		715,808
Rô		0,421		Durbin-Watson		1,156

Teste da normalidade dos resíduos - Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal Estatística de teste: Qui-quadrado (2) = 4,983 com p-valor = 0,083

Observa-se que as variáveis foram capazes de explicar 51,6%, das variações ocorridas no preço do boi gordo durante o período, sendo que apenas as variáveis Renda, Soja e Sazonalidade não foram significativas para explicar a variação ao nível de confiança > 90%. Ressalta-se que o resultado da Estatística F rejeita a hipótese nula de má especificação do modelo (Gujarati & Porter, 2012).

Graficamente também é possível verificar o ajuste do modelo conforme apresentado na Figura 2, onde as cruzes vermelhas referem-se aos resultados mensais do modelo, ficando bem próximos à linha azul que indica a equação do modelo.

Para garantir a robustez do modelo foi aplicado o teste de Dickey-Fuller Aumentado, para verificar a estacionariedade do resíduo, onde se obteve um resíduo estacionário, apresentando p-valor CC igual a 8,053e-009 e p-valor CCT igual a 7,205e-008, ambos inferiores a nível de significância de 5%, o que rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária. Extraíu-se também as estatísticas descritivas dos resíduos, apresentando média próximo de zero, variância constante com um desvio padrão relativamente pequeno, conforme apresentado na Tabela 5.



**Figura 2** - Relação entre as variações previstas pelo modelo empírico e realizadas. Relation between the variations predicted by the empirical model and carried out

**Tabela 5** - Estatística descritivas para o resíduo. *Descriptive statistics for the residue.*

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Curtose Ex.
Resíduo ( $u$ )	-3,170e-005	0,000	-0,064	0,074	0,024	0,568

Empregou-se o modelo previsto no método com as variáveis, substituindo a variável dependente Boi Gordo pelo resíduo gerado no primeiro modelo, para verificar se ele explica alguma variável ou se trata de um erro aleatório (Gujarati & Porter, 2012). Os resultados não revelaram nenhum nível de significância para as variáveis, reportando ainda um

$R^2$  igual a zero e a estatística F, a qual verifica-se o ajuste do modelo sendo o ideal que rejeite a hipótese, apresenta um p-valor de 0,995 que aceita a hipótese. Assim, não apresenta problema de autocorrelação, sendo o erro de fato aleatório e estacionário.

Tabela 6. Colinearidade - Fatores de Inflacionamento da Variância (FIV). Collinearity - Variance Inflation Factors (FIV).

Variável	Colinearidade
Dólar	1,087
Custo da Terra	1,075
Renda	1,039
Milho	1,343
Frango	1,176
Soja	1,345
Sazonalidade	1,189
Embargos	1,049
d_BiGordo	1,032

Valor mínimo possível = 1,0. Valores > 10,0 podem indicar um problema de colinearidade.

Por fim, foi extraído do modelo os Fatores de Inflacionamento da Variância (FIV) para ver a existência de problemas com colinearidade, conforme apresentado na Tabela 6.

Como pode ser observado, todos os resultados dos fatores de inflação da variância (FIV) se aproximam do valor mínimo possível (1), rejeitando a hipótese assumida de que valores acima de 10 indicam problemas de colinearidade (Gujarati & Porter, 2012).

Após a verificação de todos os testes, é possível admitir a aplicabilidade e robustez do modelo. O próximo passo é a análise dos resultados e interação com a variável dependente, iniciando a análise com as variáveis que apresentaram maior significância (a nível de confiança de 1%).

A primeira diferença do boi Gordo foi a variável que apresentou maior coeficiente de 0,461 e significância estatística. Essa variável se faz necessária ao passo que Fernandez-Perez et al. (2019) apontam que há melhora do poder preditivo com a incorporação de informações históricas no modelo.

A hipótese assumida para a variação do Custo da Terra foi de influência positiva no preço da arroba do boi, em razão de ser um custo econômico para a produção. Com coeficiente positivo de valor 0,102 e significativo, do ponto de vista estatístico, não rejeitou a hipótese estabelecida. Ainda que o custo da terra seja um elemento apontado na literatura e apurado nos anuários estatísticos do setor, não foram encontradas pesquisas empíricas na literatura que analisassem o impacto do preço/custo da terra em relação ao preço do boi. Desta forma, os resultados empíricos desse modelo confirmam o pressuposto teórico do impacto no longo prazo no preço da arroba do boi diante as variações no custo da terra.

