



**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE AGRONOMIA E MEDICINA
VETERINÁRIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIOS**

LÊDA SOARES ALVES

**MODELAGEM UNIVARIADA E REGRESSÃO MÚLTIPLA
NA ANÁLISE DA OFERTA E DO PREÇO DO BOI GORDO NO
MERCADO BRASILEIRO**

PUBLICAÇÃO: 126/2016

**BRASÍLIA/DF
Fevereiro/2016**

LÊDA SOARES ALVES

**MODELAGEM UNIVARIADA E REGRESSÃO MÚLTIPLA NA ANÁLISE DA
OFERTA E DO PREÇO DO BOI GORDO NO MERCADO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado do Programa de Pós-graduação Agronegócios, da Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária da Universidade de Brasília (UnB), como requisito para a obtenção do grau de Mestre em Agronegócios.

Orientador: Prof. Dr. Itiberê Saldanha Silva
Co-orientador: Prof. Dr. Flávio Borges Botelho
Filho

BRASÍLIA/DF
Fevereiro/2016

ALVES, L.S. **Modelagem univariada e regressão múltipla na análise da oferta e do preço do boi gordo no mercado brasileiro**. 2016. 142f. Dissertação. (Mestrado em Agronegócio) – Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Universidade de Brasília, Brasília. 2016.

Documento formal, autorizando a reprodução desta dissertação de mestrado para empréstimo ou comercialização, exclusivamente para fins acadêmicos, foi passado pela autora à Universidade de Brasília e acha-se arquivado na Secretaria do Programa. O autor reserva para si os outros direitos autorais, de publicação. Nenhuma parte desta dissertação de mestrado pode ser reproduzida sem a autorização por escrito do autor. Citações são estimuladas, desde que citada a fonte.

Ficha catalográfica elaborada automaticamente,
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

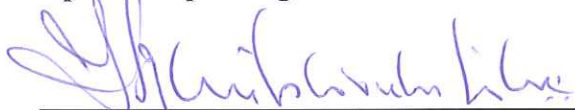
AAL474 m	Alves, Lêda Soares Modelagem Univariada e Regressão Múltipla na Análise da Oferta e do Preço do Boi Gordo no Mercado Brasileiro / Lêda Soares Alves; orientador Itiberê Saldanha Silva; co-orientador Flávio Borges Botelho Filho. -- Brasília, 2016. 137 p. Dissertação (Mestrado - Mestrado em Agronegócios) - Universidade de Brasília, 2016. 1. Pecuária bovina de corte. 2. Oferta do boi gordo. 3. Preço do boi gordo. 4. Comercialização do boi gordo. 5. Modelagem Univariada e Regressão Múltipla. I. Silva, Itiberê Saldanha, orient. II. Botelho Filho, Flávio Borges, co-orient. III. Título.
-------------	--

LÊDA SOARES ALVES

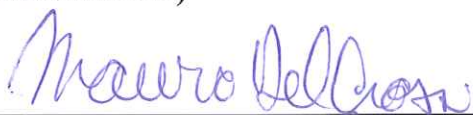
**MODELAGEM UNIVARIADA E REGRESSÃO MÚLTIPLA NA ANÁLISE DA
OFERTA E DO PREÇO DO BOI GORDO NO MERCADO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado do Programa de Pós-graduação Agronegócios, da Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária da Universidade de Brasília (UnB), como requisito para a obtenção do grau de Mestre em Agronegócios.

Aprovada pela seguinte Banca Examinadora:



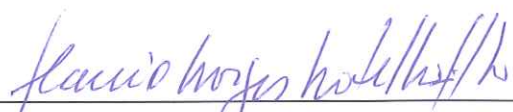
**Prof. Dr. Itiberê Saldanha Silva – UnB
(ORIENTADOR)**



**Prof. Dr. Mauro Eduardo Del Grossi – UnB
(EXAMINADOR INTERNO)**



**Prof. Dr. Josemar Xavier de Medeiros – UnB
(EXAMINADOR EXTERNO)**



**Prof. Dr. Flávio Borges Botelho Filho – UnB
(CO-ORIENTADOR)**

Brasília (DF), 26 de fevereiro de 2016.

AGRADECIMENTOS

Palavras são insuficientes para agradecer a Deus e as pessoas que me inspiram diariamente, especialmente nesta etapa que foi simultaneamente coletiva e solitária.

Aos meus pais Dona Maria Francisca e Sr. Calmo pelo amor, confiança e valores que me ensinaram. As nossas conversas sobre tropas, tropeiros e boiadas rumo ao interior do Brasil contribuíram para um novo olhar meu sobre a pecuária bovina e o agronegócio.

Meu irmão Mateus e minhas irmãs: Maria Benavenuta, Irismei e Simone, pelas orientações nas lições de casa, amizade e vidas compartilhadas. Meus sobrinhos: Alexandre Augusto, Amanda, Igor e Gustavo, pelo carinho e afeto. Especialmente ao meu sobrinho e afilhado Matheus Eduardo pelo companheirismo e poesia que traz à minha vida. Aos irmãos escolhidos pelo coração, Nasser Cecílio Daher, Jucélio Bento Costa e Lilian Patrícia Vieira.

À Universidade de Brasília pela oportunidade de estudo e pesquisa.

Ao meu orientador Prof. Dr. Itiberê Saldanha Silva e ao co-orientador Prof. Dr. Flávio Borges Botelho Filho, pela orientação exercida com segurança, precisão e tranquilidade.

Ao amigo e parceiro de pesquisa o Eng. Agrônomo Felipe Morelli Silva, tomara compartilhar com você novos projetos para o agronegócio.

À amiga e professora Dr.^a Keila Mara Cassiano-UFF pela amizade e contribuições nas análises estatísticas, como disse Subhash Sharma “Façamos com que os dados falem!”

À professora e amiga PhD. Maria Aparecida Souza Melo pelos incentivos e sugestões na consolidação do texto.

Aos professores do PROPAGA, especialmente o amigo Prof. Dr. Carlos Rosano Peña pelas aulas inspiradoras e o Prof. Dr. Karim Marini Thomé pela confiança e incentivo.

Ao coordenador do PROPAGA, Prof. Dr. Marlon Vinícius Brisola, à secretária Danielli e demais colegas do mestrado, de forma especial Luciane e Pollyana.

Aos professores Dr. Cecílio Elias Daher, Dr. Josemar Xavier Medeiros e Dr. Mauro Eduardo Del Grossi pelas sugestões e contribuições na pesquisa.

À equipe do CEPEA/ESALQ pela disponibilização de dados e ao acadêmico Sr. André Luiz Arguelo pelas contribuições nas visitas técnicas.

A cada um aqui mencionado, meus sinceros agradecimentos, de forma especial minha irmã Bena. Recorro a Montaigne para expressar todo afeto que sinto por você: “Em nossa amizade, nossas almas se mesclavam e se fundiam tão inteiramente, que não existia mais sinal de costura a nos unir. Se pressionado a dizer por que o amava, sinto só que posso me expressar dizendo: ‘Porque era ele, porque era eu.’”

RESUMO

A dinâmica do mercado do boi gordo no Brasil vem apresentando nas últimas décadas novos desafios para pecuaristas e para a indústria frigorífica, principais agentes da cadeia da carne bovina brasileira que passou a exercer importante papel no cenário internacional. O aumento da oferta de animais em conformidade com os requisitos de padrões internacionais de sanidade, qualidade e rastreabilidade e novos hábitos dos consumidores, aliados à internacionalização das maiores empresas frigoríficas brasileiras tem exigido dos diversos atores novas posturas na gestão das firmas, especialmente, na comercialização da principal matéria-prima da cadeia, o boi gordo. Este trabalho objetivou analisar a oferta e o preço do boi gordo no mercado brasileiro e propor instrumentos que possam ser adotados pelos agentes da cadeia da carne bovina para estimar a oferta de boi gordo no Brasil. Utilizou-se modelagem univariada e regressão múltipla nas séries temporais do abate e do preço do boi gordo a fim de descrever o comportamento da oferta e do preço no mercado brasileiro. Os resultados obtidos por meio do método de Decomposição Clássica de Séries Temporais evidenciaram a redução das influências de fatores climáticos sazonais e ciclo plurianual produtivo sobre a quantidade ofertada do boi gordo para o abate no país que passou a apresentar maior estabilidade entre as quantidades de bovinos abatidos entre os meses do ano. Os intervalos que compõem o ciclo plurianual do abate total de bovinos tiveram redução de 18 meses na duração, o último ciclo observado teve duração de 9,5 anos. Os modelos SARIMA foram capazes de descrever o comportamento e podem ser considerados adequados para previsões dados os valores dos coeficientes apresentados, abate de bovinos fêmeas ($R^2 = 0,981$, $R_a^2 = 0,981$), abate de bovinos machos ($R^2 = 0,90$, $R_a^2 = 0,90$), abate total de bovinos ($R^2 = 0,974$, $R_a^2 = 0,973$) os três modelos apresentaram baixos valores nas medidas de estatística de erro. O risco dos retornos dos preços do boi gordo ($DP = 0,0379$) e da cotação do dólar ($DP = 0,0389$) foram similares entre os anos de 2000 e 2014. Os modelos ARCH/GARCH mostraram-se os retornos do preço do boi gordo apresentaram maiores picos de volatilidade que os retornos do preço do bezerro e da cotação do dólar. Os modelos de regressão linear múltipla permitiram explicar as variáveis determinantes dos abates de bovinos e dos preços do boi gordo e do bezerro no mercado brasileiro. A oferta de boi gordo no mercado nacional relacionou-se com os custos de produção, quantidade de exportações de carne brasileira e cotação do dólar. A equação do modelo de regressão linear múltipla do abate de bovinos totais no Brasil apresentou $R^2 = 0,996$ e $R_a^2 = 0,996$. O preço do boi gordo no Brasil foi explicado pelas variáveis abate de fêmeas, preço do bezerro, índice estacional do boi e do bezerro e pela variável econômica da cotação do dólar em Real. A equação do preço do boi gordo apresentou $R^2 = 0,998$ e $R_a^2 = 0,998$. Os modelos propostos podem ser considerados adequados como modelos preditivos e poderão contribuir para planejamento dos agentes e proporcionar maior competitividade da cadeia da carne bovina.

Palavras-chave: Pecuária bovina de corte. Oferta do boi gordo. Preço do boi gordo. Comercialização do boi gordo. Modelagem Univariada e Regressão Múltipla.

ABSTRACT

The dynamics of the cattle market in Brazil has shown in recent decades new challenges for farmers and the meatpacking industry, key players in the Brazilian beef chain began to play an important role in the international arena. The increased supply of animals in accordance with international standards requirements of health, quality and traceability and new consumer habits, combined with the internationalization of the largest Brazilian slaughterhouses has required the various actors new positions in the management of firms, especially in marketing the main raw material of the chain, the cattle. This study aimed to analyze the supply and the price of cattle in the Brazilian market and provide instruments that can be adopted by the beef chain agents to estimate the beef cattle supply in Brazil. We used univariate and multiple regression modeling in the time series of slaughter and the price of cattle in order to describe the behavior of supply and price in the Brazilian market. The results obtained by the classical decomposition method of time series showed the reduction of influences of seasonal weather factors and productive multi-year cycle on the quantity supplied of live cattle for slaughter in the country, which now has greater stability between the quantities of cattle slaughtered between the months of the year. The ranges that make up the multi-years cycle of total slaughter cattle were slaughtered had reduction of 18 months, duration and last cycle was observed duration of 9,5 years. The SARIMA models were able to describe the behavior and may be appropriate for forecasting data values presented coefficients slaughter of female cattle ($R^2 = 0.981$, $R_a^2 = 0.981$), slaughter of male animals ($R^2 = 0.90$, $R_a^2 = 0.90$), the total slaughter of cattle ($R^2 = 0.974$, $R_a^2 = 0.973$) three models showed low values in error statistical measures. The risk of live cattle prices of returns ($SD = 0.0379$) and the dollar exchange rate ($SD = 0.0389$) were similar between the years 2000 and 2014. The ARCH / GARCH models showed that the price returns cattle showed higher volatility spikes than the calf price returns and the dollar rate. The multiple linear regression models allowed to explain the determinants of cattle slaughtering and prices of cattle and calves in the Brazilian market. The cattle supply in the domestic market was related to the costs of production, amount of Brazilian beef exports and the US dollar. The equation of multiple linear regression model slaughter of total cattle in Brazil presented $R^2 = 0.996$ and $R_a^2 = 0.996$. The price of live cattle in Brazil was explained by the variables slaughter females, calf price, seasonal index of the ox and the calf and the economic variable of the dollar in Real. The equation of the price of cattle presented $R^2 = 0.998$ and $R_a^2 = 0.998$. The proposed models can be considered suitable as predictive models and may contribute to planning agents and provide greater competitiveness of the beef chain.

Keywords: Beef cattle. Supply of cattle. Price of cattle. Marketing of cattle. Univariate and multiple regression modeling.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Fases de Produção da Pecuária Bovina de Corte	16
Figura 2 - Efetivo rebanho bovino, no Brasil (milhões de cabeças), 1997-2014	18
Figura 3 - Ciclo anual da pecuária de corte no Brasil	24
Figura 4 - Participação do rebanho <i>versus</i> o abate no Brasil, 1997-2014	29
Figura 5 - Produção, Consumo e exportação de carne bovina realizada e projetada, Brasil, 2000-2024	31
Figura 6 - Principais destinos das exportações de carne bovina, Brasil, 2003-2013.....	32
Figura 7 - Cadeia da Carne Bovina	35
Figura 8 - Sistemas de produção de carne bovina	36
Figura 9 - Série do abate de bovinos fêmeas, Brasil, 1997 a 2014.....	61
Figura 10 - Box-Plot, Histograma série do abate de bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014.....	62
Figura 11 - Box-Plot de bovinos fêmeas abatidos por mês, Brasil, 1997-2014	63
Figura 12 - Índice de Estacionalidade série abate de bovinos fêmeas, Brasil,1997-2014.....	64
Figura 13 - Tendência média móvel abate dos bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014	65
Figura 14 - Ciclo série de abate de bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014	67
Figura 15 - FAC dos resíduos do modelo de abate de bovinos fêmeas.....	69
Figura 16 - Ajuste do modelo SARIMA à série do abate de bovinos fêmeas	70
Figura 17 - Evolução da série do abate das fêmeas com previsão para 24 meses.....	71
Figura 18 - Série do abate de bovinos machos e fêmeas, Brasil, 1997- 2014	72
Figura 19 - Box-Plot, Histograma série abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014.....	74
Figura 20 - Box-Plot do abate mensal de bovinos machos, Brasil, 1997-2014.....	75
Figura 21 - Índice de estacionalidade série abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014	75
Figura 22 - Índice Estacionalidade: abates bovinos fêmeas e machos, Brasil, 1997-2014	76
Figura 23 - Dispersão entre os abates de bovinos machos e fêmeas, Brasil, 1997-2014	76
Figura 24 - Tendência média móvel do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014.....	77
Figura 25 - Ciclo série do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014	79
Figura 26 - FAC resíduos série de abate dos bovinos machos, Brasil, 1997-2014	81
Figura 27 - Ajuste modelo SARIMA série do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014..	82
Figura 28 - Série de abate bovinos machos previsão para 24 meses, Brasil, 1997-2014.....	83
Figura 29 - Série abate total de bovinos, Brasil, 1997- 2014	84
Figura 30 - Box-Plot, Histograma abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014	85
Figura 31 - Box-Plot do abate total de bovinos, por mês , Brasil, 1997-2014	86

Figura 32 - Índice de estacionalidade abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014.....	87
Figura 33 - Tendência média móvel do abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014.....	88
Figura 34 - Ciclo na série do abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014.....	88
Figura 35 - Comparativo dos ciclos plurianuais do abate de bovinos, Brasil, 1997-2014.....	89
Figura 36 - FAC resíduos da série de abate total dos bovinos, Brasil, 1997-2014.....	91
Figura 37 - Ajuste modelo SARIMA série de abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014.....	93
Figura 38 - Série abate total dos bovinos com previsões (24 meses), Brasil, 1997-2014.....	93
Figura 39 - Relação dos ciclos do abate de bovinos e o COT, Brasil, 1997-2014.....	94
Figura 40 - Evolução do Preço do Boi Gordo, Brasil, 1997-2014.....	95
Figura 41 - Índice de estacionalidade série do preço do boi gordo, Brasil, 1997-2014.....	96
Figura 42 - Tendência média móvel preço do boi gordo, Brasil, 1997-2014.....	97
Figura 43 - Ciclo na série do preço do boi gordo, Brasil, 1997-2014.....	99
Figura 44 - Ciclo do preço do boi gordo e ciclo dos abates de bovinos, Brasil, 1997-2014....	99
Figura 45 - Retornos Mensais do Preço do boi gordo, Brasil, 1997 a 2014.....	101
Figura 46 - FAC e FAcP dos retornos preços do boi gordo, Brasil, 1997-2014.....	102
Figura 47 - Volatilidade de preços do boi no Modelo GARCH, Brasil, 1997-2014.....	105
Figura 48 - Evolução do Preço do Bezerro, Brasil, 1997-2014.....	105
Figura 49 - Estacionalidade no preço do bezerro, Brasil, 1997-2014.....	106
Figura 50 - Ciclo na série do preço do bezerro, Brasil, 1997-2014.....	107
Figura 51 - Comparação entre ciclos do abate e dos preços, Brasil, 1997-2014.....	107
Figura 52 - Série de retornos dos preços do bezerro e do boi gordo, Brasil, 1997-2014.....	109
Figura 53 - FAC e FAcP dos retornos dos preços do bezerro, Brasil, 2000-2014.....	110
Figura 54 - Estimativas de volatilidade preços bezerro e boi gordo, Brasil, 1997-2014.....	112
Figura 55 - Série de cotação e retornos da cotação do dólar em R\$, Brasil, 2000-2014.....	113
Figura 56 - FAC e FAcP dos retornos do dólar em R\$, Brasil, 2000-2014.....	114
Figura 57 - Estimativas volatilidade dólar, boi gordo e bezerro, Brasil, 2000-2014.....	116

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Rebanho bovino por região, Brasil, 1997-2014 (em milhões cabeças).....	18
Tabela 2 – Principais Estados produtores de bovinos, Brasil, 1984-2014 (em mil cabeças) ...	19
Tabela 3 - Produção mundial de carne bovina (mil TEC), 2003-2012	30
Tabela 4 - Variáveis para explicar a dinâmica dos modelos das séries do abate e do preço....	44
Tabela 5 - Medidas de qualidade do ajuste.....	51
Tabela 6 - Medidas estatísticas do número de abate dos bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014	62
Tabela 7 - Ciclo série do abate de bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014.....	66
Tabela 8 - Modelo de previsão abate de bovinos fêmeas	68
Tabela 9 - Medidas estatísticas do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014.....	73
Tabela 10 - Ciclo temporal da série do abate de bovinos machos, Brasil, 1997 a 2014	79
Tabela 11 - Modelo de previsão do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014	81
Tabela 12 - Medidas estatísticas do abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014	85
Tabela 13 - Correlação R entre os ciclos do abate de bovinos, Brasil, 1997-2014	90
Tabela 14 - Modelo de previsão abate total dos bovinos, Brasil, 1997-2014.....	92
Tabela 15 - Ciclo da série de preços do boi gordo, Brasil, 1997-2014	98
Tabela 16 - Correlações entre os ciclos das séries (R) , Brasil, 1997-2014	100
Tabela 17 - Ajuste modelo ARMA (1,1): série de retornos dos preços do boi gordo, Brasil, 2000-2014	102
Tabela 18 - Ajuste modelo AR (1) e MA (1): série de retornos preços do boi gordo, Brasil, 2000-2014	103
Tabela 19 - Correlações entre os ciclos das séries, Brasil, 1997-2014.....	108
Tabela 20 - Ajuste do modelo ARMA (1,1): série dos retornos preços do bezerro, Brasil, 2000-2014	109
Tabela 21 - Ajuste modelos AR (1,1) e MA (1,1): série dos retornos preço do bezerro, Brasil, 2000-2014	111
Tabela 22 - Modelo MA (1,1) - GARCH (1,0): séries dos retornos preço do bezerro, Brasil, 2000-2014	112
Tabela 23 - Ajuste Mod. ARCH (1,1): série dos retornos cotação do dólar em R\$, Brasil, 2000-2014	114
Tabela 24 - Ajuste mod. ARCH: retornos cotação do dólar em R\$, Brasil, 2000-2014	115
Tabela 25 - Resumo dos Modelos 1, 2 e 3 Abate de Bovinos fêmeas, Brasil, 2000-2014.....	117
Tabela 26 - Resumo do Modelo 1 para o Abate de Fêmeas, Brasil, 2000-2014.	117

Tabela 27 - Estimativas, Significância dos Parâmetros do Mod 1: Abate de Fêmeas, Brasil, 2000-2014	117
Tabela 28 - Estimativas, Significância dos Parâmetros do Mod 2 Abate de Fêmeas, Brasil, 2000-2014	118
Tabela 29 - Mod 3: Estimativas, Significância dos Parâmetros Abate de Fêmeas, Brasil, 2000-2014.....	119
Tabela 30 - Resumo dos Modelos 1, 2 e 3 para o Abate Total, Brasil, 2000-2014.....	119
Tabela 31 - Resumo do Modelo 1 Abate Total, Brasil, 2000-2014	120
Tabela 32 - Mod 2: Estimativas e Significância dos Parâmetros do Abate Total, Brasil, 2000-2014.....	120
Tabela 33 - Mod 3: Estimativas e Significância dos Parâmetros do Abate Total, Brasil, 2000-2014.....	121
Tabela 34 - Resumo do Modelo 1 para o Preço do Boi, Brasil, 2000-2014.....	122
Tabela 35 - Resumo dos Modelos 1,2 e 3 para o Preço do Boi, Brasil, 2000-2014.....	122
Tabela 36 - Estimativas e Significância dos Parâmetros do Mod 3 - Preço do Boi, Brasil, 2000-2014	123
Tabela 37 - Resumo do Modelo 1 para o Preço do Bezerro , Brasil, 2000-2014.....	123
Tabela 38 - Resumo dos Modelos – Preço do Bezerro, Brasil, 2000-2014.....	123
Tabela 39 - Mod 5: Estimativas, Significância dos Parâmetros - Preço do Bezerro, Brasil, 2000-2014	124
Tabela 40 - Resumo do Modelo 1 para o Preço do Bezerro com Defasagens, Brasil, 2000-2014.....	125
Tabela 41 - Resumo dos Modelos para o Preço do Bezerro com Defasagens, Brasil, 2000-2014.....	125
Tabela 42 - Estimativas, Significância dos Parâmetros Preço do Bezerro c/ Defasado, Brasil, 2000-2014	126

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABIEC	Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne
ADF	Teste Aumentado de Dickey-Fuller
ARMA	Autoregressivo, Médias Móveis
ARIMA	Autoregressivo, Integrador, Médias Móveis
BACEN	Banco Central do Brasil
BM&FBovespa	Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo
BNDES	Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social
BSE	Encefalopatia Espongiforme Bovina
CADE	Conselho Administrativo de Defesa Econômica
CEPEA	Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada
COE	Custo Operacional Efetivo
CONAB	Companhia Nacional de Abastecimento
COT	Custo Operacional Total
CO	Custo Oportunidade
CNA	Confederação Agricultura e Pecuária do Brasil
CSA	<i>Commodity Systems Approach</i>
CT	Custo Total
ECD	Estrutura Conduta-Desempenho
ECT	Economia dos Custos de Transação
EUA	Estados Unidos da América
FAC	Função de Autocorrelação
FACp	Função de Autocorrelação Parcial
FAO	Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura
FPW	<i>Forecast Pro for Windows</i>
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IEL	Instituto Euvaldo Lodi
K-S	Teste de Kolmogorov-Smirnov
LES-UFF	Laboratório de Estatística da Universidade Federal Fluminense
MAPA	Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento
MDA	Ministério do Desenvolvimento Agrário
MDIC	Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior
NEI	Nova Economia Institucional
OCDE	Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico
RISPOA	Regulamento de Inspeção Industrial e Sanitária dos Produtos de Origem Animal
SBDC	Sistema Brasileiro de Defesa do Consumidor
SCM	<i>Supply Chain Management</i>
SEBRAE	Serviço de Apoio às Micro e Pequenas Empresas
SECEX	Secretaria de Comércio Exterior
SIF	Serviço de Inspeção Federal
SISBI-POA	Sistema Brasileiro de Inspeção de Produtos de Origem Animal
SUASA	Sistema Unificado de Atenção à Sanidade Agropecuária
TEC	Tonelada Equivalente de Carcaça
UA	Unidade Animal
UE	União Europeia

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	12
1.1	Objetivos.....	13
1.1.1	Objetivo Geral.. ..	13
1.1.2	Objetivos Específicos:	13
2	REFERENCIAL TÉORICO.....	15
2.1	A Pecuária Bovina de Corte e o Agronegócio.....	15
2.2	A Produção Pecuária Bovina de Corte	16
2.2.1	Sistemas Produtivos da Pecuária Bovina de Corte	17
2.2.2	Distribuição Geográfica do Rebanho Bovino Brasileiro.....	17
2.3	O Mercado de Bovinos de Corte no Brasil.....	19
2.3.1	Custo da Produção Pecuária Bovina de Corte	20
2.3.2	Preço de Venda dos Bovinos de Corte para os Pecuáristas	22
2.3.3	Sazonalidade no Mercado de Bovinos de Corte no Brasil	24
2.3.4	A Tendência no Mercado de Bovinos de Corte no Brasil	25
2.3.5	Ciclo Plurianual Pecuário ou Ciclo do Boi.....	26
2.4	A Produção de Carne Bovina e Subprodutos no Brasil.....	27
2.4.1	Sistema de Produção dos Frigoríficos	28
2.4.2	Produção e Distribuição Geográfica do Abate de Bovinos no Brasil.....	29
2.5	O Mercado da Carne Bovina Brasileira.....	30
2.6	Custos de Produção de Carne nos Frigoríficos.....	33
2.7	Cadeia da Carne Bovina	34
2.7.1	Competitividade da Cadeia da Carne Bovina no Brasil	37
2.7.2	Comercialização de Bovinos de Corte no Brasil	38
2.7.3	As Relações Comerciais e o Uso do Poder de Mercados na Compra do Boi Gordo ...	41
3	MATERIAIS E MÉTODOS.....	43
3.1	Enfoque da Pesquisa.....	43
3.2	Descrição e Amostra dos Dados	43
3.3	Descrição dos Métodos.....	45
3.3.1	Procedimentos de Análise das Séries Temporais	45
3.3.2	Análise de Decomposição Clássica	46
3.3.3	Modelos Box-Jenkins	47
3.3.4	Modelos não lineares	51

3.3.4.1 Modelos ARCH.....	52
3.3.4.2 Modelos GARCH.....	53
3.3.5 Modelos de Regressão Linear Múltipla.....	54
3.3.5.2 Testes t de Student individuais para os coeficientes da regressão.....	56
3.3.5.4 Coeficiente de determinação ajustado - R_a^2	57
3.3.5.5 Variáveis explicativas do Modelo de Regressão Linear Múltipla - MRLM.....	57
3.3.5.6 Critério automático.....	58
3.4 Ferramentas Computacionais	59
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	60
4.1 Mercado de Bovinos de Corte no Brasil.....	60
4.1.1 Série Temporal do Abate de Bovinos Fêmeas.....	60
4.1.1.1 Sazonalidade série do abate de bovinos fêmeas.....	61
4.1.1.2 Tendência e ciclo plurianual da série do abate de bovinos fêmeas.....	64
4.1.1.3 Modelagem da série de abate de bovinos fêmeas.....	67
4.1.2 Série Temporal do Abate de Bovinos Machos	71
4.1.2.1 Sazonalidade série do abate de bovinos machos.....	72
4.1.2.2 Tendência e ciclo plurianual da série do abate de bovinos machos.....	77
4.1.2.3 Modelagem da série do abate de bovinos machos.....	80
4.1.3 Série Temporal do Abate Total de Bovinos	83
4.1.3.1 Sazonalidade da série temporal do abate total de bovinos.....	84
4.1.3.3 Modelagem da série temporal do abate total de bovinos.....	90
4.1.4 Custo Operacional de Produção	94
4.2 Preço e Volatilidade do Retorno do Boi Gordo, do Bezerro, da Cotação do Dólar....	94
4.2.1 Série Temporal do Preço do Boi Gordo	95
4.2.2 Tendência e Ciclo Plurianual da Série de Preços da arroba do Boi Gordo	96
4.2.3 Modelagem da Série da Volatilidade do Preço do Boi Gordo	101
4.2.4 Série Temporal do Preço do Bezerro.....	105
4.2.5 Tendência e Ciclo Plurianual na Série de Preço do Bezerro	107
4.2.6 Modelagem da Série da Volatilidade do Preço do Bezerro.....	109
4.2.7 Modelagem da Série da Volatilidade da Cotação do Dólar.....	113
4.3 Análise dos Modelos de Regressão	116
4.3.1 Modelos de Regressão Série de Abate dos Bovinos Fêmeas	116
4.3.2 Modelos de Regressão para a Série de Abate Total de Bovinos	119
4.3.3 Modelos Regressão para a Série de Preços do Boi Gordo	121

4.3.4	Modelos de Regressão para a Série de Preços do Bezerro	123
4.3.5	Modelos para a Série de Preços do Bezerro com Defasagem de 18 meses.....	125
5	CONCLUSÕES	127
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	131

1 INTRODUÇÃO

A cadeia de carne bovina tem posição de destaque no contexto da economia rural brasileira, caracteriza-se como uma cadeia completa e é uma das mais complexas quanto à estrutura e os agentes envolvidos (TIRADO et al., 2008). Segundo Wilkison e Rocha (2005, p. 2), “indústria de insumos, pecuaristas, indústrias de abate e de preparação da carne, distribuidores, (atacadistas e varejistas) e consumidores finais, internos e externos” constitui a cadeia agroindustrial de carne bovina. Pode-se dizer que o eixo central da cadeia de carne bovina é formado pelos pecuaristas, frigoríficos e varejistas, existindo entre eles um grande número de intermediários que realizam a ligação entre esses componentes. A cadeia contempla ainda atividades de pesquisa, atividades de apoio e o sistema financeiro (WILKINSON; ROCHA, 2005).

De acordo com o relatório elaborado pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO), no cenário nacional, a cadeia da carne bovina passou por transformações decorrentes da inovação, do uso de tecnologia quer seja nos processos produtivos na criação do gado, quer seja na indústria frigorífica, além da estabilidade financeira associada às reformas econômicas ocorridas na primeira década do século XXI. Dentre as melhores tecnologias adotadas na pecuária destacam-se a incorporação dos cerrados brasileiros ao uso produtivo e a adaptação de raças de gado. O fortalecimento de produtores e agroindústria propiciou ambiente mais competitivo no cenário internacional com aumento das exportações que passaram a representar aproximadamente 20% da produção nacional, embora a maior parte da produção seja direcionada ao mercado interno (OCDE, FAO, 2015).

Nas projeções do agronegócio brasileiro elaboradas pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), para a próxima década, o Brasil terá crescimento anual de produção de carne bovina de 2,0% ao ano em média, entre os períodos 2012/13-2022/23, o que permitirá o abastecimento anual de 200 milhões de brasileiros e gerar excedentes para exportação com crescimento médio de 2,5% ao ano (MAPA, 2013).

Este estudo concentrou-se nos sistemas de produção de gado e indústria frigorífica, com ênfase na oferta e preço do boi gordo no mercado brasileiro entre os anos de 2000 e 2014, período de forte expansão da cadeia da carne bovina brasileira.

Emerge assim a questão investigada: quais variáveis influenciaram a oferta e o preço do boi gordo no Brasil no período de 2000 a 2014?

O trabalho teve como objetivo principal estudar modelos matemáticos que descrevessem o comportamento do abate de bovinos de corte e dos preços do boi gordo no mercado da pecuária bovina de corte no Brasil.

No Capítulo 2 é apresentado referencial teórico abrangendo o sistema de produção da pecuária bovina de corte, o mercado de bovinos, a atividade do abate, o mercado da carne e a cadeia da carne bovina. Temas como agronegócio e competitividade, foram abordados.

Os Materiais e Métodos estão apresentados no Capítulo 3. Para as análises selecionou-se variáveis constantes no estudo teórico, quantificadas e relacionadas com conjuntos comparáveis, configurando assim a natureza da pesquisa e que fossem capazes de gerar aplicação prática. O estudo pode ser classificado como exploratório com abordagem quantitativa (MARCONI; LAKATOS, 2004). Foram utilizados modelos estatísticos por meio de *softwares*.

Os resultados e discussão da pesquisa a partir do referencial teórico revisado são apresentados no Capítulo 4 com os devidos modelos que foram estudados com a finalidade de descrever o comportamento do abate e do preço do boi gordo.

1.1 Objetivos

1.1.1 Objetivo Geral

Estudar e analisar a oferta e o preço do boi gordo no mercado brasileiro, bem como testar diferentes estratégias de análise por meio de modelagem univariada e regressão múltipla, para melhor ajuste dos dados, com a finalidade de avaliar e identificar alternativas que descrevessem o comportamento do abate e do preço do boi gordo.

1.1.2 Objetivos Específicos

- Estudar a literatura relacionada ao mercado, preço, comportamento temporal: sazonalidade, tendência, ciclo plurianual e sistema de produção do boi gordo.
- Investigar padrão comportamental temporal: sazonalidade, tendência e ciclo plurianual nos abates de bovinos e no preço do boi gordo no Brasil.
- Analisar o padrão comportamental temporal do preço do bezerro, para subsidiar a investigação do ciclo plurianual do boi gordo.
- Modelar as séries históricas do abate de bovinos e as séries dos preços do boi e do bezerro, considerando o comportamento da própria série.

- Associar variáveis econômicas que descrevessem o comportamento do abate de bovinos e o preço da arroba do boi gordo e do bezerro.
- Identificar modelo matemático que possibilitasse melhor ajuste dos dados e que descrevesse o comportamento do abate e do preço do boi gordo.

A pesquisa justificou-se pela relevância da cadeia da carne bovina na economia brasileira e pela importância do uso de instrumentos de mensuração que contribuam para compreensão da oferta e do preço boi gordo, principal fator de produção da cadeia.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 A Pecuária Bovina de Corte e o Agronegócio

A partir do conceito seminal de *Agribusiness* apresentado por Davis e Goldberg (1957) como a soma total de todas as operações envolvendo a produção e distribuição de suprimentos agrícolas; as operações de produção dentro da propriedade rural; o armazenamento, processamento e distribuição de produtos agrícolas e dos itens produzidos a partir deles, estudou-se a relação entre a produção e comercialização de gado.

As múltiplas relações e as interconexões entre os agentes da cadeia da carne bovina foram utilizadas a partir do embasamento teórico de cadeia produtiva como o “conjunto de componentes interativos, incluindo os sistemas produtivos, fornecedores de insumos e serviços, indústrias de processamento e transformação, agentes de distribuição e comercialização, além de consumidores finais” (CASTRO et al., 2001, p. 12).

Segundo Wilkison e Rocha (2005, p. 2), constitui a cadeia agroindustrial de carne bovina a “indústria de insumos, pecuaristas, indústrias de abate e de preparação da carne, distribuidores (atacadistas e varejistas) e consumidores finais, internos e externos”. Pode-se dizer que o eixo central da cadeia de carne bovina é formado pelos pecuaristas, frigoríficos e varejistas, existindo entre eles um grande número de intermediários que realizam a ligação entre esses componentes, nela, contempla ainda atividades de pesquisa, atividades de apoio e o sistema financeiro (WILKINSON; ROCHA, 2005).

No cenário nacional, a cadeia da carne bovina passou por transformações decorrentes da inovação, do uso de tecnologia quer seja nos processos produtivos na criação do gado, quer seja na indústria frigorífica, além da estabilidade financeira decorrentes das reformas econômicas ocorridas na primeira década do século XXI. Dentre as melhores tecnologias adotadas na pecuária destacam-se a incorporação dos cerrados brasileiros ao uso produtivo e a adaptação de raças de gado. O fortalecimento de produtores e agroindústria propiciou ambiente mais competitivo no cenário internacional e refletiu no aumento das exportações, atualmente representam aproximadamente 20% da produção nacional, embora a maior parte da produção seja direcionada ao mercado interno (OCDE/FAO, 2015).

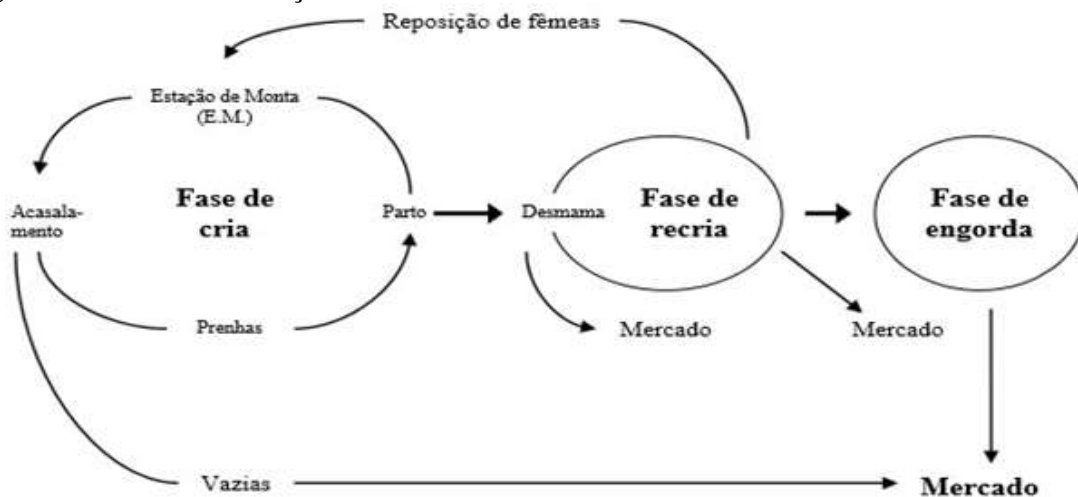
Os dois principais subsistemas que compõem a cadeia produtiva da carne bovina: produção pecuária e indústria do abate foram descritos no decorrer do trabalho com ênfase na oferta e no preço do boi gordo comercializado no mercado brasileiro.

2.2 A Produção Pecuária Bovina de Corte

O conceito clássico de produção da teoria econômica considera o processo de transformação dos insumos (matéria-prima, serviços de mão de obra e bens de capital) resultantes dos fatores de produção (terra, trabalho e capital) em produto final. Uma função de produção relaciona-se com as quantidades empregadas dos fatores de produção ao produto máximo que pode ser obtido (VASCONCELLOS; OLIVEIRA; BARBIERI, 2011).

O ciclo produtivo de bovinos compreende desde a concepção do bezerro até o ponto de venda em uma das fases de produção como cria, recria e engorda com duração estimada de dois a cinco anos, a depender dos sistemas produtivos e tecnologias empregadas para terminação dos bovinos (MARION; SEGATTI, 2012). A interação entre as distintas fases pode ser observada na Figura 1.

Figura 1 - Fases de Produção da Pecuária Bovina de Corte



Fonte: Fases do Sistema de produção pecuária, elaborado por Medeiros (2006).

A primeira fase da produção é a cria e consiste na reprodução animal. O principal produto da cria é o bezerro desmamado e os demais produtos são novilhas, touros, vacas de descarte ou fêmeas vazias (falta de prenhas), identificada após as épocas convencionais de acasalamentos (BARCELLOS, 2011; BARCELLOS; OIAGEN, 2011).

A segunda fase da produção é a recria, inicia com bezerros e novilhos, em média com 12 meses, até que alcancem determinado peso entre 15 e 18 meses. O produto da recria é denominado boi magro. Há na recria maior concentração de transações de compra e venda de gado, fator que eleva o risco pelas variações do preço no mercado de reposição (LAZZARINI NETO, 1994a).

A etapa final da produção pecuária é a engorda, o boi gordo é o principal produto comercializado com frigoríficos e abatedouros após atingir o peso ideal para o abate, em média com 480-510 kg de peso vivo e rendimento médio de carcaça de 54%, equivalente a 16-17 arrobas (LAZZARINI NETO, 1994a).

2.2.1 Sistemas Produtivos da Pecuária Bovina de Corte

De acordo com Castro et al. (1995) o sistema produtivo é um conjunto de componentes interativos com objetivos de produzir alimentos, fibras, energéticos e outras matérias-primas de origem animal e vegetal.

No gerenciamento, busca-se, em geral: a) maximizar a produção biológica e ou econômica; b) minimizar custos; c) maximizar a eficiência do sistema produtivo para determinado cenário socioeconômico; d) atingir determinados padrões de qualidade; e) proporcionar sustentabilidade ao sistema produtivo; f) garantir competitividade ao produto (CASTRO et al., 1995).

De acordo com Meister e Moura (2007) a escolha do sistema produtivo na pecuária bovina considera a combinação de recursos genéticos e socioeconômicos associados às práticas de manejo em todas as fases.

Quanto o pastejo, os sistemas produtivos são classificados em: I) extensivo; II) semi-intensivo; e III) intensivo ou confinamento (LAZZARINI NETO, 1994b).

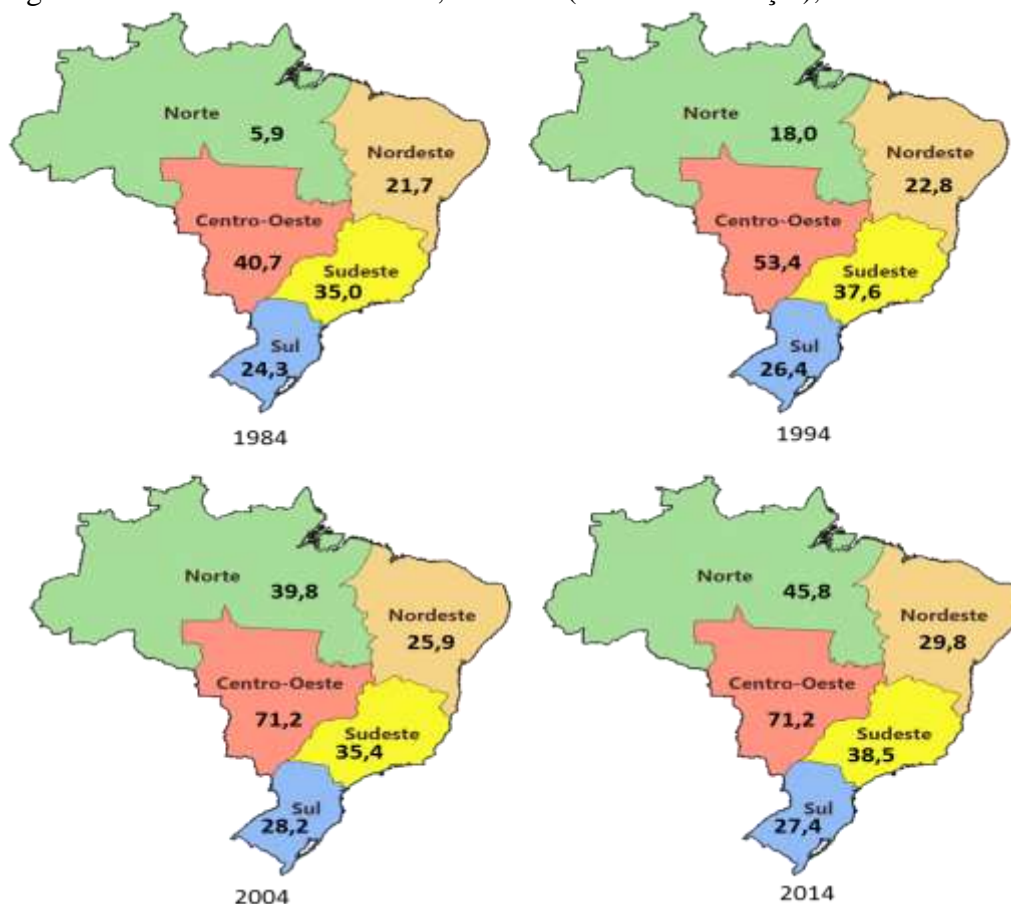
No sistema extensivo, o pastejo do animal é livre e recebe o sal como complemento alimentar. No semi-intensivo há a combinação de pastejo livre com o uso de concentrados. É usado para engorda a médio e longo prazo em acordo com a variação do preço do boi gordo (LAZZARINI NETO, 1994b; MEISTER E MOURA, 2007).

O confinamento é o sistema no qual os animais ocupam espaço reduzido em pastagem, consomem concentrados (ração e suplementos minerais) e volumosos (silagem ou feno). É utilizado como prática de engorda intensiva ao possibilitar elevados ganhos de peso em menor espaço de tempo (LAZZARINI NETO, 1994b; MEISTER E MOURA, 2007).

2.2.2 Distribuição Geográfica do Rebanho Bovino Brasileiro

A distribuição do rebanho bovino entre 1984 e 2014 por região está apresentado na Figura 2, os dados referem-se conforme Pesquisa Pecuária Municipal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE, 2015).

Figura 2 - Efetivo rebanho bovino, no Brasil (milhões de cabeças), 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Pesquisa Pecuária Municipal, IBGE, 2015.

Conforme ilustrado na Figura 2, ocorreram aumentos significativos no rebanho nacional bem como mudanças significativas na distribuição geográfica entre os anos de 1984 e 2014, especialmente para as regiões Norte e Centro-Oeste, conforme Tabela 1.

Tabela 1 - Rebanho bovino por região, Brasil, 1997-2014 (em milhões cabeças)

Regiões	1984/1994	Var.%	1994/2004	Var.%	2004/2014	Var.%
Norte	12.10	205.1%	21.80	121.1%	6.00	15.1%
Nordeste	1.10	5.1%	3.10	13.6%	3.50	13.5%
Sudeste	2.60	7.4%	1.80	4.8%	0.90	-2.3%
Sul	2.10	8.6%	1.80	6.8%	0.80	-2.8%
Centro-Oeste	12.70	31.2%	17.80	33.3%	-	0.0%
Brasil	30.60	24.0%	46.30	29.3%	7.80	3.8%

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Pesquisa Pecuária Municipal, IBGE, 2015.

O aumento do rebanho bovino nacional como demonstrado na figura 2 e na tabela 1 ocorreu de forma mais acentuada entre 1984-1994, 24,0% e 1994-2007, 29,3%, em 2004-2014, o crescimento foi 3,8%, e pode ser considerado estabilizado.

Nos sete principais Estados produtores estão distribuídos 66,6% do rebanho total do país em 2014, sendo que nos Estados de Mato Grosso, Pará e Rondônia, localizados na região da Amazônia Legal a participação no rebanho nacional passou de 9,9% em 1984 para 28,9% em 2014, ou seja, 58,8% do crescimento do rebanho nacional teve como origem a região de Floresta Amazônica. A Tabela 2 apresenta a relação dos principais Estados produtores de bovinos no Brasil entre os anos de 1984 e 2014.

