



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS  
CAMPUS GOIÂNIA  
ESCOLA DE AGRONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO

TULIO FERREIRA CAETANO

MERCADO DE BOVINOS DE CORTE: ASSIMETRIA E TRANSMISSÃO DE  
PREÇOS ENTRE OS PRINCIPAIS MERCADOS EXPORTADORES DE CARNE  
BOVINA

GOIANIA  
2019

**TERMO DE CIÊNCIA E DE AUTORIZAÇÃO PARA DISPONIBILIZAR  
VERSÕES ELETRÔNICAS DE TESES E DISSERTAÇÕES  
NA BIBLIOTECA DIGITAL DA UFG**

Na qualidade de titular dos direitos de autor, autorizo a Universidade Federal de Goiás (UFG) a disponibilizar, gratuitamente, por meio da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações (BDTD/UFG), regulamentada pela Resolução CEPEC nº 832/2007, sem ressarcimento dos direitos autorais, de acordo com a Lei nº 9610/98, o documento conforme permissões assinaladas abaixo, para fins de leitura, impressão e/ou *download*, a título de divulgação da produção científica brasileira, a partir desta data.

1. Identificação do material bibliográfico:     Dissertação     Tese

**2. Identificação da Tese ou Dissertação:**

Nome completo do autor: Túlio Ferreira Caetano

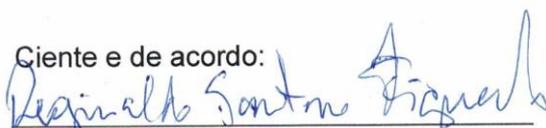
Título do trabalho: Mercado de bovinos de corte: Assimetria e transmissão de preços entre os principais mercados exportadores de carne bovina

**3. Informações de acesso ao documento:**

Concorda com a liberação total do documento  SIM     NÃO<sup>1</sup>

Havendo concordância com a disponibilização eletrônica, torna-se imprescindível o envio do(s) arquivo(s) em formato digital PDF da tese ou dissertação.

  
Assinatura do(a) autor(a)<sup>2</sup>

Ciente e de acordo:  
  
Assinatura do(a) orientador(a)<sup>2</sup>

Data: 02 / 04 / 2019

<sup>1</sup> Neste caso o documento será embargado por até um ano a partir da data de defesa. A extensão deste prazo suscita justificativa junto à coordenação do curso. Os dados do documento não serão disponibilizados durante o período de embargo.

Casos de embargo:

- Solicitação de registro de patente;
- Submissão de artigo em revista científica;
- Publicação como capítulo de livro;
- Publicação da dissertação/tese em livro.

<sup>2</sup> A assinatura deve ser escaneada.

TULIO FERREIRA CAETANO

MERCADO DE BOVINOS DE CORTE: ASSIMETRIA E TRANSMISSÃO DE  
PREÇOS ENTRE OS PRINCIPAIS MERCADOS EXPORTADORES DE CARNE  
BOVINA

Dissertação de mestrado apresentado ao programa de Pós-Graduação em Agronegócio da Universidade Federal de Goiás, como forma de avaliação parcial para a obtenção do título de mestre em agronegócio.

**Área de concentração:** Sustentabilidade e competitividade dos sistemas agroindustriais.

**Linha de Pesquisa:** Competitividade e gestão no agronegócio.

**Orientador:** Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo.

GOIANIA  
2019

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UFG.

Caetano, Tulio Ferreira  
MERCADO DE BOVINOS DE CORTE: ASSIMETRIA E  
TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE OS PRINCIPAIS MERCADOS  
EXPORTADORES DE CARNE BOVINA [manuscrito] / Tulio Ferreira  
Caetano. - 2019.  
61 f.: il.

Orientador: Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo.  
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Goiás, Escola  
de Agronomia e Engenharia de Alimentos (EAEA), Programa de Pós  
Graduação em Agronegócio, Goiânia, 2019.

Bibliografia. Apêndice.

Inclui siglas, abreviaturas, gráfico, tabelas, lista de figuras, lista  
de tabelas.

1. Boi gordo. 2. Assimetria na Transmissão de Preços. 3.  
Causalidade. 4. Cointegração. 5. Transmissão de Preços. I. Figueiredo,  
Reginaldo Santana, orient. II. Título.

CDU 631.1



UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS  
ESCOLA DE AGRONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO - PPAGRO

**ATA DA REUNIÃO DA BANCA EXAMINADORA DA DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE TÚLIO FERREIRA CAETANO** – Aos sete dias do mês de março de dois mil e dezenove (07/03/2019), às 09h00min, reuniram-se os componentes da Banca Examinadora: Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo (orientador /Presidente/PPAGRO/EA/UFV), Prof. Dr. Odilon Jose de Oliveira Neto (membro externo/UFV) e Prof. Dr. Alcido Elenor Wander (membro interno/PPAGRO/UFV) para, sob a presidência do primeiro, e em sessão pública realizada na Sala 13/EA/PPAGRO, procederem à avaliação da defesa de dissertação intitulada: “**MERCADO DE BOVINOS DE CORTE: ASSIMETRIA E TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE OS PRINCIPAIS MERCADOS EXPORTADORES DE CARNE BOVINA**”, em nível de **Mestrado**, área de concentração em **Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais**, de autoria de **Túlio Ferreira Caetano**, discente do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio da Universidade Federal de Goiás. A sessão foi aberta pelo presidente da Banca Examinadora, Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo, que fez a apresentação formal dos membros da Banca. A palavra a seguir, foi concedida ao autor da dissertação que, em 30 minutos procedeu à apresentação de seu trabalho. Terminada a apresentação, cada membro da Banca arguiu o examinando, tendo-se adotado o sistema de diálogo sequencial. Terminada a fase de arguição, procedeu-se à avaliação da defesa. Tendo-se em vista o que consta na Resolução n.º 1403/2016 do Conselho de Ensino, Pesquisa, Extensão e Cultura (CEPEC), que regulamenta o Programa de Pós-Graduação em Agronegócio e procedidas as correções recomendadas, a dissertação foi **APROVADA** por unanimidade, sendo cumpridos os requisitos para fins de obtenção do título de **MESTRE EM AGRONEGÓCIO**, na área de concentração em **Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais** pela Universidade Federal de Goiás. A conclusão do curso dar-se-á quando da entrega, na secretaria do programa, da versão definitiva da dissertação, com as devidas correções, no prazo de até 30 dias. A Banca Examinadora recomenda a publicação de artigo científico, oriundo dessa dissertação em periódicos de circulação nacional e/ou internacional depois de atendidas às modificações sugeridas. Cumpridas as formalidades de pauta, às 11h00min, o presidente da mesa encerrou esta sessão de defesa de dissertação e, para constar, eu, Lindinalva de Oliveira Teixeira, secretária do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio, lavrei a presente Ata que depois de lida e aprovada será assinada pelos membros da Banca Examinadora em duas vias de igual teor.