Contudo, ressalta-se que no longo prazo é possível que exista uma relação inversa entre o custo da terra e o preço da @ do boi gordo, pois é plausível inferir que a valorização dos sistemas de produção da pecuária contribua para a valorização da terra, enquanto um investimento; sendo o contrário verdadeiro. Para este estudo, prosseguiu-se com as orientações teóricas (Santos et al., 2017) mantendo o custo da terra como um fator de determinante do resultado do empreendimento pecuário o que acompanha, também, as estruturas de custeios dos manuais (ANUALPEC, por exemplo).

Pontua-se, contudo, a existência de estudos que observaram a relação e influência das regulamentações no preço da arroba do boi como nos estudos de Breustedt & Habermann (2011) e Huang et al. (2006). Há disponibilidade de material na literatura de estudos que confrontam o preço do frango e/ou suíno com o da carne bovina, como produto substituto para o consumo. Como a variável que representa variação do preço do frango apresentou coeficiente positivo no valor de 0,108, confirmando a hipótese assumida de que se o preço do frango aumenta, também aumentará o preço da carne. Esse resultado vai ao encontro com os estudos de Bielik & Sajbidorová

(2009), Resende Filho et al. (2012) e Saengwong et al. (2012), cujo resultados também apontaram para uma correlação positiva, considerando-os proteínas substitutas entre si. Resende Filho et al. (2012) explicam a migração de demanda para outras carnes quando alguma tem uma variação no preço, permitindo o aumento do preço das demais.

A variável embargos econômicos e fiscais foi distinta de outros estudos e avaliada nesta pesquisa devido à importância das exportações de carne bovina e da recorrência de notícia relativas a embargos e os possíveis efeitos para a cadeia produtiva. Sua influência pode ocorrer de maneiras diversas em relação a preço e volume de exportação. O resultado do modelo reportou o coeficiente de 0,011 positivo e significativo, indicando que quando há a ocorrência de embargos, impacta positivamente no preço do boi. Miranda (2001) chegou ao resultado de redução de preços relacionar-se à proibição de importação de produtos bovinos, contudo pontuou que tais resultados foram inconclusivos e/ou não apresentavam relação significativa. Neste estudo foi encontrado correlação.

Também teve significância estatística no modelo, o preço do milho, com coeficiente de 0,053, confirmando a hipótese de influência positiva no preço do boi. Tal resultado vai ao encontro dos trabalhos desenvolvidos por Ferreira et al. (2000), Lopes et al. (2013) e Barbieri et al. (2016), que evidenciam os gastos alimentícios dos animais como principais custos variáveis da produção e também com os resultados de Tonello et al. (2011), que relataram a correlação positiva e significativa entre o preço da arroba do boi e sacas de milho e demais grãos.

A variável dólar apresentou nível de significância ao nível de 10%, com coeficiente negativo em -0,57, indicando relação inversa ao preço do boi gordo. Tal resultado vai de encontro com o apresentado por Tonello et al. (2011), que reportou a correlação negativa entre a taxa cambial e o preço do boi.

A hipótese assumida para essa variável foi baseada nos trabalhos de Santos et al. (2017) e Miranda (2001) que relatam o efeito da cotação do real em relação ao dólar e sua capacidade de influenciar as exportações, puxando a demanda de carne e a demanda das indústrias por matéria-prima, o que resultaria numa correlação positiva. Hipótese rejeitada pelo resultado do modelo deste estudo.

A renda também foi uma variável analisada, assumindo a hipótese de correlação direta, uma vez que uma melhora na renda do consumidor refletiria na valorização do preço do boi gordo pela relação de demanda, seguindo estudos de Marsh (2003) e Dorfman & Lastrapes (1996). A variável apresentou um coeficiente positivo em 0,070 indo ao encontro com a hipótese assumida, porém não foi estatisticamente significativa.

