

## PREVISÃO DA PRODUÇÃO DE CARNE BOVINA PARA O MERCADO BRASILEIRO ENTRE 2021 E 2022

### Forecast of beef production for brazilian market between 2021 and 2022

**Beatriz Salandin Dal Pozzo<sup>a</sup>, Luzia Antunes<sup>b</sup>, Milena Magalhães Oliveira<sup>c</sup>, Vitor Augusto Ozaki<sup>d</sup>**

<sup>a</sup>Universidade de São Paulo, beatriz.pozzo@usp.br, ORCID: 0000-0002-8183-1003

<sup>b</sup>Universidade de São Paulo, luziantunes@usp.br, ORCID: 0000-0001-9151-0003

<sup>c</sup>Universidade de São Paulo, milenamagalhaes@usp.br, ORCID: 0000-0002-9993-385X

<sup>d</sup>Universidade de São Paulo, vitorozaki@usp.br, ORCID: 0000-0002-0781-4475

#### RESUMO

A carne bovina é um dos principais itens da pauta produtiva brasileira e um produto relevante no volume exportado pelo Brasil. Durante a pandemia de covid-19, o preço da carne bovina ocupou posição de destaque nas análises setoriais agrícolas em decorrência do aumento nos preços. O objetivo desta pesquisa é observar o comportamento da produção nacional, das exportações e da oferta doméstica de carne bovina. Por conseguinte, realizou-se uma previsão de oferta doméstica para janeiro de 2021 a dezembro de 2022 (24 meses). A partir dos resultados obtidos, constatou-se que a oferta de carne bovina disponível ao mercado brasileiro não apresentará comportamento expressivo de alta que compense a evolução nos embarques do bem aos mercados internacionais. Assim, poderá ser observado um deslocamento do preço da carne bovina no mercado interno a patamares superiores.

**Palavras-chave:** Bovinocultura; séries temporais; economia agrícola.

#### ABSTRACT

Cattle is one of the main items in the Brazilian productive guideline and an important export product. During the covid-19 pandemic, the price of beef occupied a prominent position in agricultural sector analyzes due to the prices increases. The objective of this research is to observe the national production behavior, exports, and domestic supply. Therefore, a domestic supply forecast was made for January 2021 to December 2022 (24 months). Based on the results obtained, it was found that the beefs supply available to the Brazilian market will not present an expressive upward behavior that compensates the evolution in beef export to international markets. Thus, a shift in the price of beef in the domestic market to higher levels may be observed.

**Keywords:** Beef cattle farming; time series; agricultural economics.

## 1. INTRODUÇÃO

A carne bovina é um dos principais itens da pauta produtiva brasileira. A importância da pecuária de corte sobre o produto interno bruto (PIB) total brasileiro pode ser constatada pela participação do setor no indicador, sendo superior a 8% do PIB desde 2015, alcançando o valor de 9% do PIB entre janeiro e maio de 2020 (Cepea, 2020). Ao observar a retrospectiva do ano de 2020, é possível atestar

que a carne bovina ocupou uma posição de destaque nas análises setoriais agrícolas nesse ano marcado por intensos desafios nos mais variados contextos. A valorização da carne no mercado doméstico foi amplamente noticiada na comunidade brasileira. Entre as possíveis motivações para a alta nos preços dos produtos é ressaltado o expressivo volume exportado – precisamente direcionado a China – associado à oferta restrita do boi gordo nos pastos brasileiros (Cepea, 2020).

De acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2020), a quantidade de cabeças de bovinos abatidas no terceiro trimestre de 2020 foi de 7,69 milhões e, confrontado com a série histórica iniciada no ano de 1997, tal resultado não alcançava níveis tão baixos no terceiro trimestre desde 2016. No que tange aos resultados referentes ao primeiro trimestre de 2021, a quantidade de abates bovinos segue apresentando variações negativas de 10,3% em relação ao mesmo período no ano passado, além de representar uma queda de 10,5% comparada ao trimestre anterior (IBGE, 2021). Tal combinação de fatores foi rapidamente percebida nas prateleiras dos mercados e açougues, e o consumidor – com o poder de compra enfraquecido diante da crise econômica ocasionada pela crise sanitária – buscou substitutos imediatos para tal situação. Nesse sentido, é possível constatar uma elevação na demanda de proteínas mais baratas, tais como frango e ovos, além da proteína suína.

Este trabalho pretende analisar a oferta de carne bovina disponível no mercado doméstico no período de 2013 a 2020 e, nesse contexto, realizar a previsão para os anos de 2021 e 2022. O propósito deste estudo é verificar se em períodos futuros a oferta doméstica apresentará valores superiores aos encontrados em momentos anteriores, de modo a compensar a evolução das exportações de carne bovina observada nos últimos anos. Desse modo, o aumento da oferta disponível possivelmente provocará um decréscimo dos preços dos cortes de carne internamente e alavancará o consumo de carne bovina entre os brasileiros.

## 2. PECUÁRIA NO BRASIL

A evolução da atividade pecuária no Brasil dialoga com o processo de colonização e ocupação territorial do país. Com reduzido investimento e baixo custo de manutenção, a criação de gado acompanhou

as atividades principais da lavoura, revelando-se a princípio como secundária às culturas tradicionais. As fazendas de gado foram implantadas inicialmente ao longo do século XVII na Bahia e em Pernambuco e, em seguida, nas províncias da Paraíba, do Rio Grande do Norte e do Maranhão (Prado Jr., 1942).

De maneira progressiva, as fazendas tornaram-se uma alternativa frente à decadência das atividades agrícolas tradicionalmente exploradas nos séculos anteriores e que enfrentaram o esgotamento natural dos solos. Como consequência da ocupação de centros urbanos no decorrer do século XX e aumento no consumo dessa proteína animal, o alcance dos rebanhos fez-se presente em diversas regiões do Brasil como São Paulo, Rio de Janeiro, Goiás e Mato Grosso (Prado Jr., 1942).

A última década do século XX foi marcada pelos vultosos investimentos tecnológicos na cadeia agropecuária, resultando em um incremento significativo na produtividade do setor, que anteriormente era voltado a atender as necessidades do mercado interno, o qual passou a conquistar acesso a mercados internacionais. A aplicação de capital na produção da carne bovina operacionalizou-se em diversas frentes, tais como aprimoramento genético, boas práticas de criação (nutrição, rastreabilidade, sanidade animal, bem-estar), melhoramento das pastagens existentes, sistemas de produção integrados e qualidade no processamento da carne bovina (Embrapa, 2017).