  
Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo  
Orientador -Presidente /PPAGRO/EA/UFV

  
Prof. Dr. Odilon Jose de Oliveira Neto  
Membro externo/UFV

  
Prof. Dr. Alcido Elenor Wander  
Membro interno/PPAGRO/UFV

## RESUMO

Este estudo tem por objetivo analisar a transmissão de preços bem como a assimetria na transferência de preços dos bovinos de corte pagos ao produtor, entre os principais mercados exportadores de carne bovina; mais precisamente, Brasil, EUA e Austrália. Por meio da estimação de um modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) pode-se concluir que os mercados de bovinos de corte dos três principais exportadores de carne bovina do mundo são integrados a nível dos preços pagos aos produtores. A partir do teste de Causalidade de Granger (1987) em blocos ficou evidenciado que, no longo prazo, uma alteração no preço pago ao produtor de bovinos para corte em qualquer um dos três mercados analisados causa uma alteração nos preços recebidos pelos produtores dos outros dois mercados, mas o teste de assimetria na transmissão de preços (ATP) apontou para a existência de assimetria na transmissibilidade quanto a aumentos ou reduções de preços entre esses três mercados.

Palavras-chave: Boi gordo, Assimetria na Transmissão de Preços, Causalidade, Cointegração, Transmissão de Preços.

## **ABSTRACT**

The aim of this study is to analyze the price transmission as well as the asymmetry in the price transmission of beef cattle paid to the producer, among the main beef export markets, more precisely: Brazil, the USA and Australia. By the estimation of an autoregressive vector model with error correction (VEC) it could be concluded that the beef cattle markets of the three main beef exporters in the world are integrated concerning the prices paid to producers. The results of the Granger (1987) Causality test in blocks, showed that, in the long term, a change in the price paid to the beef cattle producer in any one of the three analyzed markets causes a change in the prices received by the producers of the other two markets, but the test of asymmetry in price transmission (ATP) pointed to the existence of asymmetry in the transmissibility of increases or decreases in prices between these three markets.

**Keywords:** Beef cattle, Asymmetry in price transmission, Causality, Cointegration, Price transmission

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1. Comportamento dos preços originais em dólares americanos .....	39
Gráfico 2. Retornos dos preços em dólares americanos .....	41
Gráfico 3. Resultados para o impulso-resposta nos preços do Brasil .....	47
Gráfico 4. Resultados para o impulso-resposta nos preços da Austrália .....	48
Gráfico 5. Resultados para o impulso-resposta nos preços dos EUA .....	49

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Efetivo de rebanho bovino em milhões de cabeças .....	14
Tabela 2. Produção de carne bovina e de vitelo (Mil toneladas de Peso Equivalente Carcaça) .....	15
Tabela 3. Consumo de carne bovina e de vitelo (Mil toneladas de Peso Equivalente Carcaça) .....	16
Tabela 4. Exportação de carne bovina e de vitelo (Mil toneladas de Peso Equivalente Carcaça) .....	17
Tabela 5. Valores críticos para o teste Dickey-Fuller (MACKINNON, 1991) .....	29
Tabela 6. Hipótese nula e hipótese alternativa nos testes ADF e KPSS .....	30
Tabela 7. Possíveis resultados para a análise confirmatória dos dados quanto a estacionariedade .....	30
Tabela 8. Estatística descritiva das séries de preço em dólares americanos .....	40
Tabela 9. Correlação dos preços em dólares americanos .....	41
Tabela 10. Testes de raiz unitária ADF e KPSS com os preços em dólares americanos em nível e na primeira diferença .....	42
Tabela 11. Estimativa de defasagens ótimas para o teste de cointegração .....	43
Tabela 12. Testes de cointegração entre os preços em dólares americanos .....	43
Tabela 13. Coeficientes estimados pelo modelo VEC .....	44
Tabela 14. Teste de causalidade de Granger / Teste de Wald para exogeneidade por blocos com VECM .....	45
Tabela 15. Teste de causalidade de Granger emparelhado .....	45
Tabela 16. Evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos preços do Brasil .....	46
Tabela 17. Evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos preços da Austrália .....	47
Tabela 18. Evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos preços nos EUA .....	48
Tabela 19. Teste de Assimetria na Transmissão de Preço (ATP) .....	50

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF – Augmented Dickey Fuller  
AIC – Critério de Informação de Akaike  
AR – Autorregressivo  
ARDL – Modelo Autorregressivo com defasagem distribuída  
ATP – Assimetria na Transmissão de Preços  
AUS – Austrália  
BACEN – Banco Central do Brasil  
BM&F – Bolsa de Mercadorias e Futuros  
BM&FBovespa – Bolsa de Mercadorias, Valores e Futuros de São Paulo  
BRA – Brasil  
CBOT – Chicago Board of Trade  
CEPEA - Centros de Estudos Avançados em Economia Aplicada  
DF – Dickey e Fuller  
EUA – Estados Unidos da América  
FAO – Food and Agriculture Organization  
HQ – Critério de Informações de Hannan-quin  
IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística  
KPSS – Kiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin  
LPU – Lei do Preço Único  
MLA – Meat and Livestock Australia  
MSA – Meat Standard Australia  
M-TAR- Momentum Threshold autoregressive  
SBC – Critério Bayesiano de Schwartz  
SVAR – Autorregressão Vetorial Estrutural  
TAR – Threshold autoregressive  
TVEC – Vetor de Correção de Erros com Threshold  
USDA – United States Department of Agriculture  
VAR – Vetor Autorregressivo  
VEC – Vetor de Correção de Erro  
VECM – Modelo Vetorial Autorregressivo de Correção de Erro

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	12
<b>1.1 Objetivos</b> .....	13
1.1.1 Objetivo Geral .....	13
1.1.2 Objetivos Específicos .....	13
<b>1.2 Estrutura da dissertação</b> .....	13
<b>2. CARACTERIZAÇÃO DA PRODUÇÃO E COMERCIALIZAÇÃO DE CARNE BOVINA</b> .....	14
<b>3. REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	18
<b>4. METODOLOGIA</b> .....	25
<b>4.1 Etapas Metodológicas</b> .....	25
<b>4.2 Cointegração</b> .....	26
<b>4.3 Análise de estacionariedade</b> .....	27
4.3.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) .....	27
4.3.2 Teste KPSS .....	29
<b>4.4 Testes de cointegração</b> .....	31
4.4.1 Teste de Cointegração de Johansen .....	32
<b>4.5 Teste de Causalidade de Granger</b> .....	33
<b>4.6 Função de Resposta ao Impulso e Decomposição de Variância</b> .....	35
<b>4.7 Assimetria na Transmissão de Preço (ATP)</b> .....	36
<b>4.8 Fontes dos dados e aspectos computacionais</b> .....	37
<b>5 RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	39
5.1 Integração entre os preços de bovino de corte do Brasil, Austrália e EUA a nível dos preços pagos ao produtor; .....	42
5.2 Causalidade de preço entre os mercados analisados .....	44
5.3 Assimetria na transmissão de preços entre os mercados .....	49
<b>6 CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	52
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	55
<b>Apêndice</b> .....	62

## 1. INTRODUÇÃO

As cadeias produtivas do agronegócio têm se destacado quanto à geração de renda e emprego no Brasil, em especial a cadeia produtiva da carne bovina – que engloba desde os fornecedores de insumos básicos, os agentes transportadores, os empresários ou produtores rurais, as indústrias de transformação e todo o subsistema de comercialização - desempenha um papel importante na economia brasileira (BUAINAIN; BATALHA, 2007).