Por fim, a variável dummy de sazonalidade também não apresentou significância estatística, o que rejeita a hipótese desse estudo. Foi baseada nos estudos de Pascoal et al. (2011) que reportavam a



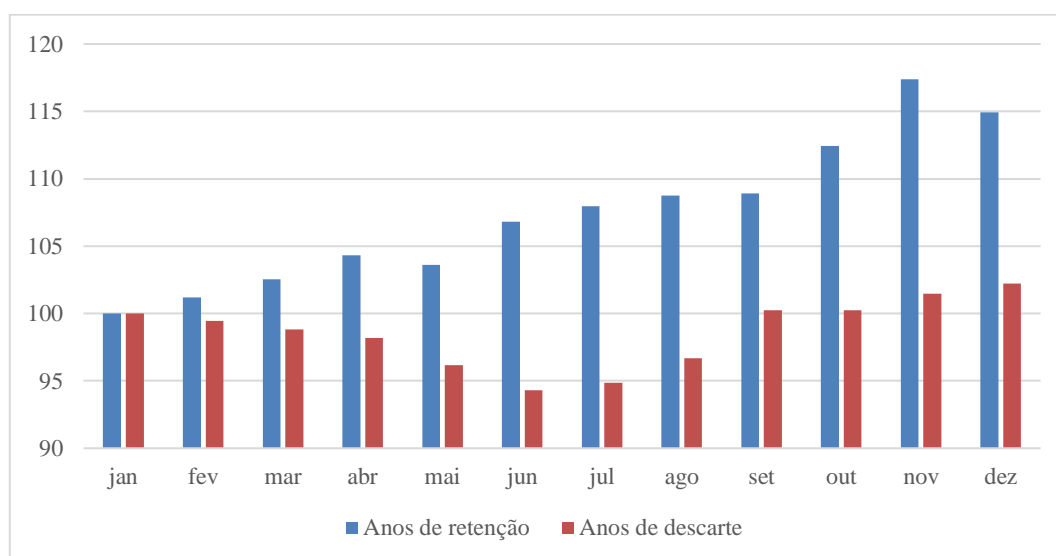
busca por pressão baixista nos preços por parte das indústrias em período safra em decorrência da maior oferta de animais, ao passo que no período de entressafra, os pecuaristas entram com movimento de alta nos preços.

Há duas explicações prováveis para sua não influência significativa. A primeira é que apesar de em geral poder sofrer pequenas variações de seu início em decorrência da influência do clima, os períodos de safra e entressafra são bem demarcados, possibilitando às indústrias anteciparem movimentos de compra e suas programações de abate, a fim de buscar a melhor margem e suavizar o impacto da sazonalidade. Por outra ótica, deve-se compreender que a sazonalidade está inserida em um ciclo pecuário mais amplo e a cadeia produtiva possui elevado nível de competitividade.

Bragança e Bueno (2011) explicam o ciclo pecuário incluindo a participação de abate de matrizes (fêmeas reprodutoras) e a produção de bezerros para compor o rebanho, sendo o maior abate de fêmeas

geralmente puxado pelo aumento da demanda, com reflexos nos preços dos animais. Aumentando o abate de fêmeas, reduzirá o nascimento de bezerros em um período seguinte, resultando, no ciclo seguinte, na escassez de bois e novilhas. Assim, a demanda passará a ser por bezerros e reduzirá o abate de fêmea para recompor o rebanho, formando o ciclo pecuário.

Em suma, com desaquecimento da demanda, o gado tende a aumentar (com a diminuição no abate de fêmeas) e quando há o aquecimento da demanda tende a diminuir (com o aumento do abate de fêmeas), gerando flutuações cíclicas na oferta de animais prontos para o abate e que serão percebidas no futuro (Bragança & Bueno, 2011). Portanto, confrontando a análise dos ciclos pecuários de 2007 a 2018, com o movimento do preço do boi gordo, conclui-se que em períodos de retenção de fêmeas, os preços se mantêm em constante alta e suavizando a curva do sazonal, ao passo que o período de sazonalidade pode ser nitidamente observado em períodos de descarte (maior oferta) pela Figura 3.



**Figura 3** - Análise do ciclo pecuário e preço do boi gordo (IND - CEPEA). *Analysis of the livestock cycle and live cattle price (IND - CEPEA).*

Assim, as duas explicações são válidas para justificar o resultado do modelo, que rejeita a hipótese inicial, porém possibilitou uma nova perspectiva de análise para o fator sazonalidade.

Nota-se que fatores internos e externos impactam o preço da arroba do boi, de modo que a proteção que pode ser obtida por meio de contratos no mercado futuro pode ser a melhor opção contra as oscilações do mercado. Para os produtores rurais

pecuaristas e frigoríficos, as variáveis significativas identificadas no modelo são importantes para análise e acompanhamento sistemático.