Tabela 2 – Principais Estados produtores de bovinos, Brasil, 1984-2014 (em mil cabeças)

Estados	1984	Part.(%)	1994	Part.(%)	2004	Part.(%)	2014	Part.(%)
Brasil	127.654,6	100.0%	158.243,2	100.0%	204.512,7	100.0%	212.343,9	100.0%
MT	6.787,6	5.3%	12.653,9	8.0%	25.919,0	12.7%	28.592,2	13.5%
MG	19.901,6	15.6%	20.707,4	13.1%	21.622,8	10.6%	23.707,0	11.2%
GO	20.003,7	15.7%	18.397,1	11.6%	20.419,8	10.0%	21.538,1	10.1%
MS	13.882,7	10.9%	22.244,4	14.1%	24.715,4	12.1%	21.003,8	9.9%
PA	3.933,1	3.1%	7.539,5	4.8%	17.430,5	8.5%	19.911,2	9.4%
RS	13.547,6	10.6%	14.556,2	9.2%	14.669,7	7.2%	13.957,0	6.6%
RO	693,7	0.5%	3.469,5	2.2%	10.671,4	5.2%	12.744,3	6.0%

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Pesquisa Pecuária Municipal, IBGE, 2015.

Como visto (Tabela 2), o incremento no volume de animais no país deu-se segundo Buainain & Batalha (2007), Barbosa (2008) e Mielitz Netto (1994) por meio da modernização e diferenciação na produção de gado, uso de tecnologias nos processos produtivos, expansão horizontal que corresponde ao desenvolvimento da atividade em terras não exploradas e também pela expansão vertical, considerada como incremento da produtividade como melhoras na taxa de natalidade, de desmama, precocidade e abate.

As principais tecnologias adotadas na criação do gado nas últimas décadas foram incorporação dos cerrados brasileiros ao uso produtivo e a adaptação de raças de gado as regiões produtoras (OCDE- FAO, 2015).

2.3 O Mercado de Bovinos de Corte no Brasil

O termo mercado refere-se a um grupo de compradores (demandantes) e vendedores (ofertantes) que transacionam em torno de um produto. A relação entre as quantidades de mercadorias ofertadas e demandadas dependem de alguns fatores, sendo o preço um dos mais relevantes (VASCONCELLOS; OLIVEIRA; BARBIERI, 2011).

Os principais fatores a influenciar a curva da oferta são: a) preço dos insumos ou fatores de produção; b) tecnologia; c) preço de bens correlacionados na produção; d)

condições climáticas; e) expectativas dos ofertantes. A curva da demanda tem como principais fatores: a) preço de outras mercadorias; b) renda do consumidor; c) preferências; d) expectativas dos demandantes (VASCONCELLOS; OLIVEIRA; BARBIERI, 2011).

Considerou-se como premissa neste estudo a oferta de animais destinados ao abate no país. Neste contexto, o fator preço na firma de produção pecuária bovina foi descrito nos itens subsequentes, sendo 2.3.1 Preço de insumos ou custo de produção, 2.3.2 Preço de venda do boi gordo.

2.3.1 Custo da Produção Pecuária Bovina de Corte

O custo de produção pode ser definido como todo gasto necessário para transformar os insumos (serviços de mão de obra, serviços de bens de capital e matéria-prima) em produto final. De acordo com Marion e Segatti (2012) as informações do custo de produção dos bovinos de corte propiciam apoio para determinar a rentabilidade da venda e o ponto ótimo da venda, que é o momento em que o ganho de peso é superior ao custo de produção.

Para a tomada de decisão, o gestor necessita de informações eficazes e oportunas sobre o custo real atualizado por Unidade Animal (UA) por cabeça, lote ou rebanho (MARION; SEGATTI, 2012).

Dentre os diversos métodos para o cálculo do custo de produção pecuária adotados destacam-se a metodologia proposta por Matsunaga et al. (1976) e a metodologia proposta pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/CNA (2006).

Na metodologia de custo de produção elaborada por Matsunaga et al. (1976) a estrutura denominada Custo Operacional Efetivo (COE.) abarca todos os itens de custos variáveis ou despesas diretas (gastos aplicados em recursos como sementes, fertilizantes, defensivos, combustíveis, mão de obra e juros bancários) necessários à produção; e os Custos Fixos ou Indiretos (CFI) ou gastos com impostos e taxas, despesas gerais e diversas como energia, depreciação de bens de capital.

O custo de oportunidade (CO) ou custo alternativo refere-se a remuneração dos fatores terra e capital do empresário (lucro) e representam o custo dos recursos utilizados comparados aos melhores usos alternativos. O modelo considera que o Custo Total (CT) é o custo econômico e resulta da soma entre o COT e o CO (MATSUNAGA et al., 1976).

A metodologia de custo de produção pecuária adotada pelo CEPEA/CNA (2006) abordou de forma similar os conceitos de COE e de COT, no entanto não considerou o custo

de oportunidade na composição do Custo Total ou Econômico.

Costa et al. (2005a) pesquisaram sobre o custo de produção de bovinos no Mato Grosso do Sul pelo método de custeio econômico. As propriedades foram caracterizadas pelo pouco uso de tecnologias, baixa produtividade, gestão tradicional e empírica, degradação das pastagens. Os resultados apontaram que a intensificação da produção, adoção de melhores práticas de gerenciamento e qualificação da mão de obra tendiam a aumentar o lucro.

Costa et al. (2005b) analisaram o custo de produção de gado de corte em fazendas no Rio Grande do Sul. Utilizaram o método de custeio econômico proposto por Matsunaga (1976). Nos resultados destacam-se a baixa rentabilidade da atividade decorrente da proximidade dos preços do boi gordo com os custos de produção, o custo unitário indicou sensibilidade às alterações na capacidade de suporte aos pastos e a taxa de natalidade. A ociosidade dos pastos e da infraestrutura indicou a possibilidade de ganhos por meio da intensificação e economia de escala com redução do custo fixo por unidade produzida.

Carvalho, Zen e Tavares (2007), compararam os custos de produção de fazendas brasileiras típicas (tamanho médio e não muito tecnificadas) nos sistemas de engorda com os custos de fazendas dos países participantes do *Agri Benchmark* e localizados nos cinco continentes. Assinalaram que no Brasil a atividade era desenvolvida em propriedades com dedicação total da área à pastagens, menores taxas de lotação, custos de produção classificados entre os menores com tendência elevatória, baixa lucratividade. Finalmente, a pecuária no Brasil foi classificada como altamente sustentável com capacidade de adaptação a situações adversas. As possibilidades de concorrência com outras atividades agrícolas sinalizavam para probabilidade de desestruturação da cadeia da carne no país (CARVALHO; ZEN; TAVARES, 2007).

Moreira et al. (2009) estudaram a análise econômica e os custos de produção do confinamento em Goiás, período de 2008, que combinasse garantia de rentabilidade com operações no mercado futuro. Os custos com maior influência sobre o COT foram: aquisição de animais com 76,88%, alimentação 18,99%; demais custos totalizaram 3,07%. Custos não desembolsáveis, corresponderam a 1,06%. A rentabilidade da propriedade foi superior a outros investimentos. Para os autores o uso de instrumentos de comercialização como o mercado futuro possibilitaram garantias de preços e redução dos riscos.

Barbosa et al. (2011) avaliaram o desempenho técnico e econômico dos sistemas: recria-engorda extensivo, engorda intensivo em Minas Gerais e o sistema completo semi-intensivo em Minas Gerais e Bahia de 2005 a 2007. A análise do custo de produção indicou:

a) baixa taxa de lotação resultando baixa produtividade; b) margem bruta negativa, incapaz de pagar todo o custo operacional; c) viabilidade econômica influenciada pelas variáveis: produtividade, preços de compra e venda de insumos e bovinos, custo de produção, valorização patrimonial da terra, sendo esta última capaz de tornar os retornos do capital investido mais atrativos.

Malafaia et al. (2014) analisaram a evolução dos custos e margens da bovinocultura de corte em quatro dos principais Estados brasileiros: Pará, Mato Grosso do Sul, São Paulo e Rio Grande do Sul, entre 2004 e 2012. O método adotado foi o Custo CEPEA/CNA. Os resultados apontados nos estados de Mato Grosso do Sul e Pará onde a atividade era majoritariamente extensiva, os resultados econômicos tiveram melhor desempenho se comparados com os Estados de São Paulo e Rio Grande do Sul. A margem COT negativa apresentada no Estado de São Paulo pode ter sido provocada por substituições de áreas de pastagens por outras culturas. Para os autores, as melhorias para sustentar a rentabilidade dos produtores rurais e da pecuária de corte dependiam da adoção de novas tecnologias para a gestão da propriedade, manejo de pastagens, melhoramento genético e sanidade do rebanho.

Mesmo com a utilização de métodos distintos para a análise do custo de produção dos diversos estudos, os resultados foram semelhantes quanto aos aspectos gerenciais das propriedades tradicionais. Foram apontadas reduções na rentabilidade das propriedades com menores índices de produtividade, baixo uso de tecnologia e maior competição pelo uso da terra. No item 2.3.2 foi descrito sobre o preço do bovino de corte destinado ao abate e os principais fatores a influenciá-lo.

2.3.2 Preço de Venda dos Bovinos de Corte para os Pecuáristas

A comercialização do rebanho bovino segundo conceitos contábeis observa a finalidade de uso dos animais, como bens de capital e bens de consumo. São considerados bens de capital os animais destinados ao mercado de reprodutores como os touros e as matrizes utilizados na seleção das raças e na qualidade do rebanho e negociados entre pecuaristas. Eles observam características como tipo e ou idade dos animais. Os preços consideram valor pago por cabeça e geralmente tem valor superior ao preço dos bovinos de corte (LAZZARINI NETO, 1995a; MARION; SEGATTI, 2012).

Quando utilizados nas reposições do rebanho durante as fases de produção (cria, recria e engorda) e destinam-se a comercialização são considerados bens de consumo (boi gordo,

vaca de descarte, bezerro, novilhos, novilhas, boi magro). São comercializados entre pecuaristas, intermediários e frigoríficos nas fases de cria, recria e engorda (LAZZARINI NETO, 1995a; MARION; SEGATTI, 2012).

Conforme Barcellos e Malafaia (2011), Canozzi, Oliveira e Barcellos (2011), o mercado representa a comercialização, traduzida como liquidez e preço recebido na venda do boi, foi a variável mais importante a influenciar os resultados econômicos e proporcionar competitividade às propriedades.

As mudanças na comercialização decorreram das especificações sanitárias, padronização do boi com reflexos nos preços pagos pelos frigoríficos quanto à qualidade e diferenciação do animal comercializado (CANOZZI; OLIVEIRA; BARCELLOS, 2011).

De acordo com Canozzi, Oliveira e Barcellos (2011) a produção de bovinos observa como o produto final carne será comercializado no mercado, se *commodity* ou produto diferenciado. “*Commodity* é um termo utilizado como referência aos produtos de base em estado bruto, ou com um pequeno grau de industrialização, de qualidade quase uniforme, produzido em grande quantidade por diferentes produtores” (CANOZZI; OLIVEIRA; BARCELLOS, 2011, p. 49). Geralmente, produtos caracterizados como *commodities* competem por preço. Já produtos diferenciados relacionam-se a satisfação de determinadas necessidades dos consumidores, geralmente, diferem em suas especificações individuais por visar distinguir um dado produto ou oferta para competição (CANOZZI; OLIVEIRA; BARCELLOS, 2011, p. 49).

Nesta dissertação, o estudo do preço e da comercialização de bovinos foi dedicado ao produto boi gordo, caracterizado pelo mercado como *commodity* por sua representatividade na atividade pecuária nacional.

Na literatura sobre preços pecuários, Lazzarini Neto e Nehmi Filho (1997), Sachs e Margarido. (2007), Pinatti (2007), Wedekin (2009), Pimentel (2011) destacaram tanto os preços quanto a produção são influenciados por condições climáticas sazonais, fatores econômicos e cíclicos.

Os preços pecuários são consequência do equilíbrio entre oferta e demanda. A curva da oferta pecuária bovina de corte considera os fatores: a) produção; b) carnes alternativas e; c) ciclo pecuário. A curva da demanda no mercado da pecuária bovina de corte observa os fatores: a) exportações; b) renda *per capita* (LAZZARINI NETO; NEHMI FILHO, 1997).

Os padrões comportamentais temporais denominados sazonalidade, tendência e ciclo plurianual ocorrem geralmente em períodos de expansão ou de retração da oferta. A

sazonalidade relaciona-se as influências dos fatores climáticos no comportamento dos preços entre os períodos de safra e entressafra, ou seja, curto prazo. A tendência refere-se às influências dos fatores econômicos de oferta e demanda (PINATTI, 2007; WEDEKIN, 2009).

Considerando os fatores climáticos e econômicos, Pinatti (2007) estudou as determinantes significativas a influenciarem o preço do boi gordo no Estado de São Paulo, pós-Real, de 1995 a 2005. Para o autor, os agentes da cadeia buscavam influenciar o preço do boi gordo, numa sistemática na qual pecuaristas almejavam maiores cotações, enquanto os frigoríficos buscavam menores preços para o boi gordo. Os efeitos pluviométricos durante o ano influenciavam a produção de forrageiras e conseqüentemente a alimentação dos animais, denominados de intra-anual (sic), ou eventos sazonais.

Quanto aos aspectos econômicos, Pinatti (2007) considerou que em fases de preços decrescentes eram enviadas fêmeas inclusive matrizes para o abate a fim de controlarem a oferta de animais para reposição no médio e longo prazo, denominado de ciclo plurianual. Adotou-se o método ARIMA (*Auto regressive Interage Moving Average*). As variáveis: precipitação pluviométrica e cotação do dólar foram influenciaram na formação do preço do boi gordo.

2.3.3 Sazonalidade no Mercado de Bovinos de Corte no Brasil

De acordo com Lazzarini Neto (1995b) e Medeiros (2006), a produção pecuária brasileira é predominantemente natural, extensivo e estacional, seguindo as épocas de reprodução dos animais. Divide-se em dois períodos: safra e entressafra. A figura 3 traz ilustrada a sistemática do comportamento cíclico anual da pecuária bovina de corte no Brasil.

Figura 3 - Ciclo anual da pecuária de corte no Brasil



Fonte: Medeiros, 2006.

O período de safra ocorre durante a estação de chuvas e o período de entressafra ocorre durante as estações de seca. Durante a safra há maior oferta de animais, vez que os produtores estão interessados em repassar a produção e evitar perdas com emagrecimento do rebanho em períodos de seca ou entressafra (MEDEIROS, 2006).

O comportamento sazonal nos preços do boi gordo no mercado futuro foi analisado por Sereno et al. (2013). A análise da série histórica dos preços do boi gordo no mercado futuro revelou que no mês de maio dos períodos analisados entre 2002 e 2012 foi apresentada a menor média de preços, já os meses de novembro apresentaram a maior média de preços do boi gordo no mesmo período. Sob a perspectiva dos preços o primeiro semestre, quando ocorrem as chuvas, é o período de safra, e o segundo semestre, característico pelo período de seca na maior parte das regiões produtoras, é o período da entressafra.

Ainda de acordo com Sereno et al. (2013), a determinação do padrão estacional dos preços futuros do boi gordo é importante na análise do comportamento dos preços da *commodity* no mercado futuro de forma semelhante no mercado físico a fim de contribuir com modelos de previsão da rentabilidade do negócio. Os efeitos da variação dos preços do boi gordo em função da sazonalidade exigem dos agentes produtores e frigoríficos acompanhamentos periódicos tanto do preço à vista, pago no mercado físico, quanto do preço futuro do boi gordo, a fim de mitigar os riscos econômicos de perdas e ampliar ganhos de rentabilidade.

Uma das alternativas apontadas por diversos estudiosos para redução do impacto da sazonalidade na produção de animais é a produção intensiva ou confinamento.

2.3.4 A Tendência no Mercado de Bovinos de Corte no Brasil

A influência de fatores econômicos no comportamento dos preços agrícolas no mercado brasileiro pode ser observada, principalmente, nos planos econômicos a partir da década de 1980, quando o país apresentava altos índices de inflação e instabilidade econômica. Pecuaristas buscavam reduzir o risco econômico por meio de medidas de proteção e vinculavam a cotação do preço da arroba do boi gordo ao dólar (MARGARIDO et al., 1996), (PINATTI, 2007).

Na década de 1990, o Plano Real deu início ao período de estabilidade econômica que provocou alterações no padrão de consumo no mercado interno e acesso a mercados externos (OCDE/FAO, 2015).

Conforme dados do Ministério da Agricultura da última década, o consumo *per capita* passou de 34,2 kg/pessoa/ano em 2003 para 37,4 kg/pessoa/ano em 2010 (MAPA, 2014).

No início dos anos 2000, impulsionadas pela ampliação do consumo interno e acesso a novos mercados externos, as principais empresas líderes nacionais com capacidade para exportação passaram por processo de internacionalização baseado em tecnologia e financiamento. Elas ampliaram a capacidade produtiva por meio de crescimento orgânico, fusões¹ e aquisições. Transformaram-se em multinacionais e assumiram a liderança mundial na produção e exportação de carne bovina (IEL; CNA; SEBRAE NACIONAL, 2000; MACEDO; LIMA, 2012; SCHLESINGER, 2010).

De acordo com Almeida (2013), a internacionalização das principais empresas frigoríficas líderes nacionais fez parte da política industrial brasileira, iniciada em 2004, consistia no apoio do Estado para promoção da industrialização por meio de incentivos e investimentos em grandes grupos empresariais domésticos com intuito de inovação, diversificação da produção, criação de vantagens competitivas e expansão das exportações. Dentre os grupos nacionais incentivados com empréstimos e investimentos de capital de risco por meio do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) estavam os frigoríficos JBS/Friboi e Bertin (posteriormente vendido para o JBS/Friboi), as aquisições do frigorífico Marfrig (comprou Keystone) (ALMEIDA, 2013, p. 275).

O acesso ao mercado financeiro deu-se com negociação de ações dos três principais frigoríficos nacionais em bolsas de valores como a Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo - BM&FBOVESPA no Brasil e a Bolsa de Valores de Nova York nos EUA (BALESTRO; LOURENÇO, 2014; MACEDO; LIMA, 2012; SCHLESINGER, 2010).

2.3.5 Ciclo Plurianual Pecuário ou Ciclo do Boi

O ciclo plurianual pecuário ou ciclo do boi foi definido pelos autores Buainain e Batalha (2007), Lazzarini Neto (1994), Medeiros (2006), Mielitz (1994), Pimentel (2011) e Wedekin (2009) como fenômeno observado nas variações dos preços do boi gordo no mercado associado à renovação do rebanho que corresponde às expectativas dos pecuaristas.

O comportamento temporal decorre de índices zootécnicos e a aptidão das fêmeas para a produção de bezerras ou para a produção de carne, isto é, longo prazo. Sob o aspecto biológico, o ciclo perfaz um período necessário para incorporar a fêmea ao rebanho, compreende o tempo de início dos partos e se encerra quando são destinadas ao abate. O

¹ “Fusão é a absorção de uma empresa por outra” (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2010, p. 653).

aumento do descarte de fêmeas visava redução da capacidade produtiva e oferta de boi a médio e longo prazo e levaria a alta nos preços, incentivando aumento da produção e início de novo ciclo pecuário (MIELITZ NETTO, 1994).

Para o controle da capacidade produtiva de gado os pecuaristas adotam estratégias de renda e lucratividade. A estratégia de renda baseia-se em maiores quantidades de gado a preços menores de vendas, na lucratividade dá-se o contrário (LAZZARINI NETO, 1995).

Buainain e Batalha (2007) explicaram o fenômeno de equilíbrio da oferta de animais no mercado com a redução da capacidade produtiva pelo descarte de matrizes em função do custo de produção superior ao preço de venda.

De acordo com Pimentel (2011) a duração histórica dos ciclos pecuários era em torno de 6 a 9 anos, com intervalos de 3 a 4 anos de alta, alternados por período de baixa e intermediados por fase de estabilidade, de 1 a 3 anos de duração.

O padrão comportamental temporal da oferta de animais para o abate vem sofrendo alterações. Silva (2014) explicou tais alterações na oferta de animais com origem em grande parte no sistema extensivo, no entanto, a oferta extra e concentrada dos confinamentos, especialmente os localizados nas regiões Centro Sul do país, e dos confinamentos próprios dos frigoríficos vem provocando maior dinâmica no mercado.

As entregas do boi gordo passaram a ser planejadas e contribuíram para estabilidade nas escalas de abate e preços no segundo semestre, quando pecuaristas passaram a optar por entregar as boiadas no momento que o mercado era comprador, devido à entressafra e também pela quantidade de animais do sistema intensivo, ainda não terminados (SILVA, 2014).

A seguir descreveu-se a atividade de abate nos frigoríficos, principais demandantes (compradores) do boi gordo.

Inicialmente, foram descritos os processos do abate no Brasil no item 2.4.; logo adiante no subitem 2.4.1 foram descritos os sistemas de produção e a classificação dos frigoríficos; no subitem 2.4.2 foi descrito a distribuição geográfica da atividade de abate no Brasil comparada a distribuição do rebanho nas regiões do país.

2.4 A Produção de Carne Bovina e Subprodutos no Brasil

A atividade de abate nos frigoríficos consiste no processo de desmonte e limpeza de peças para gerar carne e subprodutos destinados à comercialização (YARDLEY-PODOLSKI, 1982).

De acordo com Urso (2007) a transformação do boi em produto final engloba as fases de abate, limpeza, desossa, embalagem e venda. No abate o boi é transformado em duas carcaças após excluir as partes de patas, couro, coração, vísceras, miúdos, cabeça e rabo. Das duas partes que compõe a carcaça são obtidos os cortes traseiro, dianteiro e a ponta de agulha.

Os aspectos tecnológicos nos processos de abate e processamento foram considerados similares e tradicionais em todo mundo (BUAINAIN; BATALHA, 2007).

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), 2014, no Brasil, a inspeção industrial e sanitária de produtos de origem animal é atribuição do Sistema Brasileiro de Inspeção de Produtos de Origem Animal (SISBI-POA) que compõe junto com outros sistemas de inspeção agropecuária o Sistema Unificado de Atenção à Sanidade Agropecuária (SUASA).

O abate de bovinos observa as normas do Regulamento de Inspeção Industrial e Sanitária dos Produtos de Origem Animal (RISPOA) com abordagem higiênica e sanitária, para a produção de carnes bovina, suína e de aves, dentre outras. A atividade de abate no país é controlada nas esferas federal, estadual e municipal (PICCHI, 2015).

Há empresas com operação informal sem vínculos com os sistemas de inspeção e fiscalização, a afetar os padrões de qualidade e os custos de produção (BANKUTI, 2002).

2.4.1 Sistema de Produção dos Frigoríficos

No Brasil, a atividade de abate e processamento foi classificada de acordo com a capacidade instalada, as atribuições, os níveis tecnológicos e padrões de qualidade dos produtos oferecidos. As empresas foram classificadas como: (1) matadouros habilitados a realizar o abate de açougue. Visam o fornecimento de carne *in natura* para regiões mais próximas. Dispõem de instalações para aproveitamento de toda matéria-prima e preparo de subprodutos não comestíveis; (2) matadouros-frigorífico aptos a realizar o abate, a manipulação e congelamento de carcaças ou refrigeração em câmaras frias; (3) frigoríficos processadores também habilitados a processarem a carne bovina com melhor aproveitamento dos subprodutos (IEL; CNA; SEBRAE NACIONAL, 2000).

A oferta de carne e subprodutos para o consumidor final pode ocorrer por meio da comercialização das peças extraídas das carcaças como o traseiro, o dianteiro e a ponta de agulha e carnes processadas cuja destinação é o atacado e a exportação. Já a comercialização com o varejo geralmente envolve a venda das carcaças para açougues e supermercados.

2.4.2 Produção e Distribuição Geográfica do Abate de Bovinos no Brasil

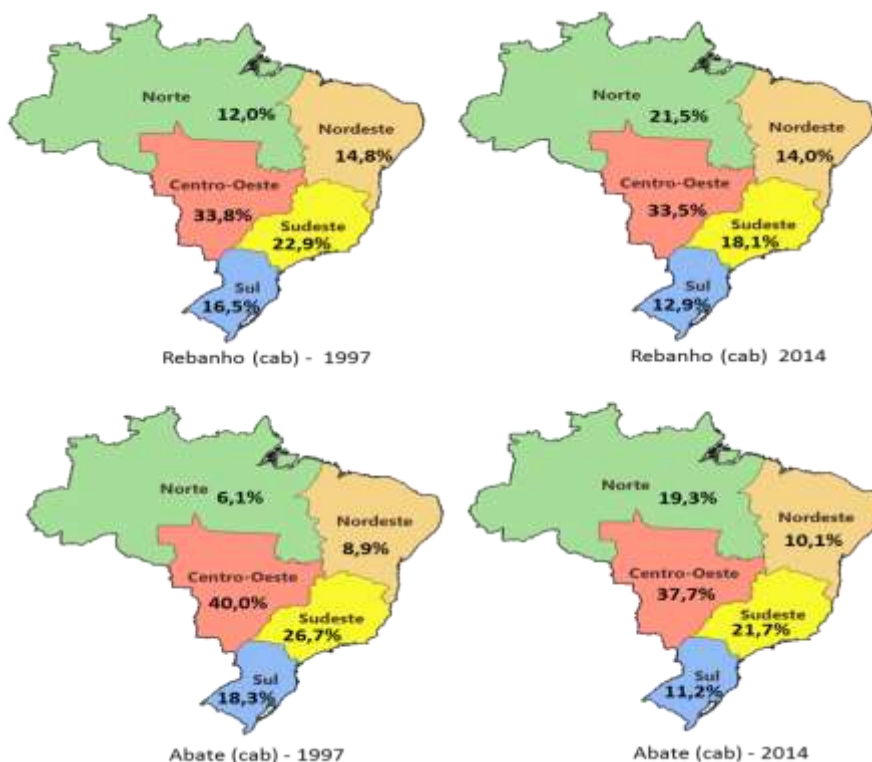
A distribuição do abate de bovinos e produção de carne no país sofreu mudanças estruturais durante o período da série histórica de 1997 a 2014, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) na Pesquisa Trimestral de Abate.

A movimentação da atividade de abate para as proximidades das regiões produtoras de gado no país, notadamente para a Região Norte do país, que cresceu 13,2 pontos percentuais (p.p.) entre 1997 e 2014.

O deslocamento da atividade de abate para região Norte pode indicar maior equilíbrio entre a produção de animais e a atividade de abate, antes exportadora de animais para o abate. Também no final da série, em 2014, observou-se maior equilíbrio entre o rebanho e o abate de bovinos nas demais regiões do país, principalmente no Centro Oeste.

A Figura 4 traz a evolução da participação do rebanho bovino no país em relação à atividade de abate nas cinco regiões.

Figura 4 - Participação do rebanho *versus* o abate no Brasil, 1997-2014



Fonte: Dados da Pesquisa Pecuária Municipal e Pesquisa Trimestral do Abate, IBGE.

Para melhor compreender a oferta de bovinos no país foram estudados os principais indicadores do mercado da carne bovina representados pela oferta de carne dos frigoríficos aos mercados interno e externo.

2.5 O Mercado da Carne Bovina Brasileira

A produção mundial da carne bovina é concentrada em um número reduzido de países (6) mais a União Europeia (UE), juntos representam aproximadamente três quartos da produção mundial de carne bovina.

A produção mundial de carne bovina dos seis principais países produtores (Estados Unidos (EUA), Brasil, China, Índia, Argentina, Austrália) representou em média 58% da produção mundial, enquanto a UE produziu aproximadamente 17% do total entre os anos de 2003 e 2012.

A produção manteve-se estável na última década na maioria dos países produtores, exceto na Índia que aumentou o volume produzido no período. A produção brasileira representou em média 13,6% da produção mundial de carne no mesmo período. Em 2013, a produção de carne foi de 10,2 milhões de Toneladas Equivalentes de Carcaça (TEC), sendo destinados 19,6% ao mercado externo, e 80,8% ao mercado interno (ABIEC, 2014).

Adiante (tabela 3), pode ser observada a evolução da produção mundial de carne bovina entre os anos de 2003 e 2012.

Tabela 3 - Produção mundial de carne bovina (mil TEC), 2003-2012

Anos	E.U.A.	Brasil	U.E.(27)	China	Índia	Argentina	Austrália	Outros Países	Total
2003	12,039	7,159	8,304	5,425	1,960	2,800	2,073	14,622	54,382
2004	11,261	7,577	8,245	5,604	2,130	3,130	2,081	15,383	55,411
2005	11,318	8,151	8,090	5,681	2,170	3,200	2,102	15,309	56,021
2006	11,980	8,544	8,150	5,767	2,375	3,100	2,183	15,473	57,572
2007	12,097	7,808	8,188	6,134	2,413	3,300	2,172	16,321	58,433
2008	12,163	7,431	8,090	6,132	2,552	3,150	2,159	16,673	58,350
2009	11,891	7,618	7,913	5,764	2,514	3,380	2,129	15,939	57,148
2010	12,047	7,778	8,022	5,600	2,842	2,620	2,087	16,047	57,043
2011	12,048	7,447	8,050	5,550	3,060	2,500	2,140	16,053	56,848
2012	11,463	7,954	8,000	5,520	3,285	2,600	2,180	15,796	56,798

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da FAO, 2015.

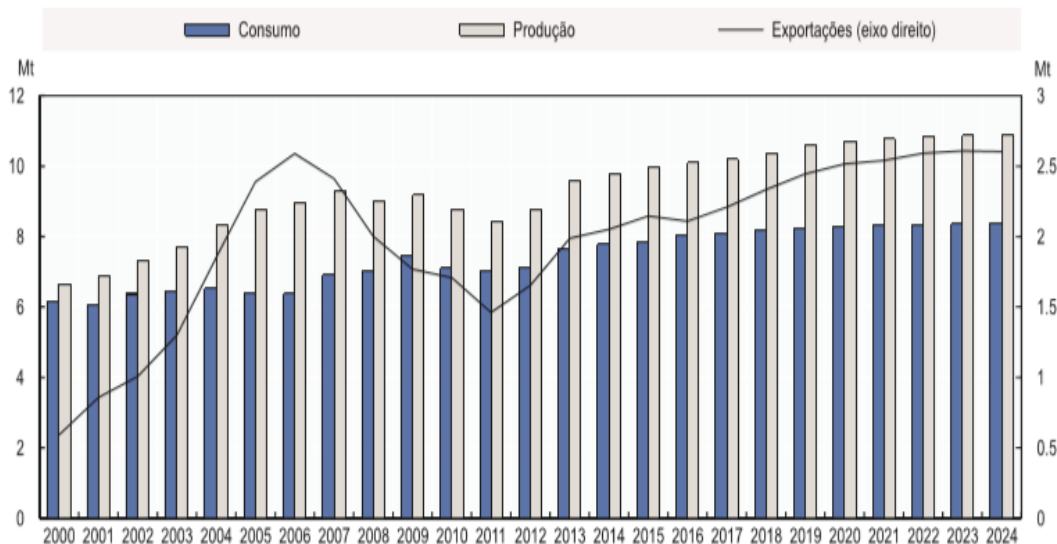
De acordo com relatório da OCDE/FAO (2015), a produção brasileira de carne bovina deverá apresentar taxa média de crescimento anual de 1,1% na próxima década em relação ao período anterior correspondendo ao um crescimento aproximado de 11Mt TEC, em 2024.

O consumo interno deverá crescer 8,4Mt até 2024, aproximadamente 11% acima do período base e as exportações deverão crescer em média 2,7% ao ano correspondendo aumento de 37% em relação a base (OCDE/FAO,2015).

As exportações de carne bovina brasileira tiveram aumento expressivo no início do século XXI. No ano 2000, o país exportava aproximadamente dois milhões de toneladas de carne e em 2006 o volume exportado foi superior a dez milhões de toneladas (OCDE/FAO de 2015).

Os dados das séries históricas referente à produção, o consumo e a exportação realizada e projetada pela OCDE/FAO (2015) entre os anos de 2000 e 2024 estão na Figura 5.

Figura 5 - Produção, Consumo e exportação de carne bovina realizada e projetada, Brasil, 2000-2024



Fonte: OCDE/FAO, 2015.

Conforme relatórios da Secretaria do Comércio Exterior e Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio, SECEX, MDIC (2005, 2006) no ano de 2005 o cenário externo apresentou crescimento da economia mundial com aumento da demanda, principalmente por alimentos e aumento nos preços internacionais. Em 2005, o preço da carne bovina teve aumento de 41,6% em relação a 2004. O aumento nas vendas em 2006 foi de 60,8% em relação ao ano de 2005. Neste período o mercado russo foi o principal importador de carne bovina brasileira.

Conforme Meister et al. (2007), a mudança pode ser explicada, em grande parte, pela adequação do rebanho às normas sanitárias internacionais, pela abertura de novos mercados e pelos problemas sanitários dos rebanhos de outros países exportadores, principalmente a

União Europeia. Os problemas sanitários enfrentados pelos rebanhos eram decorrentes da Encefalopatia Espongiforme Bovina - BSE, conhecida como mal da vaca louca.

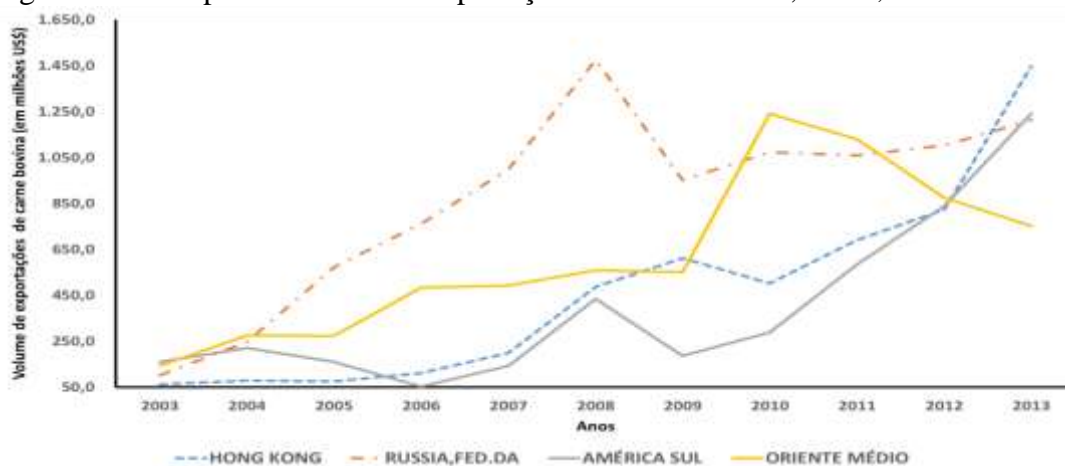
Em 2005, foram registrados focos de febre aftosa no Mato Grosso do Sul, em 2006, no Paraná, fator que contribuiu para a redução das exportações nacionais em virtude das barreiras sanitárias impostas por países importadores (MEISTER *et al.*, 2007).

O período de 2007 a 2011 foi recessivo na produção pecuária nacional, em decorrência das barreiras sanitárias e do cenário econômico mundial. No ano de 2011, o Brasil perdeu a liderança de maior exportador de carne para os EUA. O volume de exportação foi reduzido em 11%, provavelmente em decorrência da desvalorização do dólar em relação ao Real, do aumento do custo de produção (CONAB, 2013; OCDE/FAO, 2015).

Em 2010 e 2011, ocorreu redução do consumo interno, o preço da carne bovina atingiu o maior pico da série histórica em janeiro de 2011 quando foi negociado a R\$ 18,00/kg ao consumidor final no mercado de São Paulo (CONAB, 2013; OCDE/FAO, 2015). Os relatórios da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) em 2013 e 2014 indicaram as mudanças ocorridas no setor, em 2012, influenciadas pelas condições climáticas no hemisfério norte. Nos EUA, o período de estiagem afetou a produção de carne em 2012 e 2013 e pela desvalorização do Real em relação ao Dólar norte americano que impulsionou novamente o aumento das exportações.

As exportações de carne bovina no país em 2013 apresentaram concentração quanto o direcionamento de mercados, aproximadamente 70% do total exportado teve direcionamento a seis países (Hong Kong, Rússia, Venezuela, Egito, Chile e Irã). A evolução do volume de exportações para estes países entre 2003 e 2013 está na Figura 6, os valores da Venezuela e Chile foram agrupados na América do Sul, Egito e Irã foram agrupados em Oriente Médio.

Figura 6 - Principais destinos das exportações de carne bovina, Brasil, 2003-2013



Fonte: Elaborados pela autora a partir de dados da SECEX e MDIC, 2015.

O forte crescimento das relações comerciais entre o Brasil e a Rússia foi intensificado a partir de 2004 e culminou em 2008. O valor total das exportações em 2008 foi US\$ 5,3 bilhões, a Rússia importou naquele ano aproximadamente de US\$ 1,5 bilhão e representou 27,8% das exportações totais. O comércio com Hong Kong também apresentou forte crescimento a partir de 2008 e tem mantido a tendência de crescimento deste então.

2.6 Custos de Produção de Carne nos Frigoríficos

Assim como no sistema de produção pecuária, a oferta dos frigoríficos sofre influências dos custos dos insumos ou do custo de produção da carne e subprodutos e vinculam-se aos objetivos de maximização econômica, minimização de custo, maximização da eficiência produtiva, atendimento de determinados padrões de qualidade, alcançar competitividade nos produtos.

Neste contexto, a maximização econômica considera que as variações na rentabilidade da firma podem decorrer das margens de comercialização que consideram o nível geral do preço de venda da carne e subprodutos obtidos no mercado, o preço pago na compra do boi gordo e da ociosidade da capacidade produtiva da firma (YARDLEY-PODOLSKI, 1982).

Ainda conforme Yardley-Podolski (1982) a gestão eficiente dos recursos materiais no frigorífico depende inicialmente do monitoramento e controle da compra do boi para a formação do preço de custo da produção da carne e subprodutos e logo em seguida pelo monitoramento dos preços de venda da carne que serão praticados no mercado.

Na análise do custo da produção da carne Zen (2005), apontou que na função custo dos frigoríficos com insumos que compõem o custo variável: o boi gordo ou a carcaça equivalente, água, energia, fretes e embalagens. O boi representava 86% do total dos custos variáveis de produção do frigorífico.

De acordo com Yardley-Podolski (1982) e Sereno et al. (2013), o preço de compra do boi gordo pode ser influenciado pela sazonalidade da oferta.

As oscilações no aproveitamento da capacidade produtiva podem levar a maiores riscos de investimentos para as unidades de maior porte e maior variação nos preços de custos. Empresas de menor porte e menos tecnificadas tendem a apresentar custos unitários superiores aos das empresas exportadoras (IEL; CNA; SEBRAE NACIONAL, 2000).

Das estratégias utilizadas pelos frigoríficos para estabilização do fornecimento de bois para o abate, constam a integração vertical e o confinamento próprio, este último objetivando a redução da dependência dos pecuaristas (BUAINAIN; BATALHA, 2007).

De forma semelhante, Igreja et al. (2010) indicaram que no Estado de São Paulo, as restrições produtivas de bovinos poderiam ser minimizadas com a atuação dos frigoríficos nas atividades pecuárias que contassem com criações integradas e adoção de tecnologia avançada, infraestrutura privilegiada, principalmente, na destinação da produção ao mercado externo e ao mercado consumidor. A verticalização da cadeia produtiva da carne bovina foi apontada como alternativa para maior competitividade na produção de carne.

2.7 Cadeia da Carne Bovina

Os principais estudos sobre cadeias produtivas baseiam-se em dois modelos sistêmicos adotados: (I) *Commodity Systems Approach (CSA)* e (II) *Filière*. Em ambos, destaca-se o processo produtivo sequenciado em operações. O modelo da *CSA (Commodity Systems Approach)* é complementado pelo *Supply Chain Management (SCM)* e focam nas estratégias da firma. Relaciona-se ao macro sistema e ao ambiente institucional regulatório. O *SCM* relaciona-se com os mecanismos de coordenação do sistema e seus integrantes, o que permite observar a análise de desempenho dos agentes e suas relações no espaço ou no tempo. II) *Filière* é proveniente da Escola de Economia Industrial Francesa, e tem como foco as ações governamentais (IEL; CNA; SEBRAE NACIONAL, 2000; ZYLBERSZTAJN, 2005).

A cadeia da carne bovina “in natura” caracteriza-se como uma cadeia completa, além disso, é uma das mais complexas quanto à estrutura e os agentes envolvidos (TIRADO et al., 2008a). Segundo Wilkison e Rocha (2005, p. 2), constitui a cadeia agroindustrial de carne bovina a “indústria de insumos, pecuaristas, indústrias de abate e de preparação da carne, distribuidores (atacadistas e varejistas) e consumidores finais, internos e externos”. Ainda, destacam-se as atividades de pesquisa, atividades de apoio e o sistema financeiro como integrantes complementares desta cadeia (WILKINSON; ROCHA, 2005).

Considerando a Cadeia Produtiva de Carne como um sistema maior, as relações entre os agentes podem ser visualizadas na Figura 7 logo adiante que demonstra os elementos que compõe a cadeia tais como os setores funcionais e as formas de organização, e ainda os subsistemas (elos) que foram caracterizados desde fornecedores de insumos até o consumidor final. O fluxo de produtos está representado por setas vermelhas e indicando os setores que atendem aos setores subsequentes, de forma a indicar quais segmentos se relacionam e quais segmentos não se relacionam diretamente. As setas verdes representam o fluxo financeiro, que parte do consumidor final até chegar ao fornecedor de insumos. As setas e o campo

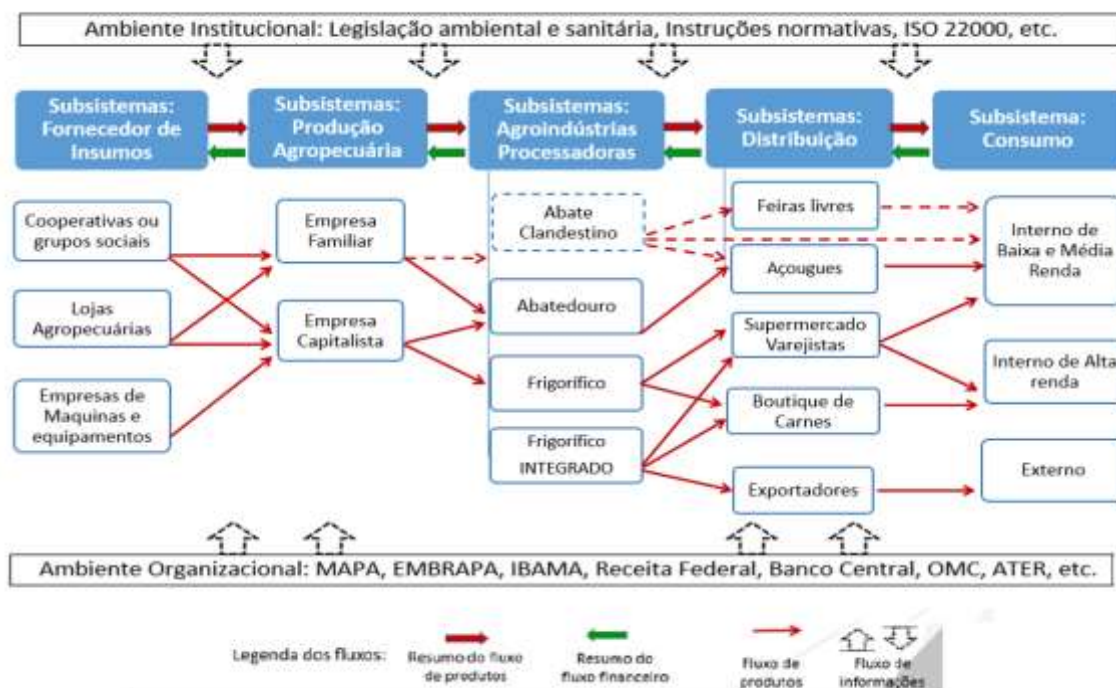
tracejado representam o segmento indesejado que deve ser combatido e eliminado por oferecer risco ao consumidor.

Envolvendo todo esse ambiente, de forma a influenciá-lo, encontram-se os ambientes organizacionais, compostos pelos órgãos públicos ou privados e os ambientes institucionais representadas pelas normas emitidas por esses órgãos que regem a cadeia. Esses ambientes não são componentes diretos da cadeia, mas possuem grande influência sobre a mesma. As setas tracejadas emitidas por esses ambientes representam o fluxo de informações.

No modelo adotado, a etapa de produção agropecuária foi segmentada em empresa familiar e empresa capitalista. Este subsistema gera produtos (boi gordo) que serão absorvidos pelo subsistema das agroindústrias processadoras, também segmentados pelas características semelhantes, classificados em abate clandestino, abatedouros (menos tecnificados), frigoríficos menos ou mais integrados, com maior ou menor nível tecnológico adotado.

O subsistema agroindústrias fornece produtos (carne) que será absorvido pelo subsistema de distribuição, que organizará o produto em feiras livres, açougues, supermercados, boutiques de carnes e exportadores que será absorvido pelo subsistema consumo composto pelo consumidor interno de baixa e média renda, pelo consumidor interno de alta renda e pelo consumidor externo.

Figura 7 - Cadeia da Carne Bovina



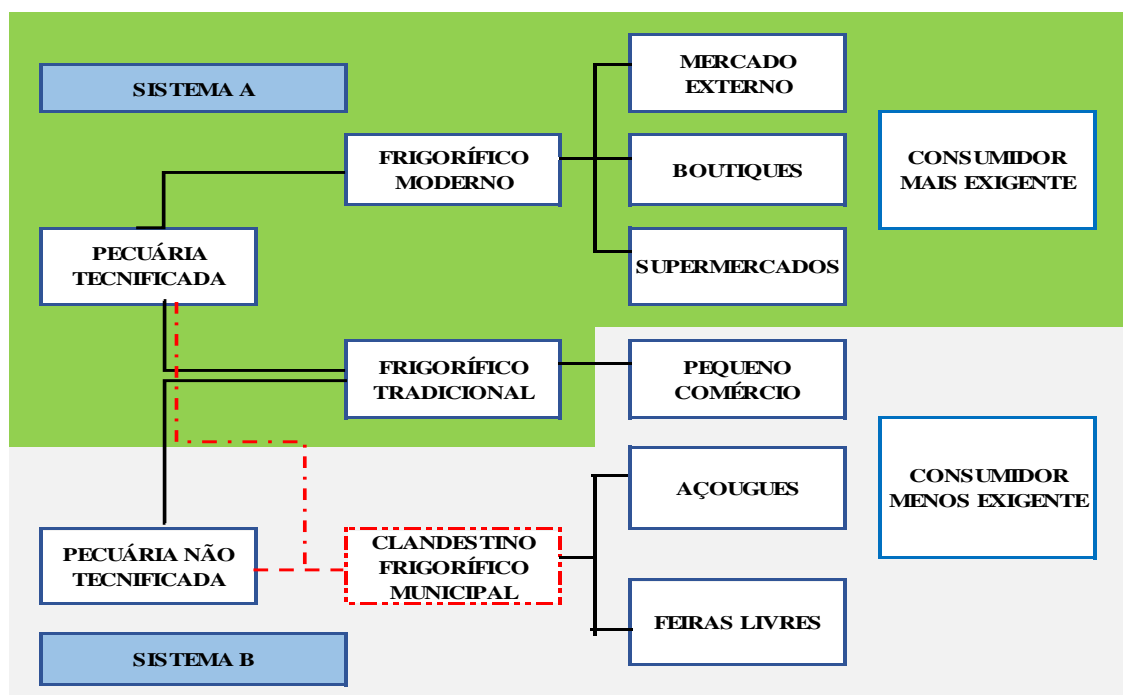
Fonte: Adaptado do modelo elaborado por IEL, CNA, SEBRAE NACIONAL (2000).

Observou-se que a cadeia da carne bovina como um sistema maior composto de subsistemas menores que realizam atividades específicas para atender ao subsistema seguinte.