A balança comercial do Brasil em 2017 foi positiva em 67 bilhões de dólares americanos, tendo o país exportado o equivalente a 217,74 bilhões de dólares americanos. A exportação de carne bovina congelada, fresca ou refrigerada gerou divisas da ordem de 5 bilhões de dólares americanos, o que corresponde a 2,78% do valor total das exportações (MDIC, 2018).

O Brasil tem o maior rebanho bovino comercial do mundo, com cerca de 218 milhões de cabeças segundo o censo de 2017 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2018). Além disso, o Brasil é também o segundo maior consumidor mundial de carne bovina (7,7 milhões de toneladas) e o maior exportador (1,7 milhões de toneladas de equivalente carcaça por ano) de acordo com dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2017).

Outros importantes exportadores de carne bovina são a Índia, a Austrália e os Estados Unidos da América (EUA). A Índia e o Brasil atualmente disputam o primeiro lugar nesse *ranking*, porém a carne indiana é basicamente advinda do abate de bubalinos, uma vez que os bovinos são considerados sagrados na maior parte do país e seu abate enfrenta grande restrição. Austrália e EUA vêm logo em seguida na lista, ocupando a terceira e quarta posições em exportação de carne bovina, respectivamente. As exportações desses quatro países representaram no ano de 2017, mais de 65% de todo o mercado internacional de carne bovina (USDA, 2017).

De acordo com a teoria ou Lei do Preço Único, em se tratando de *commodities*, os principais mercados tendem a ser integrados, assim sendo, o preço é definido pelo livre mercado, e influenciado por diversos fatores de transferência entre esses mercados (FACKLER; GOODWIN, 2001). Considerando-se também que as atividades

agropecuárias estão sujeitas a muita incerteza e risco, a busca por dados sobre o comportamento, a dinâmica e a transmissão dos preços é fundamental para todos os elos da cadeia.

As informações sobre a forma como os preços são transmitidos entre mercados podem ser utilizadas para estudos de previsões de preços, visando antecipar mudanças no mercado e conseqüentemente facilitar tomadas de decisões, seja para o empresário rural, para o industrial, o comerciante e até mesmo formuladores e gestores de políticas públicas. Diante disso, este trabalho se justifica pela geração desse tipo de informação para o mercado do boi gordo.

## **1.1 Objetivos**

### **1.1.1 Objetivo Geral**

Analisar a transmissão de preços bem como a assimetria na transferência de preços dos bovinos de corte pago ao produtor, entre os principais mercados exportadores de carne bovina; mais precisamente, Brasil, EUA e Austrália.

### **1.1.2 Objetivos Específicos**

- i) Verificar a integração entre os preços nos mercados de carne bovina do Brasil, Austrália e EUA a nível dos preços pagos ao produtor;
- ii) Testar a causalidade entre os mercados de bovinos de corte analisados;
- iii) Examinar a problemática da assimetria na transmissão de preços entre os mercados.

## **1.2 Estrutura da dissertação**

Esta dissertação está organizada em seis partes, sendo a primeira esta introdução, a segunda uma caracterização da produção e comercialização de carne bovina no Brasil, na Austrália e nos EUA, a seguir a apresentação do referencial teórico em que se baseou o estudo, posteriormente a apresentação da metodologia que foi utilizada na pesquisa, em seguida, a apresentação dos resultados e análises descritivas e por último a conclusão e considerações finais.

## 2. CARACTERIZAÇÃO DA PRODUÇÃO E COMERCIALIZAÇÃO DE CARNE BOVINA

O efetivo do rebanho bovino mundial demonstra uma tendência ao equilíbrio, não apresenta aumento nem diminuição expressivos nos últimos anos. A Tabela 1 mostra a evolução do rebanho nos nove principais países em termos de quantidade de animais. Nota-se um leve aumento no rebanho brasileiro, um declínio progressivo do rebanho indiano, enquanto os demais países demonstram uma situação de equilíbrio.

A Índia é um caso à parte em termos de rebanho bovino, uma vez que seu efetivo não se trata de um rebanho cem por cento comercial; isso porque grande parte desses animais estão localizados em regiões em que são considerados sagrados e, por isso, não são destinados ao abate. Por outro lado, existe sim abate, consumo e comercialização de parte desse rebanho, que se dão das seguintes formas: 1) abate em regiões onde se é permitido o abate bovino, 2) exportação de animais vivos, 3) abate de bubalinos e a exportação dessa carne (FAO, 2018; USDA, 2017).

**Tabela 1 – Efetivo de rebanho bovino em milhões de cabeças**

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Brasil	202,31	205,31	209,54	212,82	211,28	211,76	212,37	215,22	218,22
Índia	197,44	195,82	194,18	192,56	190,90	189,00	187,00	185,04	185,99
EUA	96,03	94,72	94,08	92,89	91,16	90,10	88,53	89,14	91,92
China	82,82	82,62	83,80	83,02	80,40	80,33	80,65	82,27	84,52
Etiópia	49,00	50,88	53,38	52,13	53,99	55,03	56,71	57,83	59,49
Argentina	57,58	54,46	48,95	47,97	49,87	51,00	51,65	51,43	52,64
México	31,76	32,31	32,64	32,94	31,93	32,40	32,94	33,50	33,92
Austrália	27,32	27,91	26,73	28,51	28,42	29,29	29,10	27,41	24,97
Colômbia	26,88	26,43	27,33	25,16	23,64	22,57	22,53	22,56	22,61

Fonte: FAO (2018).

Os EUA se destacam em relação ao Brasil quanto à taxa de desfrute (porcentagem dos animais abatidos anualmente em relação ao rebanho total), à idade ao abate e ao peso final da carcaça, devido a um sistema diferente de produção, que envolve a utilização de hormônios, a saída da desmama direto para o confinamento e um período mais longo no confinamento, de modo que, com um rebanho expressivamente menor que o brasileiro (cerca de 41 por cento do rebanho brasileiro), os EUA produzem 25 por cento a mais de carne bovina que o Brasil, como descrito na Tabela 2.

Dentre os principais países produtores de carne bovina (Tabela 2), destacam-se quatro grandes produtores (EUA, Brasil, China e Índia) que são países de grande população, em

seguida, destacam-se a Argentina e Austrália que, apesar de não serem tão populosos quanto os primeiros, têm uma grande produção de carne bovina. Analisando-se as Tabelas 3 e 4 pode-se perceber que a grande produção argentina de carne bovina se destina em grande maioria ao consumo interno, ao passo que a carne da Austrália, país menos populoso dentre os 10 listados, é em maior parte destinada à exportação.

**Tabela 2 – Produção de carne bovina e de vitelo (Mil toneladas de Peso Equivalente Carcaça)**

	2014	2015	2016	2017
EUA	11.075	10.817	11.507	11.938
Brasil	9.723	9.425	9.284	9.550
China	6.890	6.700	7.000	7.260
Índia	4.100	4.100	4.200	4.250
Argentina	2.700	2.720	2.650	2.830
Austrália	2.595	2.547	2.125	2.149
México	1.827	1.850	1.879	1.925
Paquistão	1.685	1.710	1.750	1.780
Turquia	1.245	1.423	1.484	1.382
Rússia	1.375	1.355	1.335	1.315

Fonte: USDA (2017).