A Tabela 7 sintetiza os indicativos para a adoção de ações que podem ser adotadas para mitigar os efeitos indesejados ocasionados por oscilações nas variáveis estudadas.

**Tabela 7** - Indicativos para ações referentes as variáveis significativas

Variável	Efeito no preço da arroba do boi	Sugestões
Dólar	Negativo	<p>i) Igualmente a arroba do boi nos frigoríficos podem realizar proteção cambial no mercado futuro para suas vendas no exterior.</p> <p>ii) Produtores devem acompanhar a volatilidade do mercado e compra de contratos em dólar no mercado futuro também pode ser uma operação inversa para travar resultado.</p> <p>iii) Não se tornar dependente de cadeias altamente exportadoras pode ser um caminho à diversificação, especialmente, pelo tamanho do mercado interno brasileiro.</p>
Custo da Terra	Positivo	<p>i) Pecuaristas devem buscar maximizar o uso da terra a partir de sistemas de produção que permitam a redução deste custo por economia de escopo ou escala, bem como utilizar de medidas regulamentadoras a seu favor, a fim de reduzir o custo e aumentar margem e poder barganha com fornecedores e compradores.</p>
Milho	Positivo	<p>i) Acompanhar variação do preço das sacas bem como o volume de produção.</p> <p>ii) Antecipar compras do insumo quando verificada tendência de alta</p>
Frango	Positivo	<p>i) Pecuaristas e frigoríficos devem acompanhar a movimentação dos preços das proteínas substitutas a fim de antecipar tendência e poder tomar decisão em tempo hábil.</p> <p>ii) Frigoríficos podem buscar diversificar o abate com mais de uma proteína a fim de minimizar possíveis problemas e aumentar a margem abrangendo maior mercado consumidor</p>
Embargos	Positivo	<p>i) Não se tornar dependente de cadeias altamente exportadoras pode ser um caminho à diversificação, especialmente, pelo tamanho do mercado interno brasileiro.</p> <p>ii) Frigoríficos podem analisar impactos de possíveis embargos referentes aos destinos de suas carteiras, buscando prever movimentação em caso de novas ocorrências.</p> <p>iii) Mediante impacto, frigoríficos devem seguir à risca toda a regulamentação requerida por cada mercado importador para evitar suspensões desnecessárias.</p>
Boi Gordo	Positivo	<p>i) Produtores e frigoríficos devem acompanhar a variação histórica dos preços</p> <p>ii) Traçar as movimentações dos preços de acordo com a análise e comparar com a curva dos preços futuros negociados na Bolsa de Valores.</p>

## Conclusões

O objetivo deste estudo foi analisar os fatores determinantes do preço da carne bovina no Brasil, em específico a arroba do boi negociada entre frigoríficos e produtores rurais. Todos os objetivos foram realizados, podendo ressaltar quais variáveis impactavam ou não preço da arroba boi e em qual intensidade. Para realização do estudo, foi utilizado o modelo de Regressão Mínimos Quadrados Ordinários com heterocedasticidade corrigida, ajustados e analisados a

viabilidade através de todos os testes necessários (Dickey-Fuller Aumentado, R<sup>2</sup>, colinearidade). A composição do modelo contou com variáveis dummies que reportaram dados qualitativos, julgados como essenciais para precificação da arroba do boi. Ainda, o custo de oportunidade da terra foi calculado para melhor adequação ao modelo e resultado buscado.

Ficou evidente que o acompanhamento do preço histórico da arroba do boi, o movimento do preço do frango (proteína substituta), melhor extração de oportunidades no custo da terra e a ocorrência de

embargos significativos são os principais fatores que devem ser analisados em busca de um melhor resultado. Foi possível verificar ainda que, mesmo se tratando de uma variável futura, o valor futuro do boi pode ter seu preço e/ou a direção conhecida através das análises das variáveis, seja de forma individual e/ou em conjunto, colaborando como medidas preventivas que podem permitir aos frigoríficos e pecuaristas se anteciparem às mudanças futuras.

No mais, há espaço para otimização das análises do modelo por parte de políticas públicas e/ou de entidades representativas do setor, como a dificuldade na coleta de dados dos embargos ocorridos no Brasil, informação de acesso limitado. A disponibilização de maior volume de dados e informações de maneira pública ou de fácil acesso auxiliaria nas análises e, conseqüentemente, nas negociações.