Conforme Batalha e Souza Filho (2005) e Batalha e Buainain (2007), os agentes distribuídos em toda cadeia apresentavam perfis financeiro e social heterogêneos, além dos distintos padrões tecnológicos, atendimento de exigências legais e sanitárias. Eles classificaram o sistema agroindustrial em dois sistemas A e B.

O Sistema A é composto por agentes mais tecnificados que atendem aos padrões de consumo mais elevados e estão capacitados para atuarem no mercado externo, sendo mais competitivos. O Sistema B é composto por agentes menos tecnificados, direcionados ao mercado interno e, portanto, menos competitivos, conforme Figura 8, a seguir.

Figura 8 - Sistemas de produção de carne bovina



Fonte: Adaptado do modelo de Batalha e Souza Filho (2005).

Associado as distinções entre os sistemas A e B, o principal produto da cadeia é tratado como *commodity*, ou seja, destina-se principalmente a mercados que absorvem um produto de menor valor agregado e menores margens.

Os efeitos econômicos para a cadeia levam a exigir dos diferentes elos da cadeia melhor gestão e foco nos custos de produção e relacionam-se à precificação e a consequente rentabilidade do setor, podendo afetar as relações comerciais entre os agentes e consequentemente a competitividade da cadeia.

2.7.1 Competitividade da Cadeia da Carne Bovina no Brasil

A competitividade como abordada por Porter (1991) nos estudos das estratégias das organizações representa o desempenho de qualquer empresa e é motivada pela rentabilidade derivada do negócio e pela rentabilidade resultante da posição que a companhia ocupa no âmbito de sua competência principal. A intensidade da competitividade e a rentabilidade na indústria são representadas pela capacidade da empresa em adaptar-se ao ambiente externo (mercado ou sistema econômico) e interno (a organização) a fim de manter ou superar a sua participação no mercado. A competitividade decorre de cinco forças competitivas e suas características técnicas e econômicas classificadas como: a) novos entrantes; b) produtos substitutos; c) poder de barganha dos compradores; d) poder de barganha dos fornecedores; e) rivalidade entre os atuais concorrentes.

A análise da competitividade segundo a abordagem teórica da estratégia das organizações considera a firma a unidade de análise principal, e a competitividade de um setor ou nação relaciona-se a somatória dos agentes que o compõe (IEL; CNA; SEBRAE NACIONAL, 2000).

Conforme Aguiar (2005), os estudos da competitividade e das estratégias das firmas que integram o agronegócio no Brasil têm os enfoques teóricos da Organização industrial. A concorrência é analisada sob a perspectiva microeconômica que observa a redução do bem-estar social por estruturas de mercado não concorrenciais e o uso do poder de mercado pelas firmas. São dois os enfoques teóricos utilizados a saber: I) Estrutura-Condução-Desempenho (ECD); II) Modelo da Escola de Chicago.

No modelo ECD a estrutura de mercado determina a conduta da empresa e esta determina o desempenho do mercado. Por sua vez, a estrutura do mercado também é afetada pelo comportamento estratégico das firmas que buscam criar a diferenciação de produto, impor barreiras a novos entrantes via preço e desempenho no mercado. A lucratividade determinaria o número de firmas participantes do mercado.

Já para o modelo da Escola de Chicago, a estrutura de mercado decorre da tecnologia e da demanda. A tecnologia determina o tamanho mais eficiente da firma e a demanda a quantidade de firmas no mercado. Neste modelo as ineficiências das firmas possibilitam novos entrantes em busca de oportunidades de lucros. O modelo assume ausência de barreiras a entrantes e nenhuma intervenção do Estado. A análise da eficiência dependerá da tecnologia existente para desenvolver e aprimorar produtos e serviços.

Nas abordagens da Organização Industrial, a mensuração da competitividade dá-se na análise de indicadores: a) *Market share* que é a participação da empresa ou de seus produtos no mercado; e b) Eficiência das estratégias adotadas pelas empresas quanto a aspectos gerenciais, financeiros, tecnológicos, organizacionais.

Na cadeia da carne bovina até a década de 1990 a maioria das empresas produtoras de carne direcionavam seus produtos ao mercado interno. A modernização do setor de abate de bovinos era lenta, faltava integração entre o setor produtivo e o setor industrial se comparado à cadeia da carne branca que tinha adotado novas tecnologias nos sistemas de produção e abate e promovido à integração vertical da cadeia. A abertura comercial patrocinada pelo governo a partir dos anos de 1990 possibilitou o estabelecimento de novos padrões de competição e direcionamento aos mercados internacionais (COUTINHO; FERRAZ, 1994).

Os estudos de Batalha e Buainain (2007) apontaram que a competitividade da indústria de carne esteve orientada até o passado recente pelas vantagens de custos de produção com base em recursos naturais abundantes e poucas restrições ambientais. Além disso, a ocorrência de doenças em países tradicionalmente produtores e exportadores abriram oportunidades em mercados para os quais o Brasil tradicionalmente não exportava.

Já Oiagen (2010) mensurou a competitividade dos sistemas de produção da bovinocultura de corte nas Regiões Sul e Norte do Brasil sob o enfoque da Organização Industrial e estratégia de empresas. Os principais direcionadores utilizados foram: Tecnologia, Gestão, Relações com o Mercado e Ambiente Institucional. Os resultados da pesquisa apontaram que a Região Sul apresentou maior competitividade que a Região Norte. Os fatores críticos de sucesso apontados pelo autor foram: integração lavoura pecuária, planejamento estratégico, cálculo de indicadores financeiros, formação de preços, acesso de inovações tecnológicas e organização dos produtores.

2.7.2 Comercialização de Bovinos de Corte no Brasil

A partir do aporte teórico da Nova Economia Institucional (NEI) e da Economia dos Custos de Transação (ECT) as transações de compra e venda entre os agentes da cadeia produtiva da carne bovina requerem a adoção de coordenação, principalmente quanto aos mecanismos de comercialização ou estruturas de governança. Os principais mecanismos de coordenação ou estruturas de governança são: 1) Mercado a vista, 2) Contratos, 3) Alianças Estratégicas e 4) Integração Vertical (AZEVEDO, 2008).

Nas transações a vista que ocorrem no mercado *spot* ou físico como é designado para produtos como *commodities*. Estas transações geralmente ocorrem em um único instante do tempo, são tipicamente esporádicas e apresentam elevadas doses de incertezas quanto ao comportamento das flutuações dos preços e de abastecimento.

De acordo com Azevedo (2008), no mecanismo “contrato” que ocorrem no mercado a termo, as transações se consumam em dois ou mais instantes do tempo, inclusive em momentos futuros. Possui características mais flexíveis e tendem a atender os interesses das partes. As relações duram o tempo do contrato. Os preços acordados assim como o pagamento e a entrega do produto podem ser preestabelecidos ou variáveis.

Contratos comercializados no mercado de futuros têm como características a padronização e a simplificação das transações. Os contratos de futuros especificam o objeto transacionado, o local e a data para entrega do produto. Quanto o local da entrega somente pode ser especificado dentre as opções oferecidas pelo mercado, também a data para entrega observa um cronograma padrão das instituições responsáveis pela comercialização. As quantidades negociadas nos contratos de futuros são necessariamente um múltiplo inteiro de um lote-padrão (AZEVEDO, 2008).

Ainda de acordo com o mesmo autor, a escolha dos mecanismos de comercialização ou estruturas de governança pelos agentes considera a redução das incertezas entre as partes e os custos de transação de: a) elaboração e negociação de contratos, b) gastos de mensuração e fiscalização de informações, c) monitoramento de desempenho e d) organização de atividades (AZEVEDO, 2008).

As negociações dos contratos do boi gordo no mercado futuro referem-se ao ativo financeiro boi gordo e atualmente são comercializados na BM&FBOVESPA. O preço do ativo ou título é determinado pela quantidade de informações disponíveis no mercado, e medidos pela volatilidade.

Volatilidade corresponde às flutuações em torno de uma média ou a variabilidade dos retornos de um ativo. A volatilidade é medida por meio de estatística e considera a variância e o desvio padrão. A variância busca observar quanto os valores praticados diferem da média, já o desvio-padrão é adotado em finanças como o valor do risco. Quanto maior o risco, maior o desvio padrão (GITMAN, 2010; LEMES JÚNIOR, 2002; ROSS; WESTERFIELD e JAFFE, 2010).

De acordo com Urso (2007), os contratos do boi gordo negociados no mercado futuro geralmente são utilizados como *hedge* pelos frigoríficos e pecuaristas como forma de reduzir

os impactos da variação de preços de compra e venda do boi gordo e nas cotações para o câmbio nas exportações.

Os agentes pecuaristas integrantes da cadeia possuem razoável independência e autonomia em relação à indústria frigorífica, tornando a integração vertical da cadeia frágil se comparada às cadeias da carne de frango e suínos (SCHIESINGER, 2010).

Nas relações comerciais entre pecuaristas e frigoríficos analisadas por Pigatto et al. (2006) sobre os fatores determinantes para realização da venda do boi, o primeiro fator apontava para o nível de confiança dos pecuaristas em relação aos frigoríficos, associado ao risco operacional destes, ou seja, na incapacidade de pagamento do boi gordo adquirido ao prazo ou financiado pelo pecuarista. O segundo fator foi distância física do frigorífico. Em terceiro, os vínculos sociais com o comprador e por último o preço.

Nos estudos de Caleman & Zylbersztajn (2010) sobre as transações efetuadas entre produtores rurais e empresas frigoríficas no mercado *spot* (sic) no Estado do Mato Grosso do Sul, foram identificadas três modalidades de comercialização de animais para abate no mercado físico, sendo: 1) negociação entre o pecuarista e o frigorífico; 2) intermediação de terceiros comissionados pelos produtores e frigoríficos; 3) intermediação e revenda por terceiros.

Os principais atributos considerados na formação do preço de venda do animal no mercado físico foram: a) gênero (macho ou fêmea); b) peso e idade; c) qualidade; d) sanidade; e) rastreabilidade; f) distância entre a fazenda e o local do abate. O preço de compra da arroba do boi (15 kg) pago pelos frigoríficos no mercado físico foi o peso vivo ou peso morto do animal, as variações foram em função do rendimento da carcaça apurado após o abate que sofreu influência da raça, dieta, idade e as técnicas de *toalete* (CALEMAN; ZYLBERSZTAJN, 2010).

Quanto à coordenação, foram considerados os aspectos: a) falhas na coordenação dos mecanismos de coordenação em não prover de garantias para as transações; indícios de risco pela falta de pagamentos frigorífico-produtores; a falta de acesso dos pecuaristas ao poder judiciário a fim de garantir direitos de propriedade (CALEMAN; ZYLBERSZTAJN, 2010).

Nas relações entre os produtores e frigoríficos Caleman e Zylbersztajn (2010) apontaram conflitos inerentes às assimetrias de informações entre os agentes. Pecuaristas apontaram incertezas sobre aferição do rendimento das carcaças, apurados pelos frigoríficos, a desconsideração de atributos de qualidade, descontos em função de não conformidades do

animal, falta de remuneração pelo couro, e principalmente pela de falta de pagamentos causados por falências, concordatas, o que reduz o nível de confiança dos pecuaristas.

As formas plurais de governança adotadas nas transações de suprimento entre frigoríficos e pecuaristas foram analisadas por Silveira *et al.* (2015) que buscaram identificar as determinantes da adoção de formas plurais por frigoríficos. Formas plurais é a denominação para o uso simultâneo de distintas formas de governança que regem as transações entre os frigoríficos e seus fornecedores.

A análise comparativa das estruturas de governança adotadas por frigoríficos, e as motivações para as escolhas destas estruturas revelaram que, no frigorífico que tinha sua produção direcionada ao mercado interno e externo eram adotadas formas plurais por tipo de produto adquirido e observavam condicionantes como ambiguidade, complexidade e posicionamento estratégico (SILVEIRA *et al.*, 2014).

As escolhas das formas plurais de governança possibilitaram maior rentabilidade, redução de assimetrias informacionais, poder de barganha pela vantagem de escala. Nos demais frigoríficos analisados as transações ocorriam no mercado *spot*, sendo que não foram percebidos nos resultados complexidades e motivações estratégicas e pouca ambiguidade nas transações (SILVEIRA *et al.*, 2014).

2.7.3 As Relações Comerciais e o Uso do Poder de Mercados na Compra do Boi Gordo

O estudo de Urso (2007) abordou análises empíricas do poder de mercado na comercialização de insumos por frigoríficos nos Estados de São Paulo, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul e na compra de carne pelas redes de varejo. Foram analisadas as relações comerciais entre os agentes da cadeia da carne bovina (pecuaristas, frigoríficos e supermercado) nos ambientes de interação de mercado físico e mercado futuro. A autora identificou o exercício do poder de mercado por parte dos frigoríficos na compra do boi, em função da localização destes nas proximidades das regiões produtoras. O poder exercido na cadeia foi caracterizado como oligopólio com franja, no qual as empresas líderes são seguidas em seus comportamentos por empresas franjas.

Golani e Moita (2010) adotaram a análise empírica das relações comerciais entre pecuaristas e frigoríficos em São Paulo na compra do boi gordo, nos anos 1994 a 2008. O mercado foi classificado como oligopsônio por apresentar número maior de produtores distribuídos nas diversas regiões produtoras do país, e um número menor de grandes

frigoríficos concentrados em SP nas proximidades dos centros consumidores. O modelo estimou a conduta (*mark-up*) dos frigoríficos. Indicaram exercício de poder de mercado moderado dos frigoríficos em São Paulo e rejeitaram a hipótese de poder de mercado no Brasil.

Caleman, Cunha e Alcantara (2011) analisaram as empresas exportadoras de carne bovina brasileira e os impactos dos preços praticados no mercado externo sobre os preços no mercado interno. Em seus estudos destacaram a estrutura concentrada em número reduzido de empresas exportadoras que apresentam eficiência econômica ligada ao preço da carne brasileira, e barreiras de entrada pela escala de produção.

Boechat e Alves (2014) nas decisões dos julgamentos do Sistema Brasileiro de Defesa do Consumidor (SBDC) que consideram perspectivas geográficas do mercado nacional relevante na atuação dos frigoríficos. Estudaram os processos de atos de concentração julgados pelo Conselho de Administração de Defesa Econômica (CADE), nos casos de fusões e aquisições de frigoríficos do setor de abate de bovinos no Brasil entre 2003 e 2010. Foram comparadas as políticas de defesa da concorrência pela teoria antitruste, aplicada no guia para análise econômica de atos de concentração horizontal pelo SBDC. As decisões dos julgamentos do CADE consideraram a localização geográfica nacional para delimitar o mercado relevante na atuação dos frigoríficos. Para eles, a atuação dos frigoríficos no país ocorria em mercados regionais, portanto, caso alteradas as análises do mercado nacional para mercado regional relevante, possivelmente, os resultados indicariam o exercício de poder de mercado por frigoríficos nas transações de compras do boi gordo por frigorífico junto com pecuaristas.

Concluída, assim a descrição do referencial teórico, o capítulo a seguir trata dos materiais e métodos utilizados para investigação e análise dos dados sustentados por esse estudo.

MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Enfoque da Pesquisa

A pesquisa científica foi realizada considerando abordagens de caráter quantitativo. As abordagens e o método quantitativo contribuem na quantificação de dados e informações coletados, no tratamento destes por meio de técnicas estatísticas. No método quantitativo é possível reunir os dados e informações em conjuntos de elementos e estabelecer comparações entre estes (MARCONI; LAKATOS, 2004).

Quanto à natureza, as pesquisas podem ser descritivas, exploratórias ou explanatórias. As pesquisas de natureza descritivas podem ser adotadas quando o objetivo busca descrever a incidência de fenômeno ou quanto os resultados forem previsíveis. Os estudos exploratórios podem ser adotados quando o objetivo busca resolver um problema por meio de possíveis hipóteses e há variáveis relevantes a serem consideradas. A coleta de dados baseia-se em não estruturada e flexível. Pesquisas explanatórias são usadas quando os objetivos são mais operacionais e podem ser traçados ao longo do tempo (YIN, 2005).

A seguir descrevem-se os dados para, na sequência, apresentar a metodologia estatística adotada nesta dissertação.

3.2 Descrição e Amostra dos Dados

Para as investigações da oferta no mercado de bovinos de corte, teve-se como objetivo investigar os dados relativos ao período de 2000 a 2014. Considerando-se que para a análise do padrão comportamental plurianual sobre o ciclo do boi, tornou-se necessária a inclusão de mais três anos no ciclo de análise. Foram os dados do abate de bovinos disponíveis na pesquisa trimestral do abate de animais no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2014. Todos os dados foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) por meio de acessos ao site <http://www.sidra.ibge.gov.br> em datas distintas, todas no ano de 2015, durante o período de realização da pesquisa.

Dentre os fatores que mais influenciam a curva da oferta de acordo com a literatura foram analisadas as séries dos preços do boi gordo e do bezerro no mercado à vista. Tais preços representam uma *proxy* dos preços diários divulgados pelo CEPEA/ESALQ/USP no Estado de São Paulo. A *proxy* do preço do bezerro refere-se à praça de Campo Grande - MS.

Todos os dados foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA no ano de 2015. Para os preços dos insumos ou fatores de produção foi considerado o indicador do Custo Operacional Total que foi disponibilizado pelo grupo de pesquisas boi gordo do CEPEA/ESALQ e representaram a média nacional.

A fim de atender objetivos específicos relacionados ao comportamento temporal: sazonalidade, tendência e ciclo, aqui denominado de ciclo plurianual da pecuária, os dados do abate de bovinos foram classificados e agrupados por tipo do rebanho, a saber: bovinos fêmeas e machos. Logo em seguida foram padronizados na frequência mensal do abate.

Foram coletados ainda dados diários no Instituto de Economia Aplicada IEA, de uma *proxy* dos preços das carnes: dianteiro com osso, traseiro com osso e ponta de agulha praticadas no Estado de São Paulo.

Os dados referentes a cotação diária do dólar norte americano em Reais foram extraídos da base de dados do Banco Central do Brasil (BACEN), no período considerado. Os dados referentes às exportações brasileiras foram obtidos no site da SECEX/MDIC e relatório da OCDE/FAO em 2015.

Na construção de modelos matemáticos que descrevessem o comportamento dos abates de bovinos fêmeas, dos abates totais de bovinos e o comportamento dos preços do boi e do bezerro foram consideradas variáveis endógenas e exógenas dos sistemas de produção. O rol de 17 variáveis investigadas na pesquisa encontra-se na Tabela 4 a seguir.

Tabela 4 - Variáveis para explicar a dinâmica dos modelos das séries do abate e do preço

Abreviação	Variável
ABF	Abate de bovino fêmea
CAF	Ciclo do Abate de fêmeas
EAF	Estacionalidade do abate de fêmeas
ABM	Abate de bovinos machos
ABT	Abate total de bovinos
PBG	Preço do Boi Gordo
CPBG	Ciclo do Preço do Boi Gordo
IEPBG	Índice estacional do Preço do Boi Gordo
VMBG	Volatilidade no mercado do Boi Gordo
PRB	Preço do Bezerro
VMBE	Volatilidade no mercado do bezerro
IEPB	Índice Estacional do Preço do Bezerro
USPV	Cotação do dólar US\$ em R\$ - Preço de Venda
ECBT	Exportações de Carne Bovina (em toneladas)
EXUS\$	Exportações em Valor de dólares US\$
COT	Custo Operacional Total
PTA	Preço do Traseiro no atacado em R\$/KG

Fonte: Elaborados pela autora.

3.3 Descrição dos Métodos

A investigação dos dados nesta dissertação foi realizada pelo método de análise de séries temporais, que podem ser univariadas ou multivariadas. Inicialmente, foram descritas as principais definições das terminologias estatísticas e respectivas representações matemáticas empregadas, conforme identificado na literatura, e na sequência foram indicados os procedimentos adotados.

Entende-se por séries temporais uma sequência de observações arranjadas cronologicamente e que representam a realização de um processo estocástico. Os métodos de séries temporais caracterizam-se por utilizarem o comportamento histórico de uma variável para realizar previsões de curto prazo sobre essa variável (ROSSI; NEVES, 2014).

Conforme Cassiano (2014), a série temporal pode ser univariada ou multivariada. Os modelos univariados envolvem a análise de apenas uma série de tempo discreto com observações no conjunto contínuo e em intervalos equidistantes no tempo. A abordagem desta dissertação foi dedicada às séries univariadas.

3.3.1 Procedimentos de Análise das Séries Temporais

Para análise das séries temporais univariadas foram observados no primeiro momento os procedimentos de verificação de estacionariedade e as análises estatísticas descritivas.

Uma das suposições mais frequentes que se faz a respeito de uma série temporal é a de que ela é estacionária, ou seja, desenvolve-se no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, o que reflete alguma forma de equilíbrio. A presença de variável não estacionária poderia representar regressões espúrias que corresponderiam à falta de veracidade dos coeficientes estimados.

A verificação da estacionariedade foi realizada inicialmente por meio da visualização do gráfico da série. As observações consideraram se as variáveis possuíam médias e variância constantes no tempo. Para confirmação da estacionariedade foi aplicado o teste de raiz unitária denominado Teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) realizado no *software* Eviews 6.0.

Para melhor compreensão dos dados foram realizadas análises estatísticas descritivas das séries. As principais medidas estatísticas consideradas foram: média, mediana, mínimo, máximo, desvio padrão, coeficiente de variação e amplitude da amostra. As medidas estatísticas foram apresentadas em tabelas e em gráficos como o *Box-Plot* e Histograma.

Ao considerar estudos sobre o mercado de bovinos que apontavam comportamento cíclico e estacional na oferta e nos preços dos bovinos, foram aplicados os métodos de análise e modelagem de séries temporais, quais sejam: a) Método de Decomposição e b) Modelos Box-Jenkins.

O primeiro método foi utilizado para determinação dos componentes temporais: sazonalidade, tendência e ciclo nas séries de abate e do preço do boi gordo e do bezerro, cujos procedimentos adotados foram descritos no item 3.3.2.

3.3.2 Análise de Decomposição Clássica

Para identificação dos componentes temporais tendência, sazonalidade, ciclo e ruído foram realizados análises de decomposição clássica da série temporal pelo *software FPW*.

A maneira clássica de decomposição fundamenta-se em um modelo aditivo ou multiplicativo que envolve os componentes da série. A decomposição aditiva pode ser representada por meio da expressão $Y_t = m_t + S_t + \varepsilon_t$, e caso o modelo seja multiplicativo, pode-se representar a decomposição como $Y_t = m_t S_t \varepsilon_t$, em que m_t e S_t representam as componentes de tendência e sazonalidade incluindo a variação cíclica, respectivamente, e ε_t retrata o ruído ou erro aleatório.

As séries foram classificadas de acordo com Rossi e Neves (2014, p.214) como pertencente ao modelo multiplicativo, considerado mais aderente à modelagem de séries históricas, daí sua utilização que pode ser representada pela estrutura:

$$Y = T \times C \times S \times A \quad (1)$$

Onde os fatores T, C, S e A são os efeitos supramencionados: Tendência, Ciclo, Sazonalidade e Componentes Aleatórios. Para identificar a Tendência e o Ciclo das séries de abates foi seguido o procedimento de decomposição proposto por Rossi e Neves (2014, p.215), em quatro passos: 1) filtragem; 2) índices sazonais; 3) tendência; 4) ciclo.

- Primeiro passo: filtragem das médias móveis. Foram calculadas as médias móveis de período $t=12$, iniciando no centro do período, ou seja, em $t = 6$.
- Segundo passo: Índices de sazonalidade. Foram calculadas as médias móveis centradas (média de duas médias móveis consecutivas). A média móvel centrada representa os dados

originais Y sem o efeito da sazonalidade e dos componentes aleatórios (ROSSI E NEVES, 2014, p.218). Daí, a partir de (1) tem-se que:

$$\text{Média Móvel Centrada} = \frac{T x C x S x A}{S x A} = T x C \quad (2)$$

- Terceiro passo: Estimação da Tendência por Regressão Linear Simples da Média Móvel Centrada, em função do tempo t (variável independente x) e finalmente o quarto passo:
- Obtenção do Ciclo (ROSSI e NEVES, 2014, p.220). Da equação (2), pode-se deduzir que:

$$C = \frac{\text{Média Móvel Centrada}}{T} \quad (3)$$

Então, pelos valores estimados pela linha de tendência, obteve-se a série T para logo em seguida dividir os valores de média móvel centrada pelos respectivos valores de T , quando obtiveram as respectivas variações cíclicas.

Após verificação do padrão comportamental temporal nas séries foram realizados procedimentos para analisar e modelar as séries temporais com objetivos de identificar modelos matemáticos que descrevessem o comportamento da série temporal. Os procedimentos de modelagem das séries estão descritos nos itens 3.3.3 a seguir.

3.3.3 Modelos Box-Jenkins

As modelagens das séries consideraram procedimentos de modelagem das séries univariadas sob o enfoque de Box e Jenkins (1976), atualizado em Box, Jenkins e Reinsel (1994) e Box, Jenkins e Reinsel (2008). Os modelos de previsão propostos por Box e Jenkins (BJ) permitem obter uma estrutura algébrica, modelo matemático, que explique a série temporal e, a partir deste modelo, valores futuros da série podem ser previstos. Isto é feito explorando a correlação temporal que existe geralmente entre os valores exibidos pela série.

Para as modelagens do abate de bovinos foi considerado o modelo Autorregressivo Integrado de Médias Móveis-ARIMA (da expressão *Auto Regressive Integrate Moving Average*) que resulta da combinação de três componentes também denominados “filtros”: o componente Autorregressivo (AR), o filtro de Integração (I) e o componente de Médias Móveis (MA). Conforme literatura, as séries estacionárias podem conter os três filtros ou apenas um subconjunto deles, o que resulta em várias alternativas de modelos passíveis de

análise pela metodologia Box e Jenkins.

Como estratégia para a construção do modelo da classe ARIMA foram adotados procedimentos iterativos nos quais a estrutura do modelo foi encontrada com estudo dos próprios dados.

Os estágios do ciclo iterativo foram: 1) Especificação; 2) Identificação; 3) Estimação parâmetros; 4) Verificação ou diagnóstico do modelo.

- Primeiro estágio: Especificação que considerou uma classe geral de modelos para a análise. Para a especificação do modelo ARIMA, considerou que, seja $\{y_t\}_{t=1}^T$ uma realização do processo estocástico $\{Y_t\}_{t=1}^T$, isto é, uma série temporal estacionária de segunda ordem que não apresenta movimentos sazonais. Conforme Gujarati e Porter (2011, p.630 e p.769) um modelo que pode ser usado para modelar o comportamento dinâmico desta série é o autorregressivo de ordem p , $AR(p)$ definido por:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t, \quad (4)$$

Onde $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ são parâmetros autorregressivos; c é uma constante (a ser estimada) e $u_t \sim RB(0, \sigma^2)$. Ainda de acordo com Gujarati e Porter (2011, p.770), outro modelo comumente usado é o de Médias Móveis de ordem q , $MA(q)$, dado por:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 u_{t-1} - \dots - \theta_q u_{t-q}, \quad (5)$$

Onde $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ são parâmetros de médias móveis; c é uma constante (a ser estimada) e $u_t \sim RB(0, \sigma^2)$. Para obter maior flexibilidade no ajuste de uma série temporal, às vezes é vantajoso incluir tanto termos autorregressivos como de médias móveis. Segundo Gujarati e Porter (2011, p.770) esta composição caracteriza o modelo autorregressivo e de médias móveis ARMA (p, q) , onde p é a ordem autorregressiva e q é a ordem de média móveis, dado por:

$$y_t = C + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \dots - \theta_q u_{t-q}, \quad (6)$$

Onde C é uma constante, $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ são parâmetros autorregressivos; $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ são parâmetros de médias móveis, a serem estimados e $u_t \sim RB(0, \sigma^2)$.

O modelo em (6) pode ser representado em termos de dois polinômios, os quais são obtidos com o defasamento $\nabla = (1 - B)$, onde B é definido por $B^d(y_t) = y_{t-d}$. Assim uma nova representação para (6) seria a equação (7):

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(y_t - \mu) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)\varepsilon_t, \quad (7)$$

Onde, μ , $\phi_k \in \mathbb{R}$ e $\theta_j \in \mathbb{R}$ denotam os parâmetros do modelo de Box & Jenkins a serem estimados, e u_t o ruído em t .

A verificação da estacionariedade das séries temporais foi realizada através da análise de perfil dos gráficos da função de autocorrelação simples ρ_k , a qual é definida em (8):

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (8)$$

Onde \bar{y} é a média da série temporal $\{y_t\}_{t=1}^T$; e k , a defasagem da autocorrelação.

A determinação das ordens p e q foram realizadas por meio de uma análise do perfil dos gráficos das funções de autocorrelação (ρ_k) – ACF (*autocorrelation function*) – e de autocorrelação parcial (ϕ_{kk}) – PACF (*partial autocorrelation function*), conforme proposto por Hamilton (1994) e Morettin e Tolo (2006).

Posteriormente, as séries dos resíduos dos modelos contaram com a aplicação do teste de raiz unitária. Foram os seguintes modelos de testes da raiz unitária adotados: I) Baseado na função de autocorrelação, como cálculo da estatística de Ljung-Box; II) Teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF); e III) Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, disponível no *software* Eviews (KPSS).

Para as séries não estacionárias, a metodologia de Box e Jenkins aplica-se também a um subgrupo específico de séries não estacionárias, que são aquelas que se tornam estacionárias após a aplicação de diferenças. O número de diferenças necessário para tornar uma série estacionária é chamado ordem de integração da série.

Um processo é dito ser integrado de ordem d se $\{y_t\}_{t=1}^T$ é não estacionária, mas a série resultante após d diferenças em $\{y_t\}_{t=1}^T$ é estacionária. Se esta série resultante das d diferenças pode ser modelada por um modelo ARMA (p,q) tem-se a seguinte formulação:

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)[(1 - B)^d y_t - \mu] = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)\varepsilon_t, \quad (9)$$

Assim, $\{y_t\}_{t=1}^T$ é um processo autorregressivo integrado de médias móveis, um ARIMA (p, d, q) , onde o parâmetro de diferenças d , por definição, assume valores inteiros positivos.

- Segundo estágio: Identificação de um modelo com base na análise de autocorrelações, autocorrelações parciais e outros critérios como normalidade e estacionariedade da série.

As séries dos abates apresentaram sazonalidade, conforme Hipel e McLeod (1994), e puderam ser modeladas por modelos do tipo ARIMA. Os modelos sazonais são descritos como sazonais autorregressivos integrados e de médias móveis SARIMA $(p, d, q) \times (P, D, Q)_S$. Então, supondo que $\{y_t\}_{t=1}^T$ apresente sazonalidade, o modelo Box & Jenkins para $\{y_t\}_{t=1}^T$ é dado por:

$$\varphi(B)(1 - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^{pS}) \nabla^d (1 - B^S)^D y_t = \theta(B)(1 - \Theta_1 B - \dots - \Theta_q B^{qS}) u_t, \quad (10)$$

Onde: $\varphi(B) = (1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p)$, $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$, d são os polinômios das diferenças simples; D é a ordem das diferenças sazonais; S é o período sazonal; $\varphi_k \in \mathbb{R}$, e $\theta_j \in \mathbb{R}$ são, respectivamente, os coeficientes dos polinômios não sazonais; e $\Phi_m \in \mathbb{R}$ e $\Theta_n \in \mathbb{R}$ são, respectivamente, os coeficientes dos polinômios sazonais conforme descrito em Hamilton (1994) e Morettin (1997).

- Terceiro estágio: Estimação dos parâmetros de modelos ARIMA. A estimação dos parâmetros dos modelos identificados foi feita computacionalmente, pelo método de máxima verossimilhança.
- Quarto estágio: Verificação ou diagnóstico do modelo ajustado, por meio de análise de resíduos, para saber se o modelo foi adequado para previsão.

Para escolha do modelo com melhor desempenho nas previsões, foram adotados os critérios: a) modelo que minimiza as métricas, b) *BIC*, e c) maior R^2 .

Estas medidas foram automaticamente calculadas nos principais *softwares* utilizados para as análises das séries temporais.

A qualidade do ajuste foi analisada por medidas de qualidade do ajuste listadas na Tabela 5.

Tabela 5 - Medidas de qualidade do ajuste

Medidas de qualidade dos ajustes	Equação	Observações
Erro absoluto médio (<i>Mean Absolute Deviation</i>)	$MAD = \frac{\sum_{i=1}^T y_i - \hat{y}_i }{T}$	
Raiz do erro quadrado médio (<i>Root Mean Square Error</i>)	$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^T (y_i - \hat{y}_i)^2}{T}}$	
Raiz do erro quadrado médio Padronizado	$RMSEP = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^T (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^T (y_i - \bar{y})^2}}$	
Erro de previsão (<i>Forecast Error</i>):	$FE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^T (y_i - \hat{y}_i)^2}{T - k}}$	onde k é o número de parâmetros do modelo.
Erro percentual absoluto médio (<i>Mean Absolute Percentual Error</i>)	$MAPE = \frac{\sum_{i=1}^T \left \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right }{T} \times 100$	
Coefficiente de explicação R^2	$R^2 = \left(1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \right) \times 100$	
Crítério de Informação Bayesiano (<i>Bayesian Information Criterion – BIC</i>):	$BIC = -2\ln L(\psi) + [2k\ln(T)]/T$	onde $L(\psi)$ é uma função de verossimilhança maximizada.
<i>Geometric Mean Relative Absolute Error – GMRAE</i> :	$GMRAE = \sqrt[T]{\prod \left \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i - y_i} \right }$	

Fonte: Consolidado pela autora a partir de Gujarati e Porter, 2011.

A seguir serão apresentados os modelos não lineares adotados nas análises das séries financeiras, preço do boi gordo, preço do bezerro e cotação do dólar em Reais.

3.3.4 Modelos não lineares

Nas modelagens das séries financeiras do preço do boi e do bezerro foram adotados procedimentos propostos por Morettin e Toloi (2006) que consideraram que geralmente tais séries apresentam a variância condicional variando no tempo e os modelos lineares do tipo ARIMA não são adequados para descrever este tipo de comportamento. Para as séries dos preços foram realizadas análises por modelos não lineares.

Há uma grande variedade de modelos não lineares na literatura, mas neste trabalho o foco foi dado aos modelos Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva – ARCH (*AutoRegressive Conditional Heterocedasticity*) e Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada – GARCH (*Generalized ARCH*) que são não lineares na variância. O objetivo desta abordagem foi modelar o que se chama de volatilidade, que é a variância condicional de um retorno.

Baseado em Morettin e Toloi (2006, p.361) seja P_t o preço de um ativo financeiro, os retornos logarítmicos (ou *log* dos retornos, ou taxa de crescimento) da série P_t são dados por:

$$R_t = 100 \times \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = 100 (\ln P_t - \ln P_{t-1}). \quad (11)$$

Sejam $\mu_t = E(R_t|F_{t-1})$ = média condicional do retorno e $h_t = Var(R_t|F_{t-1})$ = variância condicional do retorno, onde F_{t-1} é a informação até o instante $t - 1$, ou seja, $\{P_1, P_2, \dots, P_{t-1}\}$. Pode-se supor, sem perda de generalidades, que $\mu_t = 0$ de modo que $h_t = Var(R_t|F_{t-1}) = E(R_t^2|F_{t-1})$.

A caracterização das propriedades estatísticas das séries de retornos de preços é importante para permitir a correta aplicação de modelos aos dados, que possibilitem inferir a respeito das características dos retornos, sobretudo as medidas de média, variância e o desvio-padrão que vão determinar o retorno esperado e a previsão da volatilidade para os próximos períodos. Esta determinação é fundamental para a decisão de investimentos.

3.3.4.1 Modelos ARCH

De acordo com Gujarati e Porter (2011) o modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heterocedasticity*), adotado nesta dissertação na análise das séries temporais dos preços do boi gordo e do bezerro, foi desenvolvido para a estimação da volatilidade em uma série financeira por Engle (1982).

Uma vez que $h_t = Var(R_t|F_{t-1}) = E(R_t^2|F_{t-1})$, o Modelo ARCH utiliza uma função quadrática dos retornos passados para estimar a volatilidade no instante t .

Segundo Morettin e Tolo (2006, p.365) ao considerar uma série temporal estacionária de retornos, R_t , estima-se a sua variância condicional (volatilidade) h_t no instante t utilizando um modelo ARCH de ordem r , dado por:

$$R_t = \sqrt{h_t} u_t \quad (12)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \dots + \alpha_r R_{t-r}^2 \quad (13)$$

Onde $\alpha_0 > 0$, $\alpha_r > 0$, $\alpha_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, r - 1$ (condições que garantem a positividade de h_t), além disso segue que u_t é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância 1 (na prática supõe-se que u_t possui uma distribuição normal ou *t* de *Student*).

Uma condição que garante que um processo ARCH (r) é estacionário quando $\sum_{i=1}^r \alpha_i < 1$. Na construção de modelos ARCH, a série de retornos deve ser não correlacionada.

Então o primeiro passo foi tentar ajustar um modelo ARIMA para a série de retornos R_t , para remover a correlação serial na série, se esta existir. Segue que, quando se referir a R_t nos estudos de modelos ARCH, R_t é a série de retornos original se esta for não correlacionada ou então R_t é o resíduo da aplicação de um modelo ARIMA à série original. Para verificar se a série apresentava heterocedasticidade condicional, aplicou-se o teste de Box-Pierce-Ljung ou o teste de multiplicadores de Lagrange na série R_t^2 .

Dada à forma de modelar a volatilidade, descrita em (13), e dado que $h_t = \text{Var}(R_t|F_{t-1}) = E(R_t^2|F_{t-1})$, R_t^2 é um estimador não-viesado de h_t , o valor atual do quadrado de retorno depende de quadrados de retornos passados, comportamento similar ao de um modelo autorregressivo.

Então, a função de autocorrelação parcial de R_t^2 pode ser usada para sugerir a ordem de um modelo ARCH (r).

A estimação dos parâmetros do modelo ARCH foi obtida computacionalmente pelo método de máxima verossimilhança condicional.

3.3.4.2 Modelos GARCH

Conforme Morettin e Toloi (2006) uma generalização dos modelos ARCH foi apresentada por Bollerslev (1986), o denominado modelo GARCH (Generalized ARCH).

“Um modelo GARCH pode ser usado para descrever a volatilidade de uma série com menos parâmetros que um modelo ARCH (MORETTIN E TOLOI, 2006, p.383). Considere uma série temporal estacionária de retornos, R_t , estima-se a sua variância condicional (volatilidade) h_t no instante t utilizando um modelo GARCH de ordens r e s , dado por:

$$R_t = \sqrt{h_t} u_t \quad (14)$$

$$h_t = \alpha + \beta_1 R_{t-1}^2 + \dots + \beta_r R_{t-r}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} \dots + \beta_s h_{t-s} \quad (15)$$

Onde, $\alpha > 0$, $\beta_r > 0$, $\beta_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, r - 1$, $\beta_s > 0$, $\beta_j \geq 0$, $j = 1, 2, \dots, s - 1$ (condições que garantem a positividade de h_t), u_t é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância 1 (na prática supõe-se

que u_t possui uma distribuição normal ou *t de Student*). Ou seja, o modelo GARCH considera que a volatilidade atual depende dos quadrados de retornos passados e também de volatilidades passadas.

Conforme Morettin e Toloí (2006), a identificação da ordem de um modelo GARCH, a ser ajustado a uma série real, usualmente é difícil e recomendam que se usem modelos de ordem baixa, como (1,1), (1,2) ou (2,1) e o melhor destes modelos é então escolhido. A estimação dos parâmetros do modelo GARCH foi obtida computacionalmente pelo método de máxima verossimilhança condicional.

3.3.5 Modelos de Regressão Linear Múltipla

A realização da Análise de Regressão Linear Múltipla é uma técnica de dependência confirmatória cujo objetivo é estudar o comportamento de uma variável dependente métrica em função de outras variáveis independentes explicativas que se apresentam na forma linear. Nesta dissertação foi utilizada para confirmar a relação entre o abate de bovinos fêmeas e totais, os preços do boi gordo e do bezerro.

Conforme Fávero et al (2009, p.357) e Gujarati e Porter (2011, p.205) o Modelo de Regressão Linear Múltipla (MRLM) da variável dependente Y em função de k variáveis explicativas independentes X_1, X_2, \dots, X_k pode ser escrito da seguinte forma:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + u \quad (16)$$

- α é o intercepto do modelo.
- $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ são os coeficientes angulares de cada variável explicativa do modelo.
- u é o termo de erro ou resíduo, diferença entre o valor real de Y e o valor previsto pelo modelo. Este erro representa as variáveis que não foram incluídas no modelo e podem ter algum poder de explicação da variável Y .

Os parâmetros $\alpha, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ do modelo são estimados pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, que considera que as melhores estimativas para estes parâmetros são aquelas que minimizam a soma dos quadrados dos resíduos.

As suposições teóricas do MRLM são:

- O erro tem média zero;
- O erro tem variância constante σ^2 , desconhecida (ausência de heterocedasticidade);
- Os erros são não correlacionados (ausência de multicolineariedade);

- Os erros têm distribuição normal;
- As variáveis regressoras X_1, X_2, \dots, X_k assumem valores fixos.

Se as suposições do MRLM se verificam, então a variável Y tem distribuição normal com variância σ^2 e média dada por:

$$E(Y|X_1, X_2, \dots, X_k) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (17)$$

Assim, o parâmetro β_k ($k > 0$) estimado representa a variação (média) esperada na variável resposta (Y) quando a variável X_k sofre um acréscimo unitário, enquanto todas as outras variáveis são mantidas constantes. Se os valores de X_k incluem os valores nulos, então o valor estimado de α é a média de Y quando $X_k = 0, \forall k$. Em caso contrário não existe interpretação prática para o intercepto α .

A técnica de regressão oferece uma oportunidade para a criação de modelos que explicitam a influência relativa de cada parâmetro sobre a variável dependente e para a elaboração de previsões de Y em função dos possíveis valores que as variáveis explicativas podem assumir.

A técnica deve ser utilizada com rigor necessário por meio da verificação dos pressupostos do modelo que deve ser globalmente significativo, ou seja, ter todos os coeficientes significativos e alto poder de explicação.

Os pressupostos do modelo: distribuição normal da variável independente, ausência de heterocedasticidade e ausência de multicolineariedade são analisados pelo teste de Kolmogorov. Há multicolinearidade quando uma variável independente é explicada por outras duas ou mais variáveis independentes juntas e isso pode não ser captado pela análise da matriz de correlação (SEILER, 2004).

Os testes de hipóteses de significância sobre os parâmetros do MRLM são úteis para verificar a adequabilidade e a significância do modelo.

A significância dos parâmetros $\alpha, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ foi avaliada por testes t-de Student individuais; a significância do modelo foi avaliada pelo teste F para significância da regressão.

3.3.5.1 Teste F para significância da regressão

O teste para significância da regressão é um teste para determinar se há uma relação Linear entre a variável resposta e algumas das variáveis regressoras X_1, X_2, \dots, X_k ao considerar as hipóteses:

$$\begin{cases} H_0: \beta_k = 0, \forall k > 0, \\ H_1: \beta_k \neq 0 \text{ para algum } k > 0 \end{cases} \quad (18)$$

Se H_0 é rejeitada, tem-se que ao menos uma variável explicativa X_1, X_2, \dots, X_k contribui significativamente para o modelo e o modelo de regressão é, em geral, significativo.

3.3.5.2 Testes t de Student individuais para os coeficientes da regressão

Testes de hipóteses individuais para os coeficientes da regressão são fundamentais para determinar se cada variável explicativa é importante para o modelo de regressão. Por exemplo, o modelo pode ser mais eficaz com a inclusão ou com a exclusão de novas variáveis. Adicionar uma variável ao modelo de regressão sempre causa um aumento na soma dos quadrados da regressão e um decréscimo na soma dos quadrados do erro.

Entretanto, a adição de variáveis regressoras também aumenta a variância do valor ajustado de Y . Por isso, recomenda-se ter cuidado para incluir somente variáveis regressoras que realmente explicam a variável resposta.

As hipóteses para testar a significância de qualquer coeficiente de regressão individualmente, para cada $k \geq 0$ foram dadas por,

$$\begin{cases} H_0: \beta_k = 0 \\ H_1: \beta_k \neq 0 \end{cases} \quad (19)$$

Se H_0 não é rejeitada para o parâmetro β_0 , o intercepto pode ser retirado do modelo. Se H_0 não é rejeitada para o parâmetro β_k , $k > 0$, então pode-se retirar a variável X_k do modelo já que esta não influenciará a resposta de forma significativa.

3.3.5.3 Coeficiente de determinação múltiplo – R^2

De acordo com Fávero et al (2009, p.353) o coeficiente de determinação do R^2 é definido por:

$$R^2 = \frac{SQR}{SQT} = \frac{Var(\bar{Y})}{Var(Y)} = 1 - \frac{Var(u)}{Var(Y)} \quad (20)$$

Este coeficiente é conhecido pela capacidade de ajuste ou de explicação do modelo. Mostra quanto o comportamento das variáveis independentes (X) explicam a variação das variáveis dependentes (Y) e não justificam uma relação de causalidade da variável Y pelos vetores de variáveis X.

3.3.5.4 Coeficiente de determinação ajustado - R_a^2

O coeficiente de determinação ajustado foi definido por Fávero et al. (2009, p.353) como:

$$R_a^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-k} \right) (1 - R^2) \quad (21)$$

Este coeficiente ajustado pode ser menor quando outra variável X entra no modelo, pois a diminuição na SQE pode ser compensada pela perda de 1 grau de liberdade no denominador $n - k$.

3.3.5.5 Variáveis explicativas do Modelo de Regressão Linear Múltipla - MRLM

Em modelos de regressão múltipla, um dos desafios é determinar, dentre todas as variáveis explicativas disponíveis, um subconjunto de variáveis independentes que melhor explique a variável resposta. Construir um modelo que inclui apenas um subconjunto de variáveis explicativas realmente importantes envolve dois objetivos conflitantes: a) obter o máximo de informação por meio de um modelo com tantas variáveis independentes possíveis; b) diminuir a variância da estimativa e o custo da coleta por meio de um modelo com menor número de variáveis.

Desta forma, obter um equilíbrio entre esses dois compromissos é de interesse. Existem duas principais estratégias no processo de *seleção de variáveis*:

- Todos os modelos possíveis: considera todos os subconjuntos possíveis de variáveis explicativas, por meio de critérios de avaliação, seleciona-se o melhor deles.
- Seleção Automática ou Manual: faz uma busca do melhor subconjunto de variáveis explicativas sem considerar todos os possíveis subconjuntos.

Dado o modelo de regressão linear múltipla descrito em (17):

$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + u$, e suas suposições. O método de todos os modelos possíveis possibilita a análise do ajuste de todos os submodelos compostos pelos possíveis subconjuntos das k variáveis e identifica os melhores desses subconjuntos, segundo critérios de avaliação. Seja a notação R_k^2 do coeficiente de determinação múltipla de um modelo

com k variáveis explicativas, isto é, k coeficientes e o intercepto β_0 , $R_k^2 = \frac{SQR}{SQT}$.