A produção de carne bovina dos principais produtores apresentados na Tabela 2 permaneceu praticamente constante nesses 4 anos, com leves flutuações, com destaque para um aumento lento e gradual na produção chinesa, um aumento também na produção dos EUA, e uma redução na produção da Austrália da ordem de 400 mil toneladas nos anos de 2015 para 2016.

A Austrália não consta na lista de maiores consumidores de carne bovina da Tabela 3, mas como dito anteriormente, é um dos principais exportadores desse produto, como pode ser visto na Tabela 4. A produção de bovinos no país compreende diversos tipos de produção, desde uma pecuária extensiva em região seca até a terminação em confinamento com alta tecnologia, e possui um rigoroso sistema de gestão da qualidade da carne, organizado pela própria indústria frigorífica, que se chama MSA (*Meat Standard Australia*) e garante um excelente produto final para os consumidores (MLA, 2018).

A carne que a Índia exporta é advinda do abate de búfalos (USDA, 2017), portanto se considerarmos apenas os exportadores de carne bovina, os principais exportadores mundiais são Brasil, Austrália e EUA, representando cerca de 57 por cento das exportações mundiais de carne bovina.

**Tabela 3 – Consumo de carne bovina e de vitelo (Mil toneladas de Peso Equivalente Carcaça)**

	2014	2015	2016	2017
EUA	11.241	11.276	11.678	12.046
China	7.277	7.339	7.759	8.227
Brasil	7.896	7.781	7.652	7.750
Argentina	2.503	2.534	2.434	2.537
Índia	2.018	2.294	2.436	2.401
México	1.839	1.797	1.809	1.841
Rússia	2.297	1.966	1.847	1.812
Paquistão	1.627	1.636	1.685	1.721
Turquia	1.250	1.457	1.496	1.408
Japão	1.225	1.186	1.215	1.277

Fonte: USDA (2017).

**Tabela 4 – Exportação de carne bovina e de vitelo (Mil toneladas de Peso Equivalente Carcaça)**

	2014	2015	2016	2017
Brasil	1.909	1.705	1.698	1.856
Índia	2.082	1.806	1.764	1.849
Austrália	1.851	1.854	1.480	1.486
EUA	1.167	1.028	1.159	1.298
Nova Zelândia	579	639	587	593
Canada	378	397	441	469
Uruguai	350	373	421	435
Paraguai	389	381	389	378
Argentina	197	186	216	293
México	194	228	258	280

Fonte: USDA (2017)

Segundo USDA, em 2018, pela primeira vez desde 2012 o comércio mundial de todas as carnes (bovina, suína e de aves) deve aumentar, devendo o comércio de carne bovina aumentar cinco por cento, suína um por cento e de aves dois por cento. O forte aumento no comércio mundial de carne bovina deverá ser impulsionado pelo significativo aumento da demanda global e preços competitivos. Importantes exportadores - Brasil e EUA - terão um aumento no fornecimento exportável a preços ligeiramente inferiores. O USDA prevê que as exportações de carne bovina dos EUA devem aumentar em seis por cento em 2018, impulsionadas pela forte demanda da Coreia do Sul, Japão, Canadá e México.

Segundo Fackler e Goodwin (2001), os mercados de um determinado produto tendem a ser integrados independentemente de estarem fisicamente ligados. Essa integração se dá por meio do trânsito de informações, e é ilustrada por meio da chamada Lei do Preço Único (LPU), que se fundamenta na tendência de um preço comum para produtos homogêneos entre diferentes mercados, resultante do comércio e da arbitragem.

Diante disso, torna-se importante estudar o comportamento dos preços do boi gordo nos três principais países exportadores de carne bovina, em busca de respostas para as seguintes questões: Os mercados brasileiro, australiano e estadunidense de carne bovina são integrados a nível do preço ao produtor? Como se dá transmissão de preço entre esses mercados, se existir? As respostas a essas perguntas podem auxiliar pecuaristas, comerciantes, industriais e gestores públicos em tomadas de decisões, e podem constituir uma ferramenta para mitigação de risco para a atividade.

### 3. REFERENCIAL TEÓRICO

O tema aqui proposto foi estudado a princípio por Diakosawas (1995), que utilizou uma metodologia pouco empregada na pesquisa relacionada a integração entre mercados, mais especificamente a que trata do fenômeno cointegração. A metodologia utilizada é baseada no modelo de filtro de Kalman. O autor encontrou cointegração, ainda que incompleta, entre os mercados de boi gordo da Austrália e dos Estados Unidos.

No Brasil, o estudo de Ferreira Filho e Pelozo (2000) foi um dos precursores do estudo sobre integração de mercados pecuários. Neste, os pesquisadores atestaram que os mercados brasileiro e paraguaio de carne bovina são cointegrados, e que o mercado brasileiro influencia a formação de preços do boi gordo no Paraguai. Como suporte de suas análises, foram realizados testes de causalidade de Granger, e calculadas as elasticidades de transmissão de preço entre diversas regiões produtoras dos países envolvidos. Os resultados indicaram relação de causalidade entre os preços do boi gordo recebidos por produtores em diversas regiões brasileiras e os preços recebidos por produtores no Paraguai. Da mesma forma, identificou-se causalidade entre os preços da carcaça no atacado do Estado de São Paulo e os preços do boi gordo recebidos tanto por pecuaristas no Paraguai quanto em diversas regiões do Brasil.

Bender Filho e Alvim (2008) seguiram pesquisando nessa direção, e analisaram a relação existente na formação dos preços no mercado de carne bovina in natura entre os países do Mercosul e os Estados Unidos da América (EUA) por meio da estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR). Nessa pesquisa, foram analisados também os efeitos de curto prazo sobre os preços da carne bovina por meio das funções de impulso-resposta. Os resultados sugeriram que o Brasil, a Argentina e o Uruguai possuem relações de interdependência na formação de preços no mercado de carne bovina, já os preços no mercado paraguaio, demonstraram menor importância na formação do preço, e o mercado estadunidense demonstram pouco afetados pelos mercados sul-americanos, mais precisamente, dos países membros do Mercosul.

Em se tratando de formação de preço, o mercado de futuros agropecuários não deve ser negligenciado. Nesse sentido, Gaio, Castro Junior e Oliveira (2005) verificaram que a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), hoje Bolsa, Brasil Balcão, também conhecida pela sigla [B]<sup>3</sup>, no período de outubro de 2000 a março de 2004, foi primordial para a

formação dos preços do boi gordo no mercado físico brasileiro. Essa pesquisa apontou a integração entre os preços spot e futuro, bem como uma causalidade unidirecional da BM&F para os mercados físicos. Os autores procederam com o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF), seguido do teste de cointegração de Johansen (1988), em seguida estimaram o Modelo Vetorial de Correção de Erros (MVEC), testaram causalidade de Granger, analisaram a decomposição da variância e a função impulso-resposta. Essa metodologia mostra-se consolidada para esse tipo de análise, uma vez que a mesma é amplamente utilizada na literatura/pesquisa sobre a problemática transmissão de preços.