Essa renovação foi acompanhada no crescimento da participação do setor no PIB brasileiro, sendo representado por 8,5% do PIB, correspondendo a R\$ 618,50 bilhões no ano de 2019. Ademais, o volume do rebanho bovino brasileiro foi avaliado em 213,68 milhões de cabeças, produzindo 10,49 milhões de toneladas em equivalente carcaça bovina (TEC), e desse total, 8,01 milhões de TEC foram responsáveis por atender o mercado interno, correspondendo a

76,3% da produção em 2019. O consumo *per capita* foi mensurado em 38,37 kg/ano (Abiec, 2020).

Ao trazer a análise da pecuária brasileira no setor mundial, o Brasil lidera o *ranking* global de maior rebanho bovino em 2019, seguido da Índia e dos Estados Unidos. Ademais, o Brasil ocupa o posto de segundo maior produtor mundial de carne com 10,5 milhões de TEC produzidas no mesmo ano (Abiec, 2020).

A literatura referente ao tema e à metodologia é vasta. Destaca-se a pesquisa de Bacchi (1994), que avaliou a previsão de preço de bovinos, suínos e frangos utilizando modelos de séries temporais de 1978 a 1991. Os resultados revelaram casualidade do preço do frango em relação ao preço de bovino e suíno, além de uma boa previsão de preços.

Araújo, Aredes e Santos (2012) aplicaram os modelos de séries temporais ARIMA e SARIMA para a modelagem e previsão de preços do boi gordo em Campos dos Goytacazes, no Rio de Janeiro, no período de 2005 a 2009. Os resultados revelaram que os modelos testados são eficazes na previsão de preços, sendo o modelo SARIMA o que apresentou o melhor desempenho.

Ademais, Viana, Dorneles e Moraes (2013) analisaram a oferta da pecuária de corte do Rio Grande do Sul por meio da tendência, sazonalidade e ciclos de produção de carne bovina, utilizando a metodologia de séries temporais de 1999 a 2012. Como resultados obtiveram que os ciclos de produção são mais regulares no longo prazo, com duração média de dois a três anos.

Ante o exposto, é possível detectar a relevância da temática no Brasil, uma vez que o mercado da carne bovina é extremamente relevante na pauta produtiva e comercial brasileira. Acrescenta-se a esse fato o contexto pandêmico que provocou a queda da oferta disponível no mercado doméstico, elevação dos preços para a população interna, ocasionando como efeito, portanto, a redução do consumo de carne bovina nacional.

### 3. METODOLOGIA

Conforme supracitado, o Brasil é o maior produtor de carne bovina do mundo e possui grande representatividade perante o mercado externo desse bem. É importante salientar que a importação brasileira de carne bovina é relativamente baixa, sendo apenas cerca de 20% da carne consumida derivada de mercados externos, e, por consequência, a análise da oferta doméstica se torna algo de suma relevância (Embrapa, 2021; Malafaia, Dias, Biscola, Contini & Araújo, 2018).

Desse modo, o objetivo desta pesquisa é observar o comportamento da produção nacional, das exportações e da oferta doméstica de carne bovina. Por conseguinte, pretende-se realizar uma previsão de oferta de carne bovina disponível no mercado doméstico para 24 meses, sendo o período compreendido de janeiro de 2021 a dezembro de 2022. O intuito é verificar se nesses períodos futuros a oferta doméstica apresentará valores superiores aos encontrados em períodos anteriores, o que consequentemente implicará decréscimo dos preços dos cortes de carne internamente e alavancará o consumo de carne bovina entre os brasileiros. Sob essa análise, avalia-se que no período pandêmico o preço de carne bovina apresentou uma evolução significativa que impactou na redução do consumo, acarretando um dos menores consumos de carne bovina dos últimos 25 anos. Aliada ao aumento de preços, a queda do poder de compra da população no período foi um elemento decisivo para essa redução (Cepea, 2020; Dias, Medeiros & Malafaia, 2021).

#### 3.1. *Oferta de carne bovina disponível no mercado doméstico*

A oferta de carne bovina disponível no mercado doméstico é obtida através da subtração das exportações da produção nacional. Esse cálculo pode ser observado na equação 1.

$$ODBoV_t = Pr\ odBoV_t - ExpBoV_t \quad (1)$$

Em que:

- $ODBoV_t$  é a oferta de carne bovina disponível no mercado doméstico em toneladas no período t;
- $Pr\ odBoV_t$  é o valor da produção de carne bovina obtida em toneladas no período t; e
- $ExpBoV_t$  é o valor das exportações das carnes bovinas no período t.

### 3.2. Séries temporais e testes de estacionariedade

As séries temporais são um conjunto de dados organizados no tempo, nas quais se obtêm informações para determinada localidade ordenada de maneira temporal, podendo ser apresentadas em anos, meses, semanas e outros. Tal instrumento é amplamente utilizado para realizar previsões econômicas (Morettin & Toloi, 2006). Uma premissa essencial para realizar a estimação das previsões é a de que a série analisada seja estacionária. Uma série é dita estacionária quando a média e a variância são constantes ao longo do tempo e a covariância entre dois valores contidos na série depende apenas da distância que se verifica entre esses dois valores (Gujarati & Porter, 2011; Morettin & Toloi, 2006).

A partir da verificação de tais condições, é possível proceder à modelagem da série, sendo estimados coeficientes baseados na relação estrutural que, em caso estacionário, não se altera com o tempo. Caso a série seja considerada não estacionária – com passeio aleatório, raiz unitária ou tendência estocástica –, a análise tem a validade limitada, tornando-se ineficaz a realização de previsões sobre a variável de interesse. É relevante destacar que a grande maioria das séries temporais não apresenta um comportamento estacionário, de modo que para corrigir esse problema diversos métodos podem ser

empregados (Gujarati & Porter, 2011; Morettin & Toloi, 2006).

Entre as maneiras mais utilizadas para tornar uma série estacionária, a logaritmização de variáveis é feita para casos em que o problema da série se encontra na variância. Nesses casos, a primeira diferença é realizada para solucionar problemas da média afetada pela tendência, por exemplo. A primeira diferença trata-se fundamentalmente da defasagem de um valor no período t do período t-1. Em geral, uma diferença é suficiente para resolver os problemas de tendência. Contudo, podem existir casos em que mais diferenças devam ser realizadas (Morettin & Toloi, 2006).

Para identificar se a série apresenta comportamento estacionário, observa-se o gráfico construído a partir das variáveis da série, os correlogramas verificados a partir da função de correlação (FAC) e de correlação parcial (FACP), e através dos testes de raiz unitária. A FAC é obtida através das equações 2, 3 e 4.

$$\rho_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (2)$$

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad (3)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n} \quad (4)$$

Em que:

- $\hat{\gamma}_k$  representa a covariância amostral com defasagem k;
- $\hat{\gamma}_0$  representa a variância amostral.