O critério utilizado nesse método é que ao se adicionarmos uma variável insignificante tem-se um aumento mínimo de R_k^2 . Assim, ele é mais usado para julgar quando parar de adicionar variáveis do que para encontrar o melhor modelo, já que R_k^2 nunca diminui quando k aumenta. Para evitar dificuldades na interpretação de R^2 , foi utilizado o R_a^2 (R^2 ajustado) de acordo com Fáverio et al (2009, p.353) que definiu a equação com $k + 1$ coeficientes como:

$$R_a^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-(k+1)} \right) (1 - R_k^2) \quad (22)$$

O R_a^2 não necessariamente aumenta com a adição de parâmetros no modelo. Na verdade se s variáveis explicativas são incluídas no modelo (modelo com $k + s$ variáveis), o R_a^2 desse modelo excederá R_a^2 do modelo com k variáveis apenas se a estatística parcial F para testar a significância dos adicionais s coeficientes passar de 1^2 . Consequentemente, um critério para a seleção de um modelo ótimo é escolher o modelo que tem o R_a^2 máximo. O quadrado médio dos resíduos de um modelo de regressão é obtido por meio de:

$$QME = \frac{SQE}{n-k-1} \quad (23)$$

Em SQE é a soma dos quadrados dos resíduos. O QME sempre decresce conforme k aumenta. O quadrado médio do erro inicialmente decresce, estabiliza e eventualmente pode aumentar. Esse eventual aumento surge quando a redução do QME ocorre ao adicionar um coeficiente para o modelo não é suficiente para compensar a perda nos graus de liberdade do denominador de QME .

Como a seleção de todas as regressões possíveis necessita de considerável esforço computacional, outros métodos foram desenvolvidos para selecionar o melhor subconjunto de variáveis sequencialmente, adicionando ou removendo variáveis em cada passo.

3.3.5.6 Critério automático

O critério para a adição ou remoção de covariáveis é geralmente baseado na estatística F , comparando modelos com e sem as variáveis em questão. O AIC, assim como outros critérios, também podem ser utilizados na decisão de inserir e remover variáveis. Existem três

² Para mais detalhes ver Seber (1977).

procedimentos automáticos: Método *Forward*, Método *Backward* e Método *Stepwise*. Enquanto o método *Forward* começa sem nenhuma variável no modelo e adicionam-se variáveis a cada passo, o método *Backward* faz o caminho oposto. O *Stepwise* é uma modificação da seleção *Forward* em que a cada passo todas as variáveis do modelo são previamente verificadas pelas suas estatísticas F parciais.

Uma variável adicionada no modelo no passo anterior pode ser redundante para o modelo por causa do seu relacionamento com as outras variáveis e se sua estatística F parcial for menor que F_{out} , ela é removida do modelo. Neste trabalho foi usada a metodologia *Stepwise*.

3.4 Ferramentas Computacionais

Para a obtenção dos resultados foram utilizados *softwares* para análise das séries temporais, programação e estimação dos parâmetros dos modelos: FPW 3.0 (*Forecast Pro for Windows*), Eviews 6.0, Gretl (*Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*), SPSS versão 1.7.1. Para a construção do banco de dados, manipulação de variáveis e obtenção de gráficos foram utilizadas planilhas eletrônicas. A identificação e estimação dos modelos lineares de previsões univariadas de séries temporais (ARIMA e SARIMA) foram elaboradas pelo *software* FPW.

Os *softwares* Eviews e GRETL foram utilizados para identificação, obtenção e estimação dos modelos não lineares (ARCH e GARCH) de previsão univariada de séries temporais. O *software* SPSS foi utilizado para a escolha manual de variáveis. Os programas foram utilizados em ambiente cedido pelo Laboratório de Estatística da Universidade Federal Fluminense (LES-UFF).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A apresentação emerge na seguinte ordem dos itens e subitens: 4.1 Oferta de bovinos de corte no Brasil; 4.2 Preço e finalmente no item 4.3 modelos para estimativa das determinantes do abate, dos preços do boi gordo e do bezerro no mercado brasileiro.

4.1 Mercado de Bovinos de Corte no Brasil

A fim de alcançar o objetivo da análise do mercado de bovinos de corte no Brasil entre os anos de 1997 e 2014, foram realizadas investigações da oferta de animais para o abate. Dentre os fatores que influenciaram a oferta foram considerados neste estudo o preço dos insumos representado pelo Custo Operacional Total (COT) das propriedades, o preço do boi gordo e o preço do bezerro, ambos disponibilizado pelo CEPEA/ESALQ.

Para identificação do padrão comportamental da oferta de bovinos de corte no mercado, foram realizadas análises estatísticas descritivas, decomposição e modelagem das séries temporais do abate de bovinos fêmeas, bovinos machos e bovinos totais, respectivamente. Finalmente as séries temporais do abate de bovinos fêmeas, bovinos machos e bovinos totais foram modeladas por modelos tipo ARIMA.

4.1.1 Série Temporal do Abate de Bovinos Fêmeas

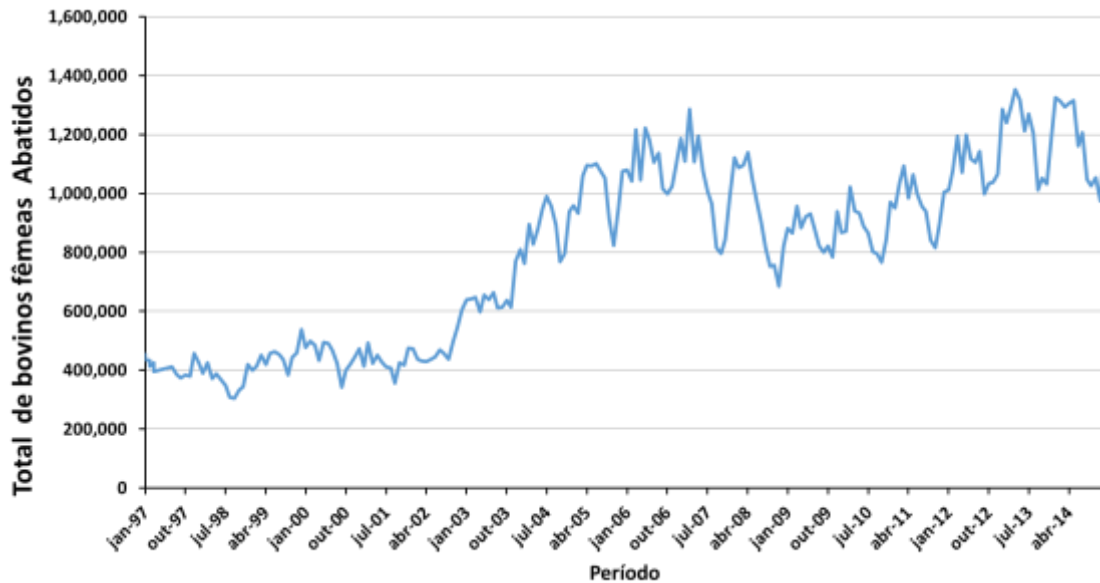
Na análise da série temporal do abate de bovinos fêmeas foram consideradas as unidades de cabeças de vacas e novilhas que totalizaram 172.334.903 fêmeas abatidas no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2014, correspondente a 216 meses.

A série temporal do abate de bovinos fêmeas (Figura 9), apresentou alteração de nível e variância ao longo do tempo, sugerindo sua não estacionariedade. Esta foi testada com a aplicação do teste de raiz unitária denominado Teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Para a realização do teste foram consideradas as hipóteses:

- 1) $H_0: \delta = 0$, a série é estacionária;
- 2) $H_1: \delta \neq 0$, a série é não estacionária.

O resultado do teste ADF confirmou as evidências de não estacionariedade da série, o valor da estatística T foi de -1,463595 e p-valor = 0,5502, logo não rejeitou a hipótese de raiz unitária: $H_1: \delta \neq 0$.

Figura 9 - Série do abate de bovinos fêmeas, Brasil, 1997 a 2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da pesquisa.

Provavelmente, a partir do ano de 2001, as variações tenham ocorrido de forma mais intensa influenciadas pela elevação do rebanho nacional, conforme dados do IBGE nos períodos analisados. Também, pelo aumento do consumo interno e das exportações conforme relatórios divulgados pela SECEX/MDIC.

4.1.1.1 Sazonalidade série do abate de bovinos fêmeas

Para melhor compreender o comportamento temporal dos dados foi realizada a análise descritiva. Os resultados indicaram que no período entre os meses de março a maio houve em termos médios e medianos os maiores números de abate. Em ordem decrescente, março apresentou os maiores números com 875.973 cabeças médias e 990.125 cabeças medianas, seguido pelo mês de maio com 860.698 cabeças médias, e 927.341 cabeças medianas, e o mês de abril representou o terceiro maior mês de abate de bovinos fêmeas, 825.803 cabeças médias e 860.698 cabeças medianas.

O período entre os meses de setembro a novembro apresentou os menores números em termo médios e mediados de abate de fêmeas. Os menores valores médios registrados foram observados na sequência com 711.597 cabeças no mês de setembro, 780.784 cabeças em outubro e 724.626 cabeças em novembro. A mediana apresentou valores em setembro de 797.697 cabeças, 766.784 cabeças em outubro e 789.784 cabeças em novembro.

As principais medidas estatísticas da série do abate de bovinos fêmeas encontram-se na Tabela 6.

Tabela 6 - Medidas estatísticas do número de abate dos bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014

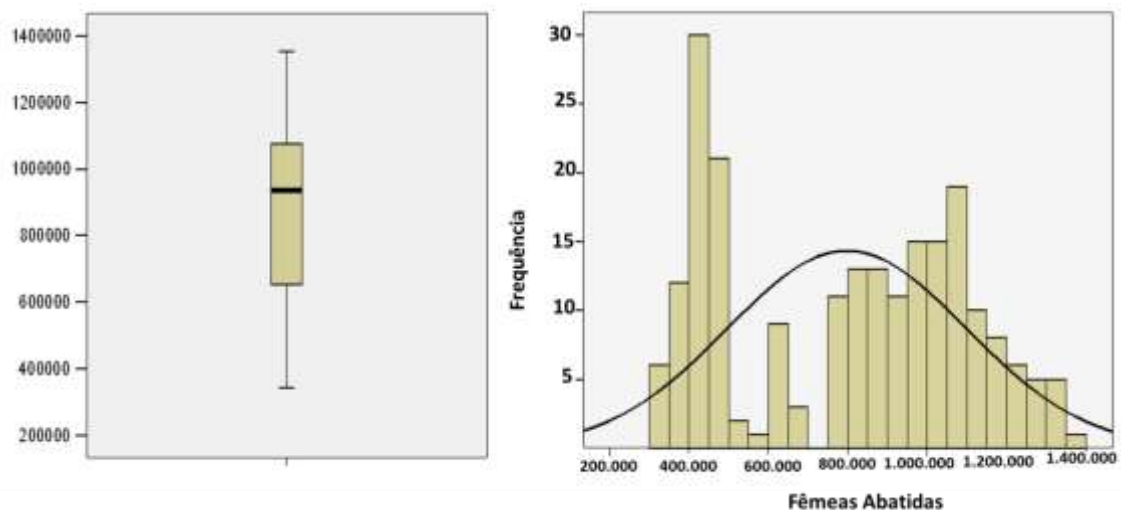
Mês	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Amplitude Amostral
1	823.485	874.329	400.501	1.324.731	316.174	0,36	924.230
2	809.451	868.339	389.725	1.313.430	316.765	0,36	923.705
3	875.973	990.125	426.071	1.295.799	345.506	0,35	869.728
4	825.803	912.040	372.067	1.352.509	339.544	0,37	980.442
5	860.698	927.341	387.758	1.317.762	344.881	0,37	930.004
6	823.709	940.668	367.833	1.212.789	313.547	0,33	844.956
7	810.424	890.115	348.400	1.269.050	309.988	0,35	920.650
8	773.198	820.058	309.129	1.205.279	304.360	0,37	896.150
9	704.438	797.697	304.628	1.027.015	267.937	0,34	722.387
10	711.597	766.717	332.158	1.054.305	245.487	0,32	722.147
11	724.626	789.784	343.581	1.037.528	245.842	0,31	693.947
12	830.759	938.707	419.153	1.190.501	270.083	0,29	771.348

Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

A distribuição da série temporal pode ser observada no gráfico *Box-Plot* que é uma representação gráfica de medidas de localização que correspondem aos valores máximo, mínimo, à mediana e ao primeiro e terceiro quartis da variável.

O Histograma representa o agrupamento dos dados em classes de amplitudes fixas ou variáveis no eixo horizontal e a frequência da distribuição representada no eixo vertical, ambos na Figura 10.

Figura 10 - Box-Plot, Histograma série do abate de bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* FPW.

Pela visualização do *Box-Plot* na Figura 10, observou-se que não há *outliers* que são valores discrepantes da variável nos dados da série original, e o histograma na mesma figura mostra que a distribuição não se ajusta à curva da normal. A investigação da normalidade da distribuição dos dados foi efetuada pelo Teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S). Considerou as hipóteses:

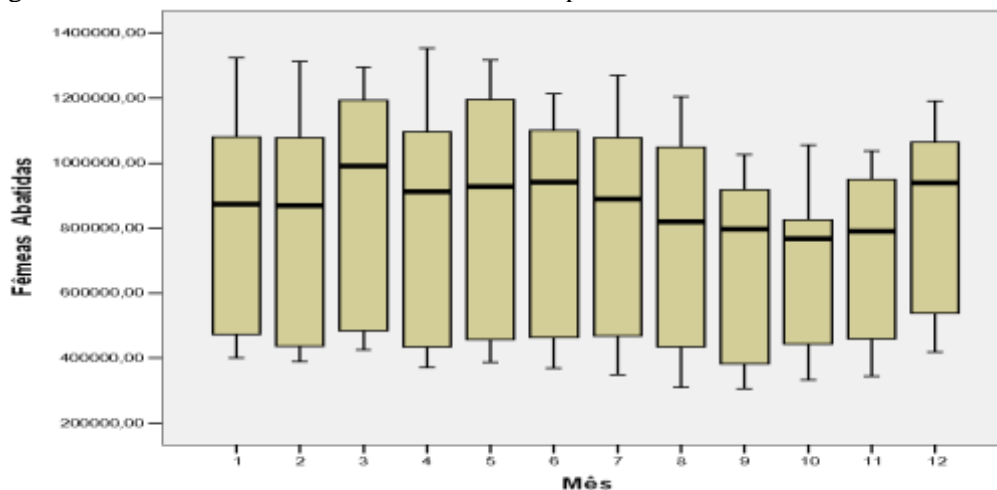
- 1) $H_0: \delta = 0$, aceita que a distribuição dos dados se ajusta à curva da normal;
- 2) $H_1: \delta \neq 0$, rejeita a hipótese nula.

O resultado do K-S foi de 2,337 e p-valor igual a 0,000, o que levou à rejeição da hipótese nula de normalidade para a distribuição da série de abate das fêmeas.

As medidas de localização da série do abate de bovinos fêmeas nos meses de janeiro de 1997 a dezembro de 2014, permitiram inferir que nos meses de março, abril e maio têm-se, em termos médios e medianos, os maiores abates dos bovinos fêmeas. Para os meses de setembro, outubro e novembro ter os menores abates de fêmeas.

Os diferentes padrões em meses distintos sugerem presença de sazonalidade na série do abate de bovinos fêmeas e podem ser observados no *Box-Plot* da figura 11 a seguir.

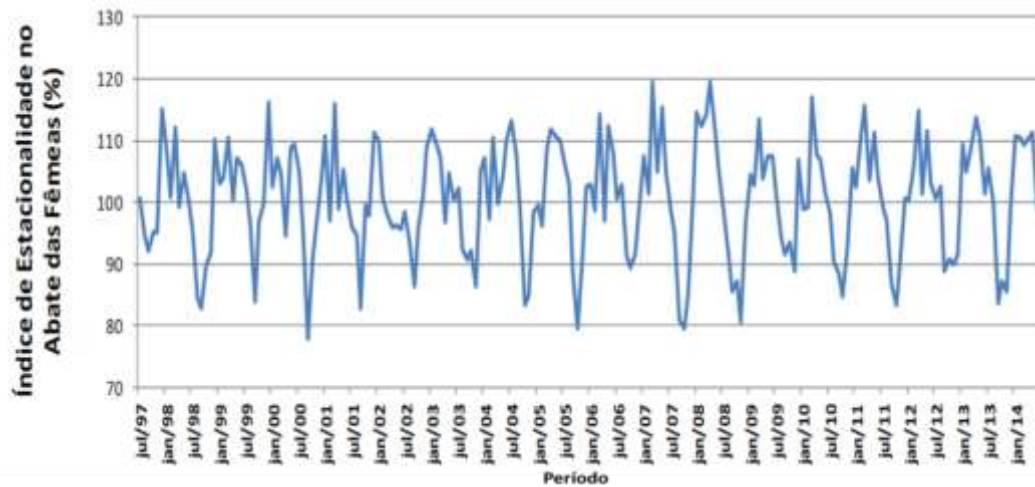
Figura 11 - *Box-Plot* de bovinos fêmeas abatidos por mês, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativa da pesquisa obtidas por meio do *software* FPW.

O índice estacional da série de abate de bovinos fêmea apresentou variações entre 78% e 120%, o que leva a confirmar os indícios de padrão estacional, uma vez que os maiores abates ocorreram nos meses iniciais do ano, e os menores nos meses de setembro, outubro e novembro, conforme Figura 12.

Figura 12 - Índice de Estacionalidade série abate de bovinos fêmeas, Brasil,1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Conforme Barcellos (2011), o maior número de fêmeas abatidas no início do ano deve-se ao período de reprodução, quando as fêmeas vazias são destinadas ao abate. Já o período de menor abate no final do ano coincide com o período logo após os partos, quando as fêmeas ainda estão com o bezerro ao pé.

4.1.1.2 Tendência e ciclo plurianual da série do abate de bovinos fêmeas

Para identificação dos componentes tendência, ciclo, sazonalidade e aleatoriedade presentes no padrão básico da série histórica de abate de fêmeas realizou-se a análise de decomposição clássica da série temporal pelo *software FPW* e foram obtidos os seguintes percentuais relativos a cada componente: Tendência/Ciclo: 95,21%, Sazonalidade: 3,22% e Aleatório: 1,57%, com formação multiplicativa como esperado, uma vez que a série exibe variação não constante em torno da média. Sendo assim, a série temporal Y de abate mensal dos bovinos fêmeas tem a representação de composição da equação (1), $Y = T \times C \times S \times A$.

A presença dos componentes temporais considerou a execução de procedimentos de obtenção das médias móveis para o período de $t=12$, iniciando no centro do período com $t=6$, posteriormente, foram eliminados os efeitos da sazonalidade (2) com a obtenção das médias móveis centradas para finalmente efetuar a estimação da tendência da média móvel centrada. A tendência da média móvel centrada foi estimada por regressão linear simples da média móvel centrada em função do tempo t (variável independente x).

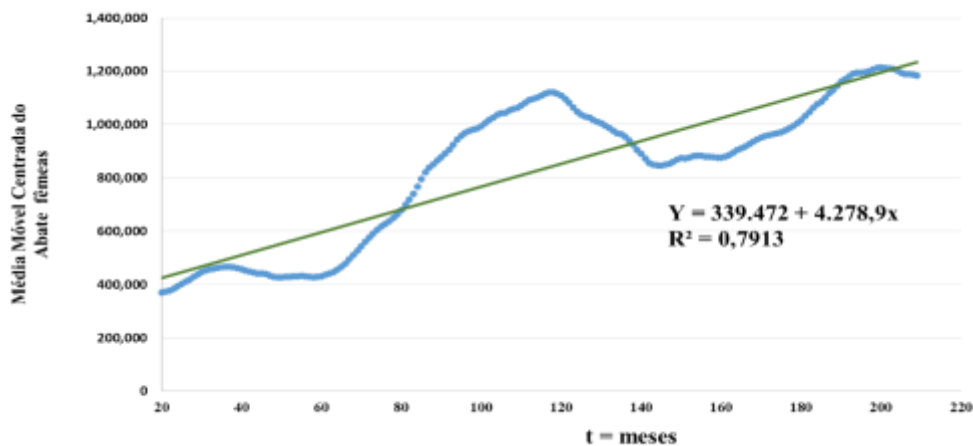
A tendência da média móvel centrada do abate dos bovinos fêmeas apresentou à reta plotada crescente, o que revelou uma tendência positiva, provocada, provavelmente, pelo

aumento da demanda, da população e do seu poder aquisitivo no período da série e pode ser representada pela equação:

$$y = 339.472 + 4278,9x$$

Essa reta explica, aproximadamente, 79% dos dados que compõem a série das médias móveis centradas ($R^2 = 0,7913$), o que pode ser considerado um bom nível de explicação.

Figura 13 - Tendência média móvel abate dos bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

A análise do componente cíclico considerou as variações cíclicas que consistem de flutuações em torno da tendência da média centrada resultantes da maior ou menor intensidade do ciclo econômico. As flutuações foram classificadas quanto ao posicionamento inferior ou superior à expectativa de 100% projetada.

A alternância sistemática de valores menores e maiores do que 100% por intervalos superiores a um ano evidenciaram a existência de dois ciclos com durações distintas.

Percebe-se que o abate das fêmeas apresentou um ciclo histórico esperado de aproximadamente 10 anos, com intervalos alternados de recessão e expansão do abate de bovinos fêmeas de aproximadamente 5 anos. O primeiro ciclo observado ocorreu entre 1998 e 2008, e teve duração aproximada de 10,4 anos. O primeiro intervalo após o primeiro ciclo apresentou recessão nos abates conforme esperado, de forma que a cava ocorre no instante que a fase de recessão dá lugar à de expansão no vértice inferior que ocorreu em 85,5% no mês de abril de 2010. O próximo intervalo apresentou discreta expansão entre outubro de 2012 e novembro de 2013 e teve duração de 14 meses, variação aproximada de 2,1% das flutuações em relação ao abate esperado. A alta esperada para o intervalo não foi sustentada a partir de dezembro de 2013, quando o abate de bovinos fêmeas esperado passou a ser abaixo

do projetado pela tendência, o que leva a crer que o intervalo tinha características de estabilidade. O segundo ciclo iniciou em junho de 2008 e finalizou em novembro de 2013 com duração de 5,5 anos (66 meses). Convém notar que o próximo período apresentou intervalos com durações irregulares e redução no prazo de duração dos dois ciclos de 4,9 anos ou 50% do período. Tais características observadas, a partir de outubro de 2012, diferem das dinâmicas identificadas em períodos anteriores conforme estudos de Medeiros (2006) e Pimentel (2011).

Ao considerar a duração do ciclo plurianual descrita por Pimentel (2011) de que os ciclos tinham duração entre 7 e 10 anos, com a presença de intervalos alternados de altas e baixas e intermediados por fases de estabilidade com duração entre 1 e 3 anos, analisou-se os dados do abate considerando que o primeiro intervalo da série, janeiro de 1998 a agosto de 2003, relacionava-se ao último intervalo de baixa do ciclo anterior.

Neste sentido, no período total analisado, os intervalos tiveram durações menores e apenas um ciclo completo observado com início em setembro de 2003 e término em setembro de 2012 e duração aproximada de 9,08 anos, seguido por um intervalo de estabilidade de 14 meses ou 1,16 anos.

Nesta abordagem, estaria em curso o início do novo ciclo no abate de fêmeas no país. Os resultados das flutuações em torno da tendência foram agrupados em intervalos intercalados que estão demonstrados na Tabela 7.

Tabela 7 - Ciclo série do abate de bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014

Frequência	Período	Duração	Flutuações em torno da tendência (%)	Nível do ciclo
1º Intervalo	JAN/98 a AGO/03	68 meses	72,3% a 99,6%	Baixa de abates
2º Intervalo	SET/03 a MAI/08	57 meses	101,6% a 133,4%	Alta de abates
3º Intervalo	JUN/08 a SET/12	52 meses	85,5% a 99,7%	Baixa de abates
4º Intervalo	OUT/12 a NOV/13	14 meses	100,0% a 102,1%	Alta de abates
5º Intervalo	DEZ/2013 a DEZ/14	13 meses	85,2% a 99,3%	Baixa de abates

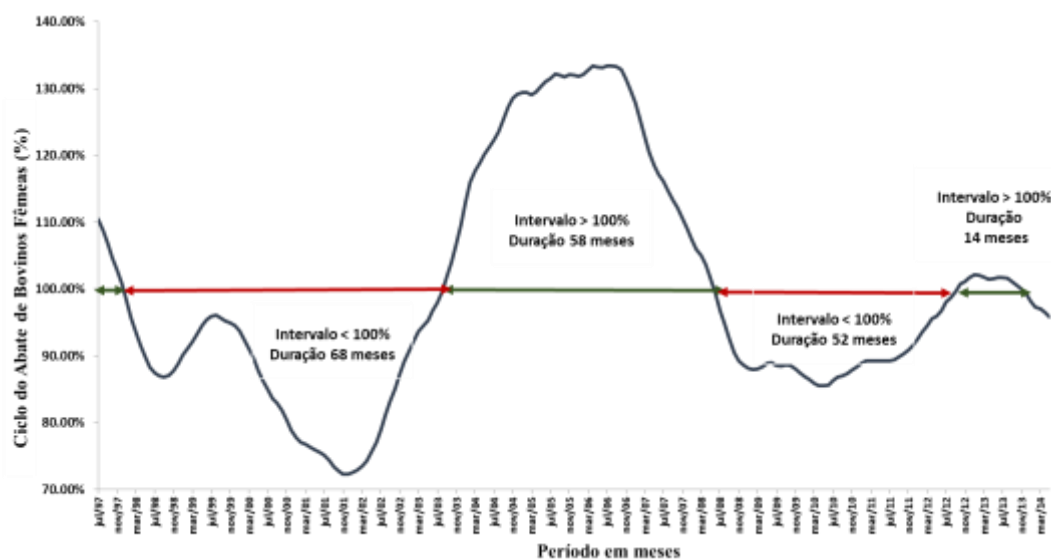
Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Com base nos dados calculados, na observação da tabela 7 concomitante com a Figura 14 que apresenta o desenho da evolução temporal do ciclo da série do abate de bovinos fêmeas, no período de julho de 1997 a dezembro de 2014, infere-se que a situação de mais baixa intensidade do ciclo econômico do abate de bovinos fêmeas ocorreu mais especificamente de julho de 2000 a outubro de 2002. Nesse período, reduziu-se de 15% a até 28%, aproximadamente, o abate de fêmeas projetado pela tendência. A cava do ciclo aconteceu em dezembro de 2001 (72,29%).

O período de mais forte intensidade econômica no abate dos bovinos fêmeas ocorreu de janeiro de 2005 a dezembro de 2006, em que o ciclo variou de 129% a 134% aproximadamente.

O maior pico econômico do abate das fêmeas, instante em que a fase de expansão chegou ao fim e passou à fase de recessão no vértice superior, ocorreu no mês de abril de 2006 (133,4%). Nestes dois anos, o nível de abate das fêmeas ficou entre 29% e 34% maior do que aquele projetado pela tendência para o período.

Figura 14 - Ciclo série de abate de bovinos fêmeas, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Conforme dados da literatura, a redução nos abates pode ter ocorrido com retenção de matrizes. Provavelmente o elevado abate de fêmeas iniciadas no final de 2003 até meados de 2008 resultou em indisponibilidade de animais para abate no início de 2010, ou seja, o período de defasagem médio de 30 meses correspondeu ao tempo necessário para terminação do boi gordo.

4.1.1.3 Modelagem da série de abate de bovinos fêmeas

A modelagem matemática que descreveu o comportamento da série de abate de bovinos fêmeas baseou-se na metodologia ARIMA. A série de abate de bovinos fêmeas (Y_t) foi modelada por modelos da classe ARIMA identificado como sendo um modelo SARIMA (1,1,0)*(1,0,2) com transformação logarítmica. Ou seja, a série de abate dos bovinos fêmeas apresentou sazonalidade, não se constituiu em uma série estacionária e foi preciso tomar uma

diferença da série (∇^1) para que ela se tornasse estacionária e assim pudesse ser aplicada a metodologia de Box-Jenkins. A série de abate das fêmeas também não apresentou distribuição normal como desejado e por isso precisou ser logaritmizada.

O modelo estimado de previsão SARIMA (1,1,0)*(1,0,2) para abate de bovinos fêmeas foi obtido por meio do *software* FPW. Como pode ser visto na Tabela 8, o modelo apresentou significância estatística, vez que todos os parâmetros foram altamente significativos. A boa qualidade de ajuste dado o alto valor de $R^2 = 0,981$, foi capaz de explicar o modelo por meio do cálculo da comparação do erro do modelo e a variação dos dados em torno da sua média.

A verificação do modelo ajustado foi realizada com a análise das medidas de qualidade de ajustes apresentadas nos baixos valores da estatística de erro, sendo o Erro de previsão = 0.05866, o MAPE = 0.04719, MAD = 3.734, BIC = 4.4890 e RMSE = 4.948; e pela estatística de Ljung-Box com aplicação do teste de raiz unitária para análise de resíduos para fins de previsão. O p-valor igual a 0,9996, levou a concluir que não haviam evidências para rejeitar a hipótese de que as autocorrelações nos resíduos até lag $Q = 18$ eram nulas.

A Tabela 8 a seguir apresenta a estimação do Modelo ARIMA para a série de abates de bovinos fêmeas com amplitude de 216 amostras.

Tabela 8 - Modelo de previsão abate de bovinos fêmeas

Modelo ARIMA (1,1,0)*(1,0,2) com transformação logarítmica (Box-Jenkins)					
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística - T	Significância	
a [1]	-0.3303	0.0645	-5.1251	1.0000	
A [12]	0.9991	0.0001	13.492,6505	1.0000	
B [12]	0.5724	0.0626	9.1425	1.0000	
B [24]	0.3228	0.0605	5.3346	1.0000	
Amostragem Estatística		Estatística de Erro			
Amplitude da amostra	216	Erro de previsão		0.05866	
Número de parâmetros	4	Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE)		0.04719	
Média	13.51	Erro Absoluto Médio (MAD)		3.7350000	
Desvio-padrão	0.4224	Critério de Informação Beysiano (BIC)		4.4890000	
R^2	0.981	Raiz dos Erros Quadrático Médios (RMSE)		4.9480000	
R^2 ajustado	0.9807	Estatística de Ljung-Box			
Teste Durbin-Watson	2.055	Q (18)		44.76	
		P-valor		0.9996	

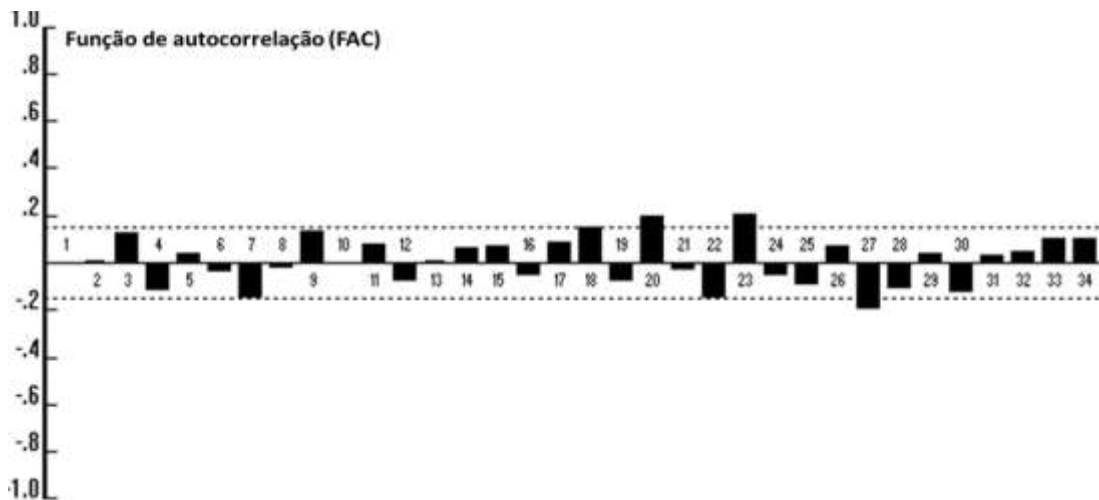
Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* FPW.

A análise da série dos erros ou resíduos das previsões geradas para a série pelo modelo SARIMA (1,1,0)*(1,0,2) escolhido, verificou que a média dos erros é igual a $-0,00018$ (aproximadamente nula) e variância 0,0003. A série dos resíduos do modelo foi testada pela estatística de Ljung-Box e pode ser visualizada na representação gráfica da FAC na Figura 15.

Os erros podem ser considerados não correlacionados, uma vez que eles apresentam, em geral, valores não significativos que estão dentro do intervalo de dois desvios-padrão (+/- 0.2).

Ainda na Figura 15 vê-se que aparecem pontos em $h=20$ e $h=23$ que apresentam valores não nulos, e o $h=27$ que é o único valor nulo da série.

Figura 15 - FAC dos resíduos do modelo de abate de bovinos fêmeas



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* FPW.

As características observadas para os erros ou resíduos do modelo são compatíveis com as características de um processo ruído branco, que apresenta variáveis aleatórias não correlacionadas com média zero, variância finita e constante, o que levou a concluir que o modelo proposto para modelar o abate de fêmeas é eficiente e pode ser usado para gerar previsões.

Quando submetida ao teste ADF, constatou a falta de evidências para afirmar que a série de resíduos é estacionária, com p -valor = 0,000, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária.

Seja $y_t = \ln(Y_t)$, pela expressão (10), segundo dados da estimação exibidos na Tabela 8. O modelo que explica a série do comportamento do abate das fêmeas é dado por:

$$(1 - \phi_1 B^{12})(1 - \phi_1 B) \nabla^1 y_t = (1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t$$

$$(1 - \phi_1 B^{12})(1 - \phi_1 B)(1 - B) y_t = (1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t$$

$$(1 - \phi_1 B^{12} - \phi_1 B + \phi_1 \phi_1 B^{13})(1 - B) y_t = (1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t$$

$$(1 - \phi_1 B^{12} - \phi_1 B + \phi_1 \phi_1 B^{13} - B + \phi_1 B^{13} + \phi_1 B^2 - \phi_1 \phi_1 B^{14}) y_t = (1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t \quad \therefore$$

$$y_t = (1 + \phi_1) y_{t-1} + \phi_1 y_{t-2} + \phi_1 y_{t-12} - (\phi_1 + \phi_1 \phi_1) y_{t-13} + \phi_1 \phi_1 y_{t-14} + (1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t$$

Substituindo os termos pelos dados de estimação da Tabela 8 na equação (10), tem-se:

$\phi_1 = -0,3303$, $\Phi_1 = 0,9991$, $\theta_1 = 0,5724$ e $\theta_2 = 0,3228$, logo:

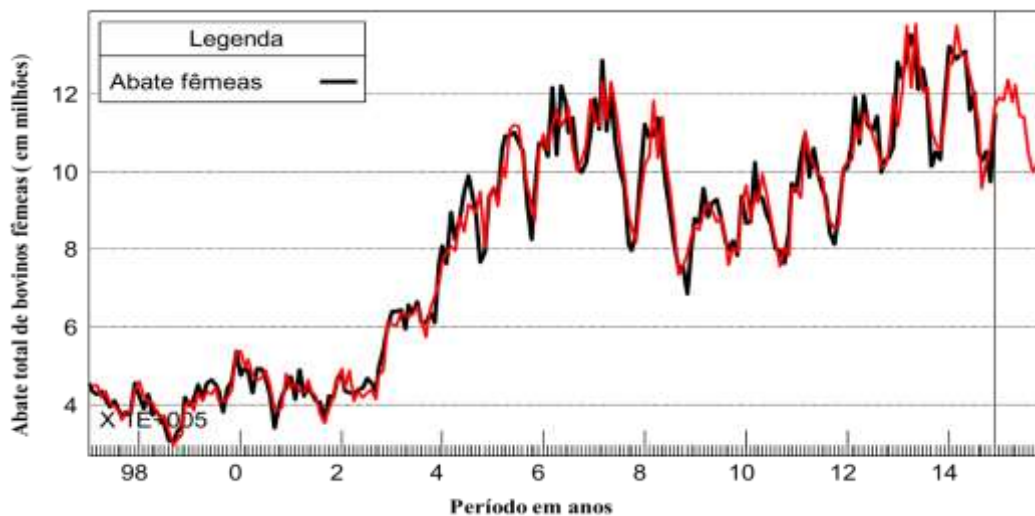
$$y_t = (1 + \phi_1) y_{t-1} + \phi_1 y_{t-2} + \Phi_1 y_{t-12} - (\Phi_1 + \Phi_1 \phi_1) y_{t-13} + \Phi_1 \phi_1 y_{t-14} + (1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t$$

$$y_t = 0,6697 y_{t-1} - 0,3303 y_{t-2} + 0,9991 y_{t-12} - 0,6691 y_{t-13} - 0,33 y_{t-14} + (1 - 0,5724 B^{12} - 0,3228 B^{24}) u_t \quad (8)$$

Fica assim explicado que o abate de fêmeas num dado mês t está relacionado às variáveis: abate das fêmeas (ABF) dos dois meses anteriores ao mês t , $(t - 1)$ e $(t - 2)$, ao de fêmea (ABF) do mês de t do ano anterior $(t - 12)$, e ao ABF de dois meses anteriores ao mês t no ano anterior $(t - 13)$ e $(t - 14)$.

O bom ajuste do modelo é mostrado na Figura 16, que traz a evolução histórica do abate de bovinos fêmeas marcadas em preto e as estimações do modelo marcadas em vermelho.

Figura 16 - Ajuste do modelo SARIMA à série do abate de bovinos fêmeas



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* FPW.

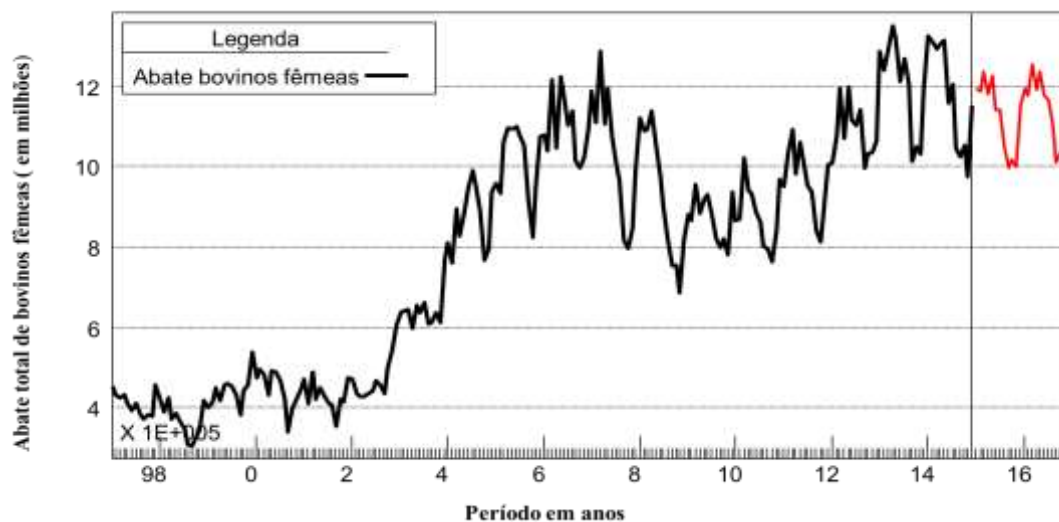
A representação gráfica conduz a crer que o modelo captou quase que perfeitamente a dinâmica da série e representou bem a evolução temporal do abate das fêmeas, já que as séries históricas marcadas em preto apresentaram padrão similar de comportamento das séries estimadas pelo modelo de estimação, marcadas em vermelho.

A modelagem da série temporal do abate de bovinos fêmeas apresentou um alto poder explicativo da série histórica com indicações para previsões. Os modelos de previsão propostos possibilitam que os agentes pecuaristas tomem decisões durante o planejamento da produção, especialmente na fase de cria, quando é definida a capacidade produtiva do rebanho

correspondente à quantidade necessária de novilhas e vacas para a produção de bezerros e para o abate.

A Figura 17 traz a evolução da série de abate de bovinos fêmeas marcadas em preto e marcadas em vermelho estão às previsões do abate dos bovinos fêmeas para os próximos 24 meses.

Figura 17 - Evolução da série do abate das fêmeas com previsão para 24 meses



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidos no *software* FPW.

Os dados estimados no modelo podem contribuir com o planejamento e a tomada de decisão quanto: a) quantidade de animais a serem utilizados na reprodução natural (matrizes e touros) ou aquisição de sêmens para o caso de inseminação artificial; b) quantidade de novilhas e vacas que serão descartadas para o abate; c) taxa de lotação das áreas de pastagens por unidade animal; d) quantidade de área de pastagem necessária para o rebanho; e) projeção de insumos de produção; f) recursos financeiros para o financiamento do capital de giro da atividade.

4.1.2 Série Temporal do Abate de Bovinos Machos

A análise da série temporal do abate de bovinos machos agrupou os dados dos bois, novilhos e vitelos extraídos dados da pesquisa trimestral do abate de animais divulgados pelo IBGE entre o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2014.

Os dados trimestrais foram ordenados mensalmente, resultando numa amplitude de 216 amostras e volume total de 280.691.464 cabeças de bovinos machos abatidos.

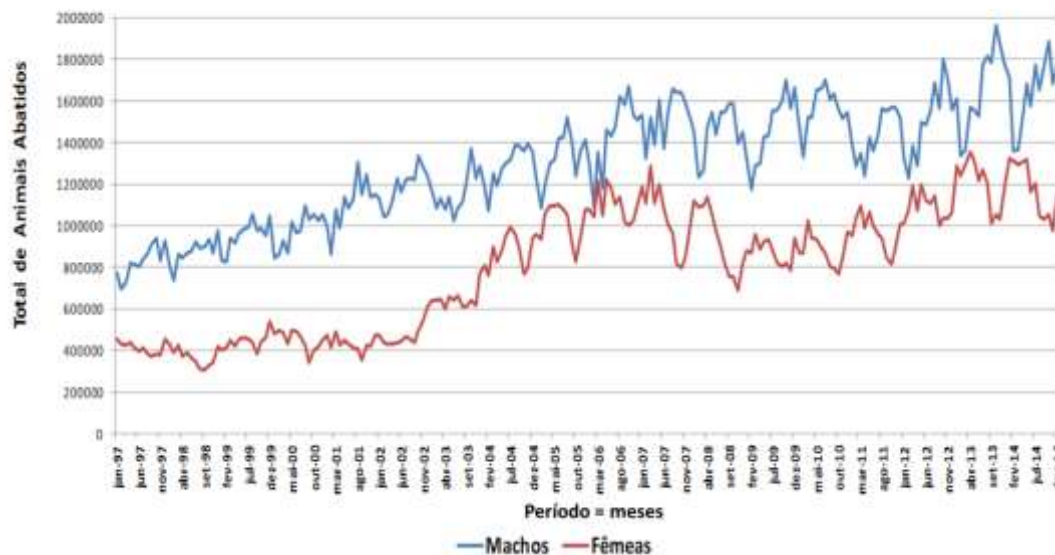
Em todo período analisado o abate de bovinos machos foi superior ao abate de bovinos fêmeas, com tendências inversas. Em períodos que aumentaram as participações de bovinos fêmeas reduziram-se as participações do abate de bovinos machos e vice e versa. Ocorreu também o aumento do rebanho efetivo de bovinos no período analisado conforme dados do IBGE.

A alteração de nível da variância ao longo do tempo sugere a não estacionariedade da série do abate de bovinos machos tal qual observado na série do abate de bovinos fêmeas, anteriormente analisada.

As evidências de não estacionariedade da série foram investigadas pelo teste de raiz unitária Teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Considerou as hipóteses: 1) $H_0: \delta = 0$ para aceitar a estacionariedade da série e 2) $H_1: \delta \neq 0$ para rejeitar a estacionariedade da série. O resultado do teste apresentou o valor da estatística T de -1,344280 e o p-valor igual a 0,6087, não rejeitando a hipótese da raiz unitária, $H_1: \delta \neq 0$.

Na Figura 18 a seguir estão demonstrados os comportamentos das séries temporais do abate de bovinos machos e dos bovinos fêmeas.

Figura 18 - Série do abate de bovinos machos e fêmeas, Brasil, 1997- 2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da pesquisa trimestral do abate de bovinos - IBGE.

4.1.2.1 Sazonalidade série do abate de bovinos machos

A fim de identificar comportamento estacional no abate de bovinos machos foi realizada a análise estatística descritiva da série de abate de bovinos machos.

As principais medidas estatísticas evidenciaram o comportamento distinto da série de abate de bovinos machos, comparada à série de abate de bovinos fêmeas. No período analisado teve-se em termos médios e medianos os maiores abates de bovinos machos que ocorreram na transição entre o período de seca para o período das águas, sucedendo o contrário no abate de fêmeas.

O pico de abate ocorreu em outubro com valor médio de 1.434.654 cabeças e mediana de 1.463.260 cabeças, seguido pelo mês de agosto que apresentou valor médio de 1.398.176 cabeças e mediana de 1.531.709 cabeças, no mês de setembro os valores foram respectivamente de 1.382.175 cabeças média e 1.475.376 cabeças de mediana. O período entre os meses de fevereiro e abril apresentou os menores abates de bovinos machos.

A classificação dos valores médios em unidade animal por ordem crescente por mês pode ser assim representada: fevereiro = 1.089.840 cabeças, março = 1.1890.239 cabeças, abril = 1.198.810 cabeças. Aplicada a mesma classificação têm-se para as medianas: fevereiro = 1.088.338 cabeças, abril = 1.213.494 cabeças, março = 1.254.763 cabeças.

As principais medidas estatísticas estão apresentadas na Tabela 9 a seguir.

Tabela 9 - Medidas estatísticas do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014

Mês	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Amplitude Amostral
1	1.225.541	1.258.640	771.399	1.714.665	286.513	0,23	943.266
2	1.089.840	1.088.338	695.642	1.360.709	214.427	0,20	665.067
3	1.198.239	1.254.763	727.056	1.521.979	227.189	0,18	794.923
4	1.198.810	1.213.494	817.971	1.570.999	242.426	0,20	753.028
5	1.311.580	1.372.210	813.112	1.684.050	272.196	0,20	870.938
6	1.271.502	1.364.394	799.717	1.658.069	259.075	0,19	858.352
7	1.347.047	1.430.290	835.978	1.774.260	298.850	0,21	938.282
8	1.398.176	1.531.709	866.763	1.812.764	290.894	0,19	946.001
9	1.382.175	1.475.376	895.727	1.785.737	295.646	0,20	890.010
10	1.434.654	1.463.260	931.255	1.966.171	323.245	0,22	1.034.916
11	1.360.297	1.395.344	832.907	1.873.980	301.578	0,22	1.041.073
12	1.376.110	1.428.682	925.467	1.779.253	263.544	0,18	853.786

Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas obtidas por meio do *software FPW*.

As medidas estatísticas da série de abate de bovinos machos foram comparadas com as medidas estatísticas da série de abate de bovinos fêmeas no mesmo período, cujas séries apresentaram comportamento distinto.