Outro método também utilizado para testar cointegração é o de Engle e Granger (1987), porém uma limitação desse teste é permitir a análise de cointegração apenas entre dois mercados, ao passo que com o método de Johansen (1988) é possível analisar conjuntamente, três ou mais mercados. Vieira da Silva, Mazon e Corso (2008), utilizando-se da metodologia de Engle e Granger (1987), avaliaram a existência de relações de cointegração entre os preços de boi gordo nos estados do Rio Grande do Sul e de São Paulo no período compreendido entre agosto de 2002 e dezembro de 2005, e os resultados evidenciaram existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços da arroba de boi gordo desses estados.

Baseados também da metodologia apresentada por Engle e Granger (1987) para testar cointegração, Moraes, Lima e Melo (2009) testaram a eficiência no mercado futuro de boi gordo da BM&FBovespa, e observaram que o mercado futuro do boi gordo dessa Bolsa é mercado eficiente e que no longo prazo os preços futuros são estimadores não viesados dos preços à vista. Oliveira Neto e Garcia (2013), motivados pelo fato de que não existia um derivativo relacionado ao mercado de bovinos de corte em bolsa de futuros na Argentina, avaliaram a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro como estimador dos preços a vista dos novilhos argentinos, e encontraram eficiência de mercado de cerca de 80%.

Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007) realizaram estudos semelhantes; mais precisamente, analisaram os efeitos dos choques nos preços do boi gordo sobre o comportamento dos preços do boi magro e do bezerro no estado de São Paulo entre os anos de 1995 e 2007. Os autores não encontraram equilíbrio de longo de prazo em nenhuma das duas situações, apesar de terem encontrado relação entre os preços no curto prazo nos dois casos.

Assim como Gaio, Castro Junior e Oliveira (2005), Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007) utilizaram-se dos testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1981) Aumentado (ADF), de causalidade de Granger, de cointegração de Johansen (1988), decomposição dos erros da variância e função impulso resposta, porém, como Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007) não constataram equilíbrio de longo prazo entre as séries de preço, utilizaram o modelo vetorial autorregressivo (VAR) e não o modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) utilizado nas outras pesquisas.

De modo muito semelhante a Sachs e Pinatti (2007) e a Sachs e Martins (2007), Boechat (2013) também não encontrou equilíbrio de longo prazo entre os preços do boi gordo e do boi magro no Brasil, apesar de ter constatado que, no curto prazo, o preço do boi magro é influenciado pelo preço do boi gordo. O período analisado por Boechat (2013) foi de outubro de 2000 a outubro de 2012, e foi utilizado o modelo VAR como plataforma de análise, ou seja, exatamente o mesmo método de análise utilizado na pesquisa de Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007).

Ainda sobre as relações entre o preço do boi gordo e o preço do bezerro, Silva Neto e Parré (2012) aplicaram a metodologia do teste de Assimetria na Transmissão de Preços (ATP) para os mercados brasileiros de bezerro e de boi gordo. O modelo proposto consiste em uma adaptação do desenvolvido por Griffith e Piggott (1994) para o mercado australiano, porém utilizando Autorregressão Vetorial Estrutural, em inglês, *Structural Vector Autoregression* (sigla, SVAR). Os resultados evidenciaram a assimetria na transmissão de preços no mercado analisado, ou seja, os preços do boi gordo no Brasil respondem de forma diferente aos aumentos e às reduções nos preços do bezerro.

Ao se revisar a literatura, notaram-se em algumas pesquisas uma preocupação quanto à existência de custos de transações entre mercados e sua influência na integração entre eles. Nesse contexto, foram encontradas pesquisas que se utilizaram dos modelos com *threshold*. O diferencial do modelo com *threshold*, segundo Goodwin e Piggott (2001) é que ele não ignora os custos de transação como outros modelos, ao contrário, permite uma simulação levando em conta a existência desses custos.

Com o objetivo de estimar os efeitos dos custos de transação sobre a integração do mercado de boi gordo entre os estados de Minas Gerais e São Paulo, os pesquisadores Mattos, Lima e Lirio (2009), estimaram um modelo vetorial autorregressivo de correção

de erros com Threshold (sigla, TVEC) utilizando dados mensais dos preços do boi gordo referentes ao período de janeiro de 1972 a agosto de 2005. Os resultados obtidos indicaram que os custos de transação entre os mercados estudados são significativos, e, sugeriu que choques de preços inferiores a 10% do preço médio não são transmitidos entre os mercados.

O modelo TVEC, também foi utilizado no estudo de Cunha e Wander (2016), e permitiu concluir que os produtores de bezerro dos estados de Mato Grosso e São Paulo refazem as estratégias de precificação quando defrontam com choques de preços acima 1,14% entre os mercados, de forma que os custos de transação passam a não impedir a arbitragem eficiente entre os mercados.

A análise com *threshold* foi também utilizada em outras pesquisas encontradas, como a de Cunha, Lima e Braga (2010), que realizaram um estudo de integração do mercado brasileiro de boi gordo entre os principais estados brasileiros produtores, no período de 1994 a 2008. Utilizando modelos de cointegração com *threshold* e *threshold momentum* (TAR e M-TAR) e os resultados indicaram que os mercados são integrados, mas os custos de transação influenciam a ligação espacial entre eles.

Além da integração espacial entre mercados, encontram-se na literatura diversos estudos sobre a transmissão vertical de preços, ou seja, a transmissão de preço ao longo da cadeia em um mesmo mercado (entre produtor, atacado e varejo). Como exemplo, Lobo e Silva Neto (2011), que analisaram a transmissão de preço da carne bovina entre o produtor e o varejo no estado de Goiás, utilizando-se de procedimentos econométricos tradicionais, como o critério de informação de Schwarz para determinar o número de defasagens, teste de raiz unitária aumentado de Dickey e Fuller (1979, 1981) e análise de regressão. Os resultados dessa pesquisa apontaram que, entre os elos produtor de boi gordo e varejista, a comercialização da carne bovina em Goiás não apresenta claramente um agente dominante.

De forma semelhante a Lobo e Silva Neto (2011), Beloni e Alonso (2017) também analisaram a relação entre o preço do boi gordo ao produtor e o preço da carne bovina no varejo, com a diferença de terem utilizado o critério de informação de Akaike para definição das defasagens ótimas do modelo de regressão e, não, o de critério de informação de Schwarz utilizado por Lobo e Silva Neto (2011). Beloni e Alonso (2017)

constataram que os preços do quilograma dos cortes de carne bovina (Contrafilé, Picanha, Coxão Mole, Acém, Músculo e Cupim) estão, forte e positivamente, relacionados com os preços da arroba do boi gordo e da vaca gorda na região de Cuiabá, no Estado de Mato Grosso.