O valor da FAC se situa entre -1 e +1. O gráfico traçado de  $\rho_k$  e k é chamado de correlograma. Assim, quando o correlograma apresenta um coeficiente de correlação elevado e depois esse valor decresce rapidamente, tem-se uma série estacionária. Entretanto, se o valor inicial da correlação for alto e o decaimento for lento, observa-se uma série não estacionária (Gujarati & Porter, 2011).

Ademais, o teste de raiz unitária é uma alternativa adicional para verificar a prevalência de não estacionariedade, e a formulação pode ser verificada na equação 5.

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (5)$$

No caso de  $\rho=1$ , admite-se a prevalência de raiz unitária, ou seja, a série é considerada não estacionária. Desse modo, o teste de raiz unitária consiste fundamentalmente em verificar se  $\rho=1$  e se é estatisticamente significativo. Contudo, não se pode simplesmente estimar a equação 5 e verificar tal imposição. Uma vez que se identifique que  $y_t$  é não estacionário, o resultado é amplamente viesado, de modo que para corrigir tal problema deve-se realizar o teste baseado na estimação da equação 6.

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \rho y_t - y_{t-1} + u_t \\ \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

Reescrita como:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

A hipótese nula nesse caso é que  $\delta=0$ , ou seja,  $\rho=1$  indicando a presença de raiz unitária; e a hipótese alternativa é  $\delta<0$ , indicando que a série é estacionária. Um fato adicional a ser observado é que, sob a hipótese nula, o coeficiente estimado  $y_{t-1}$ , mesmo em amostras grandes, não segue a distribuição t. Nesse caso, Dickey e Fuller estabelecem que para  $\delta=0$  o valor estimado do coeficiente  $y_{t-1}$  segue a estatística  $\tau$  (tau) (Gujarati & Porter, 2011).

No teste de raiz unitária de Dickey-Fuller, pode-se testar três possibilidades de não estacionariedade, sendo elas: a presença de um deslocamento e uma tendência; a presença apenas do deslocamento; e, por fim, um passeio aleatório puro, sem inclusão de tendência ou *drift*<sup>1</sup>. É relevante salientar que o teste descrito anteriormente é válido para séries em que o termo de erro é considerado não correlacionado. Para casos em que o termo de erro possui alguma

correlação, o teste ideal de raiz unitária é o chamado teste de Dickey-Fuller aumentado, uma vez que a partir deste obtêm-se resultados mais robustos (Gujarati & Porter, 2011).

Além dos supracitados, o teste de Phillips-Perron (PP) (Phillips & Perron, 1988) é baseado no modelo de regressão, similar ao utilizado no teste mencionado anteriormente, considerando igualmente a hipótese nula como, resultando, portanto, na existência de raiz unitária, e a hipótese alternativa de para o caso de estacionariedade. O teste de PP é amplamente conhecido em razão da robustez a heterocedasticidade do erro, utilizando um método não paramétrico de controle serial. Ele é utilizado como uma alternativa que confere maior poder em critérios comparativos com relação aos outros testes de raiz unitária (Phillips & Perron, 1988).

De forma complementar, a identificação de uma quebra estrutural na série temporal também pode representar um obstáculo na análise dos resultados. Essencialmente, tal quebra indica uma mudança no nível da série, acarretando testes de raiz unitária viesados e uma possível indução ao erro de não rejeitar a hipótese da raiz unitária. Na literatura econométrica, são identificadas três modalidades de quebras estruturais, sendo na mudança de nível, na inclinação ou ambas. As mudanças podem ser permanentes ou transitórias, e os resultados do teste de quebra estrutural devem ser consultados na tabela disponibilizada por Perron (Vieira, 2018).

Nesse sentido, Zivot e Andrews (2002) desenvolveram uma metodologia para identificar a ocorrência de quebra estrutural e observações discrepantes, sendo essa ruptura definida como endógena e desconhecida. Ademais, o teste de Zivot-Andrews (ZA) é capaz de detectar o período exato no qual a quebra foi percebida na série temporal. A execução do teste é realizada para discernir conjuntamente a estacionariedade e se a existência de um choque no período explorado fora decisiva a

ponto de provocar alterações no intercepto da série analisada (Zivot & Andrews, 2002).

### 3.3. Métodos de previsão

As análises de séries temporais permitem que se realizem previsões. Tal fato faz com que dados organizados dessa maneira sejam amplamente utilizados. Para realizar tais previsões, os modelos utilizados possuem a finalidade de estimar parâmetros que possam ser usados como base para os comportamentos futuros. A modelagem mais básica encontrada na metodologia de séries temporais é o modelo autorregressivo [AR(p)] representado na equação 8.

$$(y_t - \delta) = \alpha_1 (y_{t-1} - \delta) + u_t \quad (8)$$

Em que:

- $\delta$  é a média de  $y$ ; e
- $u_t$  é o termo de erro estocástico de ruído branco<sup>2</sup>.

De maneira sucinta, o modelo da equação 8 demonstra que o valor da variável em  $t$  é dado pelo seu valor em  $t-1$  mais um termo de erro aleatório (Gujarati & Porter, 2011).

Nos casos em que o valor da variável em  $t$  depender do valor de uma média móvel, mais o termo de erro em  $t$  e o termo de erro defasado, tem-se o que se conhece como modelo de médias móveis [MA(q)] identificado na equação 9.

$$y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} \quad (9)$$

Aos casos em que se identificam modelos que possuem tanto termos de médias móveis quanto parâmetros autorregressivos, ajusta-se o modelo autorregressivo de médias móveis [ARMA (p,q)], identificado na equação 10.

$$y_t = \theta + \alpha_p y_{t-1} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} \quad (10)$$

Ao diferenciar uma série  $d$  vezes para torná-la estacionária e aplicando-lhe o modelo ARMA (p,q), ter-se-ia o que se conhece como processo autorregressivo

integrado de médias móveis (ARIMA), amplamente conhecido por metodologia Box-Jenkins. O modelo ARIMA (p,d,q) é decomposto em três termos, sendo  $p$  o item que denota os termos autorregressivos, ou seja, a influência da variável dependente nos termos passados, como uma variável explicativa; a presença de  $d$ , que representa o número de vezes no qual o modelo deverá ser diferenciado até se tornar estacionário; e a letra  $q$ , que retrata o número de termos de média móvel (Gujarati & Porter, 2011).