A distribuição dos dados no histograma não se ajustou à curva da normal. Para investigação da normalidade da distribuição dos dados foi realizado o teste de Normalidade de *Kolmogorov-Smirnov* (K-S), que considerou as hipóteses:

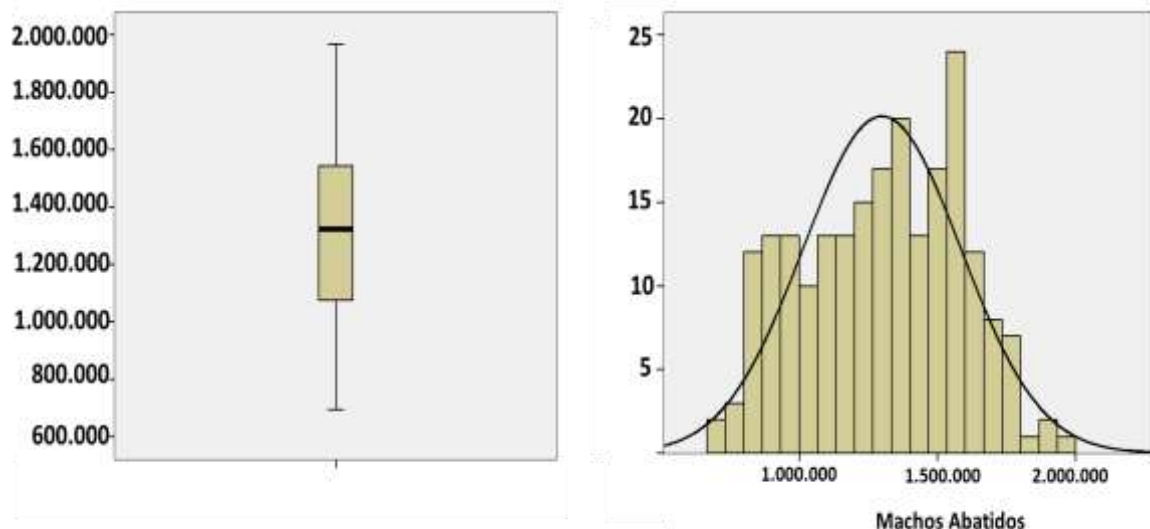
- 1) $H_0: \delta = 0$, para aceitar que a distribuição se ajusta a curva da normal e,
- 2) $H_1: \delta \neq 0$, para rejeitar a hipótese, a distribuição dos dados não se ajusta a curva da normal.

O resultado do Teste Kolmogorov-Smirnov apresentou o $Z = 2,107$ e p-valor = 0,0173, levando à rejeição da hipótese nula de normalidade para a distribuição da série de abate dos bovinos machos.

O comportamento da série temporal do abate de bovinos machos permitiu observar os padrões distintos em diferentes meses, o que sugere a presença de sazonalidade. Os distintos padrões de comportamento apontam para o perfil estacional, também observado na série de abates de bovinos fêmeas.

Na Figura 19, está demonstrado o gráfico Box-Plot e em paralelo o Histograma da mesma série.

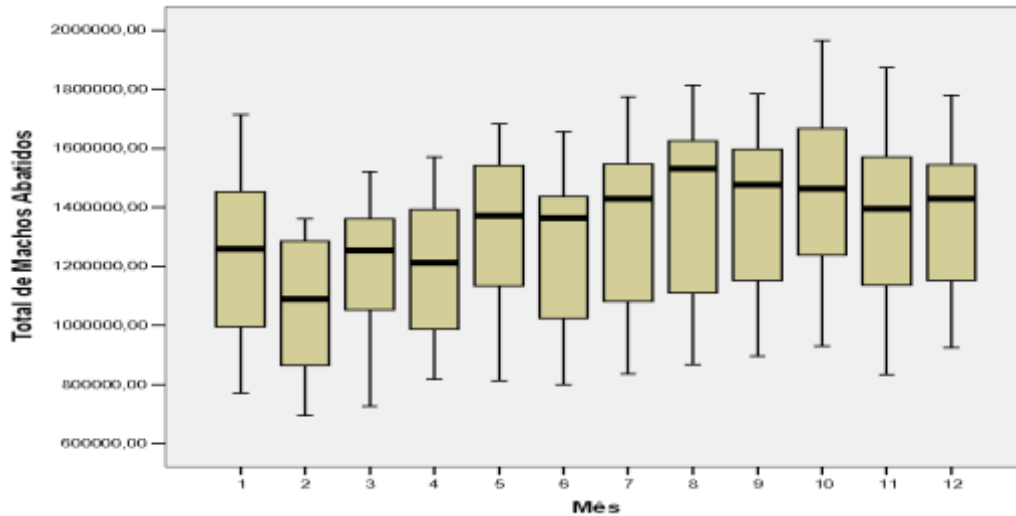
Figura 19 - Box-Plot, Histograma série abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas pelo *software* FPW.

O Box-Plot na Figura 20 exibe as medidas de localização da série do abate de bovinos machos de cada mês entre os anos de 1997 e 2014.

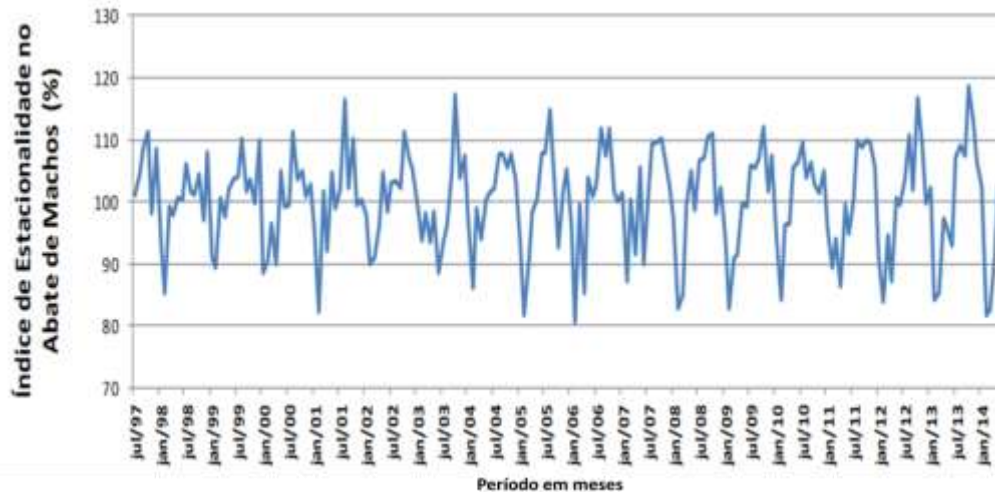
Figura 20 - Box-Plot do abate mensal de bovinos machos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas pelo *software FPW*.

As variações do índice estacional entre 80% e 120% (figura 21) indicaram presença de sazonalidade. No período observado, os meses de agosto a outubro apresentaram os maiores abates de bovinos machos, sucedendo o contrário nos primeiros meses do ano, que apresentaram os menores abates de bovinos machos.

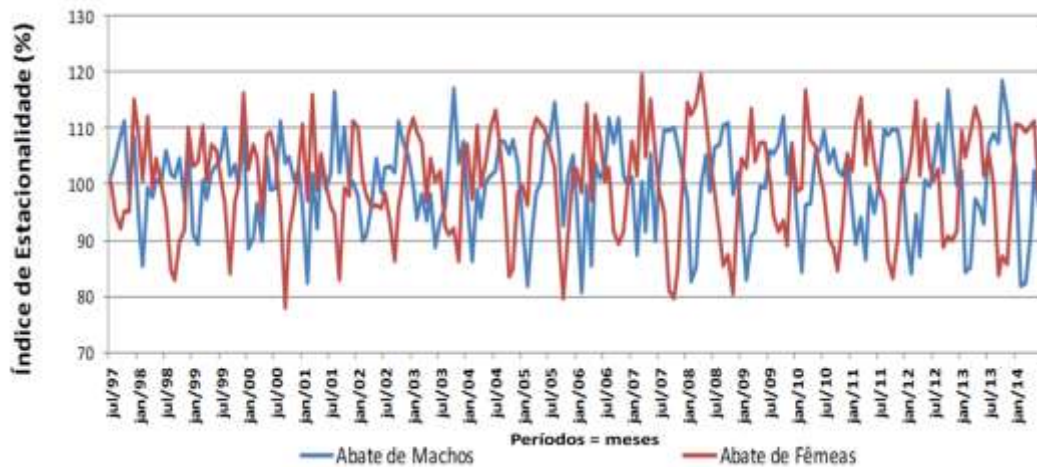
Figura 21 - Índice de estacionalidade série abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir das estimativas da pesquisa.

A evolução conjunta dos índices de estacionalidade do abate de bovinos machos e bovinos fêmeas presentes na Figura 22 permitiram observar a inversão de posição dos picos de estacionalidade entre as duas séries na maioria dos meses de pico. Este padrão de comportamento é predominante em toda a série.

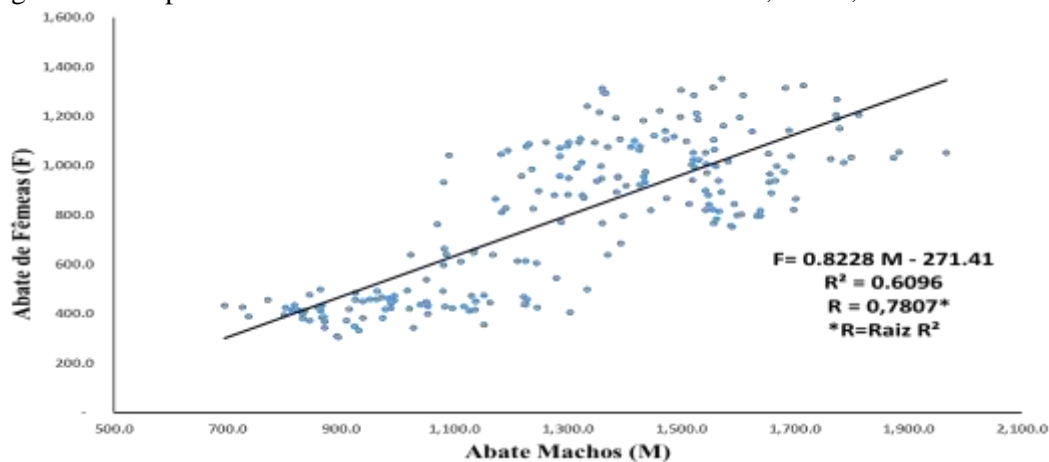
Figura 22 - Índice Estacionalidade: abates bovinos fêmeas e machos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborada pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

A medida do índice de correlação de ordem de *Spearman* entre as duas séries é igual a -0,352, significativamente não nula com o p-valor = 0000. Na Figura 23 é apresentado o padrão de crescimento do abate de bovinos machos e fêmeas no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2014.

Figura 23 - Dispersão entre os abates de bovinos machos e fêmeas, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Este padrão de crescimento inverso verificado, em média, nos meses de março, abril, setembro e outubro, quando ocorreram maiores abates de bois machos com menores abates de fêmeas e vice-versa, não é o padrão da série, pois como pode ser visto na Figura 23, há uma correlação positiva com valores de magnitude consistente igual a 0,78 mostrando que, em geral, quando o abate de bovinos machos cresce, o abate de bovinos fêmeas também cresce, e vice e versa.

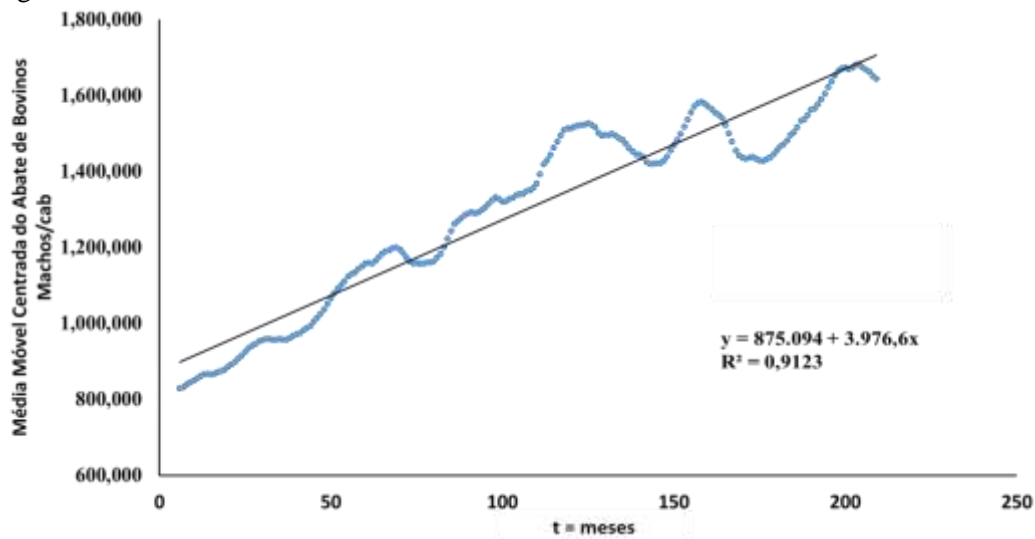
4.1.2.2 Tendência e ciclo plurianual da série do abate de bovinos machos

A análise de decomposição clássica da série temporal do abate dos bovinos machos objetivou identificar os componentes de tendência, ciclo, sazonalidade e aleatoriedade na série. Os resultados da análise realizada pelo *software* FPW indicaram: Tendência/Ciclo: 84,62%, Sazonalidade: 8,02% e Aleatório: 7,36%, com formação multiplicativa como esperado, uma vez que a série exibe variação não constante em torno da média. A representação de composição da série temporal Y do abate mensal de bovinos machos pode ser assim representada conforme equação (1), $Y = T \times C \times S \times A$.

Na evolução da tendência da média móvel centrada do abate dos bovinos machos (figura 24), a reta plotada crescente evidenciou tendência positiva, que pode ter sido provocada por eventos socioeconômicos. A série pode ser representada pela equação:

$$y = 875.014 + 3976,6 x$$

Figura 24 - Tendência média móvel do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Essa reta explica, aproximadamente, 91% dos dados que compõem a série das médias móveis centradas ($R^2 = 0,9123$), o que pode ser considerado um ótimo nível de explicação, ao considerar que os dados se ajustam bem à tendência, prevendo-se que haja pequenas oscilações cíclicas em torno da tendência no abate dos bovinos machos.

O componente temporal cíclico está associado a variações de médio prazo conforme literatura e neste estudo considerou o período de 12 meses consecutivos, com intervalos alternados de recessão e expansão.

Na análise da série temporal do abate de bovinos machos observou a formação de ciclos irregulares com baixa intensidade de flutuações.

O primeiro ciclo observado entre janeiro de 1998 e dezembro de 2002, teve duração de 5 anos (60 meses), intercalada por um intervalo com duração de 11 meses de recessão que conforme teoria pode ser considerado como período de estabilidade, que foi alternado por período de expansão dos abates que iniciou em dezembro de 2003 e terminou em setembro de 2008, com duração de 58 meses (4,83 anos), sucedido por outra fase de estabilidade com duração de 9 meses entre os meses outubro de 2008 a junho de 2009. A partir de então, houve um intervalo que apresentou flutuações de expansão de médio prazo com duração de 33 meses (2,75 anos) com pico de abate de 105,4% em relação à tendência.

Demais intervalos apresentaram prazos menores ou bem próximos de 1 ano de duração e de acordo com as descrições de Pimentel (2011) esses intervalos podem ser caracterizados como fases de estabilidade.

Há quatro intervalos que apresentaram variações discretas e duração inferior a 1 ano, dentre eles: janeiro de 2003 a novembro de 2003 (11 meses) com flutuações em média de 1,2% abaixo da tendência projetada.

A segunda fase ocorreu em outubro de 2008 a junho de 2009, com variações médias negativas de 1,14% e duração de 9 meses; a terceira fase apresentou flutuação positiva de aproximadamente 0,2% e duração de 3 meses; e finalmente a última fase da série ocorreu entre setembro de 2013 até o final do período analisado, maio de 2014, com variação negativa média de 0,7% e duração estimada de 9 meses.

O período de maior recessão ocorreu de dezembro de 1999 a abril de 2000, onde o ciclo alcançou a cava de aproximadamente 92% no mês de julho de 1997, ou seja, abateram-se 8% menos bovinos machos neste período do que o abate projetado pela tendência.

A maior expansão foi observada no período foi de outubro de 2006 a janeiro de 2007 com ciclo de 112,3%, ou seja, nos meses de outubro e novembro de 2006 o abate de bois foi 12,3% e 12,2% respectivamente a mais do que o abate projetado pela tendência para o período.

A evolução do componente temporal ciclo na série temporal do abate de bovinos machos permitiu observar que as durações dos ciclos na série temporal do abate de bovinos machos foram irregulares durante o período. Pelo comportamento da série temporal observada não é prudente deduzir que ocorreu um ciclo regular médio na série de abate dos bovinos machos no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2014.

A tabela 10 traz o ciclo temporal da série do abate de bovinos machos no Brasil.

Tabela 10 - Ciclo temporal da série do abate de bovinos machos, Brasil, 1997 a 2014

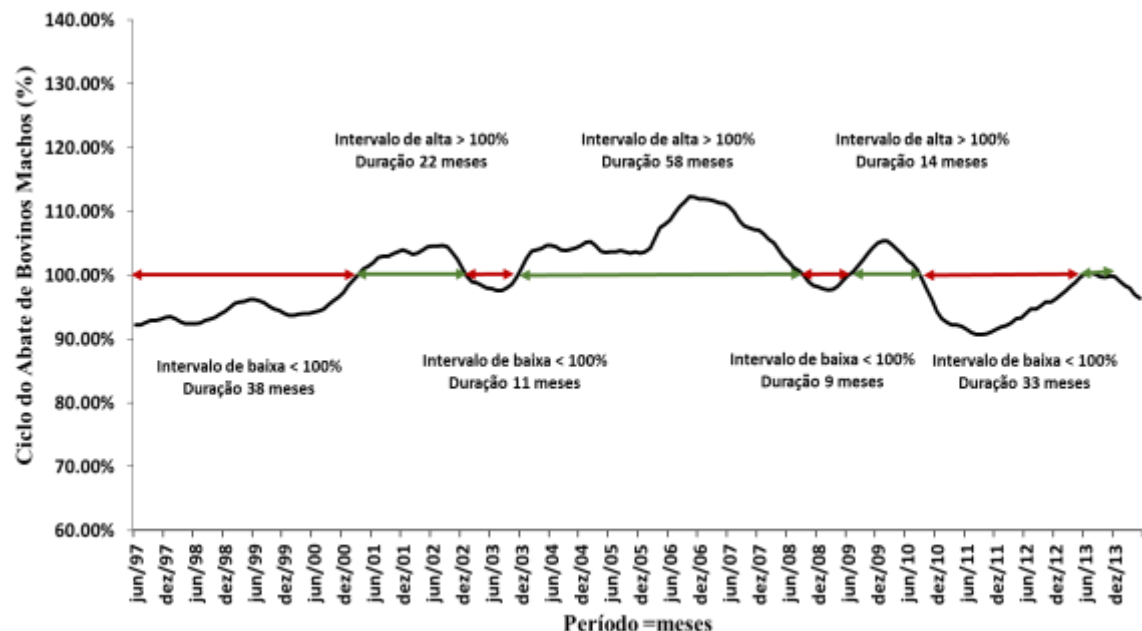
Frequência	Período	Duração	Flutuações em torno da tendência (%)	Nível do ciclo
1º Intervalo	JAN/98 a FEV/01	38 meses	92,4% a 99,3%	Baixa de abates
2º Intervalo	MAR/01 a DEZ/02	22 meses	100,1% a 104,6%	Alta de abates
3º Intervalo	JAN/03 a NOV/03	11 meses	97,6% a 99,8%	Baixa de abates
4º Intervalo	DEZ/03 a SET/08	58 meses	100,1% a 112,3%	Alta de abates
5º Intervalo	OUT/08 a JUN/09	9 meses	97,4% a 99,9%	Baixa de abates
6º Intervalo	JUL/09 a AGO/10	14 meses	100,5% a 105,4%	Alta de abates
7º Intervalo	SET/10 a MAI/13	33 meses	90,7% a 99,7%	Baixa de abates
8º Intervalo	JUN/13 a AGO/13	3 meses	100,2% a 100,3%	Alta de abates
9º Intervalo	SET/13 a MAI/14	9 meses	96,4% a 99,9%	Baixa de abates

Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

A seguir na figura 15 está ilustrado o ciclo plurianual da série do abate de bovinos machos.

A tendência está representada pela linha horizontal de 100% e as variações cíclicas flutuam em torno dessa linha ao longo do tempo.

Figura 25 - Ciclo série do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa.

Caracterizado o perfil comportamental temporal de sazonalidade, a série temporal do abate foi modelada a fim de obter-se estimativas do comportamento e previsões.

O próximo subitem traz a modelagem da série do abate de bovinos machos.

4.1.2.3 Modelagem da série do abate de bovinos machos

A série temporal do abate de bovinos machos (Y_t) foi modelada por modelos da classe ARIMA identificado como sendo um modelo SARIMA (0,1,1)*(1,0,1) com transformação logarítmica.

A série de abate dos bovinos machos apresentou sazonalidade, não é uma série estacionária e foi preciso ser transformada em estacionária para que pudesse ser aplicada a metodologia de Box-Jenkins. Para tornar a série estacionária foi preciso tomar uma diferença da série (∇^1). A série de abate dos bovinos machos também não apresentou distribuição normal e por isso precisou ser logaritimizada.

A estimação do Modelo ARIMA para a série do abate de bovinos machos contou com amplitude de 216 amostras entre o mês de janeiro de 1997 e dezembro de 2014.

O modelo estimado de previsão ARIMA encontrado e exibido na Tabela 11, apresentou significância estatística em todos os parâmetros analisados, conforme resultados obtidos no teste t de *Student* com valor de significância igual a 1,000; em todos os parâmetros que foram analisados individualmente.

A boa qualidade de ajuste do modelo é dada ao alto valor de $R^2 = 0,901$, que corresponde à capacidade de explicação do modelo por meio do cálculo da comparação do erro do modelo e a variação dos dados em torno de sua média.

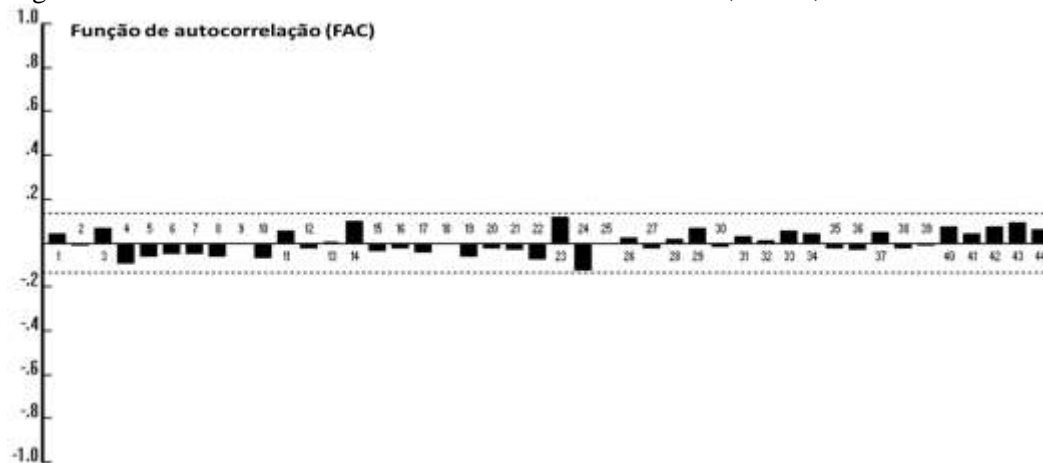
A verificação do modelo ajustado deu-se com a análise das estatísticas de erro, a saber: Erro de Previsão = 0.0761; MAPE = 0.04937; MAD = 0.0005964; BIC = 0.0009912; RMSE = 0.0008182; e também pela estatística do teste da Raiz unitária de Ljung-Box para a análise dos resíduos com fins de previsão.

Ao analisar a série dos erros ou resíduos das previsões geradas para a série pelo modelo SARIMA (0,1,1)*(1,0,1) escolhido, verificou-se que a média dos erros é igual a 0,000072 (aproximadamente nula) e variância 0,00101.

Quando submetida ao teste ADF, verificou-se que haviam evidências para afirmar que a série de resíduos é estacionária, o p-valor = 0,000, levou a rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

Na Figura 26 está exibida a função de autocorrelação =FAC dos resíduos do modelo. No diagrama a linha sólida na vertical representa o eixo zero, os resíduos superiores são valores positivos e os resíduos inferiores os valores negativos.

Figura 26 - FAC resíduos série de abate dos bovinos machos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativa da pesquisa.

O gráfico da FAC dos erros exibidos na Figura 26 levou a concluir que os erros podem ser considerados não correlacionados, uma vez que apresentam, em geral, valores não significativos, ou seja, os erros estão dentro do intervalo de dois desvios-padrão entre (+/- 0.2). Na observação do diagrama, notou-se que a autocorrelação girou em torno do zero, cujas características são pertinentes ao processo de ruído branco. Adicionalmente, a série dos resíduos foi submetida ao teste de Ljung Box, com o resultado do p-valor = 0,2369, o que leva a concluir que não há evidências para rejeitar a hipótese de que as autocorrelações nos resíduos até lag $Q = 18$ eram nulas.

As características observadas para os erros ou resíduos do modelo são compatíveis com as características de um processo ruído branco, assim pode-se concluir que o modelo proposto para modelar a série do abate de bovinos machos é eficiente e pode ser usado para gerar previsões. Os dados do modelo de previsão estão exibidos na Tabela 11.

Tabela 11 - Modelo de previsão do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014

Modelo ARIMA (0,1,1)*(1,0,1) com transformação logarítmica (Box-Jenkins)					
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística - T	Significância	
a [1]	0.6752	0.0527	12.8166	1.0000	
A[12]	0.9991	0.0054	186.8060	1.0000	
B[12]	0.9199	0.0177	51.9642	1.0000	
Amostragem Estatística		Estatística de Erro			
Amplitude da amostra	216	Erro de previsão			0.0761
Número de parâmetros	3	Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE)			0.04937
Desvio-padrão	0.245	Erro Absoluto Médio (MAD)			5.9640000
Média	13.05	Critério de Informação Beysiano (BIC)			9.9120000
R ²	0.901	Raiz dos Erros Quadrático Médios (RMSE)			8.1820000
R ² ajustado	0.9	Estatística de Ljung-Box Q			
Teste Durbin-Watson	1.928	Q (18)			13.47
		P-valor			0.2369

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* FPW.

Seja $y_t = \ln(Y_t)$, pela expressão (7), segundo dados da estimação exibidos na Tabela 11, o modelo que explica a série do comportamento do Abate dos Machos é dado por:

$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 B^{12}) \nabla^1 y_t &= (1 - \theta_1 B)(1 - \theta_1 B^{12}) u_t \\ (1 - \phi_1 B^{12})(1 - B)y_t &= (1 - \theta_1 B - \theta_1 B^{12} + \theta_1 \theta_1 B^{13}) u_t \\ (1 - B - \phi_1 B^{12} + \phi_1 B^{13})y_t &= (1 - \theta_1 B - \theta_1 B^{12} + \theta_1 \theta_1 B^{13}) u_t \quad \therefore \\ y_t &= y_{t-1} + \phi_1 y_{t-12} - \phi_1 y_{t-13} + (1 - \theta_1 B - \theta_1 B^{12} + \theta_1 \theta_1 B^{13}) u_t \end{aligned}$$

Onde, $\theta_1 = 0,6752$, $\phi_1 = 0,9991$, $\theta_1 = 0,91998$.

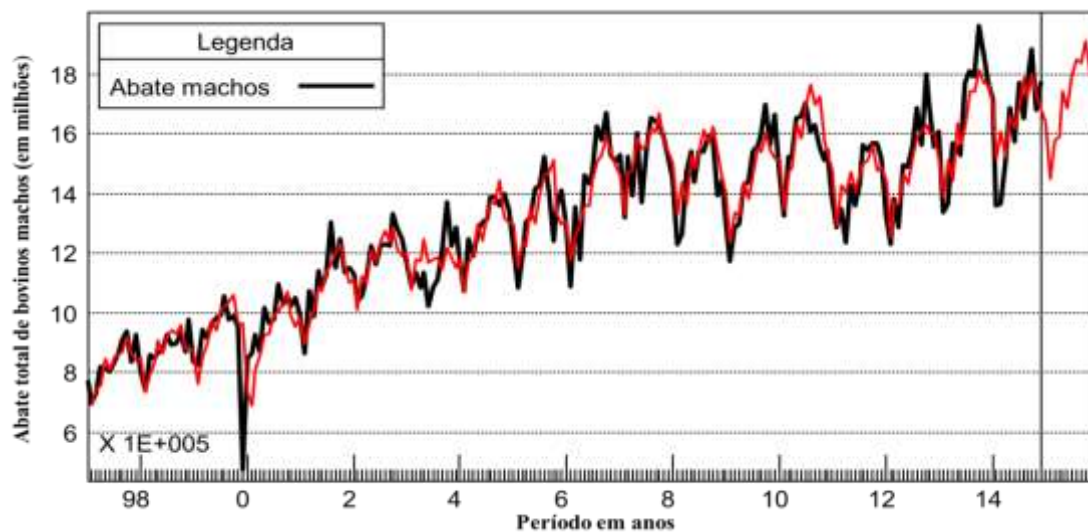
Substituindo os termos pelos dados de estimação da Tabela 11, tem-se:

$$y_t = y_{t-1} + 0,9991y_{t-12} - 0,9991y_{t-13} + (1 - 0,6752B - 0,91998B^{12} + 0,621116 B^{13})u_t \quad (5)$$

Fica assim explicado que o abate de machos num dado mês t está relacionado ao abate de machos do mês anterior ($t - 1$), ao abate de macho do mês de t do ano anterior ($t - 12$), e ao abate de machos do mês anterior ao mês t no ano anterior ($t - 13$).

O bom ajuste do modelo pode ser observado na Figura 27 que mostrou que o modelo captou quase que perfeitamente a dinâmica da série, representando bem a evolução temporal do abate dos bovinos machos no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2014. As séries históricas marcadas em preto representam o comportamento da série e a série temporal marcada em vermelho representa a série prevista pelo modelo de estimação.

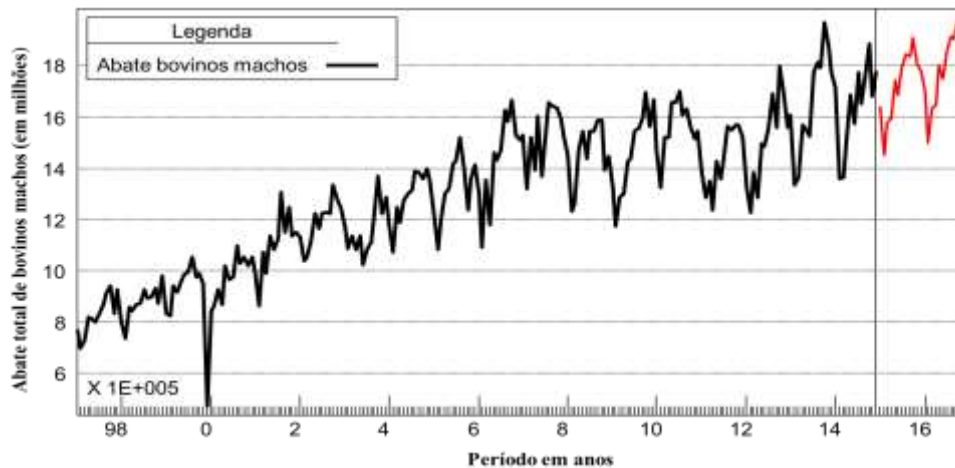
Figura 27 - Ajuste modelo SARIMA série do abate de bovinos machos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativa da pesquisa obtidas por meio do *software FPW*.

O modelo de estimação escolhido gerou previsões para os próximos 24 meses. O bom ajuste do modelo foi evidenciado na Figura 28, que este captou quase que perfeitamente a dinâmica da série. Marcada em preto está a série temporal já realizada do abate de bovinos machos e marcada em vermelho está a série estimada para os próximos 24 meses.

Figura 28 - Série de abate bovinos machos previsão para 24 meses, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativa da pesquisa obtida pelo *software FPW*.

O modelo de estimação do abate de bovinos machos apresentado possibilita contribuir para o planejamento das atividades produtivas, especialmente nas fases de recria e engorda que concentram maiores transações de compra e venda de gado e são mais suscetíveis às variações dos preços do boi gordo no mercado.

Tal modelo pode contribuir tanto no planejamento quanto na tomada de decisão na produção. Como exemplo o controle da produção e determinação dos sistemas produtivos, a taxa de desfrute da propriedade, os preços de venda e consequentemente a rentabilidade da atividade. Para as transações de compra e venda de animais, pode apoiar decisões de vendas por contratos com frigoríficos, com escalas de entregas de lotes de animais para o abate.

4.1.3 Série Temporal do Abate Total de Bovinos

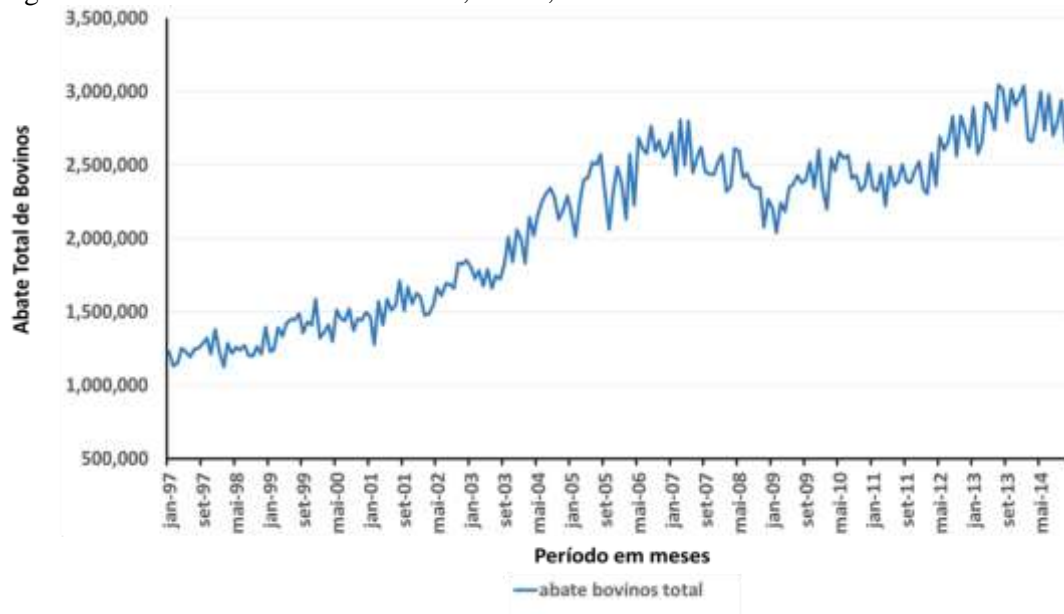
O comportamento da série temporal do abate total de bovinos no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2014, contou com amplitude de amostra de 216 observações, e total de bovinos abatidos de 453.026.367 cabeças.

A série apresentou alteração de nível e variância ao longo do tempo, o que sugere sua não estacionariedade. A verificação da estacionariedade deu-se com a aplicação do teste de

raiz unitária denominado ADF, as hipóteses consideradas foram: 1) $H_0: \delta = 0$, aceita que a série é estacionária; 2) $H_1: \delta \neq 0$, rejeita a hipótese nula, a série não é estacionária.

As evidências de não estacionariedade da série do abate total de bovinos foram confirmadas pelo Teste Aumentado de Dickey-Fuller - ADF. O valor da estatística $t = -1,027463$ e o p-valor de $0,7434$, não rejeitaram a hipótese de raiz unitária. A figura 29 traz a evolução da série temporal do abate total de bovinos no Brasil entre os anos de 1997 e 2014.

Figura 29 - Série abate total de bovinos, Brasil, 1997- 2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da pesquisa.

Logo a seguir, no subitem 4.1.3.1, foram descritas a análise descritiva dos dados da série e o padrão comportamental temporal sazonal.

4.1.3.1 Sazonalidade da série temporal do abate total de bovinos

Para a análise do comportamento temporal sazonal da série do abate de bovinos machos foi realizada a análise descritiva dos dados da série.

As medidas estatísticas mostram que os meses de junho, julho e agosto tem-se, em termos médios e medianos, os maiores abates de bovinos mensais observados, sendo que o mês de julho representou o pico do abate de bovinos em termos medianos com 2.390.570 cabeças, seguido pelo mês de agosto com 2.361.130 cabeças, o terceiro maior valor mediano foi observado no mês de junho com 2.355.829 cabeças.

No mês de janeiro, fevereiro e abril têm-se os menores abates mensais em termos médios e medianos. Em ordem crescente da média de abate total tem-se: fevereiro com

1.853.712 cabeças, abril com 1.978.749 cabeças e janeiro com 1.990.768 cabeças de bovinos abatidos. Em termos de medianas a ordem crescente do abate total de bovinos foi: fevereiro com 2.014.130 cabeças, janeiro com 2.177.100 cabeças e finalmente abril com 2.183.464 cabeças. As principais medidas estatísticas da série do abate total de bovinos estão apresentadas na Tabela 12.

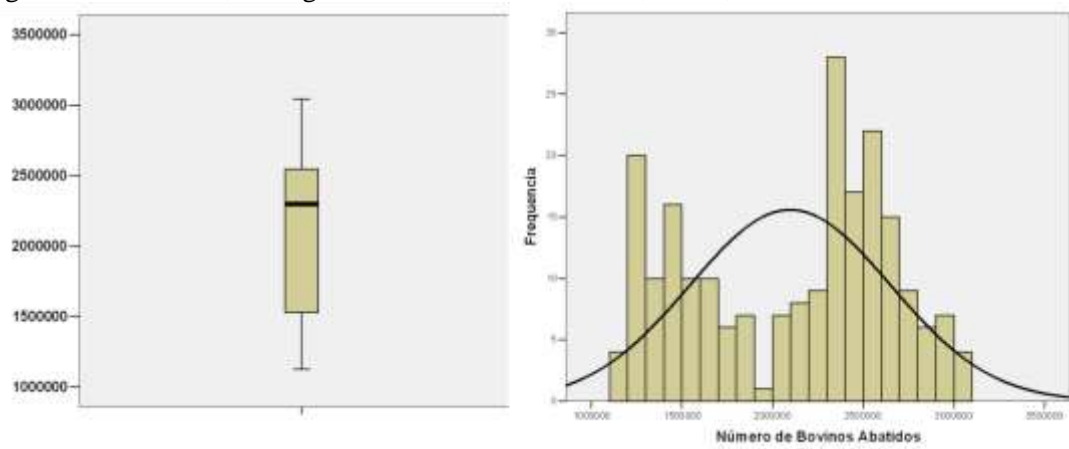
Tabela 12 - Medidas estatísticas do abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014

Mês	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Amplitude Amostral
1	1.990.768	2.177.100	1.227.267	2.894.006	554.757	0,28	1.666.739
2	1.853.712	2.014.130	1.127.723	2.575.523	494.632	0,27	1.447.800
3	2.039.793	2.243.560	1.153.418	2.807.943	554.957	0,27	1.654.525
4	1.978.749	2.183.464	1.217.116	2.923.508	551.240	0,28	1.706.392
5	2.123.660	2.348.953	1.227.069	2.874.033	580.840	0,27	1.646.964
6	2.057.529	2.355.829	1.194.770	2.739.208	549.502	0,27	1.544.438
7	2.109.169	2.390.570	1.248.371	3.043.310	572.389	0,27	1.794.939
8	2.140.227	2.361.130	1.202.637	3.018.043	583.584	0,27	1.815.406
9	2.045.234	2.319.479	1.200.355	2.797.972	537.626	0,26	1.597.617
10	2.099.667	2.127.492	1.263.413	3.018.455	537.083	0,26	1.755.042
11	2.051.319	2.193.185	1.212.802	2.905.532	533.862	0,26	1.692.730
12	2.164.266	2.288.915	1.381.994	2.964.201	507.276	0,23	1.582.207

Fonte: Elaborado pela autora a partir de resultados obtidos por meio do *software FPW*.

Na Figura 30 são exibidos diagramas das medidas de localização no Box-Plot e no Histograma apresentam-se a distribuição do agrupamento dos dados no eixo horizontal e a frequência no eixo vertical. Pelo Box-Plot identificou-se a ausência de *outliers* na variável nos dados, e o histograma mostrou que a distribuição dos dados não se ajusta à curva da normal.

Figura 30 - Box-Plot, Histograma abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014



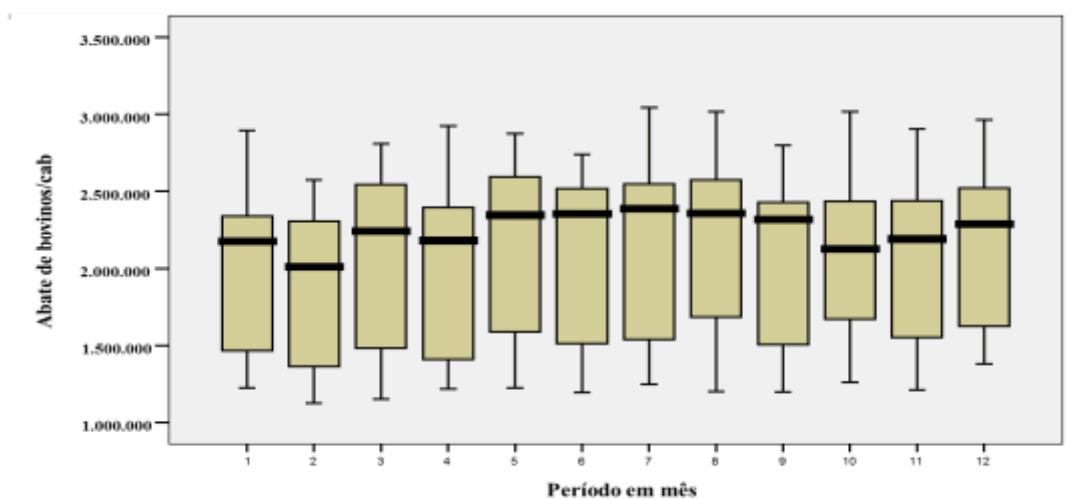
Fonte: Estimativas da pesquisa.

A validação da evidência da normalidade da distribuição foi testada com a aplicação do teste de Normalidade de Kolmogorov-Smirnov. De fato, pelo teste de Normalidade de

Kolmogorov-Smirnov o p-valor resultante foi igual a 0,000, levando à rejeição da hipótese nula de normalidade para a distribuição da série de abate de bovinos.

Na observação da distribuição das medidas de estatísticas de localização no Box-Plot (figura 31) observou-se que no mês de junho, julho e agosto, tem-se, em termos médios e medianos, o maior abate de bovinos mensais, observados. Os abates de bovinos são, em termos médios e medianos, menores nos meses de janeiro, fevereiro e abril. Estes diferentes padrões em meses distintos sugerem a presença de sazonalidade na série temporal de abate total dos bovinos no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2014.

Figura 31 - Box-Plot do abate total de bovinos, por mês, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa.

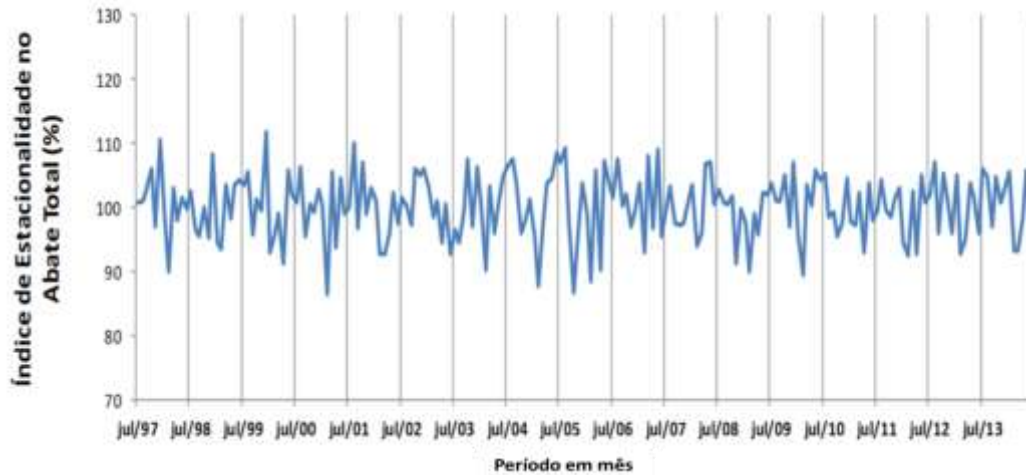
Os maiores abates dos bovinos observados ocorreram no inverno, estação caracterizada como período de seca na maioria dos estados produtores de gado do país. De acordo com a literatura, as entregas para abate ocorriam na maioria nos meses de chuva que iniciavam em outubro e novembro. O padrão de comportamento da série temporal analisada leva a concluir que está em curso uma mudança no comportamento da oferta de animais, que passou a ser antecipada para os meses de junho, julho e agosto.

A evolução da estacionalidade no abate total de bovinos exibida na Figura 32 demonstrou variação 85% a 110%, mas em geral os meses não apresentaram padrão repetitivo no abate.

O intervalo de variações observado foi menor do que o intervalo de variação da estacionalidade das séries temporais do abate de bovinos fêmeas (78% e 120%) e bovinos machos (80% e 120%).

A seguir a Figura 32 demonstra a evolução do índice de estacionalidade da série do abate total de bovinos.

Figura 32 - Índice de estacionalidade abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa.

Na análise de decomposição clássica da série temporal abate dos bovinos totais pelo *software* FPW foram obtidos os seguintes percentuais relativos a cada componente: Tendência/Ciclo: 96,89%, Sazonalidade: 1,34% e Aleatório: 1,77%, com formação multiplicativa como esperado, uma vez que a série exibe variação não constante em torno da média.

A seguir descreveu-se sobre a tendência e o ciclo plurianual do abate total de bovinos.

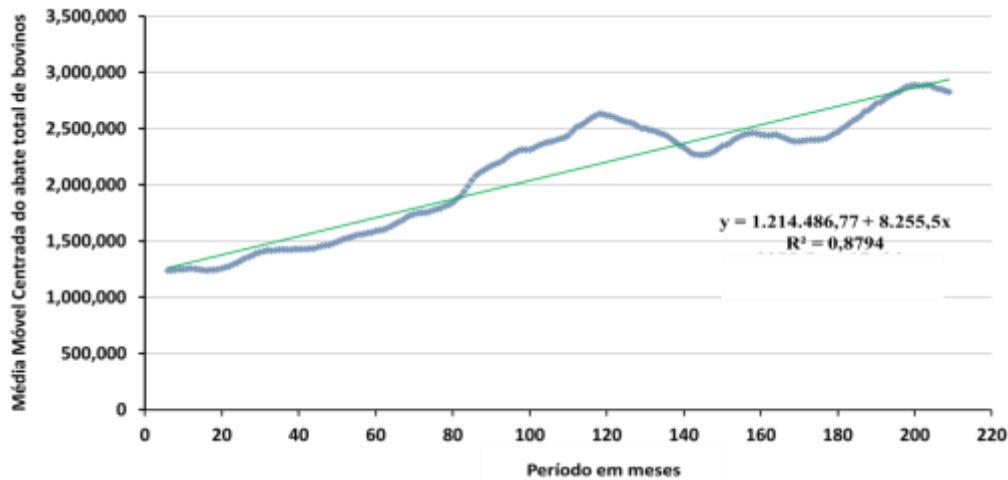
4.1.3.2 Tendência e ciclo plurianual da série do abate total de bovinos

A estimação da tendência da média móvel centrada por regressão linear simples resultou na reta de tendência crescente da média centrada, o que revela tendência positiva, provocada, possivelmente, pelo aumento da demanda, pelo aumento da população e do seu poder aquisitivo no período da série e pode ser demonstrada pela equação:

$$y = 1.214.486,77 + 8255,5x$$

A reta plotada (figura 33) explica, aproximadamente, 88% dos dados que compõem a série das médias móveis centradas ($R^2 = 0,8794$), o que pode ser considerado um bom nível de explicação. Os dados se ajustam bem à tendência, prevendo-se que ocorreram pequenas oscilações cíclicas em torno da tendência no abate dos bois.