Beloni e Alonso (2017) encontraram ainda altos coeficientes de correlação entre os preços dos cortes e o preço da arroba do boi e da vaca, embora a análise de correlação linear utilizada por Lobo e Silva Neto (2011) e Beloni e Alonso (2017) não seja base da investigação realizada pela maioria dos autores que estudam a transmissão de preço, principalmente devido a sua limitação para análise de causalidade entre mercados, o que atesta baixa robustez análise de transferência de preços entre mercados, que é a base do que propôs-se a realizar nessa dissertação.

Santos e Silva Neto (2017) também analisaram a transmissão de preço vertical na cadeia da carne bovina do estado de Goiás, utilizando-se de séries mensais de preços do bezerro, do boi gordo e da carne no varejo, entre os anos de 2001 e 2011. Os autores aplicaram testes de raiz unitária, cointegração, causalidade, decomposição da variância e função de resposta ao impulso. Os resultados da pesquisa sugeriram não haver, neste período, relação de longo prazo entre os preços analisados e que o varejista pode estar se apropriando das margens oriundas das altas dos preços causados por alterações na demanda.

Esse tipo de análise, ao longo da cadeia, também foi realizada por Fousekis, Katrakilidis e Trachanas (2016), que investigaram a transmissão vertical de preço no mercado de boi gordo dos EUA e identificaram assimetria de magnitude entre os preços ao produtor e atacado, e assimetria de velocidade e magnitude entre atacado e varejo. Os autores aplicaram nessa análise, um modelo autorregressivo com defasagem distribuída (ARDL) não linear.

Encontraram-se também estudos relacionando o mercado de bovinos com outros mercados. A exemplo, têm-se os estudos de Han, Chung e Surathka (2017) e o de Santos, Dallemole e Masno (2017). Han, Chung e Surathka (2017) testaram o impacto do aumento da produção de etanol de milho no mercado de boi gordo nos Estados Unidos. Os autores foram bastante criteriosos, e utilizaram dois tipos de teste para estacionariedade, o ADF e o de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (1992), também

conhecido por KPSS; para cointegração também dois testes, sendo o Johansen (1988) e Engle e Granger (1987), e posteriormente testaram assimetria seguindo os procedimentos adotados por Enders e Siklos (2001).

Ainda sobre a relação do mercado do boi gordo com os mercados de outras *commodities*, Santos, Dallemole e Manso (2017) encontraram cointegração entre os preços do boi gordo, do milho e da soja no estado do Mato Grosso. A metodologia utilizada foi a mais comumente trabalhada nos demais artigos, ou seja, a análise de estacionariedade, o teste de cointegração, a modelagem vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC), a decomposição da variância e a análise de impulso-resposta.

Internacionalmente, vale ressaltar a pesquisa recente de Dong et al. (2018), que avaliaram a transmissão de preços da carne bovina no varejo entre os mercados da Austrália, da China e do sudeste asiático. Nesta análise foram utilizados métodos tradicionalmente utilizados para a problemática da transferência de preços, mais precisamente, o teste de estacionariedade ADF, o teste de cointegração de Johansen (1988), a modelagem VEC, o teste causalidade de Granger e a análise da função impulso-resposta.

Dong et al. (2018) averiguaram que o impacto dos preços da carne bovina australiana nos mercados da China e do Vietnã não é significativo, diferente do impacto destes nos preços da carne na Indonésia. Foi constatado também que os mercados da Austrália e da China são relativamente independentes dos mercados do sudeste asiático, sendo suas flutuações afetadas somente por alterações no próprio mercado.

Além dos estudos sobre a transmissão de preço no mercado de carne bovina, encontram-se também diversas pesquisas nacionais e internacionais em que a tônica é cointegração entre mercados de outros tipos de carne; suína e de aves, basicamente. Dentre essas pesquisas, destacam-se Arêdes (2009), que analisou a causalidade nos preços das carnes suína, bovina e de frango no varejo, Weydman e Seabra (2006) que analisaram a transmissão de preço vertical na cadeia de carne suína em São Paulo, Dantas e Weydman (2009) evidenciaram existência de cointegração entre o preço do frango pago ao produtor e o preço da carne de frango para exportação, Arêdes et al. (2009), avaliaram a relação entre os preços do frango no atacado nos estados do Paraná e São Paulo, e por fim, Mattos et al. (2010), buscaram determinar qual o número de regimes de ajustamento de preços é

o mais adequado para se analisar a integração de diversos mercados desse tipo de carne no Brasil.

Após revisar a literatura, notou-se que existem diversos artigos em que se analisam a transmissão de preços, a cointegração entre diversos mercados de produtos agrícolas ou alimentos, o que sugere que este tipo de análise tem uma importância para diferentes agentes mercadológicos. Portanto, entender a dinâmica dos preços em um mercado, avaliar e prever com maior exatidão comportamentos futuros tornar-se um diferencial competitivo para gestão de riscos e comercialização de produtos agropecuários, além de servir também como instrumento auxiliar para elaboração de políticas públicas e privadas relacionadas ao setor do agronegócio e aos subsetores agropecuários.

Diante do exposto, o presente estudo levanta o questionamento sobre a existência de transmissão de preços do boi gordo entre os maiores mercados exportadores de carne bovina do mundo no nível do preço pago ao produtor. A constatação ou não de integração entre os mercados brasileiro, australiano e estadunidense de bovinos de corte poderá constituir uma ferramenta adicional para estabelecimento de estratégias, ações e políticas de comercialização e gestão do risco de preços para os agentes que atuam no mercado da carne bovina.

## **4. METODOLOGIA**

De forma a alcançar os objetivos propostos neste trabalho, buscou-se entender como a academia trata o assunto da transmissão de preços entre mercados de boi gordo ou de carne bovina e até que ponto teórico-metodológico o tema foi abordado. Assim, por meio de um levantamento bibliográfico pode-se determinar a metodologia mais adequada para análise bem como uma lacuna a ser pesquisada, que é a transmissão de preços ao nível do produtor entre os principais mercados exportadores de carne bovina. Diante disso, essa seção detalha os procedimentos metodológicos utilizados no estudo, baseado na análise de séries temporais, com destaque para verificação da cointegração entre mercados.

### **4.1 Etapas Metodológicas**

A partir desse estudo prévio, procedeu-se com as seguintes etapas, cujos resultados são detalhados nas próximas seções:

- a) Levantamento das séries temporais de preços do boi gordo para o Brasil, Austrália e Estados Unidos da América;
- b) Análise de estatísticas preliminares, são elas: a análise gráfica do comportamento temporal dos preços, a estatística descritiva e a correlação linear;
- c) Verificação da existência ou não de estacionariedade mediante aplicação dos testes de Dickey e Fuller (1979, 1981) Aumentado (ADF), e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) (KPSS);
- d) Análise da cointegração para verificar a transmissão entre os preços pelo teste cointegração de Johansen (1988) e, por conseguinte, o uso do modelo vetorial autorregressivo de correção de erros (VEC);
- e) Identificação da direção de causalidade usando o teste de causalidade de Granger (1969);
- f) Análise da decomposição da variância do erro e da função impulso-resposta;
- g) Verificação da existência ou não de assimetria na transmissão de preço.

## 4.2 Cointegração

A cointegração significa existência de relação de longo prazo entre duas ou mais séries temporais, e o mecanismo de correção de erros desenvolvido por Engle e Granger (1987) é uma forma de reconciliar o comportamento de curto prazo de uma variável econômica com seu comportamento de longo prazo (GUJARATI, 2006).