## Referências

- Barbieri RS, Carvalho JB, Sabbag OM (2016) Análise de viabilidade econômica de um confinamento de bovinos de corte. *Interações* 17(3):357-369. [https://doi.org/10.20435/1984-042X-2016-v.17-n.3\(01\)](https://doi.org/10.20435/1984-042X-2016-v.17-n.3(01))
- Bielik P, Sajbidorová Z (2009) Elasticity of consumer demand on pork meat. *Agricultural Economics* 55(1):12-19. <https://doi.org/10.17221/2502-AGRICECON>
- Bragança RC, Bueno NP (2011) O Ciclo Pecuário no Brasil: uma análise usando a metodologia da dinâmica de sistemas. *Revista de Economia e Agronegócio* 8(2):199-219. <https://doi.org/10.25070/rea.v8i2.166>
- Bressan AA, Lima JE (2002) Modelos de previsão de preços aplicados aos contratos futuros de boi gordo na BM&F. *Nova Economia* 12(1):117-140.
- Breustedt G, Habermann H (2011) The Incidence of EU Per-Hectare Payments on Farmland Rental Rates: A Spatial Econometric Analysis of German Farm-Level Data. *Journal of Agricultural Economics* 62(1):225-243. doi:10.1111/j.1477-9552.2010.00286.x
- CEPEA (2020) Laboratório de informação. <http://www.cepea.esalq.usp.br/rrs.php>
- Cruz AC, Lima JE (2009) Efetividade nas operações de hedge com contratos de boi gordo da BM&FBOVESPA. *Revista de Economia e Administração* 8(1):120-140. <https://doi.org/10.11132/rea.2002.281>
- Dorfman JH, Lastrapes WD (1996) The dynamic responses of crop and livestock prices to money-supply shocks: a bayesian analysis using long-run identifying restrictions. *American Journal of Agricultural Economics* 78:530-541. <https://doi.org/10.2307/1243271>
- Fávero LP, Belfiore P, Takamatsu RT, Suzart J (2014) *Métodos Quantitativos com Stata*. Elsevier. 249p.
- Fernandez-Perez A, Frijins B, Gafiatullina I, Tourani-Rad A (2019) Properties and the predictive power of implied volatility in the New Zealand dairy market. *Journal of Futures Markets* 39(5):612-631. <https://doi.org/10.1002/fut.21994>
- Ferreira AM, Valadares Filho SC, Muniz EB, Veras AS (2000) Características das Carcaças, Biometria do Trato Gastrointestinal, Tamanho dos Órgãos Internos e Conteúdo Gastrointestinal de Bovinos F1 Simental x Nelore Alimentados com Dietas contendo Vários Níveis de Concentrado. *Revista Brasileira de Zootecnia* 29(4):1174-1182. <https://doi.org/10.1590/S1516-35982000000400031>
- Gujarati DN, Porter DC (2012) *Econometria Básica* (5 ed.). Mc Graw Hill. 918p.
- Hair HFJ, Black WC, Babin BJ, Anderson RE, Tatham RL (2014) *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). Pearson Hall. 785p.
- Huang H, Miller GY, Sherrick BJ, Gómez MI (2006) Factors influencing Illinois farmland values. *American Journal of Agricultural Economics* 88(2):458-470. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2006.00871.x>
- IBGE (2018) Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística Aplicada. <https://sidra.ibge.gov.br/home>
- IEA (2020) Instituto de Economia Agrícola. Disponível em: [http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/precors\\_SEFAZ.aspx?cod\\_tipo=1&cod\\_sis=8](http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/precors_SEFAZ.aspx?cod_tipo=1&cod_sis=8)
- IPEA (2019) Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. [http://www.ipea.gov.br/desafios/index.php?option=com\\_content&view=article&id=2099:catid=28&Itemid=23](http://www.ipea.gov.br/desafios/index.php?option=com_content&view=article&id=2099:catid=28&Itemid=23).
- Lopes MA, Ribeiro ADB, Nogueira TM, Demeu AA, Barbosa FA (2013) Análise econômica da terminação de bovinos de corte em confinamentos no estado de Minas Gerais: estudo

de caso. *Revista Ceres* 60(4):465-473. doi:10.1590/S0034-737X2013000400004

Malafaia GC (2013) As Interações entre os Agentes da Cadeia Produtiva da Pecuária de Corte no Brasil: implicações para a sustentabilidade. Embrapa Gado de Corte. 14p. <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/bitstream/doc/1112915/1/Asustentabilidadenedacadeiaprodutiva.pdf>