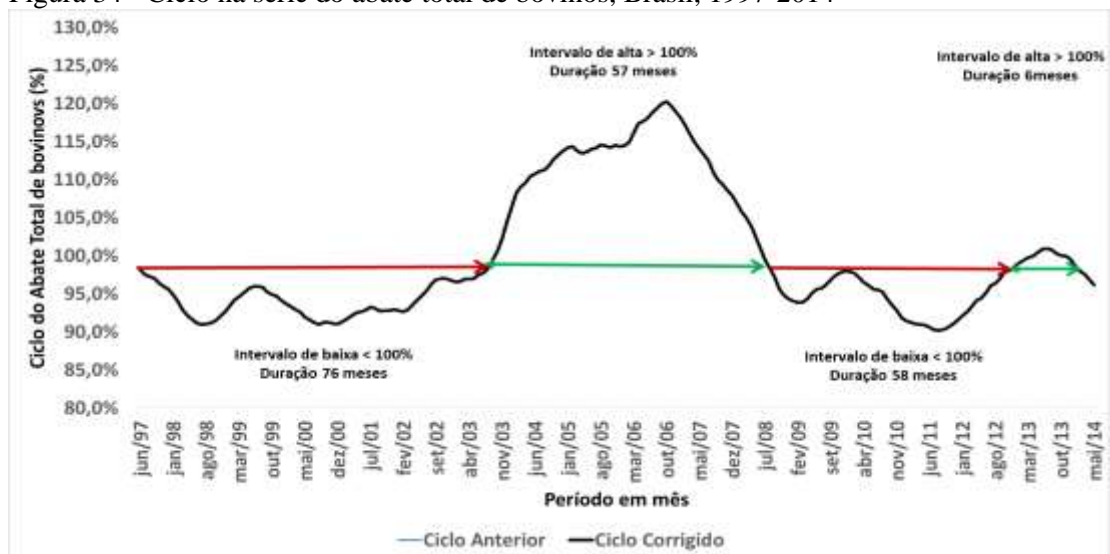
Figura 33 - Tendência média móvel do abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativa da pesquisa.

Na evolução dos intervalos há formação de flutuações cíclicas que são variações de médio prazo com períodos alternados de recessão e expansão na série temporal do abate total de bovinos. O primeiro intervalo observado foi de recessão, entre junho de 1997 e setembro de 2003 com duração de 76 meses (6,33 anos) e flutuações entre 90,9% e 99,4%. O intervalo seguinte foi de expansão, de outubro de 2003 a junho de 2008 com duração de 57 meses e flutuações entre 100,6% e 120,2%. O intervalo de julho de 2008 a abril de 2013 teve duração de 58 meses (4,8 anos); as flutuações cíclicas variaram entre 90,2% e 99,9%. Os intervalos seguintes podem ser considerados de estabilidade tanto pela duração em média de 6 meses quanto pelas flutuações próximas da linha da tendência de 100%. A Figura 34 a seguir traz a evolução temporal do ciclo da série de abate total dos bovinos.

Figura 34 - Ciclo na série do abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014



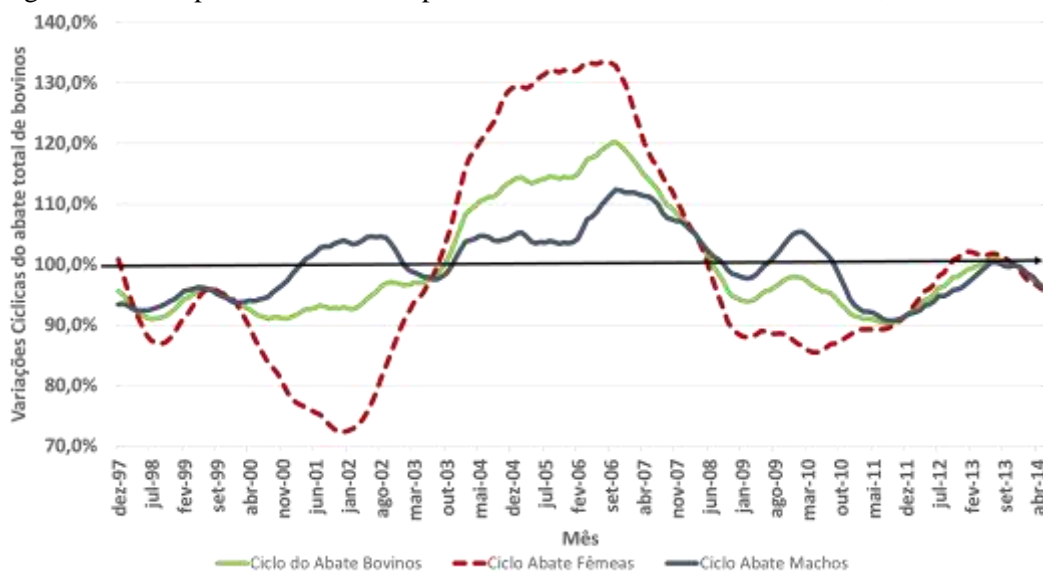
Fonte: Resultados da pesquisa.

O período de maior alta ocorreu de junho de 2006 a janeiro de 2007, onde o ciclo esteve entre 118,0% e 120,2%, ou seja, abateu-se até 20,2% mais bovinos neste período que o abate projetado pela tendência. O período subsequente embora apresente índices abaixo à média da tendência indicam redução gradativa da capacidade na oferta de animais que foi mais acentuada a partir de 2010, quando alcançou a cava com 90,2%. Isso se deu provavelmente pela escassez de animais decorrentes do alto volume de abates de matrizes no período anterior e também com o aquecimento da demanda.

A comparação do padrão comportamental nas três séries evidenciou padrão similar entre o início da série até meados do ano 2000, quando ocorreu intervalo de recessão no abate de fêmeas com cava em janeiro de 2002. Na sequência há inversão na tendência do abate de bovinos fêmeas com a intensificação dos abates a partir de dezembro de 2003. Na ocasião a tendência passou a ser superior a 100,0%, o pico do abate de fêmeas ocorreu de forma coincidente com o abate total de bovinos em meados de 2006, quando a alta não foi mais sustentada, o que passou a apresentar tendência de redução. A linha da tendência foi rompida aproximadamente em junho de 2008 e o abate de fêmeas passou a apresentar padrão comportamental recessivo que se sustentou até outubro de 2012.

No período de dezembro de 2003 a maio de 2008, as três séries operaram em ciclo de alta, ou seja, o abate de fêmeas, o abate de machos e o abate total foram superiores àqueles projetados pelas respectivas tendências neste período.

Figura 35 - Comparativo dos ciclos plurianuais do abate de bovinos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Ao comparar a curva de tendência do abate de fêmeas em paralelo com o abate total de bovinos, nota-se que o abate total de bovinos sofreu maior influência do abate de fêmeas que do abate de machos.

No período entre 2010 e 2012, a tendência do abate de machos era superior à linha da tendência projetada, provavelmente este padrão comportamental tenha contribuído para a sustentação da tendência de alta discreta no abate total do mesmo período.

A correlação (R) entre os ciclos do abate de bovinos foi analisada como mostra a Tabela 13, o ciclo do abate total está mais fortemente correlacionado com o ciclo no abate das fêmeas (93,95%), que com o ciclo no abate dos machos (78,7%). Ou seja, ainda que ponderado pelo abate dos machos, o ciclo do abate das fêmeas explica mais o ciclo do abate total do que o ciclo do abate dos machos.

Tabela 13 - Correlação R entre os ciclos do abate de bovinos, Brasil, 1997-2014

Correlações entre os ciclos	(R)
Ciclo Abate de Fêmeas e Ciclo do Abate Total	0,9395
Ciclo Abate de Fêmeas e Ciclo do Macho	0,5303
Ciclo Abate de Machos e Ciclo do Abate Total	0,7871

Fonte: Elaborada pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Na fase de cria a reprodução depende de maior quantidade de novilhas e vacas para serem utilizadas como matrizes. Além do manejo reprodutivo, há maior dependência de vacas para amamentação dos bezerros conforme literatura (BARCELLOS, 2011)

4.1.3.3 Modelagem da série temporal do abate total de bovinos

A série temporal do abate total de bovinos (Y_t) adotou modelos da classe ARIMA identificado como SARIMA(0,1,2)*(1,0,2) com transformação logarítmica.

A série de abate total dos bovinos apresentou sazonalidade, não se constituiu em uma série estacionária e foi preciso tomar uma diferença da série (∇^1) para que ela se tornasse estacionária e assim pudesse ser aplicada a metodologia de Box-Jenkins. Também não apresentou distribuição normal como desejado e por isso precisou ser logaritimizada.

O modelo encontrado apresentou significância estatística. Todos os parâmetros foram altamente significativos, com boa qualidade de ajuste, dado o alto valor de $R^2 = 0,9739$, que se relaciona a capacidade de explicação do modelo pelo cálculo da comparação do erro do modelo e a variação dos dados em torno da sua média.

A verificação deu-se com a análise das estatísticas de erro, cujos valores foram: Erro de previsão = 0,00467; MAPE = 0,03556; MAD = 0,0007515; BIC = 0,0009913; e RMSE = 0,00001019.

Ao analisar a série dos erros ou resíduos das previsões geradas para a série pelo modelo SARIMA (0,1,2)*(1,0,2) escolhido, verificou-se que a média dos erros foi a igual a 0,0000992 (aproximadamente nula) e variância de 0,0041. A série dos erros foi submetida ao teste ADF e verificou-se que há evidências para afirmar que a série de resíduos é estacionária, com p-valor = 0,000, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária.

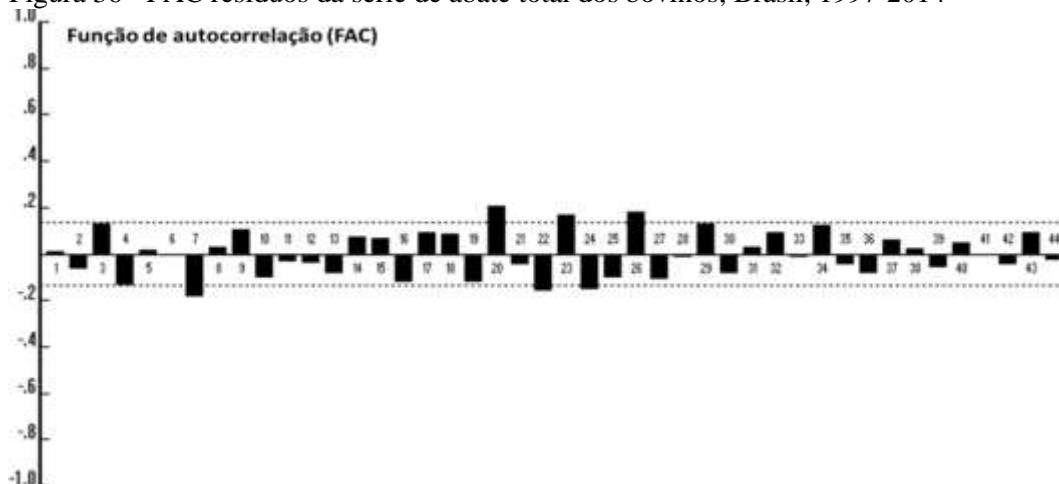
A série dos resíduos foi submetida ao teste de Ljung Box conforme dados na Tabela 13 que apresentou p-valor = 1,000 levando a concluir que não havia evidência para rejeitar a hipótese de que as autocorrelações nos resíduos até lag $Q = 18$ são nulas.

O gráfico da FAC dos erros levou a inferir que os erros podem ser considerados não correlacionados, vez que apresentam, em geral, valores não significativos, em que os erros ou resíduos estão posicionados dentro do intervalo de dois desvios-padrão entre (+/- 0.2), e que a autocorrelação está posicionada em torno do zero.

As características observadas para os erros ou resíduos do modelo são compatíveis com as características de um processo ruído branco e assim pode-se sugerir que o modelo proposto para modelar o abate de bovinos é eficiente e pode ser usado para gerar previsões.

Representado pela linha sólida na vertical está o eixo zero dos resíduos, os valores posicionados acima representam os resíduos positivos e os posicionados abaixo os resíduos negativos. A Figura 36 a seguir apresenta o diagrama com o comportamento da função de autocorrelação (FAC) dos resíduos do modelo.

Figura 36 - FAC resíduos da série de abate total dos bovinos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa

A seguir a demonstração do modelo de estimação dos dados na Tabela 14.

Tabela 14 - Modelo de previsão abate total dos bovinos, Brasil, 1997-2014

Modelo ARIMA (0,1,2)*(1,0,2) com transformação logarítmica (Box-Jenkins)				
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística - T	Significância
b [1]	0.6950	0.0664	10.4722	1.0000
b [2]	-0.2603	0.0662	-3.9290	0.9999
A[12]	0.9952	0.0060	164.8768	1.0000
B[12]	0.7264	0.0668	10.8679	1.0000
B[24]	0.1787	0.0642	2.7838	0.9946
Amostragem Estatística		Estatística de Erro		
Amplitude da amostra	216	Erro de previsão		0.00467
Número de parâmetros	5	Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE)		0.03556
Desvio-padrão	0.2865	Erro Absoluto Médio (MAD)		0.0007515
Média	14.52	Critério de Informação Beysiano (BIC)		0.0009913
R ²	0.9739	Raiz dos Erros Quadrático Médios (RMSE)		0.00001019
R ² ajustado	0.9734	Estatística de Ljung-Box		
Teste Durbin-Watson	1.978	Q (18)		60.9
		P-valor		1.0000

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software FPW*.

Seja $y_t = \ln(Y_t)$, pela expressão (7), segundo dados da estimação exibidos na Tabela 14, o modelo que explica a série do comportamento do abate dos bovinos é dado por:

$$(1 - \Phi_1 B^{12}) \nabla^1 y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t$$

$$(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t$$

$$(1 - B - \Phi_1 B^{12} + \Phi_1 B^{13})y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t \quad \therefore$$

$$y_t = y_{t-1} + \Phi_1 y_{t-12} - \Phi_1 y_{t-13} + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t,$$

onde, $\theta_1 = 0,6950$, $\theta_2 = -0,2603$; $\Phi_1 = 0,9952$, $\theta_1 = 0,7264$, $\theta_2 = 0,1787$.

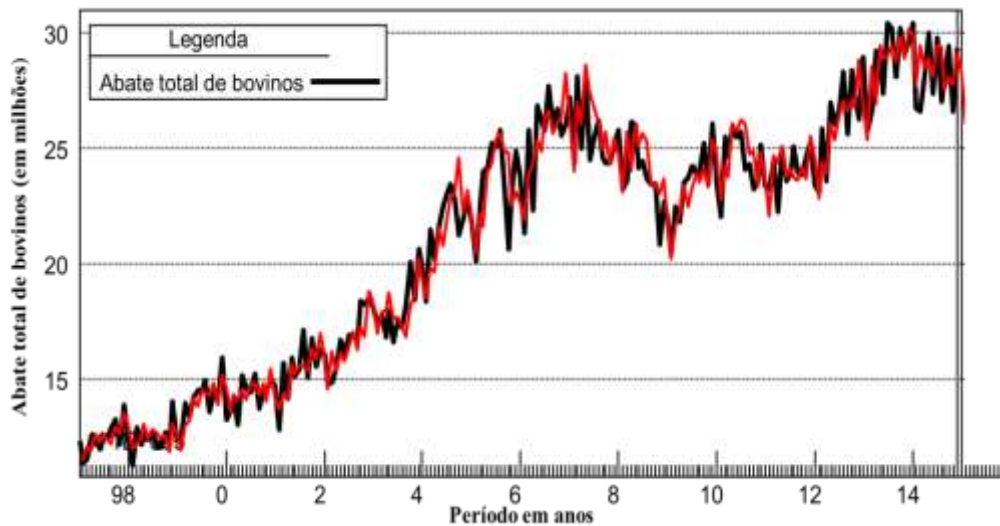
Substituindo os termos na equação têm-se que:

$$y_t = y_{t-1} + 0,9952 y_{t-12} - 0,9952 y_{t-13} + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \theta_1 B^{12} - \theta_2 B^{24}) u_t \quad (6)$$

Fica assim explicado que o abate de bovinos num dado mês t está relacionado ao abate de bovinos do mês anterior ($t - 1$), ao abate de bovinos do mês de t do ano anterior ($t - 12$), e ao abate de bovinos do mês anterior ao mês t no ano anterior ($t - 13$).

O bom ajuste do modelo apresentado na Figura 37 evidenciou que a dinâmica da série marcada em preto foi captada quase que perfeitamente pelo modelo, representado pela série em vermelho, o que demonstra bem a evolução temporal do abate de bovinos.

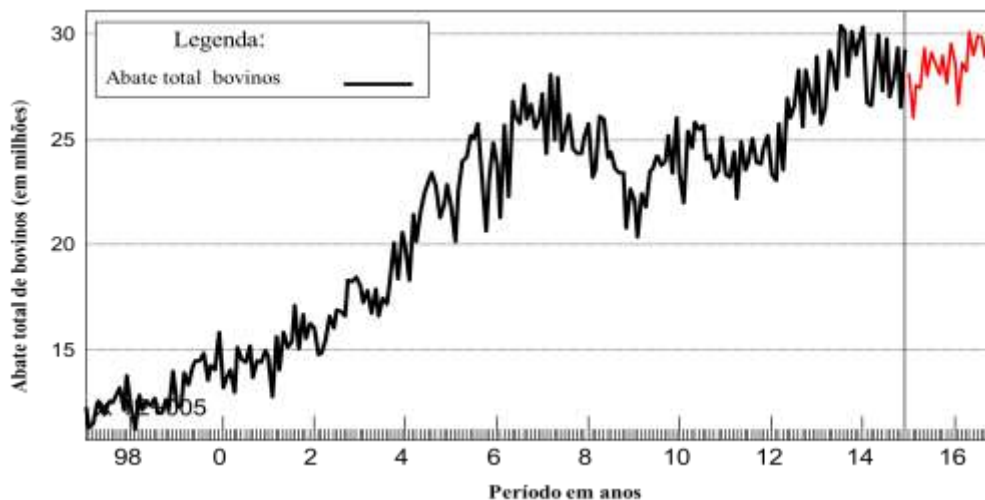
Figura 37 - Ajuste modelo SARIMA série de abate total de bovinos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas pelo *software* FPW.

A seguir a Figura 38 traz a evolução da série histórica de abate dos bovinos marcada em preto, e marcada em vermelho as previsões do abate dos bovinos para os próximos 24 meses. Esta situação pode contribuir para o planejamento das empresas de produção animal e indústria frigoríficas.

Figura 38 - Série abate total dos bovinos com previsões (24 meses), Brasil, 1997-2014



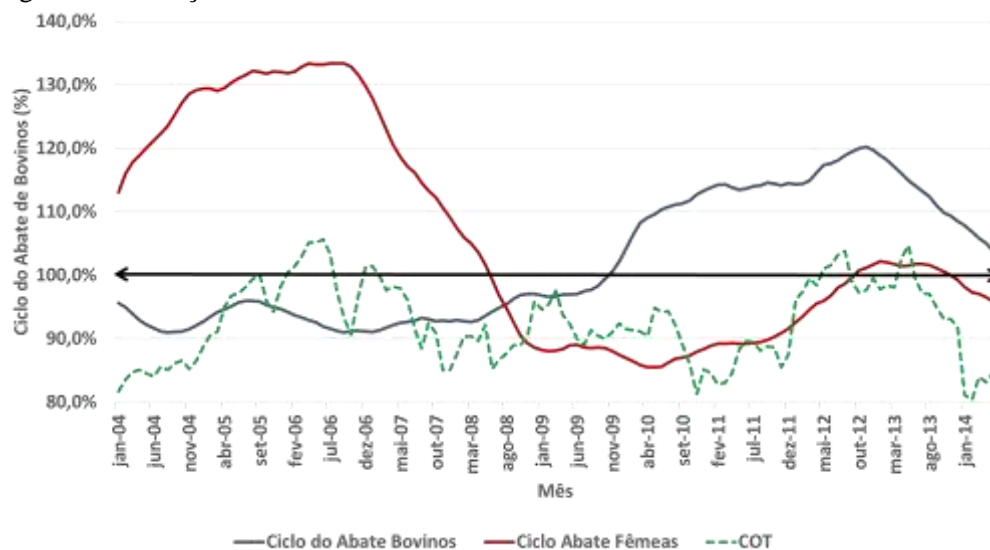
Fonte: Estimativas da pesquisa.

O item seguinte abordará a questão do custo operacional de produção.

4.1.4 Custo Operacional de Produção

Com propósitos de identificar a influência do Custo Operacional de Produção (C.O.T.) no ciclo plurianual do abate dos bovinos, os ciclos estimados foram comparados com os dados do C.O.T. disponibilizados pelo CEPEA/ESALQ entre os anos de 2004 e 2014.

Figura 39 - Relação dos ciclos do abate de bovinos e o COT, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa

A comparação entre a evolução do indicador C.O.T. entre os anos de 2004 e 2014 e os ciclos dos abates de bovinos fêmeas e bovinos totais sugerem que em períodos que há elevação do custo operacional total da produção, há indícios de maiores abates de bovinos fêmeas na maioria dos períodos. As relações dos ciclos estão ilustradas a seguir na Figura 39. A linha horizontal de 100% ilustrada no gráfico representa a tendência e as variações cíclicas estão fluando em torno desta linha.

Concluída a apresentação dos resultados relativos ao mercado de bovinos de corte no Brasil, o próximo item discorre aqueles aspectos relativos ao preço e a volatilidade do retorno dos preços do boi gordo, do bezerro e da cotação do dólar.

4.2 Preço e Volatilidade do Retorno do Boi Gordo, do Bezerro, da Cotação do Dólar

No mercado de bovinos de corte, as informações do comportamento do preço do boi gordo são imprescindíveis para o planejamento e a tomada de decisões tanto de pecuaristas quanto da indústria frigorífica, para maximização do resultado econômico de cada sistema e da cadeia como um todo.

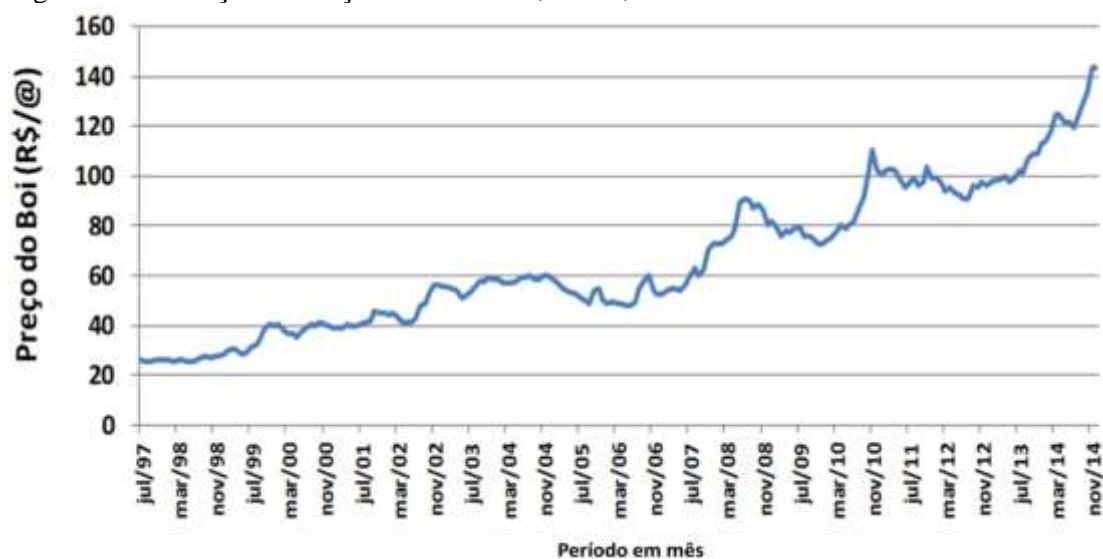
A análise do preço e da volatilidade do boi gordo e do bezerro visa a responder ao objetivo de investigar as determinantes da formação de preço do boi gordo no mercado e estabelecer relação com a quantidade de animais produzidos e disponibilizados para os frigoríficos para o abate. Inicialmente (itens 4.2.1; 4.2.2; 4.2.3) foi analisada a estacionalidade, a tendência e a formação cíclica do ativo boi. Na sequência foram comparados os ciclos do preço do boi com os ciclos do abate de bovinos e finalmente foi modelada a volatilidade dos retornos do preço do boi gordo.

4.2.1 Série Temporal do Preço do Boi Gordo

De acordo com a literatura, os dados de uma série temporal financeira refletem transações comerciais entre vendedores e compradores. Podem ser influenciados por eventos econômicos, climáticos e informações. Neste estudo foram analisadas as variações decorrentes de eventos econômicos e climáticos. A evolução da série da *proxy* dos preços do boi gordo à vista, conforme divulgado pelo CEPEA/ESALQ no período de julho de 1997 a dezembro de 2014.

As séries financeiras na forma de primeira diferença são em geral estacionárias e apresentam grandes oscilações ou volatilidade, de forma a sugerir que a variância da série financeira muda ao longo do tempo. Para a análise do comportamento temporal da série do preço do boi gordo foi realizada inicialmente a identificação visual da estacionariedade do preço do boi gordo no período, conforme figura 40.

Figura 40 - Evolução do Preço do Boi Gordo, Brasil, 1997-2014

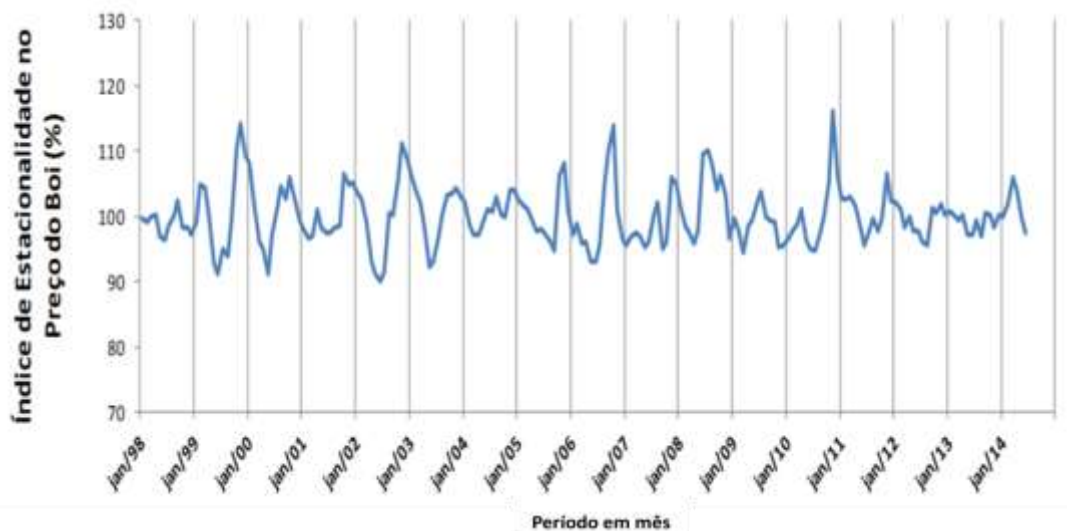


Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da pesquisa.

A fim de identificar padrão comportamental temporal na série do preço do boi gordo foi realizada a decomposição da série temporal que foi comparada ao ciclo do abate.

O índice de estacionalidade demonstrado na Figura 41 apresentou padrão de variação estacional anual do preço do boi, o qual nos meses de março a julho alcançou os valores mais baixos de preço e, de outubro a dezembro os picos de maiores preços.

Figura 41 - Índice de estacionalidade série do preço do boi gordo, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa.

Em alguns anos, a variação da estacionalidade foi maior que nos demais. Esta diferença pode ter ocorrido devido às distintas condições de oferta e demanda do produto ao longo dos anos.

4.2.2 Tendência e Ciclo Plurianual da Série de Preços da arroba do Boi Gordo

Com o intuito de identificar os componentes presentes no padrão básico da série histórica de dados (tendência, ciclo, sazonalidade e aleatoriedade), foi feita a análise de decomposição clássica da série temporal pelo *software* FPW, e os percentuais relativos a cada componente foram os seguintes: Tendência/Ciclo: 99,78%, Aleatório: 0,22%, sem componentes sazonais.

A presença dos componentes temporais considerou a execução dos procedimentos: a) obtenção de médias móveis para o período $t=12$ e iniciando no centro do período com $t=6$; b) eliminação dos efeitos da sazonalidade com a obtenção das médias móveis; c) estimação da tendência da média móvel centrada.

A estimação por regressão linear simples da tendência da média móvel centrada em função do tempo t (variável independente x) resultou e uma reta crescente, ou seja, tendência positiva, provocada, provavelmente, pelo aumento da demanda, aumento da população e do seu poder aquisitivo no período da série e pode ser representada pela equação:

$$y = 19.998 + 0,4285x$$

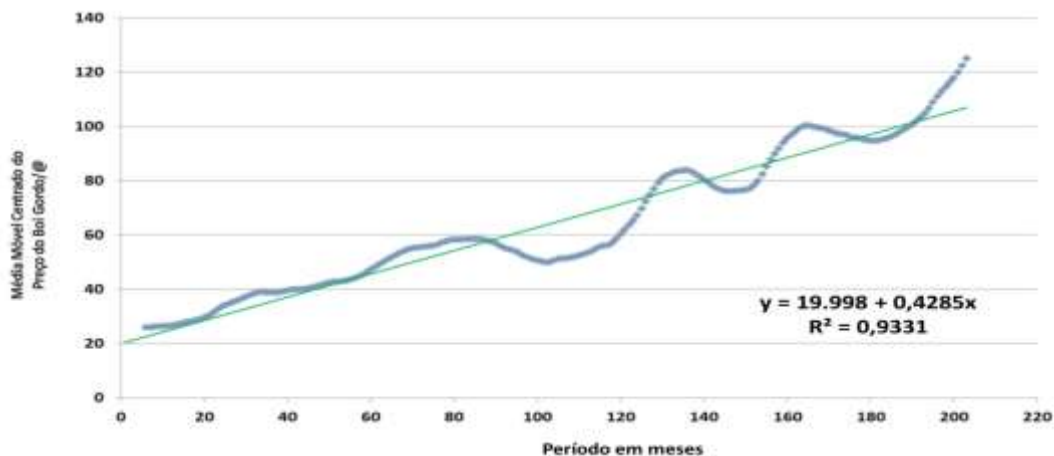
Esta reta explica, aproximadamente, 93,31% dos dados que compõem a série das médias móveis centradas ($R^2 = 0,9331$), o que pode ser considerado um bom nível de explicação.

A identificação de formações cíclicas no preço do boi gordo considerou a alternância sistemática de valores menores e maiores do que 100% que representam a tendência da série por períodos superiores a um ano. As flutuações em torno da tendência (%) foram agrupadas de acordo com o nível do intervalo.

Foram considerados intervalos de baixa nos preços as flutuações menores que 100,0% e intervalos de alta as flutuações maiores que 100,0%, conforme previsto na literatura econômica.

Na Figura 42 a seguir é demonstrada a tendência da média móvel centrada.

Figura 42 - Tendência média móvel preço do boi gordo, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborada pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

No período analisado, o primeiro intervalo apresentou flutuações superiores à tendência esperada, com duração de 48 meses, interrompido por um curto intervalo de 2 meses, com flutuações de baixa que não se sustentaram a partir de fevereiro de 2002, quando a série retomou tendência de alta nos preços durante 33 meses consecutivos.

O intervalo seguinte ocorreu entre novembro de 2004 e dezembro de 2007 e duração aproximada de 38 meses, com redução de 1% a 22% aproximadamente do preço do boi gordo projetado pela tendência da média móvel. A situação de mais baixa intensidade do ciclo econômico do preço do boi gordo ocorreu em junho de 2006, a cava atingiu 78,0%, provavelmente, esta sequência representou o primeiro ciclo da série observada.

O segundo ciclo observado apresentou dois intervalos alternados de alta e de baixa nos preços. O primeiro ocorreu entre janeiro de 2008 e fevereiro de 2009 e 14 meses de duração e de alta nos preços; a inversão da tendência de alta iniciou em março de 2009 e durou aproximadamente 15 meses; finalizou em maio de 2010. A duração total do ciclo foi de aproximadamente 2,42 anos ou 29 meses.

O terceiro ciclo iniciado em junho de 2010 teve duração de 35 meses aproximadamente. O primeiro intervalo durou 21 meses e o segundo foi de 14 meses de flutuações negativas que passaram a não se sustentar a partir de maio de 2013, quando a tendência passou a ser de ascensão dos preços no último intervalo observado.

A maior intensidade do ciclo econômico do preço do boi gordo apresentou flutuações entre 100% e 116% aproximadamente, ou seja, em 2013 o nível do preço do boi gordo foi de 0,1% a 16% superior aquele projetado pela tendência para o período.

A alternância sistemática dos intervalos está representada na Tabela 15 a seguir.

Tabela 15 - Ciclo da série de preços do boi gordo, Brasil, 1997-2014

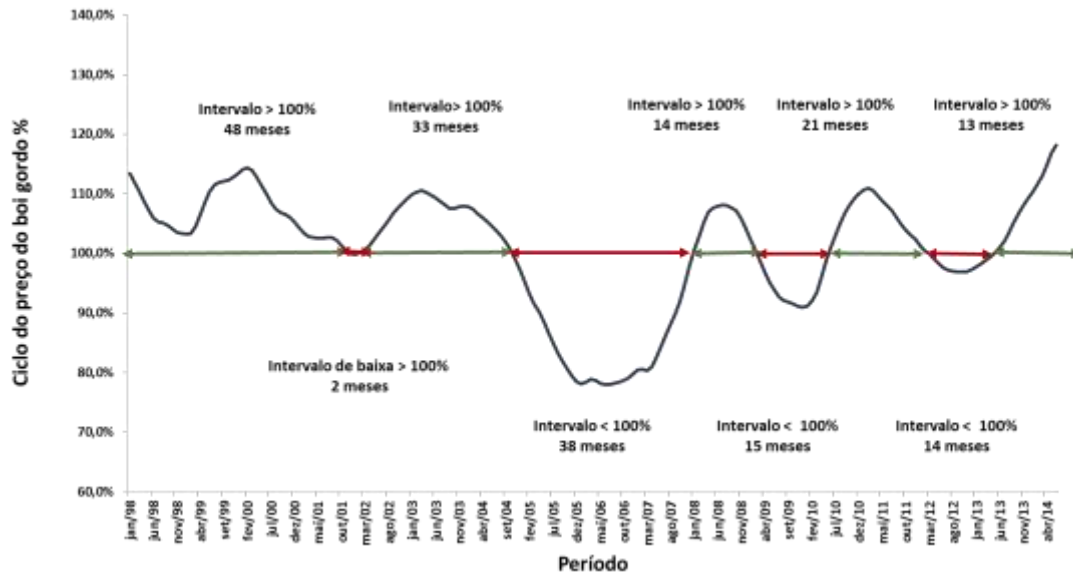
Frequência	Período	Duração	Flutuações em torno da tendência (%)	Nível do ciclo
1º Intervalo	DEZ/97 a NOV/01	48 meses	100,5% a 115,3%	Alta de preços
2º Intervalo	DEZ/01 a JAN/02	2 meses	99,8% a 99,9%	Baixa de preços
3º Intervalo	FEV/02 a OUT/04	33 meses	100,2% a 107,8%	Alta de preços
4º Intervalo	NOV/04 a DEZ/07	38 meses	78,0% a 98,9%	Baixa de preços
5º Intervalo	JAN/08 a FEV/09	14 meses	100,4% a 108,2%	Alta de preços
6º Intervalo	MAR/09 a MAI/10	15 meses	90,9% a 98,7%	Baixa de preços
7º Intervalo	JUN/10 a FEV/12	21 meses	100,4% a 110,9%	Alta de preços
8º Intervalo	MAR/12 a ABR/13	14 meses	96,9% a 99,9%	Baixa de preços
9º Intervalo	MAI/13 a MAI/14	13 meses	100,1% a 116,9%	Alta de preços

Fonte: Elaborada pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Na figura 43 apresenta-se o gráfico do ciclo plurianual na série do preço do boi gordo. Este esteve acima daquele preço projetado pela tendência de dezembro de 1997 a outubro de 2004, com um curto intervalo de 2 meses de baixa.

No intervalo seguinte que foi de novembro de 2004 a dezembro de 2007, o preço esteve abaixo daquele projetado pela tendência e desde então as oscilações cíclicas de alta e de baixa foram regulares, com duração média de 15 meses. A evolução temporal do ciclo da série de preços do boi gordo pode ser visualizada na Figura 43.

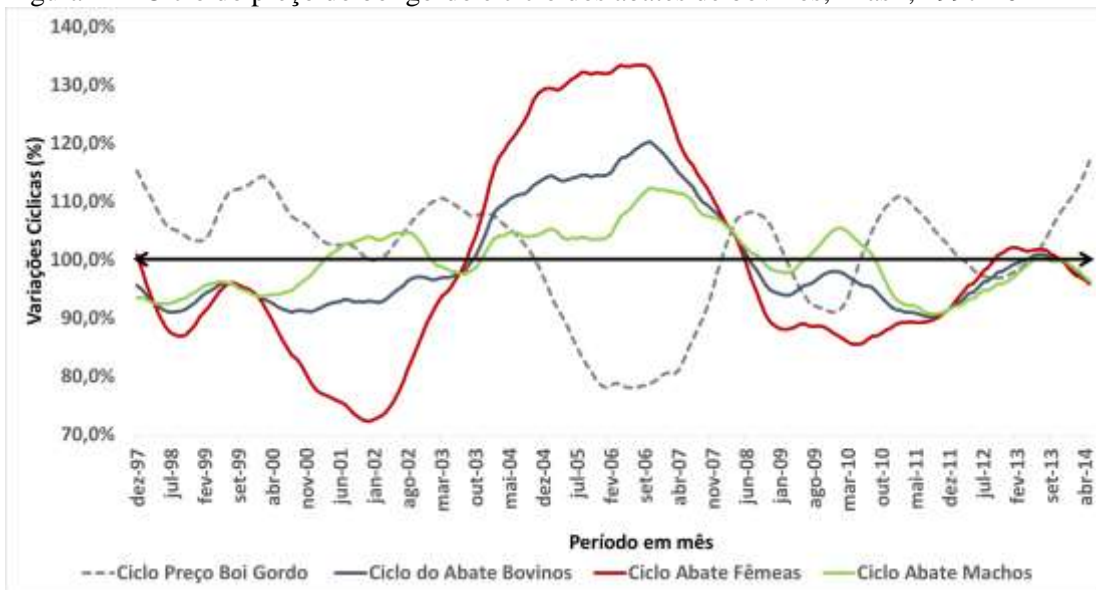
Figura 43 - Ciclo na série do preço do boi gordo, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

O comportamento temporal dos ciclos do abate de bovinos fêmea, de bovinos macho, bovinos totais e ciclo do preço do boi gordo podem ser visualizados na Figura 44.

Figura 44 - Ciclo do preço do boi gordo e ciclo dos abates de bovinos, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

A evolução do ciclo do preço do boi concomitante com o a evolução dos ciclos nos abates conforme ilustrado na figura 44 permitiram observar e comparar inicialmente o comportamento da série do abate de bovinos fêmeas marcado em vermelho e o ciclo do abate de bovinos machos marcado em verde.

As duas séries apresentaram comportamento distinto no início do período analisado até meados de 2003, ou seja, quando a série do abate de bovinos fêmea apresentava padrão recessivo à série do abate de bovinos machos que apresentava padrão de expansão e vice e versa. No período aproximado entre junho de 2003 a julho de 2009, as séries passaram a apresentar comportamentos similares quanto às tendências de alta e de baixa na quantidade de abates, de forma que as flutuações no abate de bovinos fêmeas foram mais intensas.

No início de 2009, as duas séries voltaram a apresentar comportamentos distintos nas flutuações que perduraram até o final de 2011, quando ambas passaram a apresentar tendência de expansão similar.

O mesmo comportamento foi observado entre as séries do abate de bovinos fêmeas e bovinos totais abatidos, ressaltando que no período de maior flutuação positiva nos dois ciclos as linhas de tendências se sobrepuseram em alguns pontos.

Neste contexto, o ciclo plurianual ou ciclo do boi sofreu maior influência do ciclo dos abates de bovinos fêmeas que do ciclo dos abates de bovinos machos que apresentou maior estabilidade relativa às flutuações em torno da linha de tendência.

As correlações entre as séries apresentaram resultados negativos entre o ciclo do abate do boi e a série de preço do boi gordo, o que leva a inferir que o abate de bovinos possui relação entre as quantidades de produtos ofertados e a relevância do preço conforme lei da oferta e demanda. As correlações apresentaram-se mais fortes no período entre janeiro de 1998 a janeiro de 2009, tabela 16.

Tabela 16 - Correlações entre os ciclos das séries (R) , Brasil, 1997-2014

Par Avaliado	Correlação no período total	Correlação de janeiro de 1998 a janeiro de 2009
Ciclo abate de bovinos fêmeas e o preço do boi gordo	-0,6260	-0,7349
Ciclo abate total de bovinos e o preço do boi gordo	-0,8313	-0,8691
Ciclo abate de bovinos machos e o preço do boi gordo	-0,6909	-0,8351

Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa

A fim de quantificar o risco do ativo boi gordo, foi calculado o desvio-padrão da série de valores discretos conforme proposto por Securato (2007, p.185), quer seja $r_{d,t} = P_t - P_{t-1}/P_{t-1}$.

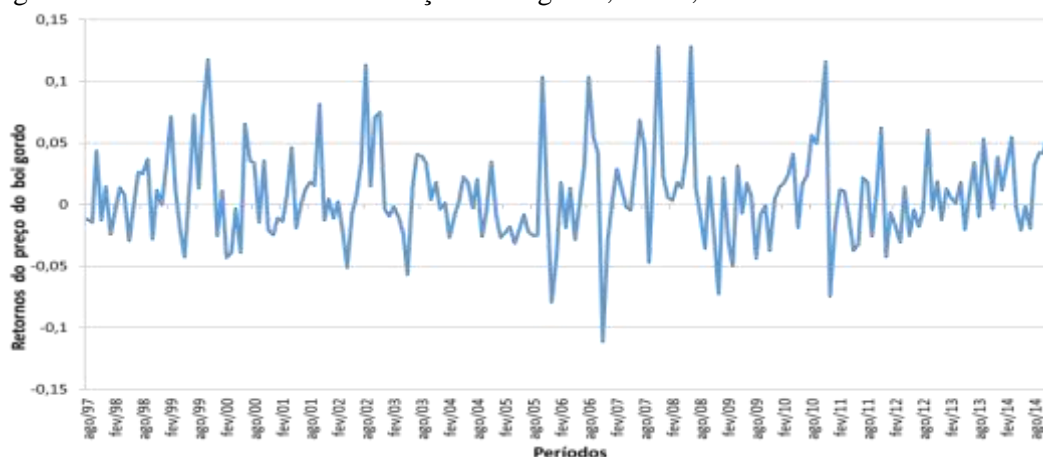
Os resultados das medidas de dispersão para os retornos no período de 2000 a 2014 foram: a) amplitude = 180; b) variância= 0,001441; c) o desvio-padrão = 0,0379; e d) coeficiente de variação = 14,71%. Os baixos valores da variância e do desvio-padrão levaram a crer que há pouca interação em torno da média. A seguir depreende descrever sobre a modelagem da série dos retornos do preço do boi gordo no mercado brasileiro.

4.2.3 Modelagem da Série da Volatilidade do Preço do Boi Gordo

A evolução dos preços é similar a um processo passeio aleatório e a modelagem por modelos ARIMA não produz previsões. Daí o interesse maior sobre os preços é o de avaliar a volatilidade no mercado do boi, conforme previsto por Gujarati e Porter (2011).

Para a análise da volatilidade do preço do boi gordo foi realizado inicialmente o cálculo do retorno do preço do boi gordo no período analisado em séries contínuas conforme equações 11, 12 e 13. Com base nesta premissa foi adotado o modelo GARCH para estimar a volatilidade. Nos modelos ARCH e GARCH, a volatilidade é medida pela variação relativa média ajustada, que busca analisar a variação da volatilidade dos preços do boi gordo ao longo do tempo, ou seja, substitui-se a medida da variância, vez que esta retrata um valor único para determinado conjunto de dados, conforme proposto por Gujarati & Porter (2011, p.787).

Figura 45 - Retornos Mensais do Preço do boi gordo, Brasil, 1997 a 2014.



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

O primeiro passo, para construir um modelo GARCH para a série de retornos foi tentar ajustar um modelo $ARMA(p, q)$, para remover a correlação serial presente nos retornos, caso ela existisse. A presença de Função de Autocorrelação (FAC) e Função de

Autocorrelação Parcial (FACP) significativa (0,244) no lag 1 sugere a ordem $q = 1$ (0,244) para a componente MA e ordem $p = 1$ para a componente AR do modelo $ARMA(p, q)$. A Figura 46 a seguir apresenta as Função de autocorrelação - FAC e Função de Autocorrelação Parcial - FACP da série de retorno dos preços do boi.

Figura 46 - FAC e FACP dos retornos preços do boi gordo, Brasil, 1997-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas pelo *software* Eviews.

A Tabela 17 traz o ajustamento do modelo ARMA (1,1) para as séries de retorno do preço do boi gordo no período março de 2000 a dezembro de 2014.

Tabela 17 - Ajuste modelo ARMA (1,1): série de retornos dos preços do boi gordo, Brasil, 2000-2014
Modelo ARMA (1,1)

Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística - T	Probabilidade
Constante	0.007147	0.003481	2.052819	0.0416
AR (1)	-0.159847	0.255347	-0.625999	0.5321
MA (1)	0.428628	0.233008	1.839543	0.0675
Estatística Descritiva		Testes estatísticos		
Média variável dependente	0.007189	Critério de Akaike		-3.699036
Desvio-padrão variável dependente	0.038900	Critério de Schwartz		-3.645411
R ²	0.068972	Critério de Hannan-Quinn		-3.677290
R ² ajustado	0.058331	Teste de Durbin-Watson		1.997540
Regressão	0.037748			
Soma dos quadrados residuais	0.249365			
Log Função Verossimilhança	329.5613	Observações	178	
Estatística - F	6.48113	Interações após ajustes	8	
Probabilidade (Estatística F)	0.001924			
Raízes invertidas (AR)	-16			
Raízes invertidas (MA)	-43			

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* FPW.

Quando modelados por um ARMA (1,1), o modelo dos retornos não apresentou coeficientes significativos (Tabela 17). Daí deve-se escolher entre o modelo AR (1) e o modelo MA (1). Por resultar em melhores estatísticas (maior R^2) e menor soma de quadrado dos resíduos), entende-se que o filtro ARMA que melhor modelou a série de retornos dos preços do boi constitui-se um filtro MA (1), tem-se que:

$$R_t = X_t + 0.295191X_{t-1} \quad (1),$$

onde X_t é o resíduo do modelo MA (1) da série de retornos. A análise dos resíduos do modelo (1) indicou que o modelo MA (1) eliminou a correlação serial dos retornos dos preços. A partir dos resíduos do modelo (1) foram propostos modelos GARCH de ordens distintas e escolheu-se o que apresentava melhor qualidade de ajuste conforme (MORETTIN & TOLOI, 2006). O ajustamento de um modelo AR (1) e de um modelo MA (1) para a série de retornos dos preços do boi gordo encontra-se descrito na Tabela 18.