Desse modo, para uma série não estacionária em nível e existindo  $p$  termos de autorregressivos e  $q$  termos de média móvel, o modelo resultante será uma ARIMA (p,d,q) e representado pela equação 11.

$$\Delta y_t = \theta + \alpha_p y_{t-1} + \alpha_{p'} y_{t-p} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_q u_{t-q} \quad (11)$$

Em que:

- $\Delta$  é o operador de defasagens;
- $\alpha_p$  é o parâmetro que capta a influência da variável dependente defasada  $p$  vezes;
- $\beta_0$  é o parâmetro que capta a influência do termo de erro; e
- $u_t$  é o termo de erro estocástico de ruído branco (Araujo, Aredes & Santos, 2012).

### 3.4. Metodologia Box-Jenkins (BJ)

Essa metodologia é utilizada para encontrar a especificação correta de um modelo de previsão. Segundo Gujarati e Porter (2011), as quatro etapas básicas desse método são descritas como:

1. Identificação: essa etapa é referente à identificação dos valores apropriados de  $p$ ,  $d$  e  $q$ . Os correlogramas da FAC e da FACP podem auxiliar nessa etapa, através da visualização de seus comportamentos.
2. Estimção: estimar os parâmetros da equação.
3. Verificação do diagnóstico: uma vez eleito o ARIMA mais adequado à série analisada e

estimados os parâmetros, deve ser verificado o seu ajuste aos dados. Uma maneira de proceder a tal verificação é a realização do teste de resíduos, em que se verifica se eles são ruídos brancos. Em caso afirmativo, avança-se para a etapa 4 e, em caso contrário, deve-se retornar à etapa 1 e encontrar um novo modelo.

4. Previsão: uma vez verificados os passos 1, 2 e 3, pode-se realizar a previsão desejada.

### 3.5. Dados

Os dados utilizados neste trabalho são referentes à produção de carne bovina em toneladas ( $Pr odBov_t$ ), extraídos através do Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra), disponibilizados pelo IBGE. Além destes, os dados relativos à exportação da carne e derivados de carne bovina ( $ExpBov_t$ ) foram coletados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC), por intermédio da plataforma Comex Stat. O período de análise contemplado nesta pesquisa engloba os meses de janeiro a dezembro de 2013 a 2020<sup>3</sup>. A escolha desse intervalo foi feita para captar as possíveis alterações na oferta doméstica de carne bovina no período anterior e durante a pandemia de covid-19. As previsões serão referentes

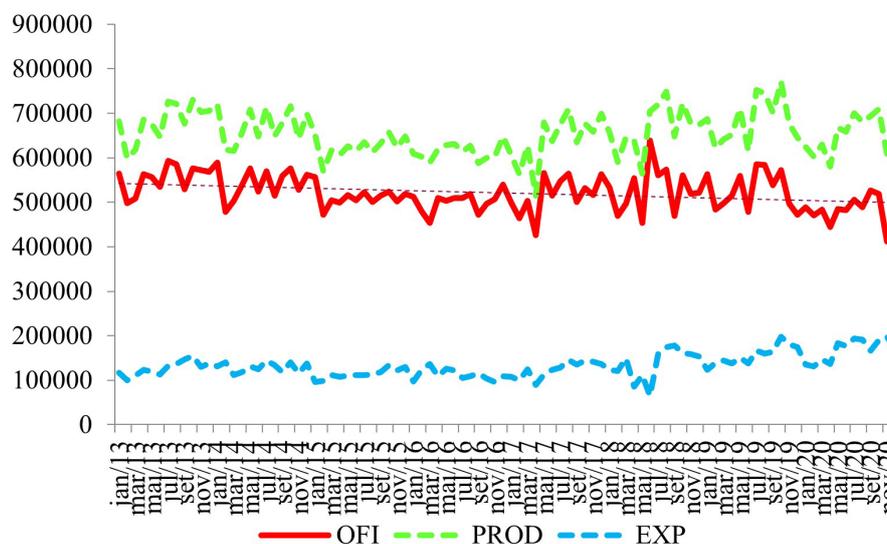
aos períodos considerados como pós-pandemia.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Análise gráfica e das estatísticas descritivas

A princípio, foi realizada uma breve análise gráfica da série temporal utilizada no presente trabalho. Pela Figura 1, nota-se que a série de abate mensal de bovinos é aparentemente estacionária, ou seja, aparenta ter média e variância constante. Além disso, não há indícios de sazonalidade pela observação gráfica. No que se refere à série de exportação, esta apresenta comportamento estacionário até março de 2017, a partir do qual passa a apresentar leve tendência de crescimento, implicando uma possível não estacionariedade. Todavia, não foi observada a presença de sazonalidade na série.

Como a exportação de carne bovina representa, em média, 20% do total abatido, é visível que a parcela da produção interna destinada ao mercado doméstico aproxima-se muito do gráfico da produção total. No entanto, pela linha de tendência traçada na Figura 1, pode-se observar uma inclinação negativa, provavelmente ocasionada pelo aumento das exportações.



**FIGURA 1** – Dados mensais de abates, exportação e produção destinada ao mercado doméstico de carne bovina de janeiro de 2013 a dezembro de 2020

Fonte: Elaborada pelos autores com base em IBGE (2021) e MDIC (2021)

O valor mínimo de abate de bovinos encontrado no período estudado ocorreu em abril de 2017. Segundo o IBGE (2018), a queda de 15,6% foi a segunda maior da série histórica iniciada em 1997. As possíveis causas apontadas pelo instituto para tal comportamento foram a paralisação de atividade e férias coletivas concedidas pelos frigoríficos pertencentes aos grupos JBS e BRF, os quais foram alvos da operação policial “Carne Fraca”<sup>4</sup>, ocorrida em março do mesmo ano. Apesar disso, o ano de 2017 apresentou aumento de 3,8% no abate de bovinos, sendo este o primeiro crescimento anual após três anos consecutivos de queda (IBGE, 2018).

O valor mínimo de exportação de carne bovina ocorreu em junho de 2018, ocasionada sobretudo pela paralisação dos caminhoneiros em maio do mesmo ano, que inviabilizou o escoamento do produto até os portos (IBGE, 2018). Por fim, o valor mínimo encontrado para a produção destinada ao mercado interno ocorreu em novembro de 2020, em decorrência da alta na exportação, a qual alcançou o segundo maior valor da série, enquanto o abate de bovinos ficou abaixo da média (654.099 toneladas).

Os valores máximos de abate e exportação de bovinos ocorreram em outubro de 2019. A alta das exportações nesse período pode ser explicada pelo surto da peste suína africana (PSA) na China, elevando a demanda chinesa por carne bovina brasileira (IBGE, 2020). Por outro lado, o valor máximo da parcela da produção destinada ao mercado doméstico ocorreu em junho de 2018, em decorrência da queda nas exportações e valores do abate situados acima da média. Estas estatísticas descritivas podem ser observadas na Tabela 1.