As séries temporais com tendência podem potencialmente criar grandes problemas de estimativas na econometria devido a regressões espúrias. Visto que a maioria das variáveis macroeconômicas têm tendências, o problema da regressão espúria é altamente provável de estar presente na maioria dos modelos econômicos. Uma maneira de resolver isso é diferenciar a série sucessivamente até se alcançar a estacionariedade e depois usar a série nessa condição para análise de regressão (ASTERIOU; HALL, 2011).

No entanto, Asteriou e Hall (2011) reconhecem que esta solução não é ideal, pois existem dois problemas principais com o uso de primeiras diferenças. O primeiro problema em questão é que, se o modelo é corretamente especificado como uma relação entre  $y$  e  $x$  (por exemplo) e for feita a primeira diferença de ambas variáveis, então, implicitamente, se está também diferenciando o processo de erro na regressão, o que produziria um processo de erro médio móvel não reversível e apresentaria dificuldades de estimativa.

O segundo problema é que ao se realizar a diferença das variáveis, o modelo não pode mais dar uma solução única no longo prazo. Isso quer dizer que, se for escolhido um valor particular para  $x$ , independentemente do valor inicial de  $y$ , a solução dinâmica para  $y$  eventualmente converge para um único valor. Então, por exemplo, se  $y = 0,5x$  e for definido  $x = 10$ , então  $y = 5$ . Mas ao se considerar o modelo em diferenças,  $y_t - y_{t-1} = 0,5(x_t - x_{t-1})$ , então mesmo sabendo que  $x = 10$  não se pode resolver  $y$  sem conhecer o valor passado de  $y$  e  $x$ , e assim a solução para  $y$  não é única, dado  $x$  (ASTERIOU; HALL, 2011).

Sobre o caso de regressão espúria, sabe-se que, se as duas variáveis não são estacionárias, o erro pode ser representado como uma combinação de dois processos de erro acumulados. Esses processos de erro acumulados geralmente são chamados de tendências estocásticas e normalmente espera-se que eles se combinem para produzir outro processo não estacionário. No entanto, no caso especial em que  $y$  e  $x$  estiverem de fato

relacionados, espera-se que eles se movam juntos para que as duas tendências estocásticas sejam muito parecidas (ASTERIOU; HALL, 2011).

Quando se considera  $y$  e  $x$  em conjunto, deve ser possível encontrar uma combinação deles que elimine a não-estacionariedade. Neste caso especial, diz-se que as variáveis são cointegradas (ENDERS, 1995). Em teoria, isso só deve acontecer quando existe relacionamento que liga as duas variáveis, então a cointegração se torna uma maneira poderosa de detectar a presença de estruturas econômicas. Ao se determinar que dois ou mais mercados são integrados, diz-se por consequência que há transmissão de preço entre esses mercados (ASTERIOU; HALL, 2011).

### 4.3 Análise de estacionariedade

Um conceito importante a se considerar ao trabalhar com séries temporais, é o conceito da estacionariedade. Uma série temporal é estacionária quando preenche as três características a seguir: (i) apresenta reversão média, em que flutua em torno de uma média constante a longo prazo; (ii) possui uma variância finita que é invariante no tempo; (iii) proporciona um correlograma teórico que diminui à medida que o comprimento da defasagem aumenta.

Em termos mais simples, uma série temporal  $Y_t$  é dita estacionária se apresentar:

$$E(Y_t) = \text{constante para todo } t;$$

$$\text{Var}(Y_t) = \text{constante para todo } t;$$

$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \text{constante para todo } t \text{ e todo } k \neq 0$ , ou sua média, variância e covariância permanecem constante ao longo do tempo.

#### 4.3.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Dickey e Fuller (1979, 1981) elaboraram um procedimento formal para testar a não-estacionariedade. A ideia principal de seu teste é que testar a não-estacionariedade é equivalente a testar a existência de uma raiz unitária. Assim, o teste é o seguinte, que se baseia no modelo autorregressivo – AR (1) simples da forma:

$$y_t = \varphi y_{t-1} + u_t \tag{1}$$

O que se examina nesse caso é se  $\varphi$  é igual a 1 (unidade e, portanto, uma raiz unitária). Obviamente, a hipótese nula  $H_0: \varphi = 1$ , e a hipótese alternativa  $H_1: \varphi < 1$ . Uma versão mais conveniente do teste pode ser obtida subtraindo  $y_{t-1}$  de ambos os lados da Equação 1:

$$y_t - y_{t-1} = (\varphi - 1)y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = (\varphi - 1)y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Em que  $\gamma = (\varphi - 1)$ . Assim, a hipótese nula é  $H_0: \gamma = 0$  e a hipótese alternativa  $H_1: \gamma < 0$ , onde se  $\gamma = 0$ , então, segue um modelo puro de caminhada aleatória. Dickey e Fuller (1979) também propuseram duas equações de regressão alternativas que podem ser usado para testar a presença de uma raiz unitária. O primeiro contém uma constante no processo de caminhada aleatória, como na seguinte equação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Este é um caso extremamente importante, porque esses processos apresentam uma tendência definida na série quando  $\gamma = 0$ , o que geralmente é o caso de variáveis macroeconômicas. O segundo caso também é permitir uma tendência de tempo não estocástica no modelo, para obter:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

O teste de Dickey e Fuller (1979) ou Teste DF para estacionariedade é então simplesmente o teste  $t$  normal no coeficiente da variável dependente defasada  $y_{t-1}$  de um dos três modelos demonstrados acima. Este teste não tem, no entanto, uma distribuição  $t$  convencional e, portanto, deve-se usar valores críticos especiais originalmente calculados por Dickey e Fuller (1979).

MacKinnon (1991) apresentou valores críticos apropriados para cada um dos três modelos discutidos acima e estes são apresentados na Tabela 5. Em todos os casos, o teste enfoca se  $\gamma = 0$ . A estatística de teste DF é a estatística para a variável dependente defasada. Se o valor estatístico DF for menor do que o valor crítico, então a hipótese nula de uma raiz unitária é rejeitada e conclui-se que  $y_t$  é um processo estacionário.

**Tabela 5 – Valores críticos para o teste Dickey-Fuller**

Modelo	1%	5%	10%
Sem tendência ( $\Delta Y_{t-1} = \gamma Y_{t-1} + u_t$ )	-2,56	-1,94	-1,62
Com tendência ( $\Delta Y_{t-1} = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t$ )	-3,43	-2,86	-2,57
Com tendência e intercepto ( $\Delta Y_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma Y_{t-1} + u_t$ )	-3,96	-3,41	-3,13
Valores críticos padrão	-2,33	-1,65	-1,28

Fonte: Mackinnon (1991)

Como é improvável que o termo de erro ( $u_t$ ) seja ruído branco, Dickey e Fuller (1981) estenderam o procedimento sugerindo uma versão aumentada do teste (Dick e Fuller Aumentado, ou ADF) que incluísse mais termos defasados da variável dependente, a fim de eliminar a autocorrelação. O comprimento ou número de defasagens ótimas nestes termos é determinado pelo critério de informação de Akaike (AIC) ou o critério Bayesiano de Schwartz (SBC), ou, mais prático, pelo comprimento de defasagem que seja capaz de tornar o resíduo ruído branco (ou seja, após cada caso, verifica-se se os resíduos da regressão ADF são autocorrelacionadas ou não através de testes de Multiplicador de Lagrange em vez do teste Durbin e Watson (ASTERIOU; HALL, 2011).