Tabela 18 - Ajuste modelo AR (1) e MA (1): série de retornos preços do boi gordo, Brasil, 2000-2014

Modelo ARMA (1,1)		
Variáveis	AR (1)	MA (1)
Coefficientes	0.269475	0.295191
Erro padrão	0.072366	0.071650
Estatística – T	3.723769	4.119878
Probabilidade	0.0003	0.0001
Estatística Descritiva		
Média variável dependente	0.007189	0.007081
Desvio-padrão variável dependente	0.038900	0.038818
R^2	0.040802	0.048139
R^2 ajustado	0.040802	0.048139
Regressão	0.038098	0.037872
Soma dos quadrados residuais	0.256910	0.255299
Log Função Verossimilhança	329.5613	332.4772
Testes estatísticos		
Critério de Akaike	-3.691700	-3.703656
Critério de Schwartz	-3.673825	-3.685849
Critério de Hannan-Quinn	-3.684451	-3.696435
Teste de Durbin-Watson	1.962072	2.004220
Observações	179	179
Interações após ajustes	5	5
Raízes invertidas (AR)	27	
Raízes invertidas (MA)		-30

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* FPW.

Foram testados os modelos GARCH (1, 0), GARCH (0, 1), GARCH (1,1), GARCH (1,2) e GARCH (2,1). Dentre os modelos utilizados, o MA (1) - GARCH (1, 0) foi o que melhor ajustou a série de retornos dos preços do boi gordo, apresentando em função do melhor ajuste e dos resultados de todos os coeficientes significativos.

Para avaliar a adequação do modelo foi aplicado o teste de Ljung-Box aos resíduos padronizados e aos quadrados dos resíduos padronizados. Os resultados indicaram que os resíduos são não autocorrelacionados e que não possuem heteroscedasticidade condicional. Então sugeriu-se que o seguinte modelo:

$$\left\{ \begin{array}{l} R_t = X_t + 0.307892 X_{t-1} \\ X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \\ h_t = 0,000920 + 0,403620 X_{t-1}^2 \end{array} \right.$$

Com ε_t gaussiano, é adequado para modelar os retornos da série de preços da arroba do boi gordo. A partir do modelo proposto, obtiveram-se as estimativas de volatilidade que são o desvio padrão condicional ($\sqrt{h_t}$), uma vez que as previsões de h_t são dadas por:

$$\hat{h}_t = 0,000920 + 0,403620 X_{t-1}^2$$

onde X_t é o resíduo do modelo MA (1) da série de retornos. Segue ajustamento do modelo.

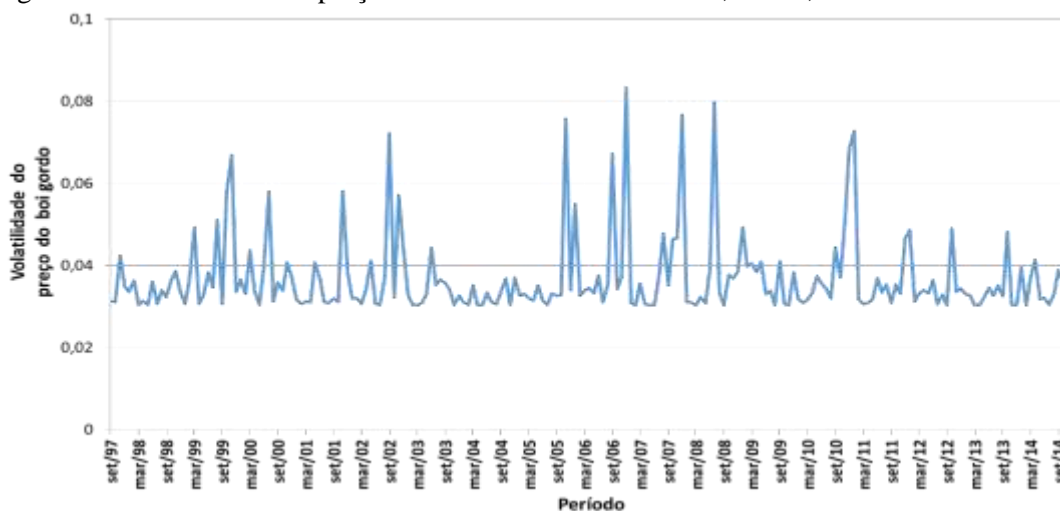
Tabela 19 - Ajuste do modelo MA (1): série retornos preços do boi gordo, Brasil, 2000-2014

Modelo GARCH = C (2) + C(3)* RESID (-1)^2				
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística - Z	Probabilidade
MA (1)	0.307892	0.073670	4.179307	0.0000
Equação da Variância				
C	0.000920	0.000139	6.627973	0.0000
RESID (-1) ²	0.403620	0.122205	3.172981	0.0015
Estatística Descritiva		Testes estatísticos		
Média variável dependente	0.008140	Critério de Akaike		-3.784526
Desvio-padrão variável dependente	0.037258	Critério de Schwartz		-3.736550
R ²	0.031224	Critério de Hannan-Quinn		-3.765129
R ² ajustado	0.021819	Teste de Durbin-Watson		2.040589
Regressão	0.036849			
Soma dos quadrados residuais	0.279714			
Log Função Verossimilhança	398.4830			
Raízes invertidas (MA)	-31			

Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa obtidos por meio do *software* GRETL.

A seguir na figura 47 apresenta-se a evolução da volatilidade estimada.

Figura 47 - Volatilidade de preços do boi no Modelo GARCH, Brasil, 1997-2014



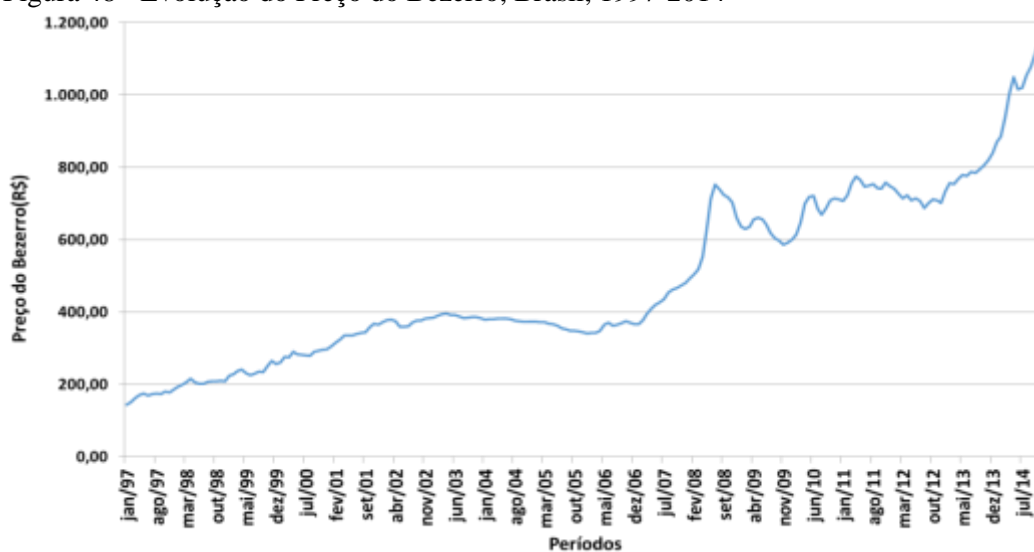
Fonte: Elaborada pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

A estimação da volatilidade do preço do boi gordo evidenciou 8 maiores picos, que foram associados aos períodos que impactaram o mercado do boi no Brasil, como o foco de febre aftosa em 2005 no Estado de Mato Grosso do Sul, e no final de 2007 e início de 2008 a forte crise financeira internacional (CONAB, 2011).

4.2.4 Série Temporal do Preço do Bezerro

A Figura 48 a seguir traz a evolução do Preço do Bezerro período de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2014. Observa-se variação acentuada do nível de preço a partir de 2006.

Figura 48 - Evolução do Preço do Bezerro, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da pesquisa.

Ao associar o volume crescente do abate de fêmeas nos períodos anteriores com os preços do bezerro entre os anos de 2003 a 2005, há indícios que tenha surtido efeito pela escassez de animal para reposição dos rebanhos.

A partir de 2008, foi reduzido o abate de fêmeas no país com melhorias na margem dos produtores pela redução do percentual do C.O.T. na receita das propriedades e aumento na demanda por carne.

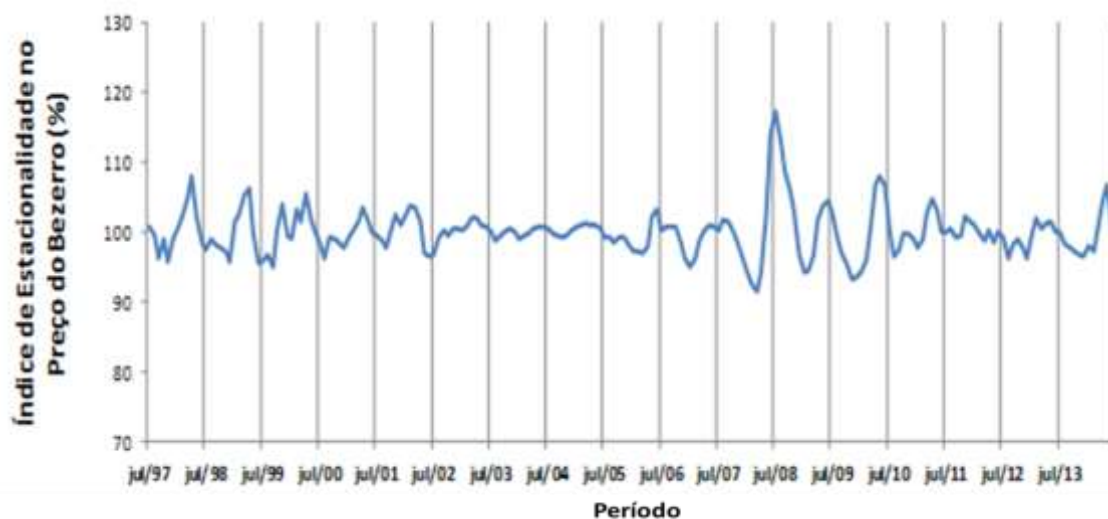
Provavelmente, a combinação destes fatores tenha contribuído para a retomada de investimentos pelos pecuaristas que passaram a reter matrizes o que reverteu a curva da tendência de abates a partir de junho de 2008 a setembro de 2012.

Entre o ano de 2010 e 2012, os preços do bezerro mantiveram-se estáveis. O forte aumento dos preços a partir do ano de 2013 sinalizou o aumento da demanda de animais para o abate.

Os abates de fêmeas que tinham passado por um intervalo de 14 meses de estabilidade foram novamente reduzidos a partir de dezembro de 2013. Os preços do boi gordo do ano de 2014 alcançaram as maiores cotações.

A figura 49 traz a estacionalidade do preço do bezerro no período estudado.

Figura 49 - Estacionalidade no preço do bezerro, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

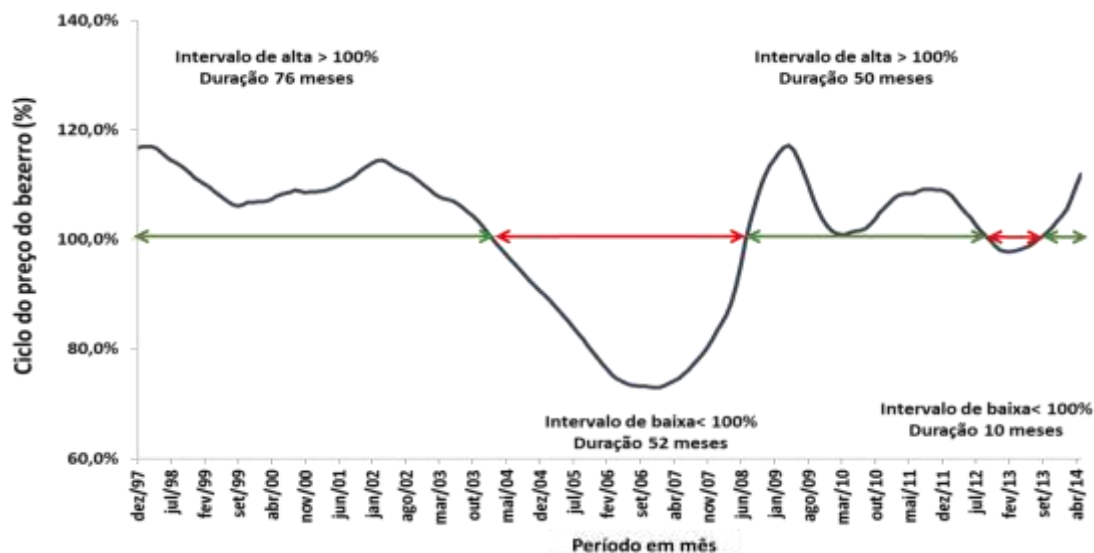
O índice de estacionalidade não demonstrou padrão de variação anual do preço do bezerro. Em alguns anos a variação da estacionalidade foi maior que nos demais, dada às distintas condições de oferta e demanda do produto ao longo dos anos.

No período entre julho de 2002 e julho de 2006, ocorreu alta no ciclo dos abates e na demanda, a estacionalidade do preço do bezerro foi quase constante, independente do mês.

4.2.5 Tendência e Ciclo Plurianual na Série de Preço do Bezerro

O ciclo na série de preços do bezerro pode ser visualizado na Figura 50, a seguir.

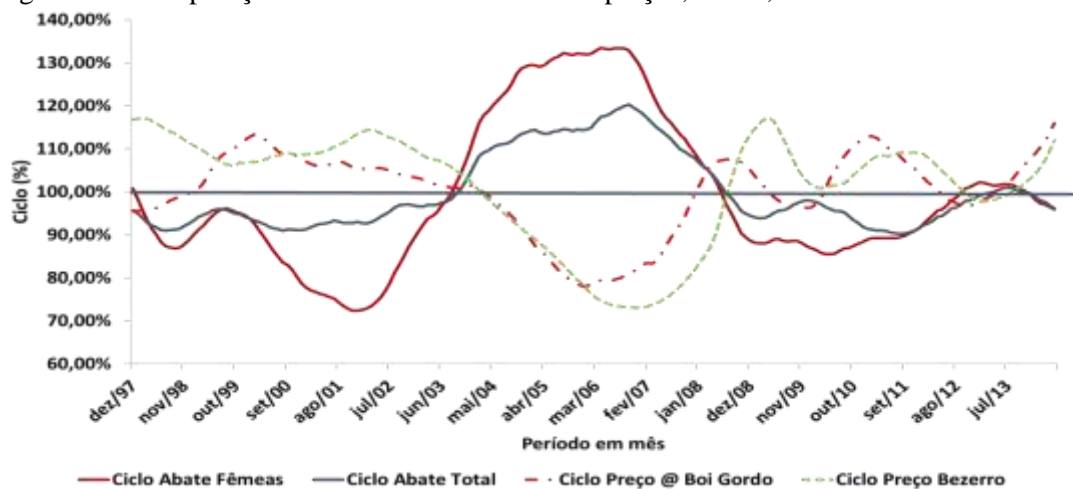
Figura 50 - Ciclo na série do preço do bezerro, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

A série temporal do preço do bezerro dá mostras que no período entre dezembro de 1997 e março de 2004 correspondeu ao último intervalo de alta em um ciclo. O período subsequente foi de recessão com duração aproximada de 52 meses ou 4,33 anos, intercalado com período de expansão e duração de 50 meses ou 4,17 anos o que configura o ciclo plurianual conforme literatura. A seguir na Figura 51 apresenta-se a comparação com as demais séries que são: abate fêmeas, abate total, preço da arroba do boi gordo.

Figura 51 - Comparação entre ciclos do abate e dos preços, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa

A Figura 51 mostrou que as variações de recessão e ascensão do preço do bezerro ocorreram em datas posteriores ao preço do boi, ambos em movimento inverso às variações do abate de bovinos fêmeas.

A correlação entre os ciclos foi investigada a fim de confirmar quais as relações foram mais fortes na determinação do preço do bezerro. A correlação entre os dois ciclos do preço da arroba do boi gordo e do preço do bezerro é positiva e forte, igual a 0.8173. Mais forte ainda é a correlação entre o ciclo do preço do bezerro e o ciclo do abate total (R=-0,920) seguido do abate das fêmeas, (R = -0,914). Quanto mais em alta esteve o abate de fêmeas e o abate total, mais baixo resultou o ciclo do preço do bezerro.

A relação do ciclo do abate das fêmeas com o ciclo do preço do bezerro foi mais forte que a relação do ciclo do abate das fêmeas que o ciclo do preço do boi, (R= -0,735).

O ciclo do preço do bezerro também se relacionou, menos fortemente, mas também negativamente com os ciclos do abate de machos.

A Tabela 19 a seguir traz o cálculo do R entre o ciclo do abate de fêmeas e o ciclo do preço do bezerro; ciclo do abate total e ciclo do preço do bezerro; ciclo do abate de machos e ciclo do preço do bezerro; e finalmente o ciclo do preço do bezerro e o do boi.

Tabela 19 - Correlações entre os ciclos das séries, Brasil, 1997-2014

Correlação entre os ciclos	(R)
Ciclo Abate de Fêmeas e Ciclo do Preço do Bezerro	-0,914
Ciclo Abate Total e Ciclo do Preço do Bezerro	-0,920
Ciclo Abate Machos e Ciclo do Preço do Bezerro	-0,702
Ciclo do Preço do Boi e Ciclo do Preço do Bezerro	0,817

Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa

Finalizadas as análises das relações entre os ciclos dos abates e os ciclos dos preços do boi e do bezerro observou-se que o padrão comportamental cíclico de longo prazo foi presente no período analisado, 1997-2014, especialmente no abate de fêmeas e nos preços do boi gordo e do bezerro. O risco do preço do boi bezerro foi quantificado por meio do cálculo do desvio-padrão da série de valores discretos conforme proposto por Securato (2007, p.185), quer seja $r_{d,t} = P_t - P_{t-1}/P_{t-1}$.

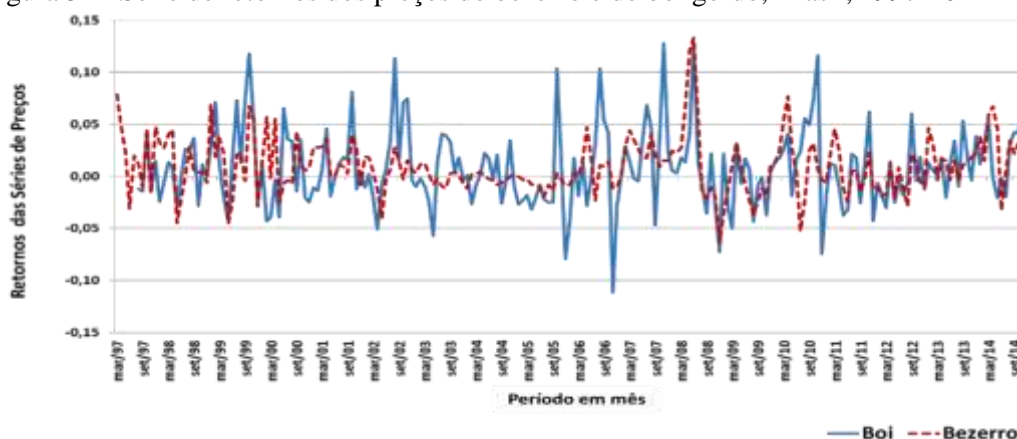
Os resultados das medidas de dispersão para os retornos no período de 2000 a 2014 foram: a) amplitude = 180; b) variância= 0,000693; c) o desvio-padrão = 0,0263; e d) coeficiente de variação = 21,22%.

A seguir depreende descrever sobre a modelagem da série dos retornos do preço do bezerro no mercado brasileiro.

4.2.6 Modelagem da Série da Volatilidade do Preço do Bezerro

A mensuração da volatilidade no preço do bezerro considerou o desvio-padrão de séries contínuas, quer seja $r_{d,t} = \ln P_t / \ln P_{t-1}$. Os retornos dos preços do bezerro e do boi gordo como vistos na figura 52 apresentaram baixos valores da variância e do desvio-padrão e pouca variabilidade em torno da média do retorno dos preços, conforme figura 52.

Figura 52 - Série de retornos dos preços do bezerro e do boi gordo, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

A modelagem da volatilidade do preço do bezerro adotou o mesmo modelo GARCH utilizado na modelagem do preço do boi gordo, ou seja, considerou a variação da volatilidade dos preços do bezerro ao longo do tempo.

Tabela 20 - Ajuste do modelo ARMA (1,1): série dos retornos preços do bezerro, Brasil, 2000-2014

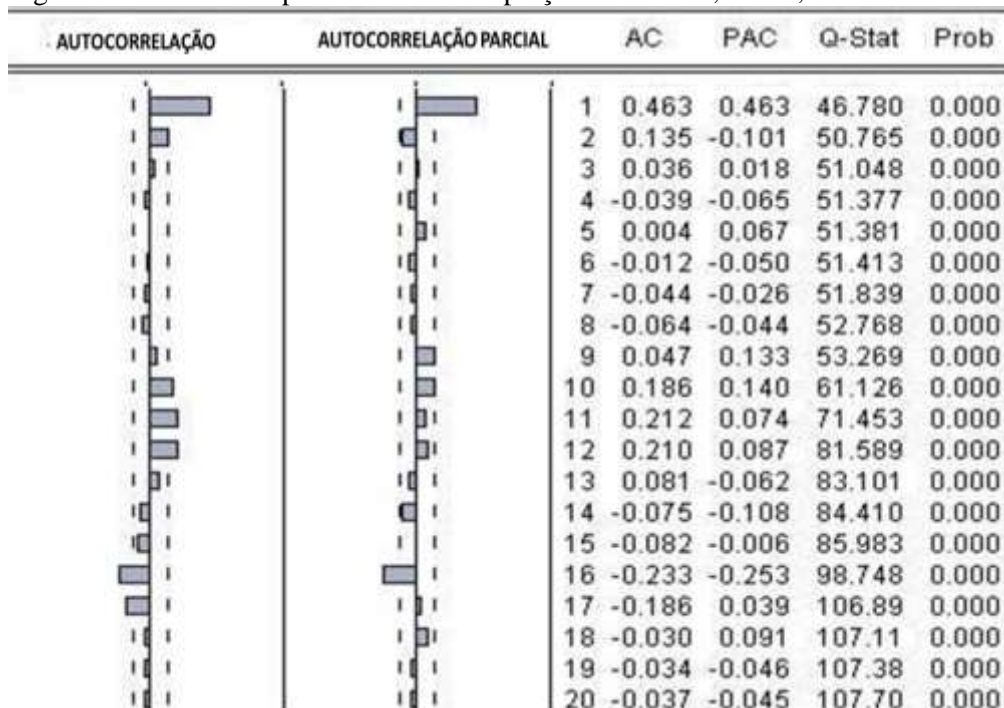
Modelo ARMA (1,1)					
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística – T	Probabilidade	
C	0.009666	0.002821	3.426003	0.0007	
AR (1)	0.298916	0.135719	2.202456	0.0287	
MA (1)	0.214664	0.138938	11.545036	0.1238	
Estatística Descritiva		Testes estatísticos			
Média variável dependente	0.009633	Critério de Akaike		-4.621071	
Desvio-padrão variável dependente	0.026903	Critério de Schwartz		-4.573885	
R ²	0.222162	Critério de Hannan-Quinn		-4.602004	
R ² ajustado	0.214790	Teste de Durbin-Watson		2.003373	
Regressão	0.023839				
Soma dos quadrados residuais	0.119910				
Log Função Verossimilhança	497.4546	Observações			
Estatística – F	30.13242	Interações após ajustes			
Probabilidade (Estatística F)	0.000000				
Raízes invertidas (AR)	30				
Raízes invertidas (MA)	-21				

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Para modelar a variação da volatilidade adotou-se o Modelo GARCH. A presença de F_{ac} e F_{acp} significativa no lag 1 sugere a ordem $q = 1$ para a componente MA e ordem $p = 1$ para a componente AR do modelo $ARMA(p, q)$.

Figura 53 a seguir apresenta as Função de autocorrelação - F_{ac} e Função de Autocorrelação Parcial - F_{acp} do retorno dos preços do bezerro.

Figura 53 - FAC e F_{acp} dos retornos dos preços do bezerro, Brasil, 2000-2014



Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* Eviews.

Por meio da modelagem por um $ARMA(1,1)$, observou-se que o modelo dos retornos não apresentou coeficientes significativos.

Daí, optou-se por escolher entre o modelo $AR(1)$ e $MA(1)$ cujos resultados do ajustamento destes dois são apresentados na Tabela 21 que traz os resultados do ajustamento dos modelos $AR(1)$, $MA(1)$.

Por apresentar melhores resultados estatísticos (maior R^2 e menor soma de quadrado dos resíduos), entendeu-se que o filtro $ARMA$ que melhor modelou a série de retornos dos preços do bezerro foi um filtro $MA(1)$.

Da Tabela 21, tem-se que:

$$R_t = 0.009840 + X_t + 0.479762X_{t-1} \quad (2)$$

onde X_t é o resíduo do modelo $MA(1)$ da série de retornos dos bezerros.

Tabela 21 - Ajuste modelos AR (1,1) e MA (1,1): série dos retornos preço do bezerro, Brasil, 2000-2014

Modelo ARMA (1,1)	Modelo 1 - AR (1,1)		Modelo 2 - MA (1,1)	
Variáveis	C	AR (1)	C	MA (1)
Coefficientes	0.009556	0.464188	0.009840	0.479762
Erro padrão	0.003044	0.060569	0.002415	0.060139
Estatística – T	3.138830	7.663791	4.074588	7.977560
Probabilidade	0.0019	0.0000	0.0001	0.0000
Estatística Descritiva				
Média variável dependente		0.009633		0.009806
Desvio-padrão variável dependente		0.026903		0.026960
R ²		0.216943		0.214359
R ² ajustado		0.213249		0.210670
Regressão		0.023862		0.023952
Soma dos quadrados residuais		0.120715		0.122200
Log Função Verossimilhança		496.7390		498.2468
Estatística – F		58.73370		58.11609
Probabilidade (Estatística F)		0.000000		0.000000
Testes estatísticos				
Critério de Akaike		-4.623729		-4.616249
Critério de Schwartz		-4.592271		-4.584894
Critério de Hannan-Quinn		-4.611017		-4.603580
Teste de Durbin-Watson		1.914663		1.901904
Raízes invertidas (AR)		46		

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

A análise dos resíduos do modelo (2) indicou que este eliminou a correlação serial dos retornos dos preços.

A partir dos resíduos do modelo (2) foram propostos os modelos GARCH (1,0), GARCH (0,1), GARCH (1,1), GARCH (1,2) e GARCH (2,1). Dentre os modelos propostos, o MA (1) - GARCH (1, 0) foi o que melhor ajustou a série de retornos dos preços do bezerro por apresentar melhor ajuste bem como todos os coeficientes significativos.

Para avaliar a adequação do modelo foi aplicado o teste de Ljung Box aos resíduos padronizados e aos quadrados dos resíduos padronizados.

Os resultados indicaram que os resíduos eram autocorrelacionados e que não possuíam heteroscedasticidade condicional. Então concluiu-se que o seguinte modelo:

$$\begin{cases} R_t = 0.008255 + X_t + 0.465894X_{t-1} \\ X_t = \sqrt{h_t}\varepsilon_t \\ h_t = 0.000385 + 0.423334X_{t-1}^2 \end{cases}$$

com ε_t gaussiano, é adequado para modelar os retornos da série de preços do bezerro. A partir do modelo proposto, obteve-se os índices de volatilidade que são o desvio padrão condicional

($\sqrt{h_t}$), uma vez que as previsões de h_t são dadas por: $\hat{h}_t = 0.000385 + 0.423334X_{t-1}^2$,

onde X_t é o resíduo do modelo MA (1) da série de retornos.

A Tabela 22 a seguir traz os resultados do modelo MA (1) - GARCH (1, 0).

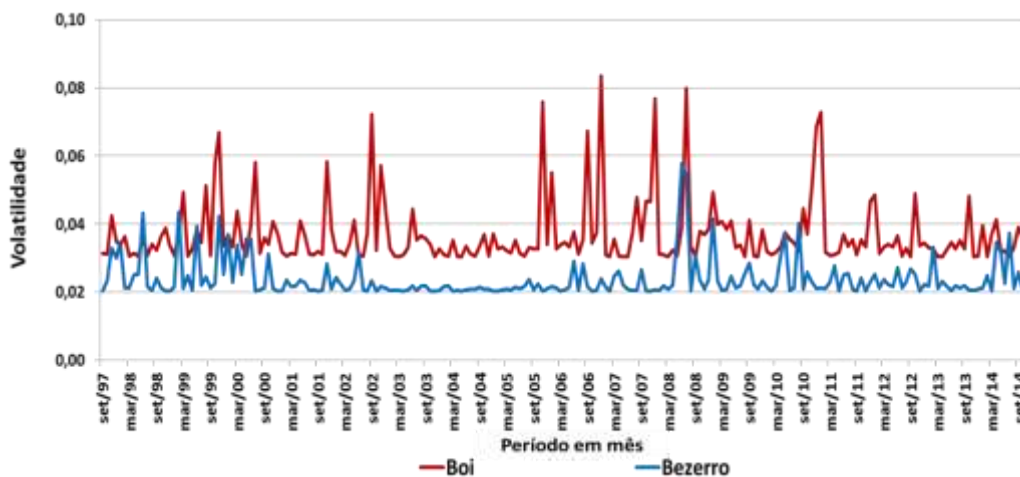
Tabela 22 - Modelo MA (1,1) - GARCH (1,0): séries dos retornos preço do bezerro, Brasil, 2000-2014

Modelo MA (1,1) – GARCH (1,0)				
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística - T	Probabilidade
C	0.008255	0.002025	4.076758	0.0000
MA (1)	0.465894	0.077868	5.983141	0.0000
Equação Variância				
C	0.000385	4.9200000	7.815535	0.0000
RESID (-1)^2	0.423334	0.121514	3.483841	0.0005
Estatística Descritiva		Testes estatísticos		
Média variável dependente	0.009806	Critério de Akaike		-4.687306
Desvio-padrão variável dependente	0.026960	Critério de Schwartz		-4.624596
R ²	0.212535	Critério de Hannan-Quinn		-4.661968
R ² ajustado	0.201339	Teste de Durbin-Watson		1.867861
Regressão	0.024093			
Soma dos quadrados residuais	0.122484			
Log Função Verossimilhança	507.8854			
Estatística – F	18.98285			
Probabilidade (Estatística F)	0.000000	Raízes invertidas (MA)	47	

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Na figura 54, observa-se 1 pico de maior volatilidade ocorrido na volatilidade dos retornos do preço do bezerro, junho de 2008, período que teve início o intervalo de recessão no abate de fêmeas.

Figura 54 - Estimativas de volatilidade preços bezerro e boi gordo, Brasil, 1997-2014



Fonte: Elaborado pela autoria a partir de estimativas da pesquisa

Quando comparada a volatilidade do bezerro com o boi gordo observou-se número menor de picos de volatilidade nos retornos do bezerro que do boi gordo.

A fim comparar a volatilidade dos retornos do preço do boi gordo e do bezerro com outra variável econômica foi modelada a série da cotação do dólar.

4.2.7 Modelagem da Série da Volatilidade da Cotação do Dólar

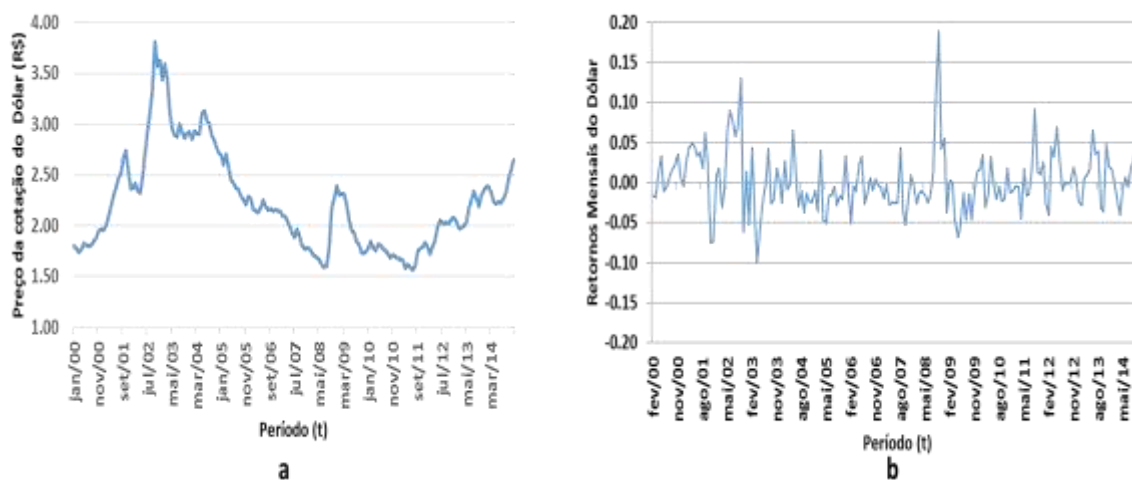
As medidas de distribuição da série discreta da cotação do preço do dólar no período foram: a) variância = 0,001518; b) desvio-padrão = 0,0389 e c) 14,33%.

Ao comparar o risco dos três ativos analisados, boi gordo, bezerro e cotação dólar, foi possível identificar que o desvio-padrão, medida de risco, no dólar = 0,0389, boi gordo, 0,0379 e no bezerro=0,02632. Neste sentido, o risco do retorno do dólar equiparou-se ao risco do boi gordo entre os anos de 2000 e 2014.

A fim de estimar a volatilidade do dólar, foi calculado o retorno em séries contínuas, quer seja $r_{d,t} = \ln P_t / \ln P_{t-1}$.

A Figura 55 traz no gráfico (a) dinâmica da série de cotação do dólar e no gráfico (b) a dinâmica do retorno.

Figura 55 - Série de cotação e retornos da cotação do dólar em R\$, Brasil, 2000-2014



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Com o intuito de estimar a volatilidade no dólar foi feita a modelagem dos retornos do desta moeda pelo modelo ARCH. O primeiro passo para construir um modelo GARCH para a série de retornos do dólar foi tentar ajustar um modelo $ARMA(p, q)$, para remover a correlação serial presente nos retornos, caso ela existisse.

A seguir apresenta as FAC e FACp da série de retornos do dólar (figura 56)

Figura 56 - FAC e FACp dos retornos do dólar em R\$, Brasil, 2000-2014

Autocorrelação	Autocorrelação Parcial	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.409	0.409	30.421	0.000
		2	0.168	0.001	35.594	0.000
		3	0.076	0.008	36.663	0.000
		4	0.049	0.018	37.116	0.000
		5	0.016	-0.014	37.165	0.000
		6	-0.107	-0.134	39.293	0.000
		7	-0.200	-0.136	46.855	0.000
		8	-0.181	-0.048	53.077	0.000
		9	-0.070	0.054	54.009	0.000
		10	-0.077	-0.053	55.155	0.000
		11	-0.108	-0.059	57.398	0.000
		12	-0.015	0.073	57.439	0.000
		13	0.036	0.012	57.689	0.000
		14	0.147	0.107	61.949	0.000
		15	0.152	0.042	66.508	0.000
		16	0.116	0.023	69.169	0.000
		17	0.059	-0.038	69.855	0.000
		18	0.026	-0.037	69.996	0.000
		19	0.124	0.137	73.086	0.000
		20	0.099	0.044	75.079	0.000

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* Eviews.

A presença de FAC e FACp significativa no lag 1 sugere a ordem $q = 1$ para a componente MA e ordem $p = 1$ para a componente AR do modelo $ARMA(p, q)$.

Entretanto, quando modelados por um ARMA (1,1) o modelo dos retornos não apresentou coeficientes significativos, como mostra a tabela 23.

Tabela 23 - Ajuste Mod. ARCH (1,1): série dos retornos cotação do dólar em R\$, Brasil, 2000-2014

Modelo ARMA (1,1) – Modelo ARCH					
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística - Z	Probabilidade	
AR (1)	0.208571	0.136321	1.529994	0.1260	
MA (1)	0.280106	0.133284	2.101574	0.0356	
Equação Variância					
C	0.000735	0.0000883	8.318425	0.0000	
RESID (-1)^2	0.382256	0.111035	3.442987	0.0006	
Estatística Descritiva			Testes estatísticos		
Média variável dependente	0.002228	Critério de Akaike		-3.963838	
Desvio-padrão variável dependente	0.038279	Critério de Schwartz		-3.892327	
R ²	0.151590	Critério de Hannan-Quinn		-3.934833	
R ² ajustado	0.136962				
Regressão	0.035561				
Soma dos quadrados residuais	0.220040				
Log Função Verossimilhança	356.7807				
Teste de Durbin-Watson	2.165783				
Raízes invertidas (AR)	0.21				
Raízes invertidas (MA)	-0.28				

Fonte: Estimativa da pesquisa obtidas por meio do *software* Eviews

Após ajustados os modelos, escolheu-se o modelo MA(1). Entende-se que o filtro ARMA, MA (1), foi o que melhor modelou a série de retornos dos preços do dólar demonstrado na tabela 24 a seguir.

Tabela 24 - Ajuste mod. ARCH: retornos cotação do dólar em R\$, Brasil, 2000-2014

Modelo ARCH - MA (1)				
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística - Z	Probabilidade
MA (1)	0.428418	0.088791	4.825031	0.0000
Equação Variância				
C	0.000769	0.00000910	8.453282	0.0000
RESID (-1)^2	0.350838	0.097466	3.599600	0.0003
Estatística Descritiva		Testes estatísticos		
Média variável dependente	0.002127	Critério de Akaike		-3.974772
Desvio-padrão variável dependente	0.038195	Critério de Schwartz		-3.921353
R ²	0.139593	Critério de Hannan-Quinn		-3.953111
R ² ajustado	0.129816			
Regressão	0.035630			
Soma dos quadrados residuais	0.223432			
Log Função Verossimilhança	358.7421			
Teste de Durbin-Watson	2.036699			

Fonte: Estimativa da pesquisa obtidas por meio do *software* Eviews.

Da tabela 24, tem-se que:

$$\begin{cases} R_t = X_t + 0.4284 X_{t-1} \\ X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \\ h_t = 0,000769 + 0,350838X_{t-1}^2 \end{cases}$$

Onde X_t é o resíduo do modelo MA(1) da série de retornos. Com ε_t gaussiano, foi adequado para modelar os retornos da série de preços do dólar.

A partir do modelo estimado, obteve-se as estimativas de volatilidade que se constitui no desvio padrão condicional ($\sqrt{h_t}$), uma vez que as previsões de h_t são dadas por:

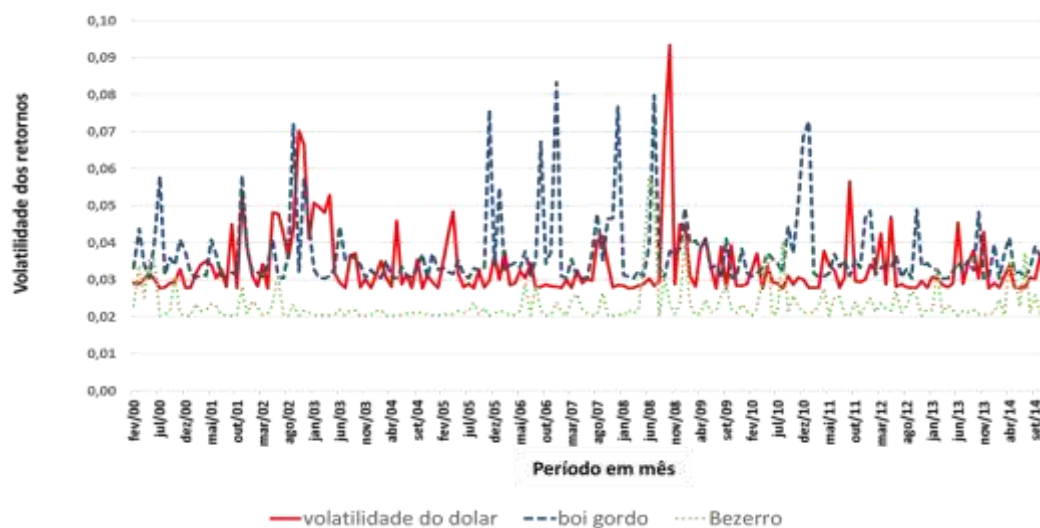
$$\hat{h}_t = 0,000769 + 0,3508X_{t-1}^2,$$

onde X_t é o resíduo do modelo MA(1) da série de retornos. A análise dos resíduos do modelo (1) indicou que este eliminou a correlação serial dos retornos dos preços.

Ao comparar as três estimativas da volatilidade medidas pelo desvio-padrão condicional observou-se que nos dois picos de volatilidade do dólar, no segundo semestre de 2002 e no primeiro semestre de 2008, ocorreram também nos retornos do boi gordo e de forma menos intensa nos retornos do bezerro. A volatilidade dos retornos do boi gordo apresentou número maior de picos se comparado aos demais ativos, dólar e bezerro.

A Figura 57 a seguir traz a comparação das estimativas da volatilidade nos retornos da cotação do dólar, boi gordo e bezerro.

Figura 57 - Estimativas volatilidade dólar, boi gordo e bezerro, Brasil, 2000-2014.



Fonte: Elaborado pela autora a partir de estimativas da pesquisa.

Ao concluir a modelagem dos abates passa-se a seguir a análise dos modelos de regressão linear múltipla.

4.3 Análise dos Modelos de Regressão

4.3.1 Modelos de Regressão Série de Abate dos Bovinos Fêmeas

Para a análise do modelo inicial foram consideradas todas as variáveis na explicação da variância de Y (Abate das Fêmeas): Abate das Fêmeas (constante), Volatilidade no Mercado do Bezerro, COT, Abate de machos, Volatilidade no Mercado do Boi, Cotação do Dólar, Preço do Traseiro no Atacado, Exportações em Valor US\$, Índice Estacional do Preço do Boi, Índice Estacional do Preço do Bezerro, Ciclo do Preço do Boi, Ciclo do Preço do Bezerro, Exportação de Carne, Preço do Boi Gordo e Preço Bezerro.

Foi adotado o método *Stepwise* para a determinação das variáveis incluídas nos modelos. O próximo passo foi simular no sistema GRETL os 8 modelos selecionados pelo método *Stepwise*.

A Tabela 25 traz o resumo dos 3 modelos considerados, dentre os modelos sugeridos.

Tabela 25 - Resumo dos Modelos 1, 2 e 3 Abate de Bovinos fêmeas, Brasil, 2000-2014

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado
1	0,769	0,590	0,539
2	0,995	0,989	0,989
3	0,992	0,985	0,984

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

O resumo do modelo 1 apresentado na Tabela 26 evidenciou que o conjunto de variáveis escolhido explicou 59% da variação da série de abate das fêmeas. A estatística de *Durbin Watson* = 1,079 sugeriu indícios de que algumas variáveis explicativas apresentem autocorrelação nos resíduos e podem ser retiradas do modelo, conforme Tabela 26.

Tabela 26 - Resumo do Modelo 1 para o Abate de Fêmeas, Brasil, 2000-2014.

Modelo	R múltiplo	R ²	R ² Ajustado	Erro Padrão Estimado	<i>Durbin-Watson</i>
1	0,769	0,590	0,539	105.682,855	1,079

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Pela ANOVA concluiu-se que, o modelo 1 proposto apresentou significância estatística, uma vez que o resultado do teste F foi menor que 0,0000, ou seja, o rol de variáveis elencado continha pelo menos uma variável explicativa significante para explicar o comportamento do abate das fêmeas. A estimação do modelo considerando todas as variáveis apontou quais eram mais fortes candidatas a fazerem parte do modelo de regressão para o Abate das Fêmeas. O modelo 1 está demonstrado na Tabela 27 a seguir:

Tabela 27 - Estimativas, Significância dos Parâmetros do Mod 1: Abate de Fêmeas, Brasil, 2000-2014

Variáveis	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	Estatística t	Significância
	β	Erro-Padrão	β		
Constante ou α	1.959.186,2	822.252,3		2,38	0,0189
ABM	-0,3441834	0,084291	-0,38146	-4,08	0,0001
PBG	12.274,285	4.501,114	0,17027	0,27	0,7856
CPBG	529.449,62	451.455,6	0,34953	1,17	0,2434
CPBE	-1.757.306	416.551,9	-149,295	-4,22	0,0001
PRB	14.560,688	6.086,611	1.760,324	2,39	0,0184
US\$PV	61.756,665	39.214	0,14853	1,57	0,1181
EXUS	0,0008788	0,000299	0,45673	2,94	0,0040
ECBT	-0,022653	0,094495	-0,06785	-0,24	0,8110
IEPBG	-2.291,861	3.232,659	-0,08605	-0,71	0,4798
IEPB	-3.141,898	3.172,13	-0,17033	-0,99	0,3241
COT	296.731,6	331.146,3	0,12043	0,90	0,3721
PTA	-20.223,51	35.806,86	-0,22905	-0,56	0,5733
VMBG	520.503,77	1.041.224	0,0353	0,50	0,6181
VMBE	513.050,45	2.066.677	0,01937	0,25	0,8044

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Pelo teste t de significância, somente as variáveis Abate de bovinos machos- ABM, Ciclo do Preço do Bezerro-CPBE, Preço do bezerro-PRB e Exportações em dólares-EXU\$ apresentaram significância menor que 5%, o que leva a crer que algumas variáveis deverão ser retiradas deste modelo.

A seguir na Tabela 28 apresentam-se os resultados das estimativas e significâncias dos parâmetros do modelo 2 para o abate de fêmeas.

Tabela 28 - Estimativas, Significância dos Parâmetros do Mod 2 Abate de Fêmeas, Brasil, 2000-2014

Variáveis	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	Estatística t	Significância
	β	Erro-Padrão	B		
COT	1.015.956	102.419,41	0,920	9,920	0,000
U\$PV	95.511,29	26.011,941	0,199	3,672	0,000
ABM	-0.31123	0,0761625	-0,451	-0,086	0,000
CPBE	-600.577	118.182,72	-0.556	-5,082	0,000
PBG	7.273,21	89.152,485	0.584	8,158	0,000
EXU\$	0,000852	0,0001502	0.316	5,672	0,000

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

O modelo 2 tem alto poder de explicação $R^2 = 98,9\%$ e o $R_a^2 = 98,9\%$ como pode ser visto na Tabela 28. Foi testado novo modelo com a exclusão das variáveis que apresentaram sinais negativos e adicionada a variável quantidade exportada de carne bovina em toneladas.

O novo modelo encontra-se listado na Tabela 29 e coincide com o melhor modelo estimado, com a inserção e retirada manual das variáveis. Considerando os resultados do modelo proposto tem-se que:

$$Abate_{fêmeas} = 702.669 COT + 0,14902 Exportação + 82.670,95 CotaçãoDólar$$

Nesta abordagem fica assim determinado que o abate das fêmeas foi relacionado com o Custo Operacional Total; com a quantidade Exportada e com a Cotação do Dólar.