**TABELA 1** – Estatísticas descritivas das séries temporais de abate, exportação e abastecimento do mercado interno de bovinos no período de 2013 a 2020

	Mínimo	1º quartil	Mediana	Média	3º quartil	Máximo
Abates (Ton)	515199	617987	648268	654099	688594	770321
Exportações	65026	112382	130836	133256	147149	197932
Oferta interna <sup>5</sup>	411491	497226	515436	520843	558891	638980

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo *software* R

#### 4.2. Identificação do modelo

Primeiro, investigou-se a necessidade de aplicar uma transformação na série temporal. Pelos testes de verificação da variabilidade, como demonstrado na Figura 2, notou-se que a variância não apresentou nenhum padrão, indicando que a transformação pode ser dispensada. Além disso, utilizou-se a função BoxCox do pacote *forecast* do *software* R e verificou-se que não houve mudança significativa da série. Portanto, foram utilizados os dados puros para analisar as funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) (Figura 3).

Após a verificação da necessidade de transformação da série, foram analisadas a FAC e a FACP, a fim de identificar se a série era estacionária e o modelo preliminar a ser testado. Assim, pelo correlograma da FAC e da FACP, determinou-se que a série era estacionária, já que a maior parte das autocorrelações convergiu para o intervalo de confiança. Portanto, os modelos preliminares foram: ARIMA (2,0,0); ARIMA (0,0,1); ARIMA (0,0,2); e ARIMA (2,0,2).

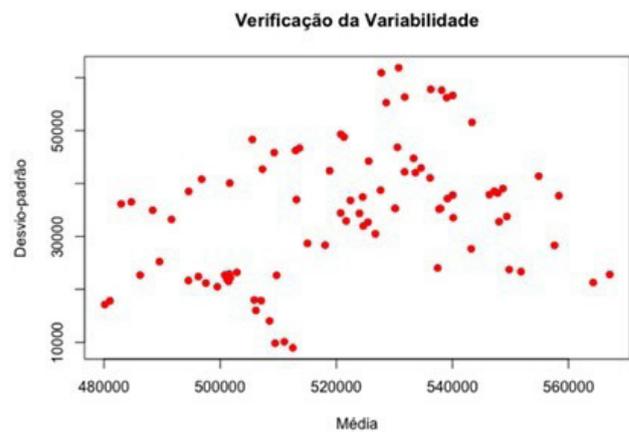
#### 4.3. Teste de raiz unitária

Conforme citado na seção 3, a estimação da previsão exige a prevalência de estacionariedade. Em vista disso, para verificação de um processo de raiz unitária, foram realizados os testes de Dickey-Fuller em suas três vertentes – com constante e tendência, com constante e o teste puro. Os resultados podem ser verificados na Tabela 2.

A hipótese nula do teste de Dickey-Fuller é que a série apresenta uma raiz unitária, ou seja, é não estacionária. Desse modo, a partir dos resultados apresentados na Tabela 2, conclui-se a prevalência de

estacionariedade na série de produção nacional de carne bovina disponível no mercado interno, observada através da estatística  $\tau$ , em que o valor encontrado rejeita a hipótese nula a 5% para o teste um e a 1% para o teste dois. Em relação à presença de deslocamento e tendência determinística, a conclusão através dos resultados, observando o parâmetro  $\phi$ , é de rejeição da hipótese nula de que a constante e a tendência são iguais a zero. Esse resultado permite a conclusão de que a série apresenta uma constante e uma tendência determinística significativas que devem ser levadas em consideração para a formulação dos modelos de previsão.

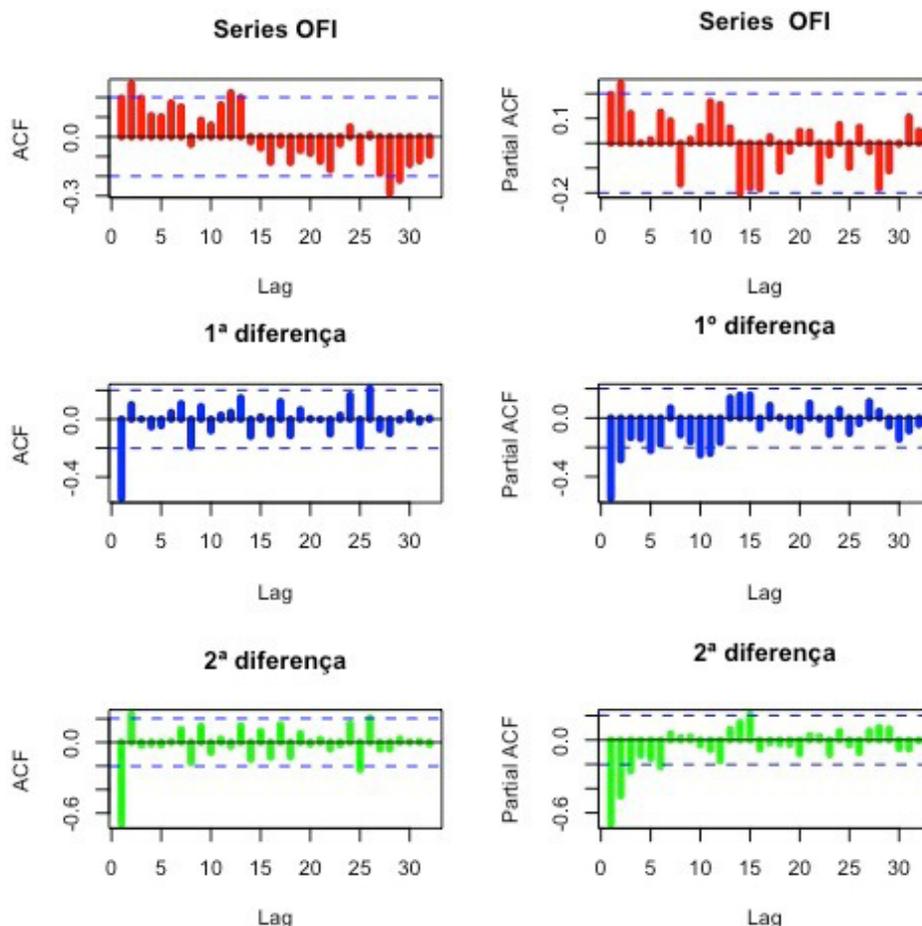
Por fim, testa-se a existência de raiz unitária com a possibilidade de uma quebra estrutural, dado o período analisado do mercado bovino e a ocorrência de momentos que podem ter impactos na oferta da carne nacional internamente. Portanto, o teste de quebra de Zivot-Andrews (ZA) foi realizado e os resultados estão retratados na subseção 4.4.