MAPA (2017) Ministérios da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. <http://www.agricultura.gov.br/>

Marquezin CL, Mattos LB (2014) Custo de Liquidez do Contrato Futuro de Boi Gordo da BM&FBOVESPA. *Revista de Administração Mackenzie* 15(4):164-192. <https://doi.org/10.1590/1678-69712014/administracao.v15n4p164-192>

Marsh JM (2003) Impacts of Declining U.S. Retail Beef Demand on Farm-Level Beef Prices and Production. *American Journal of Agricultural Economics* 85(4):902-913. doi:10.1111/1467-8276.00496.

Minerva (2018). Minerva Foods. <https://www.minervafoods.com/>

Miranda SH (2001) Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina. Universidade de São Paulo (Tese de doutorado em Ciências).

Motta P, Handel IG, Rydevik G, Hamman SM, Ngwa VN, Tanya VN, Morgan KL, Bronsvort BMC, Porphyre T (2018) Drivers of live cattle price in the livestock trading system of central cameroon. *Frontiers in Veterinary Science* 04:1-13. doi:10.3389/fvets.2017.00244.

Oliveira Neto OJ, Garcia FG (2013) The efficiency og the future market for Brazilian live cattle. *Academia Revista Latinoamericana de Administración* 26(2):199-228. doi:10.1108/ARLA-06-2013-0065.

Pascoal LL, Vaz FN, Vaz RZ, Restle J, Pacheco PS, Santos JP (2011) Relações comerciais entre produtor, indústria e varejo e as implicações na diferenciação e precificação de carne e produtos bovinos não-carcaça. *Revista Brasileira de Zootecnia* 40:82-92.

Pereira APMS, Lima CG (2014) Ajuste do modelo de ORSKOV & McDONALD (1979) a dados de degradabilidade ruminal in situ utilizando mínimos quadrados ponderados. *Científica* 42(1):39-45.

<https://doi.org/10.15361/1984-5529.2014v42n1p39-45>

Pontes T, Maia S (2017) Precificação de Opções sobre Contratos Futuros de Boi Gordo na BM&FBOVESPA. *Economia Aplicada* 21(4):737-760. <https://doi.org/10.11606/ea140986>

Resende Filho RM, Bressan VG, Braga MJ, Bressan AA (2012) Sistemas de equações de demanda por carnes no Brasil: especificação e estimação. *Revista de Economia e Sociologia Rural* 50(1):033-050. doi: 10.1590/S0103-20032012000100002.

Saengwong S, Jatuporn C, Roan S (2012) An Analysis of Taiwanese Livestock Prices: Empirical Time Series Approaches. *Journal of Animal and Veterinary Advances* 11(23):4340-4346. doi: 10.3923/javaa.2012.4340.4346

Santos RM, Silva MA, Silva IT, Botelho Filho FB. (2017). Variação do Preço do Boi Gordo no Período De 2010 a 2015: Uma Análise Econométrica. Convibra. Disponível em: [https://artigos-convibra.s3.amazonaws.com/2017\\_147\\_13596.pdf](https://artigos-convibra.s3.amazonaws.com/2017_147_13596.pdf)

Silva CAG (2020) A persistência dos choques sobre a volatilidade dos preços do boi gordo no estado de são paulo. *Brazilian Journal of Development* 6(5):25017-25037. doi:10.34117/bjdv6n5-089.

Tonello CL, Pasquetti TJ, Barbosa OR, Ribeiro LB, Höring CF (2011). Determinantes do preço do boi gordo no Estado de São Paulo. *Revista Caatinga* 24(3):198-203.

Vaz FN, Restle J, Padua JT, Fonseca CA, Pacheco PA. (2013). Características de carcaça e receita industrial com cortes primários da carcaça de machos nelore abatidos com diferentes pesos. *Revista Ciência Animal Brasileira* 14(2):199-207. <https://doi.org/10.5216/cab.v14i2.21123>

Wooldridge JM (2013) Introductory Econometrics: A Modern Approach (5th Ed.). Cengage. 910p.

Zanin A, Zanin RA, Nesi Filho L (2007) Proposta de um modelo de custeio e precificação aplicado a uma agroindústria familiar. Anais do XIV Congresso Brasileiro de Custos. <https://anaiscbc.emnuvens.com.br/anais/article/view/1480>