A variável que apresentou maior impacto sobre o abate de fêmeas, na amostra observada, foi o COT com 63,6%, ou seja, quanto maior o Custo Operacional Total, maior o abate de fêmeas, de forma que cada 1% aumento no COT resulta em 702.669 fêmeas abatidas.

As outras variáveis independentes ligaram o abate das fêmeas às variáveis importantes do mercado de exportação. O aumento de 1.000 toneladas de carne exportada acrescenta 149,02 fêmeas abatidas e estima-se que a cada 1 real que acrescido na cotação do dólar eleva em 82.670 o número de fêmeas abatidas.

O teste F validou a significância de todos os modelos apresentados e encontrou significância menor que 0,0000.

O modelo teve alto poder de explicação dado do $R^2 = 0,985$ e $R_a^2 = 0,984$. A relação entre o Abate de Fêmeas e as Variáveis Explicativas foi melhor descrita pelo modelo 3, conforme estimativas e significâncias apresentadas a seguir na tabela 29.

Tabela 29 - Mod 3: Estimativas, Significância dos Parâmetros Abate de Fêmeas, Brasil, 2000-2014

Variáveis	Coeficientes não padronizados		Coeficientes	Estatística t	Significância
	β	Erro-Padrão	B		
COT	702.669	86.713,79	0,636	8,103	0,000
ECBT	0,14902	0,026	0,197	5,794	0,000
U\$PV	82.670,95	29769,76	0,172	2,777	0,006

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

A análise conjunta do resultado MRLM com a decomposição clássica da série temporal do abate de bovinos fêmeas, item 4.1.2.2, onde a tendência/ciclo com 84,62% é possível estabelecer uma forte relação entre as variações do abate e os custos de produção denominados nesta dissertação de COT, o que corrobora com estudos anteriores na literatura que descreveram o aumento do envio de matrizes em decorrência do aumento do custo.

4.3.2 Modelos de Regressão para a Série de Abate Total de Bovinos

O modelo (1) inicial considerou todas as variáveis na explicação do Abate Total: *Constante*, Volatilidade no Mercado do Bezerro, COT, Volatilidade no Mercado do Boi, Preço do Traseiro no Atacado, Exportações em Valor US\$, Cotação do Dólar, Índice estacional do Preço do Boi, Índice estacional do Preço do Bezerro, Ciclo do Preço do Boi, Ciclo do Preço do Bezerro, Exportação da Carne, Preço do Boi Gordo, Preço Bezerro.

A Tabela 3 resume os modelos 1, 2 e 3.

Tabela 30 - Resumo dos Modelos 1, 2 e 3 para o Abate Total, Brasil, 2000-2014

Modelo	R	R^2	R^2 Ajustado
1	0,864	0,746	0,717
2	0,998	0,997	0,997
3	0,998	0,996	0,996

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

O modelo 1 (tabela 31) foi o modelo inicial proposto com todas variáveis. Este conjunto de variáveis escolhido explicou 75% da variação da série de abate total. A estatística de *Durbin-Watson*=1,641 acusou autocorrelação nos resíduos.

Pela ANOVA foi possível encontrar que o modelo proposto apresentou significância estatística, medida pelo teste F que foi menor que 0,0000, ou seja, o rol de variáveis elencadas contém pelo menos uma variável explicativa significativa para justificar o comportamento do abate total. Em princípio somente o Ciclo do Preço do Bezerro apresentou Significância menor que 5% no teste t, o resultado sugere que algumas variáveis devem ser retiradas do modelo.

Tabela 31 - Resumo do Modelo 1 Abate Total, Brasil, 2000-2014

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-Padrão Estimado	Durbin-Watson
0,864	0,746	0,717	130.587,867	1,641

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL

Dos cinco modelos estimados pelo método *Stepwise*, o último modelo foi denominado neste estudo de modelo 2, composto, por ordem de importância na Regressão do Abate Total, pelas variáveis Exportações em valor US\$, Preço do Traseiro no Atacado e o C.O.T. Este modelo teve alto poder de explicação 99,7% conforme apresentado na Tabela 32.

Tabela 32 - Mod 2: Estimativas e Significância dos Parâmetros do Abate Total, Brasil, 2000-2014

Variáveis	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	Estatística t	Significância
	β	Erro-Padrão	β		
EXU\$	0,00	0,00	0,27	10,92	0,000
PTA	78.233,45	6.740,60	0,20	11,61	0,000
COT	1.457.148,8	76.028,22	0,54	19,17	0,000

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Dentre as possibilidades de ajustes dos modelos, optou-se por um terceiro modelo para estimar os parâmetros para o abate total, elaborado com a inserção e retirada manual de variáveis. Este modelo configurou-se como o melhor em termos de confiabilidade estatística para a amostra em estudo e encontra-se apresentado na Tabela 33 a seguir.

O modelo 3 descreveu a relação entre o abate total e as Variáveis Explicativas:

$$Abate_{total} = 1.677.582,41 COT + 0,45 Exportação + 169.641,55 CotaçãoDólar$$

Nesta abordagem fica assim determinado que o abate total, assim como o abate dos bovinos fêmeas está relacionado com o Custo Operacional Total; com a quantidade Exportada e com a Cotação do Dólar. Quanto maior o Custo Operacional Total, maior o abate total, a cada 1% aumentado no C.O.T., são acrescidos mais 1.677.582,4 bovinos abatidos. As outras

variáveis independentes estão atreladas ao mercado e variam em função da quantidade de carne exportada e da cotação do dólar. O aumento de 1.000 toneladas de carne exportada acresce em 450 o número de bovinos abatidos e cada 1 Real acrescido na cotação do dólar resulta em mais 169.641,55 bovinos abatidos.

O teste F validou a significância de todos os modelos apresentados e encontrou valor menor que 0,0000 em todos eles. O bom ajuste do modelo foi obtido para os valores do $R=0,998$, $R^2=0,996$ e R^2 Ajustado = 0,996.

Tabela 33 - Mod 3: Estimativas e Significância dos Parâmetros do Abate Total, Brasil, 2000-2014

Variáveis	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	Estatística t	Significância
	β	Erro-Padrão	β		
COT	1.677.582,4	107120,9	0,62	15,66	0,000
ECBT	0,45	0,03	0,25	14,21	0,000
US\$PV	169.641,55	36775,75	0,14	4,61	0,000

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Os modelos encontrados para os abates de fêmeas e para o abate total mostraram que o custo do produtor, a demanda do mercado de exportação e o dólar são as principais variáveis que explicam a dinâmica do abate de animais. Assim como na análise de decomposição clássica dos componentes temporais no item 4.1.3.1 onde a tendência/ciclo foi responsável por 96,89%, no MRLM os fatores econômicos de médio prazo como o acesso a mercados externos e cotação do dólar exerceram influência de 0,40 sobre o abate total.

4.3.3 Modelos Regressão para a Série de Preços do Boi Gordo

O modelo inicial, tabela 34 considerou todas as variáveis na explicação do preço do Boi: Constante, Volatilidade no Mercado do Bezerro, Abate de fêmeas, Abate de machos, Volatilidade no Mercado de Boi, COT, Cotação do Dólar, Exportações em Valor US\$, Índice estacional do Preço do boi, Índice estacional do Preço do bezerro, Preço do Traseiro no Atacado, Ciclo do Preço do Bezerro, Ciclo da Fêmea, Exportação de Carne em Tonelada e Preço Bezerro. Este conjunto de variáveis escolhido explica 98 % da variação da série de Preço do Boi. O modelo inicial apresentou capacidade de explicação das variáveis escolhidas de 98,4%, no entanto o coeficiente de Durbin-Watson 1,176 indica que há autocorrelação nos resíduos entre variáveis, conforme tabela 34.

Tabela 34 - Resumo do Modelo 1 para o Preço do Boi, Brasil, 2000-2014

Modelo	R	R Ajustado	R ² Ajustado	Erro-Padrão Estimado	Durbin-Watson
1	0,992(a)	0,984	0,982	2,8942312	1,176

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Na Tabela 35 está o resumo dos três modelos propostos, 1,2,3.

Tabela 35 - Resumo dos Modelos 1,2 e 3 para o Preço do Boi, Brasil, 2000-2014

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado
1	0,992(a)	0,984	0,982
2	0,999	0,999	0,999
3	0,999	0,998	0,998

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Pelo método *Stepwise*, o modelo de Regressão para o preço do boi foi simulado a partir da Variável Estacional do Preço do Bezerro, e terminou propondo como melhor modelo, aquele que teve alto poder de explicação ($R^2=99,7\%$ e o $R_a^2=99,7\%$), mas apresentou variáveis com mesma capacidade explicativa de dados.

O melhor modelo estimado com inserção e retirada manual de variáveis foi o que apresentou melhor capacidade explicativa do modelo denominado de modelo 3 e pode ser assim representado:

$$\begin{aligned} \text{Preço do Boi} = & 1,216 \text{ Abate}_{\text{Fêmeas}} + 0,1238 \text{ PreçoDoBezerro} \\ & + 0,5027 \text{ ÍndiceEstacional}_{\text{Boi}} - 0,4984 \text{ ÍndiceEstacional}_{\text{Bezerro}} \\ & + 1,75 \text{ CotaçãoDólar} \end{aligned}$$

Nesta abordagem fica assim determinado que o preço do boi estava relacionado com o abate das fêmeas, com o preço do bezerro, com o índice estacional do preço do boi gordo, com o índice estacional do preço bezerro e com a cotação do dólar. Quanto maior o abate de fêmeas, o preço do bezerro, o índice estacional do preço do boi e a cotação do dólar, maior o preço do boi. Quanto maior o índice estacional do preço do bezerro, menor o preço do boi. O aumento de 100 mil unidades de fêmeas abatidas acresce 1,216 reais no preço da arroba do boi; cada 1 Real que aumenta no preço do bezerro, resulta em acréscimo de 0,1238 reais na arroba do boi; cada 1% unidade no índice estacional do boi, eleva o preço do boi em 0,5027; se a alta é estacional para o bezerro, cada 1% do índice estacional do bezerro diminui 0,4984 Reais no preço da arroba do boi e cada 1 Real aumentado na cotação do dólar, aumenta 1,75 reais na arroba do boi, considerando as demais variáveis constantes.

O teste F validou a significância de todos os modelos apresentados e encontrou resultado menor que 0,0000 em todos eles. O bom ajuste do modelo foi obtido para os valores do $R=0,999$, $R^2=0,998$ e R^2 Ajustado = 0,998. Na tabela 36 é apresentado o modelo 3.

Tabela 36 - Estimativas e Significância dos Parâmetros do Mod 3 - Preço do Boi, Brasil, 2000-2014

Variável Dependente	Coeficientes Não Padronizados		Coeficientes Padronizados	Estatística t	Significância
	B	Erro-Padrão	Beta		
ABF (100 mil)	1,216	0,0000	0,1496	93,406	0,000
PRB	0,1238	0,0022	0,9413	55,4439	0,000
IEPBG	0,5027	0,0458	0,9893	109,676	0,000
IEPB	-0,4984	0,0443	-11,209	-112,559	0,000
US\$PV	17,500	0,6514	0,0533	26,865	0,008

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

A seguir depreende apresentar os modelos de regressão para o preço do bezerro.

4.3.4 Modelos de Regressão para a Série de Preços do Bezerro

A análise do modelo inicial considerou todas as variáveis na explicação do preço do Bezerro: Constante, Volatilidade no Preço do Bezerro, Abate de fêmeas, Abate de machos, Volatilidade no Preço do Boi, Ciclo no Preço do Boi, Cotação US\$, Índice estacional do preço do boi, Exportações em Valor, Índice Estacional do bezerro, COT, Preço do Traseiro, Ciclo da Fêmea, Exportação Carne Tonelada, Preço do Boi Gordo. Este conjunto de variáveis escolhido explicou 98,7% da variação da série de preços do Bezerro. Entretanto, diversas variáveis não tiveram significância confirmada pelo teste t.

O resumo do modelo 1 é descrito na Tabela 37.

Tabela 37 - Resumo do Modelo 1 para o Preço do Bezerro, Brasil, 2000-2014

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado	Erro-Padrão Estimado	Durbin-Watson
1	0,994(a)	0,987	0,985	22,6875756	0,845

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

O resumo das medidas de ajuste dos 5 modelos pode ser visto na Tabela 38.

Tabela 38 - Resumo dos Modelos – Preço do Bezerro, Brasil, 2000-2014

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado
1	0,994	0,987	0,985
2	0,992	0,984	0,983
3	0,999	0,998	0,998
4	0,998	0,996	0,996
5	0,999	0,997	0,997

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

O modelo 2 teve alto poder de explicação 98,4% e o $R_a^2 = 98,3\%$, mas apresentou a constante não significativa. Ao retirar a constante do modelo, o melhor modelo estimado pelo método *Stepwise* foi o modelo 3.

O modelo 3 apresentou variáveis com a mesma capacidade explicativa. Ao retirar variáveis com a mesma capacidade explicativa obteve-se o modelo 4. Ao comparar os parâmetros da Tabela 38, entre os modelos 4 e 5, escolheu-se o modelo 5 para representar a série de preços do Bezerro, a saber:

Preço do Bezerro

$$= -8,425 \text{ Abate}_{Fêmeas} + 7,666 \text{ PreçoDoBoi} - 19,49 \text{ CotaçãoDólar} \\ - 4,184 \text{ ÍndiceEstacional}_{Boi} + 4,305 \text{ ÍndiceEstacional}_{Bezerro}$$

O preço do bezerro foi relacionado com o abate das fêmeas, com o preço do boi, com o índice estacional do preço do boi, com o índice estacional do bezerro e com a cotação do dólar. Quanto maior o preço do boi e o índice estacional do preço do bezerro, maior o preço do bezerro. Quando elevado o número de cabeças de fêmeas abatidas, a cotação do dólar e o índice estacional do preço do boi ocorreu redução do preço do bezerro. O aumento de 100 mil unidades de fêmeas abatidas resultou em redução de 8,425 Reais no preço do bezerro; cada 1 real que é acrescido ao preço do boi, eleva em 7,666 Reais no preço do bezerro; a cada 1% acrescido no índice estacional do bezerro, reduz o preço do bezerro em 4,305 Reais; se a alta é estacional para o boi, cada 1% do índice estacional do preço do boi, diminui 4,184 Reais no preço do bezerro; cada 1 real aumentado na cotação do dólar, diminui 19,49 reais no preço do bezerro, considerando-se as demais variáveis constantes.

O teste F validou a significância de todas as variáveis apresentados com resultado menor que 0,0000. O bom ajuste do modelo foi dado os valores do $R = 0,999$, $R^2 = 0,997$ e $R^2 \text{ Ajustado} = 0,997$.

A tabela 30 a seguir apresenta o modelo 5.

Tabela 39 - Mod 5: Estimativas, Significância dos Parâmetros - Preço do Bezerro, Brasil, 2000-2014

Variável Dependente	Coeficientes Não Padronizados		Coeficientes Padronizados	Estatística T	Significância.
	B	Erro-Padrão	Beta		
ABF (100 mil)	-8,425	0,000	-0,136	-7,769	0,000
PBG	7,666	0,138	1,009	55,444	0,000
USPV	-19,493	5,010	-0,078	-3,890	0,000
ÍEPBG	-4,184	0,345	-1,083	-12,145	0,000
ÍEPB	4,305	0,320	1,274	13,472	0,000

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Ao considerar que o abate de fêmeas pode estar relacionado tardiamente ao preço do bezerro em 18 meses (pelo ciclo de gestação e formação do bezerro), foi investigada também a formação do preço do bezerro atual com as variáveis relativas às fêmeas defasadas em 18 meses, que segue logo adiante.

4.3.5 Modelos para a Série de Preços do Bezerro com Defasagem de 18 meses

A Tabela 40 a seguir traz o resumo do modelo inicial que considerou todas as variáveis na explicação do preço do Bezerro com defasagens de 18 meses nas variáveis explicativas: Constant, Volatilidade no preço do Bezerro, COT, Abate de machos, Volatilidade no preço do Boi, Cotação do Dólar, Preço do Traseiro, Abate fêmeas, Índice estacional do bezerro, Exportações em Valor, Ciclo no Preço do Boi, Ciclo da Fêmea, Exportação de Carne Tonelada, Preço do Boi Gordo. O modelo explicou 94,6 % da variação da série de preços do bezerro. O *Durbin-Watson* = 0,768 sugere que há variáveis com mesma capacidade explicativa no modelo.

A tabela 40 traz o resumo do modelo inicial (1) proposto.

Tabela 40 - Resumo do Modelo 1 para o Preço do Bezerro com Defasagens, Brasil, 2000-2014

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado	Erro-Padrão Estimado	<i>Durbin-Watson</i>
1	0,972(a)	0,946	0,938	44,7261316	0,768

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Pelo método *Stepwise*, o modelo de Regressão para o preço do bezerro com defasagem nas variáveis explicativas que é iniciado com a Variável ‘Preço do traseiro’ e termina propondo como melhor modelo o 2, resumido na Tabela 41 que traz o resumo dos modelos, 1, 2 e 3.

O modelo 2 teve alto poder de explicação R²=99,6% e o R_a²= 99,5%, bem como o modelo 3 com R² =99,7% e o R_a²= 99,3%,

Tabela 41 - Resumo dos Modelos para o Preço do Bezerro com Defasagens, Brasil, 2000-2014

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado
1	0,972(a)	0,946	0,938
2	0,997	0,996	0,995
3	0,997	0,997	0,993

Fonte: Estimativas da pesquisa estimadas por meio do *software* GRETL.

Considerando os parâmetros da Tabela 39, entre os modelos 2 e 3, escolhe-se o modelo 3 para representar a série de preços do bezerro com defasagens nas variáveis explicativas.

$$\text{Preço Bezerro} = -16,925 \text{ Abate}_{\text{FêmeasDefasado}} - 160,019 \text{ CotaçãoDólar} + 7,660 \text{ ÍndiceEstacional}_{\text{Bezerro}}$$

Nesta abordagem fica assim determinado que o preço do bezerro relacionou-se com o abate das fêmeas de 18 meses atrás, com o índice estacional do bezerro e com a cotação do dólar.

Quanto maior o índice estacional do preço do bezerro, maior o preço do bezerro. Quanto maior o abate de fêmeas e a cotação do dólar menor o preço do bezerro. O aumento de 100 mil unidades de fêmeas abatidas 18 meses antes diminui 16,925 Reais no preço do bezerro; cada 1% de acréscimo no índice estacional do bezerro, aumenta o preço do bezerro em 7,66 Reais e cada 1 Real acrescido na cotação do dólar, diminui R\$ 160,019 no preço do bezerro, considerando-se as demais variáveis constantes.

O teste F validou a significância de todas as variáveis apresentadas com significância menor que 0,0000 em todos eles. O bom ajuste resultou nos valores $R= 0,997$, $R^2= 0,997$ e R^2 Ajustado = 0,993. A tabela 42 apresenta o modelo 3.

Tabela 42 - Estimativas, Significância dos Parâmetros Preço do Bezerro c/ Defasado, Brasil, 2000-2014

Variável Dependente	Coeficientes Não Padronizados		Coeficientes Padronizados	Estatística t	Significância
	B	Erro-Padrão	Beta		
ABF (defasados 100 mil)	-16,925	0,000	-0,182	-7,264	0,000
USPV	-160,019	10,017	-0,450	-15,975	0,000
ÍEPB	7,660	0,200	1,602	38,249	0,000

Fonte: Estimativas da pesquisa obtidas por meio do *software* GRETL.

Finalizados os resultados e discussões, o próximo capítulo apresenta as conclusões que puderam ser extraídas do estudo.

5 CONCLUSÕES

Este estudo analisou a oferta e do preço do boi gordo no mercado brasileiro, no início do século XXI, com o intuito de propor modelos que pudessem descrever o comportamento do abate e do preço do boi gordo no mercado brasileiro. Na revisão da literatura foi possível identificar alguns aspectos da oferta do boi gordo no mercado da pecuária bovina de corte como o padrão comportamental temporal que foi observado nos resultados.

O modelo de decomposição clássica de séries temporárias possibilitou observar o padrão comportamental temporal: sazonalidade, tendência e ciclo plurianual produtivo e levou concluir que houve redução das influências sazonais e do ciclo plurianual sobre a oferta do boi gordo para o abate com maior influência de fatores econômicos como a estabilidade financeira e acesso a mercados externos. No abate total as componentes temporais apresentaram os seguintes percentuais. Tendência/Ciclo = 96,89%, Sazonalidade = 1,34% e Aleatório = 1,77%.

Na análise da sazonalidade concluiu-se que ocorreram importantes mudanças no padrão comportamental temporal sazonal, em termos médios mensais os maiores abates ocorreram em ordem decrescente nos meses de dezembro, agosto e maio. Enquanto, as menores quantidades de animais abatidos em termos médios ocorreram nos meses de fevereiro, abril e janeiro, em ordem crescente. Tais resultados indicam estabilidade nas escalas de abate durante as estações de água e seca no ano com redução da influência climática na oferta do boi gordo para o abate no Brasil.

O padrão comportamental temporal ciclo plurianual produtivo ou ciclo do boi foi observado no abate total de bovinos e de forma mais acentuada no abate de fêmeas. O ciclo do abate de fêmeas apresentou no início da série intervalo de recessão de 68 meses enquanto o último intervalo de recessão observado foi de 52 meses, ou seja, redução efetiva de 16 meses ou 24% na duração dos intervalos plurianuais.

Já o ciclo do abate total apresentou recessão no primeiro intervalo, duração de 76 meses. Os últimos dois maiores intervalos observados também tiveram duração média de 58 meses, ou seja, redução aproximada de 18 meses ou 23,7% na duração do ciclo plurianual. A duração do último ciclo plurianual foi de 9,5 anos e corrobora com estudos anteriores na literatura.

Há forte correlação ($R= 0,9395$ ou 93,95%) entre o ciclo do abate total de bovinos com o ciclo do abate de fêmeas se comparado ao ciclo do abate de bovinos machos que apresentou flutuações discretas na maioria dos intervalos.

Os menores impactos dos padrões comportamentais temporais, ciclo plurianual e sazonalidade, sobre a oferta total de bovinos levam a crer que no Brasil o abate de bovinos passou a ser influenciado de forma mais consistente pela tendência que são os fatores econômicos de médio prazo, especialmente os ligados ao consumo, acesso a mercados externos e estabilidade financeira.

Os resultados observados por meio da estimação da tendência das médias móveis mostraram que a reta da tendência foi crescente em todo o período analisado, o que revelou maior influência dos fatores econômicos sobre o abate total que esteve na maioria dos meses acima da tendência da média móvel projetada. O período representou fase de expansão da produção de bovinos de corte no país com menores influências de fatores climáticos e aspectos biológicos como a renovação do rebanho e controle da capacidade produtiva. Tais aspectos levaram a concluir que as transformações ocorridas na produção de bovinos levaram a maior estabilidade e competitividade da cadeia da carne bovina brasileira.

O aumento da produção e das influências econômicas como o acesso a mercados externos levam a crer que a cadeia da carne bovina passou por período de adaptação aos mercados interno e externo, uma vez que ampliou de forma consistente e sustentada sua participação como produtor de carne bovina no cenário mundial.

Os resultados das análises das séries temporais dos preços do boi gordo e do bezerro no mercado a vista, levaram a concluir que a dinâmica nos intervalos de recessão e expansão do abate foram inversas ao preço do boi gordo e do bezerro. Em períodos de reduções nos preços resultaram em aumento do abate de bovinos, especialmente de fêmeas, e em períodos de elevação do indicador do Custo Operacional Total (COT) resultaram em aumento do abate de bovinos totais.

O preço da arroba do boi gordo apresentou comportamento temporal como esperado. O índice estacional dos preços do boi gordo evidenciou que os menores preços ocorreram entre os meses de março e julho e os maiores preços entre os meses de outubro e dezembro, ou seja, em períodos com maiores quantidades de animais disponíveis para o abate houve redução no preço. Estas análises corroboram com estudos anteriores que delimitaram o período de safra sob a perspectiva dos preços como sendo no primeiro semestre, quando os preços são menores, e como entressafra o segundo semestre, quando os preços são maiores.

A mensuração do risco dos retornos dos preços do boi gordo, do bezerro e da cotação do dólar levou a concluir que o risco do preço do boi gordo ($DP = 0,0379$) foi similar ao risco da cotação do dólar ($DP = 0,0389$) entre 2000 a 2014, já o risco do bezerro ($DP = 0,0263$). Os resultados corroboram com estudos anteriores que vincularam a cotação do dólar às variáveis de influência sobre o preço do boi gordo no Brasil.

Os modelos ARCH/GARCH mostraram-se eficientes para modelagem da volatilidade dos retornos dos boi gordo, bezerro e cotação do dólar. Os resultados obtidos permitiram concluir que os retornos do preço do boi gordo apresentaram maiores picos de volatilidade que os demais ativos. Nos picos de volatilidade observados no preço da arroba do boi gordo e não observados nos dois outros ativos, bezerro e dólar nos anos de 2005, 2006 e 2008 ocorreram fatores ligados à sanidade do rebanho e a detecção de febre aftosa nos Estados de MS e PR.

Os robustos resultados obtidos por meio dos modelos de séries temporais SARIMA permitiram descrever de forma consistente o comportamento do abate de bovinos no Brasil e foram adequados a estimar previsões pela capacidade preditiva dada aos índices obtidos próximos ao limite superior e a baixos valores nas medidas estatísticas de erro.

O modelo de previsão do abate de bovinos fêmeas apresentou alto valor no coeficiente ($R^2 = 0,981$, $R_a^2 = 0,981$) e baixos valores nas estatísticas de erro. O abate de bovinos machos apresentou coeficiente ($R^2 = 0,90$, $R_a^2 = 0,90$) e medidas de estatística de erro com valores baixos. A equação que explicou o modelo do abate total de bovinos também apresentou qualidade, devido aos valores dos coeficientes (R^2 de $0,974$, $R_a^2 = 0,973$) e baixos valores nas medidas de estatística de erro.

A utilização dos modelos de regressão linear múltipla permitiu explicar as variáveis determinantes dos abates de bovinos e dos preços do boi gordo e do bezerro no mercado brasileiro. As equações geradas pelos modelos propostos, para o abate de bovinos fêmeas e bovinos totais, evidenciaram que a oferta de boi gordo no mercado nacional relacionava-se com os custos de produção, variável de maior impacto, seguida pelas variáveis exportações de carne brasileira e cotação do dólar.

O modelo de regressão múltipla dos abates de bovinos fêmeas apresentou alto poder explicativo, dado o valor do $R^2 = 0,985$ e $R_a^2 = 0,984$. A equação gerada do modelo de regressão linear múltipla do abate de bovinos totais no Brasil apresentou $R^2 = 0,996$ e $R_a^2 = 0,996$.

O preço do boi gordo no Brasil foi explicado pelas variáveis do sistema como abate de fêmeas, preço do bezerro, índice estacional do boi e do bezerro e pela variável econômica da cotação do dólar em Real. A qualidade do modelo foi dada ao $R^2 = 0,998$ e $R_a^2=0,998$, próxima do limite superior do coeficiente. Assim, as variáveis estacionais e a variável econômica da cotação do dólar identificadas neste estudo corroboram com resultados anteriores analisados sobre as determinantes do preço do boi gordo no Brasil.

O modelo de estimação do preço do bezerro considerou as variáveis abate de fêmeas, preço do boi gordo, cotação do dólar em Reais, índice estacional do boi e índice estacional do bezerro. O modelo escolhido para estimar as determinantes do preço do bezerro apresentou valores elevados nos coeficientes ($R^2 = 0,997$ e $R_a^2=0,997$). Já o modelo de estimação do preço do bezerro com defasagem de 18 meses, teve nas variáveis: abate de fêmeas defasado em 18 meses, cotação do dólar em Real e índice estacional do bezerro a composição do modelo de estimação, com coeficientes também elevados ($R^2 = 0,997$ e $R_a^2=0,993$).

Neste contexto, nota-se que a cotação do dólar foi a variável observada em todos os modelos que descreveram a oferta, os preços do boi gordo e do bezerro no mercado brasileiro.

A inovação do uso conjunto do método de Decomposição Clássica associado aos modelos tipo SARIMA, ARCH, GARCH e Regressão Linear Múltipla mostrou capacidade preditiva dos modelos matemáticos propostos para explicar o comportamento das séries temporais do abate de bovinos, dos preços do boi gordo e do bezerro no Brasil. Desta forma, considera-se alcançados os objetivos propostos para este estudo.

Espera-se que os resultados possam servir de ponto de partida para a realização de novos estudos sobre o tema a partir de novas perspectivas sobre a dinâmica adotada nesta pesquisa. Os modelos propostos nesta dissertação mostraram-se adequados para serem utilizados isoladamente ou em conjunto como ferramenta de apoio ao planejamento tanto de políticas públicas quanto dos diversos agentes que compõem a cadeia da carne, especialmente os pecuaristas e frigoríficos, que demandem instrumentos de mensuração da produção e da comercialização do boi gordo.

Foram identificadas oportunidades de novos estudos, especialmente, aquelas relacionadas à associação entre a mudança do comportamento estacional da oferta de animais, antecipada para o início do inverno, e os sistemas produtivos intensivos (confinamentos); o valor do custo de produção de bovinos nas distintas fases e diferentes sistemas de produção.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, R. D. A política da defesa da concorrência no Brasil: uma introdução. In: BRAGA, J. M.; AGUIAR, R. D.; TEIXEIRA, E. C. **Defesa da concorrência e poder de mercado no agronegócio**. Viçosa: UFV, 2005. 320p.

ALMEIDA, M. Padrões de política industrial: a velha, a nova e a brasileira. In: _____. O futuro da indústria no Brasil: desindustrialização em debate. Edmar Bacha e Monica Baumgarten (org). – Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNE. ABIEC. Disponível em: <http://www.abiec.com.br>. Acesso em: mar. 2015.

AZEVEDO, P. F. Comercialização de produtos agroindustriais. In: BATALHA, M. O. (Coord.). **GEPAI - Grupo de estudos e pesquisas agroindustriais**. 3.ed. 2 reimpr. São Paulo: Atlas, 2008.

BALESTRO, M. V.; LOURENÇO, L. C. B. Notas para uma análise de financeirização do agronegócio além da volatilidade dos preços das commodities. In: BUAINAIN, M. et al. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola**. Brasília, DF: Embrapa, 2014.

BANKUTI, F. I. **Entraves e incentivos ao abate clandestino de bovinos no Brasil**. 2002. 159 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia da Produção) – Departamento de Engenharia de Produção, Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, 2002.

BARBOSA, F. A. **Viabilidade econômica de sistemas de produção de bovinos de corte em propriedades rurais nos estados de Minas Gerais e Bahia**. Tese (Doutorado em Zootecnia) – Escola de Veterinária, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

BARBOSA, F. A.; GRAÇA, D. S.; ANDRADE, V. J.; CEZAR, I. V. **A realidade econômica da pecuária bovina de corte brasileira na última década**. 2011. Disponível em: http://www.agronomia.com.br/conteudo/artigos_realidade_economica_pecuaria_bovina_brasileira_na_ultima_decada. Acesso em: 3 nov. 2014.

BARCELLOS, J. O. J. A importância da cria na pecuária de corte. In: **Bovinocultura de corte: cadeia produtiva & sistemas de produção**. Guaíba: Agrolivros, 2011.

BARCELLOS, J. O. J.; MALAFAIA, G. C. Competitividade na pecuária de corte. In: **Bovinocultura de corte: cadeia produtiva & sistemas de produção**. Guaíba: Agrolivros, 2011.

BARCELLOS, J. O. J.; OIAGEN, R. Manejo da estação de acasalamento na pecuária de cria. In: BARCELLOS, J. O. et al. **Bovinocultura de corte: cadeia produtiva & sistemas de produção**. Guaíba: Agrolivros, 2011.

BATALHA, M. O.; SOUZA FILHO, H. M. O sistema agroindustrial de carnes no Brasil: principais aspectos organizacionais. In: BATALHA, M. O. (Coord.). **GEPAI: Grupo de estudos e pesquisas agroindustriais**. Maio de 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br/>>.

BM&FBOVESPA - BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS BOVESPA. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br>. Acesso em: 3 mar. 2015.

BOECHAT, A. M. F. A política da concorrência no setor de abate de bovinos. **Revista Econ. NE**, Fortaleza, v. 45, n. 2, p. 112-124, abr./jun. 2014.

BOLLERSLEV, T. Generalized conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-328, 1986.

BOUZADA, M. A. C. Aprendendo decomposição clássica: tutoria para método de análise de séries temporais. **ANPAD-TAC**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 1, art 1, 2012.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis forecasting and control**. Holden Day: Ed. San Francisco, 1976.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time series analysis: forecasting and control**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1994.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G.; REINSEL, G. C. **Time series analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Cadeia produtiva da carne bovina**. Brasília: IICA/MAPA/SPA, 2007. 86 p. (Agronegócios ; v. 8).

_____. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Projeções do agronegócio: Brasil 2012/2013 a 2022/2023**. Brasília: MAPA/ACS, 2013. 96 p.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Agrário – Secretaria de Reordenamento Agrário. **Estudos de reordenamento agrário n. 10**. Brasília: IICA/MDA/PCT- Crédito Fundiário, 2012. 148 p.

_____. Ministério do Desenvolvimento Agrário. Secretaria da Agricultura Familiar. Departamento de Geração de Renda e Agregação de Valor. Documento Orientador sobre o Sistema Unificado de Atenção à Sanidade Agropecuária – SUASA, 2008. Disponível em: http://www.mda.gov.br/sitemda/sites/sitemda/files/user_arquivos_64/Documento_orientador_SUASA.pdf. Acessado em 01.03.2016.

CALEMAN, S. M. Q.; CUNHA, C. F. da; ALCANTARA, N. de B. **A agroindústria exportadora de carne bovina no Brasil: uma análise da estrutura de mercado e da conduta estratégica das firmas**, 2011. Disponível em: <http://www.ead.fea.usp.br>. Acesso em: 23 nov. 2014.

CALEMAN, S. M. Q.; ZYLBERSZTAJN, D. Garantias, coordenação e conflito: evidências do sistema agroindustrial da carne bovina para a compreensão das falhas de coordenação. In: _____. **48º Congresso SOBER, julho/2010**. Disponível em: <http://www.sober.org.br>. Acesso em: 15 set. 2014.

CANOZZI, M. E. A.; OLIVEIRA, T. E.; BARCELLOS, J. O. J. A comercialização da carne bovina como consequência das transformações do mercado. In: BARCELLOS, J. O. J. et al.

Bovinocultura de corte: cadeia produtiva & sistemas de produção. Guaíba: Agrolivros, 2011.

CARVALHO, T. B. de; ZEN, S.; TAVARES, E. C. **Comparação de custo de produção na atividade pecuária de engorda nos principais países produtores de carne bovina.** SOBER 47 Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Porto Alegre, 2009. Disponível em: <http://www.sober.org.br/palestra/13/356.pdf>. Acesso em: 10 out. 2014.

CASSIANO, K.M. **Análise de Séries Temporais Usando Análise Espectral Singular (SSA) e Clusterização de Suas Componentes Baseada em Densidade.** 172f. Tese de doutorado Engenharia Elétrica. Departamento de Engenharia Elétrica da PUC- Rio. Rio de Janeiro, 2014.

CASTRO, A. M. G. de; COBBE, R. V.; GOEDERT, W. J. (Ed.). **Prospecção de demandas tecnológicas – Manual metodológico para SNPA.** Brasília, 1995. 81p.

CASTRO, A. M. G. et al. **Competitividade da cadeia produtiva de soja na Amazônia Legal.** Brasília: Embrapa-DPD/Sudam, 2001. 120p.

CASTRO, A. M. G de; LIMA, S. M. V.; HOEFLISCH, V. **Prospecção de demandas de cadeias produtivas.** Belo Horizonte: EPAMIG, 2002. 2574p.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). **Indicador C.O.T:** Disponibilizado em planilha eletrônica por e-mail em 14 jul. 2015.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). **Indicador ESALQ;BM&FBOVESPA: série de preços.** Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/boi>. Acesso em: fev. 2015.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). **Metodologia do índice de preços dos insumos utilizados na produção pecuária brasileira.** Metodologia CNA, 2006. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/boi>. Acesso em: 2 set. 2014.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Receita bruta dos produtores rurais brasileiros / resp. técnico Ângelo Bressan Filho - v.4 - Brasília: Conab, 2013.**

_____. **Receita bruta dos produtores brasileiros: Extrato do caderno estatístico para a safra 2011-2012 / responsáveis técnicos Ângelo Bressan Filho e Priscila de Oliveira Rodrigues – Brasília: Conab, 2014.**

COSTA, F. P. et al. **Sistemas e custos de produção de gado de corte em Mato Grosso do Sul - Regiões de Campo Grande e Dourados.** Campo Grande, MS: Embrapa Gado de Corte, 2005a. (Comunicado Técnico, 93).

COSTA, F. P. et. al.. **Sistemas e custo de produção de gado de corte no Estado do Rio Grande do Sul - Região da Campanha.** Campo Grande, MS: Embrapa Gado de Corte, 2005b. (Comunicado Técnico, 95).

COUTINHO, L. G.; FERRAZ, J. C. **Estudo da competitividade da indústria brasileira**. 2. ed. Campinas, SP: Papyrus/Editora da Universidade Estadual de Campinas, 1994.

DAVIS, J. H.; GOLDBERG, R. **A concept of agribusiness**. Graduate Scholl of Business Administration, Harvard University, Boston, 1957. Disponível em: www.babel.hathitrust.org. Acesso em: 15 mar. 2014.

ENGLE, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, p. 987-1007, 1982.

FÁVERO, L. P. et al. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

GITMAN, L. J. **Princípios de administração financeira**. 12. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010.

GOLANI, L.; MOITA, R. **O oligopsônio dos frigoríficos: uma análise empírica de poder de mercado**. 2009. Disponível em: [https:// www.anpec.org](https://www.anpec.org). Acesso em: 14 jun. 2014.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre, 2011.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, 1994.

HIPEL, K. W.; McLEOD, A. I. **Time series modelling of water resources and environmental systems**. Amsterdam, The Netherlands: Elsevier, 1994.

IGREJA, A. C. M. et al. Pesquisa, desenvolvimento e inovação para a cadeia de produção da carne bovina no Estado de São Paulo. **Informações Econômica**, São Paulo, v. 40, n. 9, set. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **IBGE Cidades**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1> Acesso em: 29/3/2015.

INSTITUTO EUVALDO LODI; CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA; SEBRAE NACIONAL. **Estudos sobre a eficiência econômica e competitiva da cadeia agroindustrial da pecuária de corte no Brasil**. Brasília, 2000. 398p.

LAZZARINI NETO, S. **Confinamento de bovinos**. São Paulo: SDF Editores, 1994b. (Coleção Lucrando com a pecuária, v. 1).

_____. **Cria e recria**. São Paulo: SDF Editores, 1994a. (Coleção Lucrando com a pecuária, v.2 Cria e Recria).

_____. **Estratégias para a entressafra**. São Paulo: SDF Editores, 1995b. (Coleção Lucrando com a pecuária, v. 7).

_____. **Seleção de fazendas de gado**. São Paulo: SDF Editores, 1995a. (Coleção Lucrando com a pecuária, v. 10).

LAZZARINI NETO, S.; NEHMI FILHO, V. A. **Pecuária de corte moderna: produtividade e lucro**. São Paulo: 1997.

LEMES JÚNIOR, A.B.; CHEROBIM, A.P.;RIGO, C.M. **Administração financeira: princípios, fundamentos e práticas brasileiras**. Rio de Janeiro: Campus, 2002.

MACEDO, P. C. A.; LIMA, L. C. O. Financiamento e investimento estratégico dos frigoríficos brasileiros: o impacto na competitividade da cadeia produtiva da carne bovina. In: **IX Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia**, 2012. Disponível em: <https://www.aedb.br/seget/>. Acesso em: 3 mar. 2015.

_____; _____. Oligopólio mundial, investimento estratégico e arena competitiva: o caso da indústria frigorífica de carne bovina brasileira. In: **VIII Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia**, 2011. Disponível em: <https://www.aedb.br/seget/>. Acesso em: 3 mar. 2015.

MALAFAIA, G. C. et al. Rentabilidade da produção de carne bovina no Brasil e desafios para o seu crescimento. In: _____. **Sustentabilidade e sustentação da produção de alimentos no Brasil**. O desafio da rentabilidade na produção. Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, 2014. v. 2.

MARCONI, M.A.; LAKATOS, E.M. **Metodologia Científica**, São Paulo: Atlas, 2004

MARGARIDO, M.A.; KATO, H.T.;BUENO, C.R.F.;CAMBOM JÚNIOR, E. **Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo**.-RBE- Rio de Janeiro, Abr/Jun-1996. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/667/8036>.

MARION, J. C.; SEGATTI, S. **Contabilidade da pecuária**. 10. ed. São Paulo: Atlas, 2012.

MATSUNAGA, M. et al. Metodologia do custo de produção utilizado pelo Instituto de Economia Aplicada (IEA). **Boletim técnico do IEA**, ano XXIII, tomo I, 1976.

MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Estatísticas de comércio exterior. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br>. Acesso em: 2015.

MEDEIROS, A. L. **Regressão múltipla e o modelo ARIMA na previsão do preço da arroba do boi gordo**. 2006. 110f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Itajubá, Itajubá-MG, 2006.

MEISTER, L. C.; MOURA, A. D. de. **Diagnóstico da cadeia produtiva agroindustrial da bovinocultura de corte do Estado de Mato Grosso**. Cuiabá: Famato/UFV, 2007.

MIELITZ NETTO, C, G. A. **Modernização e diferenciação na bovinocultura de corte brasileira**. 1994. 224f. Tese (Doutorado em Economia) - Pós-Graduação em Política Econômica, Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, SP, 1994.

MOREIRA, S. A. et al. Análise econômica da terminação de gado de corte em confinamento dentro da dinâmica de uma propriedade agrícola. **Custos e@agronegócio on line**, v. 5, n. 3, set./dez. 2009.

MORETTIN, P. A. **Wavelets in Statistics**. Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo. São Paulo, 1997.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. de C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.

OIAGEN, R. P. **Avaliação da competitividade em sistemas de produção de bovinocultura de corte nas Regiões Sul e Norte do Brasil**. 233f. Tese (Doutorado em Zootecnia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre – RS, 2010. Acesso em: 3 ago. 2014.

OCDE-FAO – Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico e Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura. **Perspectivas agrícolas 2015-2024**. Capítulo 2: Agricultura brasileira: perspectivas e desafios. Disponível em: <http://www.agri-outlook.org>. Acesso em: 3 out. 2015.

PICCHI, V. **Histórica, ciência e tecnologia da carne bovina**. Jundiá: Paco Editorial: 2015.

PIGATTO, G.; LUZ, D.L.; SOUZA, F.de.S. Determinantes da relação comercial entre pecuaristas e frigoríficos: o caso dos pecuaristas e frigoríficos da região de Tupã. **XLIV CONGRESSO DA SOBER**, 2006. Fortaleza-CE, 2006. Disponível em: <https://ageconconsearch.umn.edu>.

PIMENTEL, L. **A história do boi gordo – ciclos pecuários**. BEEFPOINT. Disponível em: <http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/espaco-aberto/a-historia-do=boi-gordo-ciclos-pecuarios-763696>. Acesso em: 26 ago. 2014.

PINATTI, E. **Impactos da cotação do dólar comercial e do índice pluviométrico sobre o preço do boi gordo no Estado de São Paulo, no pós-Real**. Acesso em: 5 set. 2015.

PORTER, M. E. **Estratégia competitiva: técnica para análise de indústria e da concorrência**. 7. ed. Rio de Janeiro: Campus, 1991.

ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. F. **Administração financeira**. 2. ed. 10. reimpr. São Paulo: Atlas, 2010.

ROSSI, J. W.; NEVES, C. das. **Econometria e séries temporais com aplicações a dados da economia brasileira**. Rio de Janeiro: LTC, 2014.

SACHS, R. C. C.; MARGARIDO, M. A. Análise da volatilidade dos preços do boi gordo no Estado de São Paulo, uma aplicação dos modelos ARCH/GARCH. **XLV Congresso da SOBER: Conhecimentos para Agricultura do Futuro**. Londrina-PR, 2007. Acesso em: 5 set. 2015.

SCHLESINGER, S. **Onde pastar? O gado bovino no Brasil**. Rio de Janeiro: Fase, 2010.

SECURATO, J.R. **Crédito: análise e avaliação do risco: pessoas físicas e jurídicas**. –São Paulo: Saint Paul Editora, 2007.

SEILER, M. J. **Performing financial studies: a methodological cookbook**. Prentice Hall, 2004.

SERENO, F. L. et al. Determinação do padrão de variação estacional dos preços futuros de boi gordo entre os anos de 2002 e 2012. **51 Congresso da SOBER: novas fronteiras da agropecuária no Brasil e na Amazônia: desafios da sustentabilidade**. Belém-PA, 2013.

SILVA, A. S. L. da. Mercado do boi gordo: o que vem pela frente? **Simpósio Nacional Sobre Produção e Gerenciamento da Pecuária de Corte 6.**: 2014 : Belo Horizonte, MG, Anais / Editores: Fabiano Alvim Barbosa...[et al.] – Belo Horizonte: FEPMVZ Editora, 2014.2e.

SILVEIRA, R. L. F. et al. Formas plurais de governança: uma análise das transações de suprimento entre frigoríficos e pecuaristas. **Revista RESR**, Piracicaba-SP, v. 52, n. 4, p. 761-782, out./dez. 2014.

TIRADO, G. et al. Caracterização da cadeia produtiva da carne bovina no estado de São Paulo. XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. **Anais...**2008a.

URSO, F. S. P. **A cadeia da carne bovina no Brasil: uma análise de poder de mercado e teoria da informação**. 2007. 113f. Tese (Doutorado em Economia de Empresa) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.

VASCONCELLOS, M. A. S.; OLIVEIRA, R. G.; BARBIERI, F. **Manual de microeconomia**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2011.

WEDEKIN, I. W. **Entenda como funciona o ciclo pecuário**. Palestra Workshop *Beef Point* de Pecuária de Cria, 2009. Disponível em: <http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/pecuaria-de-cria/entenda-como-funciona-o-ciclo-pecuario-video-slides-e-artigo-58166/>. Acesso em: 7 jun. 2015.

WILKINSON, J.; ROCHA, R. **Uma análise dos setores da carne bovina, suína e de frango**. Roteiro dos Estudos Econômicos Setoriais (Projeto SENAI/UFRJ). Rio de Janeiro, maio de 2005. 28p.

YARDLEY-PODOLSKI, W. J. H. Controle de lucros na indústria de frigoríficos abatedores de gado bovino e suíno. **Rev. Adm. Emp.**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 35-43, jul./set. 1982. Disponível em: <<http://www.scielo.br/>>. Acesso em: 19 abr. 2015.

YIN, R.K. **Estudo de caso: planejamento e métodos**. 3 ed. Porto Alegre: Artmed. 2005.

ZEN, M. J. C. M. de. **Avaliação e gerenciamento de investimento na indústria de carnes: uma abordagem das opções reais na consideração do risco**. 2005. 137 f. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2005.

ZYLBERSZTAJN, D. Conceitos gerais, evolução e apresentação do sistema agroindústria. In: _____; NEVES, M. F. Org.). **Economia e gestão dos negócios agroalimentares: indústria de alimentos, produção agropecuária, distribuição**. São Paulo: Pioneira Thompson Learnig, 2005.