**FIGURA 2** – Gráfico da verificação da variabilidade  
 Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo *software* R

**4.4. Resultado do teste de quebra Zivot-Andrews (ZA)**

Conforme mencionado anteriormente, o teste de quebra estrutural Zivot-Andrews (ZA) identifica a existência da raiz unitária conjuntamente com a presença de uma quebra estrutural em algum período da série. Esse teste interpreta a quebra estrutural



**FIGURA 3** – Funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP)  
 Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo *software* R

como uma ocorrência endógena, ou seja, identificada a partir de observações atípicas e analisadas sob a conjuntura do problema do objeto estudado.

A aplicação de teste foi proposta devido à possibilidade da existência de uma quebra no período analisado, uma vez que entre os anos de 2013 e 2020 o Brasil passou por episódios relevantes e que poderiam refletir na distribuição dos dados de análise, reverberando em futuros resultados. O teste de ZA constatou a estacionariedade da série e identificou uma possível quebra no período 52, precisamente para o mês de abril de 2017, podendo ser explicada pela deflagração da operação realizada pela Polícia Federal denominada “Carne Fraca”, a qual teve como alvo grandes frigoríficos brasileiros que comercializam no mercado interno e externo. A representação gráfica do teste pode ser verificada na Figura 4.

De maneira complementar, foi analisada a significância dos parâmetros e para constatar se houve mudanças na tendência e no intercepto, respectivamente. O primeiro parâmetro não se apresentou estatisticamente significativo. Contudo, o segundo foi significativo, o que indica uma alteração no intercepto da série e a necessidade de introdução de uma *dummy* estrutural. Após as determinações dos testes, o subitem 4.5 verifica os modelos de melhor adaptação e ajuste aos dados, fornecendo uma previsão mais robusta.

#### 4.5. Verificação do modelo

A partir dos testes de raiz unitária, conclui-se que a série era estacionária, não havendo a necessidade de realizar a primeira diferença da série. Além disso, o teste

de ZA indicou uma quebra estrutural no período 52. Por essa razão, foi criada uma *dummy* estrutural e testaram-se modelos que a incluíam. Ademais, foram criadas 11 *dummies* mensais, uma vez que o teste de raiz unitária com sazonalidade indicou a significância estatística.

Ante o exposto, a escolha do melhor modelo preditivo baseou-se nos critérios de menor raiz quadrática média dos erros (RMSE) entre os valores observados e as previsões e no erro percentual médio absoluto (MAPE). Assim, os modelos analisados foram: ARIMA (2,0,0); ARIMA (1,0,0); ARIMA (0,0,1); ARIMA (0,0,2); ARIMA (2,0,2); ARIMA (2,0,1); ARIMA (2,1,0); ARIMA (0,1,1); AR (1,2,6,7,13,18); AR (1,2,13); AR (1,2,8,12,13); ARMA incompleto, com AR (8,12,13) e MA (1,2).

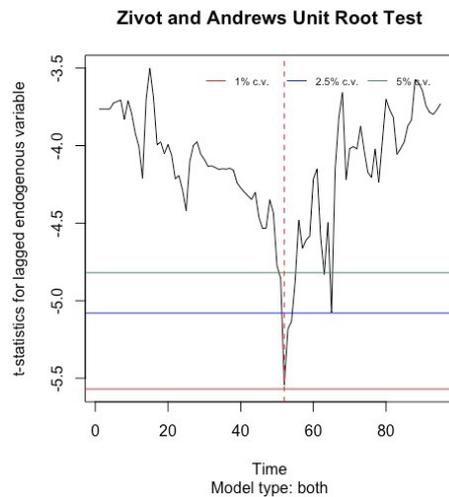
Para testar a acurácia dos modelos, foram utilizados dois períodos distintos: o primeiro período analisado foi dentro da amostra, de outubro de 2019 a fevereiro de 2020 (Tabela 3); e o segundo período foi fora da amostra, de janeiro de 2021 a março de 2021 (Tabela 4). No primeiro período, testaram-se os modelos sem *dummies*, com *dummies* mensais, com *dummy* estrutural em 2017 e com as duas *dummies* (tanto mensal como estrutural).

No que se refere ao segundo período, foram analisados os mesmos modelos; contudo, foi incluída a verificação de um modelo com *dummies* estruturais para os anos de 2017 e 2020, já que este último se configurou um ano atípico. Os melhores modelos para o primeiro período estão expostos na Tabela 3, ao passo que os resultados do segundo período estão demonstrados na Tabela 4.

**TABELA 2** – Testes de raiz unitária para a série de produção nacional de carne bovina disponível no mercado interno

Modelo	Hipótese	Teste estatístico	Valores críticos	Valor do teste
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau_\tau$	-3,45 e -4,04	-4,9934
	$\gamma = a_2 = 0$	$\phi_3$	6,49 e 8,73	8,3775
	$a_0 = \gamma = a_2 = 0$	$\phi_2$	4,88 e 6,50	12,5397
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau_\mu$	-2,89 e -3,51	-4,4376
	$a_0 = \gamma = 0$	$\phi_1$	4,71 e 6,70	9,8717
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau$	-1,95 e -2,60	-0,4455

Fonte: Enders (2015, p.)



**FIGURA 4** – Representação gráfica do teste de raiz unitária com quebra estrutural Zivot-Andrews (ZA)

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo *software R*

Analisando o RMSE e o MAPE, o modelo que apresentou os menores valores para esses indicadores foi o AR (1,2,8,12,13) com *dummy* estrutural em 2017 e 2018, sendo este o mais adequado para realizar a previsão de oferta de carne bovina no mercado doméstico. Para sanar todas as dúvidas, foram analisados os resíduos dos modelos, cujo resultado está disposto na subseção 4.6.

#### 4.6. Análise dos resíduos

Nas Tabelas 5 e 6, estão demonstrados os resultados dos testes de normalidade e autocorrelação dos resíduos. No teste de normalidade de Shapiro-Wilk, considera-se que a hipótese nula é a normalidade dos

resíduos, a qual será rejeitada se o p-valor for menor que um valor crítico de, normalmente, 5% (Shapiro & Wilk, 1965). Por outro lado, o teste de Ljung-Box verifica a hipótese nula de que os resíduos do modelo são um ruído branco, isto é, uma sequência apresenta média igual a zero, variância constante e sem correlação serial. Por isso, são usados para testar a hipótese de que não há autocorrelação e heterocedasticidade (Sales, 2017).

Com base nesses dados, o modelo que apresentou significância estatística ao nível de 5% para o teste de Shapiro-Wilk foi ARIMA (2,1,0) referente ao período de fevereiro de 2020 e janeiro de 2021 com *dummy* mensal. Para o teste de Ljung-Box, se identificou significância no valor referente a ARIMA (0,0,1) com *dummy* mensal e ARIMA (2,1,0) com *dummy* mensal, o que indica presença de autocorrelação e/ou heterocedasticidade. Nos demais modelos, os testes não se apresentaram significativos. Logo, não se rejeitam as hipóteses de que os resíduos são normais e ruídos brancos.

#### 4.7. Previsão

O modelo eleito para realizar a previsão foi o AR (1,2,8,12,13) com *dummies* estrutural para os períodos de 2017 e 2020, dado o alto desempenho na verificação e análise dos resíduos. Assim, na figura 5, pode-se observar a previsão encontrada utilizando o modelo em questão.

**TABELA 3** – Verificação do modelo – período entre outubro de 2019 e fevereiro de 2020

Modelo Período out. 2019 a fev. 2020	ARIMA (0,0,1) sem <i>dummy</i>	ARIMA (0,0,1) com <i>dummy</i> mensal	ARIMA (0,0,1) com <i>dummy</i> estrutural 2017	ARIMA (0,0,1) com as duas <i>dummies</i>
RMSE	45341	51764	41978	47314
MAPE	6,58%	9,43%	6,05%	8,33%

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo *software R*

**TABELA 4** – Verificação do modelo – período entre fevereiro de 2020 e janeiro de 2021

Modelo Período jan. 2021 a fev. 2020	AR (1,2,8,12,13) com <i>dummy</i> estrutural 2017 e 2020	AR (8,12,13) e MA (1,2) com <i>dummy</i> estrutural 2017 e 2020	ARIMA (2,1,0) com <i>dummy</i> mensal	AR (1,2,6,7,13,18) com <i>dummy</i> mensal
RMSE	17836	21095	29256.83	26505
MAPE	3,5%	4,14%	5,6%	6%

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo *software R*

**TABELA 5** – Análise dos resíduos dos modelos usados para previsão no período entre outubro de 2019 e fevereiro de 2020

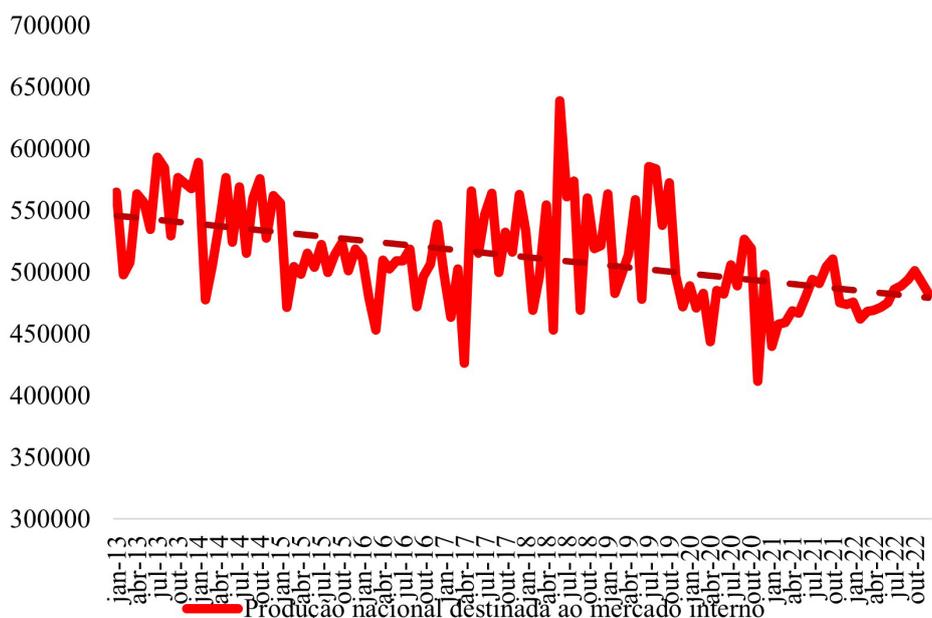
	ARIMA (0,0,1) sem <i>dummy</i>	ARIMA (0,0,1) com <i>dummy</i> mensal	ARIMA (0,0,1) com <i>dummy</i> estrutural 2017	ARIMA (0,0,1) com as duas <i>dummies</i>
Teste de normalidade dos resíduos de Shapiro-Wilk	0,2176	0,0524	0,5243	0,1094
Teste de autocorrelação dos resíduos de Ljung-Box	0,1632	0,0001	0,3094	0,5571

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo *software* R

**TABELA 6** – Análise dos resíduos dos modelos usados para previsão no período entre fevereiro de 2020 e janeiro de 2021

	AR (1,2,8,12,13) com <i>dummy</i> estrutural 2017 e 2020	AR (8,12,13) e MA (1,2) com <i>dummy</i> estrutural 2017 e 2020	ARIMA (2,1,0) com <i>dummy</i> mensal	AR (1,2,6,7,13,18) com <i>dummy</i> mensal
Teste de normalidade dos resíduos de Shapiro-Wilk	0,765	0,5556	0,0284	0,5003
Teste de autocorrelação dos resíduos de Ljung-Box	0,4136	0,5452	0,0433	0,6861

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo *software* R

**FIGURA 5** – Previsão da produção nacional destinada ao mercado interno

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo aplicativo Excel

Pela análise do gráfico, nota-se a queda da oferta de carne bovina nos primeiros meses de 2021 e uma leve recuperação nos últimos meses desse mesmo ano. Porém, no início de 2022, observa-se novamente uma redução da disponibilidade do produto no mercado.

## 5. CONCLUSÃO

Uma vez que o modelo preditivo foi eleito, verifica-se o melhor desempenho do ajuste atribuído

ao AR (1,2,8,12,13) com *dummies* estruturais para os períodos de 2017<sup>6</sup> e 2020<sup>7</sup> para calcular a previsão de oferta de carne bovina disponível no mercado doméstico<sup>8</sup>. A análise apresenta *performance* satisfatória aos objetivos propostos, indicando a oferta para períodos de dois anos seguintes ao escopo temporal dos dados. Portanto, a previsão do modelo se ajusta para os anos de 2021 e 2022. O modelo AR (1,2,8,12,13) indicou uma queda na oferta do bem

estudado nos primeiros meses de 2021, fato que foi confirmado durante a elaboração desta pesquisa. Ademais, a previsão aponta uma tímida recuperação ao longo do mesmo ano e, em seguida, uma redução na oferta de carne no mercado interno nos primeiros meses de 2022. Destaca-se ainda que o ano de 2021 já carregava uma queda de oferta em comparação aos períodos anteriores, acentuando ainda mais essa restrição no contexto doméstico.

Sob essa perspectiva, constata-se que a oferta de carne bovina disponível ao mercado brasileiro não apresentará comportamento expressivo de alta que compense a evolução nos embarques do bem aos mercados internacionais. Desse modo, é necessário refletir sobre políticas direcionadas ao aumento de oferta total da cadeia de bovino de corte de forma a acompanhar as pretensões de protagonismo mundial do setor bovino-exportador brasileiro.

Caso não aconteça esse reajuste necessário de oferta total, poderá ser observado o deslocamento do preço da carne bovina no mercado interno a patamares superiores, ou seja, uma elevação do preço do bem nas gôndolas dos supermercados. Além disso, é possível inferir a partir do modelo preditivo e da conjuntura do setor que o brasileiro afetado pela redução do poder de compra durante a crise econômica da pandemia de covid-19 possivelmente não retornará aos níveis de consumo de carne bovina observados nos períodos anteriores à pandemia. Aos trabalhos futuros, será interessante explorar o papel de proteínas substitutas – por exemplo aves, suínos e ovos – nessa movimentação do padrão de consumo do brasileiro.

## NOTAS DE FIM

<sup>1</sup> Expressão em inglês equivalente ao deslocamento

<sup>2</sup>  $u_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$  = distribuído independentemente e identicamente como uma distribuição normal com média zero e variância constante.

<sup>3</sup> O período de análise contemplado totaliza 96 observações.

<sup>4</sup> A operação “Carne Fraca” foi uma investigação conduzida pela Polícia Federal em frigoríficos brasileiros, a qual identificou uma adulteração dos alimentos e o uso de substâncias inapropriadas na produção de carnes (Quevedo-Silva, Freire & Spanhol-Finocchio, 2020).

<sup>5</sup> Parcela da produção destinada ao mercado interno.

<sup>6</sup> Período marcado por repercussões da operação “Carne Fraca”.

<sup>7</sup> Período marcado pela crise econômica e sanitária em decorrência da pandemia de covid-19.

<sup>8</sup> Erros com distribuição normal e ruídos brancos.

## AGRADECIMENTOS

À Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz - Esalq/USP e a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).

## REFERÊNCIAS

- Abiec – Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne. (2020). *Beef report: perfil da pecuária no Brasil*. Abiec. <https://bit.ly/3MhPRuF>
- Araujo, S. J., Aredes, A. F. & Santos, V. F. (2012). Previsão de preços do boi gordo com modelos ARIMA e SARIMA. *Revista Eletrônica de Economia da Universidade Estadual de Goiás (UEG)*, 8(2), 27-44. <https://bit.ly/39nfJ9I>
- Bacchi, M. R. P. (1994). *Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos e séries temporais* [Tese de doutorado]. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo, São Paulo. <https://bit.ly/3sAZrRk>
- Cepea – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. (2020). *Custos bovinos*. Cepea. <https://bit.ly/3Mgz7Uo>
- Dias, F. R. T., Medeiros, S. R. & Malafaia, G. C. (2021). A evolução dos preços da carne bovina e das principais fontes alternativas de proteína animal. *Boletim CiCarne*. <https://bit.ly/3wx8Fz5>
- Embrapa – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. (2017). *Carne em números*. <https://bit.ly/37MY5fh>
- Embrapa – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. (2021). *Qualidade da carne bovina*. <https://bit.ly/3NcFQ1O>

- Enders, W. (2015). *Applied econometric time series* (4<sup>a</sup> ed.). Wiley.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica* (5<sup>a</sup> ed.). AMGH.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2018a). *Indicadores IBGE: estatística da produção pecuária: out.-dez. 2018*. IBGE. <https://bit.ly/3a3Xfvp>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2018b, 21 de março). Abate de bovinos supera crise e cresce 3,8% em 2017. *Agência IBGE Notícias*. <https://bit.ly/3sBX6pl>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2018c, 21 de março). Em 2017, cresce abate de bovinos e suínos, mas cai o de frangos. *Agência IBGE Notícias*. <https://bit.ly/38nweTj>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2020a). *Indicadores IBGE: levantamento sistemático da produção agrícola: estatística da produção agrícola: dezembro 2019*. IBGE. <https://bit.ly/3wg3AMJ>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2020b). *Indicadores IBGE: levantamento sistemático da produção agrícola: estatística da produção agrícola: setembro 2020*. IBGE. <https://bit.ly/3NaZHhM>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2021a). *Indicadores IBGE: levantamento sistemático da produção agrícola: estatística da produção agrícola: dezembro 2020*. IBGE. <https://bit.ly/3sBIIxt>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2021b). *Indicadores IBGE: levantamento sistemático da produção agrícola: estatística da produção agrícola: março 2021*. IBGE. <https://bit.ly/39RmqRCh> [https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/2415/epag\\_2021\\_mar.pdf](https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/2415/epag_2021_mar.pdf)
- Malafaia, G. C., Dias, F. R. T., Biscola, P. H. N., Contini, E. & Araújo, A. (2018). *Carne bovina: caracterização e desafios tecnológicos*. <https://bit.ly/3PzZ9UX>
- MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio. (2021). *Comex Stat*. MDIC. <https://bit.ly/3NkRTu5>
- Morettin, P. A. & Toloi, C. M. C. (2006). *Análise de séries temporais* (2<sup>a</sup> ed.). Blücher.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Prado Jr., C. (1942). *Formação do Brasil contemporâneo: colônia*. Martins.
- Quevedo-Silva, F., Freire, O. & Spanhol-Finocchio, C. P. (2020). “Carne Fraca”: crisis in Brazilian beef processing and the effect of the media on consumers’ purchase behaviour. *British Food Journal*, 122(2), 722-735. <https://doi.org/10.1108/BFJ-07-2019-0491>
- Sales, L. O. A. (2017). *Testando a hipótese de passeio aleatório no mercado de ações brasileiro* [Dissertação de mestrado]. Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo. <https://bit.ly/3LkCKHA>
- Shapiro, S. S. & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3-4), 591-611. <https://doi.org/10.1093/biomet/52.3-4.591>
- Viana, J. G. A., Dorneles, J. P. & Moraes, M. R. E. (2013). Oferta da pecuária de corte do Rio Grande do Sul: tendência, sazonalidade e ciclos de produção. *Revista de Política Agrícola*, (3), 6-17. <https://bit.ly/3NfGqM9>
- Vieira, F. J. A. (2018). *Macroeconometria: séries de tempo*. <https://bit.ly/3lfCaQO>
- Zivot, E. & Andrews, D. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(1). <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>