As três possíveis formas do teste ADF são dadas pelas seguintes equações:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (9)$$

A diferença entre as três regressões é a presença dos elementos determinísticos  $\alpha_0$  e  $\alpha_2$ . Os valores críticos para o teste ADF são os mesmos dados na Tabela 5.

#### 4.3.2 Teste KPSS

A principal crítica que tem sido colocada para o teste de raiz unitária ADF é que seu poder conclusivo é baixo quando o processo é estacionário, mas com uma raiz perto do limite não estacionário, ou seja, quando  $\varphi$  é muito próximo de 1. A origem deste problema é que, sob a estrutura clássica de testes de hipóteses, a hipótese nula nunca é aceita; é simplesmente afirmado que ela é rejeitada ou não rejeitada. Isto significa que uma falha em rejeitar a hipótese nula pode ocorrer seja porque a hipótese nula não deveria ser

rejeitada, ou porque não há informações suficientes na amostra para levar à sua rejeição. Uma maneira de contornar esse problema é usar um teste de estacionariedade adicionalmente a um teste de raiz unitária (BROOKS, 2014).

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), propuseram um método que tem se tornado um complemento ao teste ADF. Esse método é denominado pela sigla KPSS em razão dos nomes de seus autores: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin. Segundo Wang (2008) o teste de KPSS tende a aceitar a estacionariedade, que é a hipótese nula numa série temporal, ao contrário do ADF, em que a hipótese nula é a existência de uma raiz unitária e a estacionariedade é mais propensa a ser rejeitada (WANG, 2008). A Tabela 6 mostra que a hipótese nula no teste ADF é a hipótese alternativa no teste KPSS e vice-versa.

**Tabela 6 – Hipótese nula e hipótese alternativa nos testes ADF e KPSS**

	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>
ADF	Não estacionário	Estacionário
KPSS	Estacionário	Não estacionário

Fonte: Elaborado pelo autor

Segundo Brooks (2014) a utilização concomitante dos dois tipos de teste é conhecida como análise confirmatória dos dados. A tabela 7 traz os possíveis resultados para a combinação dos testes. Para que a conclusão sobre a estacionariedade da série seja robusta, os resultados devem ser os da linha (1) ou (2) na Tabela 7, que seriam os casos em que a análise conclui que a série é estacionária ou não estacionária, respectivamente. Os resultados (3) e (4) implicam em resultados conflitantes e, portanto, inconclusivos (BROOKS, 2014).

**Tabela 7 – Possíveis resultados para a análise confirmatória dos dados quanto a estacionariedade**

	ADF	KPSS
1	Rejeita H <sub>0</sub>	Não rejeita H <sub>0</sub>
2	Não rejeita H <sub>0</sub>	Rejeita H <sub>0</sub>
3	Rejeita H <sub>0</sub>	Rejeita H <sub>0</sub>
4	Não rejeita H <sub>0</sub>	Não rejeita H <sub>0</sub>

Fonte: Brooks (2014)

#### 4.4 Testes de cointegração

A cointegração é um requisito importante para modelos econométricos que se utilizam de dados de séries temporais não estacionárias. Segundo Asteriou e Hall (2011), se as variáveis não cointegrarem, têm-se um problema de regressão espúria e o resultado econométrico torna-se sem sentido. Por outro lado, se as tendências estocásticas se cancelarem, têm-se a cointegração.

O ponto chave nessa situação é que, se existe realmente uma verdadeira relação de longo prazo entre  $y_t$  e  $x_t$ , então, apesar das variáveis aumentarem ao longo do tempo (porque são tendências), haverá uma tendência comum que as unirá. Para que exista um equilíbrio ou um relacionamento de longo prazo, é necessária uma combinação linear de  $y_t$  e  $x_t$  que é uma variável estacionária (uma variável  $I(0)$ ). Uma combinação linear de  $y_t$  e  $x_t$  pode ser tomada diretamente da estimativa da seguinte regressão:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t \quad (10)$$

e isolando-se o resíduo:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 x_t \quad (11)$$

Se  $\hat{u}_t \sim I(0)$ , então as variáveis  $y_t$  e  $x_t$  são ditas cointegradas.

Deste modo, se  $y_t$  e  $x_t$  são cointegrados, por definição  $\hat{u}_t \sim I(0)$ . Assim, a relação entre  $y_t$  e  $x_t$  pode ser expressa pelo seguinte modelo:

$$\Delta y_t = a_0 + b_1 \Delta x_t - \pi \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (12)$$

Dessa forma, o modelo da equação (12) terá a vantagem de incluir informações de longo prazo e de curto prazo. Neste modelo,  $b_1$  é o multiplicador de impacto (o efeito de curto prazo) que mede o impacto imediato que uma mudança em  $x_t$  terá em uma mudança em  $y_t$ . Por outro lado,  $\pi$  é o efeito de *feedback*, ou o efeito de ajuste, e mostra quanto do desequilíbrio está sendo corrigido, ou seja, até que ponto qualquer desequilíbrio no período anterior afeta qualquer ajuste em  $y_t$ . Desse modo:

$$\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 x_{t-1} \quad (13)$$

Portanto, a partir da equação 13,  $\beta_2$  é considerada a resposta de longo prazo das mudanças em  $x_t$  em relação a  $y_t$  (ASTERIOU; HALL, 2011).

#### 4.4.1 Teste de Cointegração de Johansen

Se houver mais de duas variáveis no modelo, têm-se a possibilidade de existir mais de um vetor de cointegração. Em geral, para “n” variáveis, pode haver apenas até “n - 1” vetores de cointegração. Portanto, quando  $n = 2$ , que é o caso mais simples, se existe cointegração, então, o vetor de cointegração é único.

Sendo  $n > 2$  e assumindo-se que existe apenas uma relação de cointegração, sendo que na verdade existe mais de uma, é um problema importante, e que não pode ser resolvido pela abordagem de equação única de Engle e Granger (1987). Desta forma, é necessária uma alternativa a esse problema, e esta é a abordagem de Johansen para equações múltiplas.

Para apresentar essa abordagem, é útil ampliar o modelo de correção de erro por equação única para um modelo multivariado. É preciso assumir que se tenha três variáveis,  $Y_t$ ,  $X_t$  e  $W_t$  que podem ser endógenas; de modo que tem-se (usando a notação matricial para  $Z_t = [Y_t, X_t, W_t]$ )

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + u_t \quad (14)$$

Isto é comparável ao modelo dinâmico de equação única para duas variáveis  $Y_t$  e  $X_t$ . Assim, pode ser reformulado em um Modelo Vetorial Autorregressivo de Correção de Erro (VEC ou VECM) da seguinte forma:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k-1} + \Pi Z_{t-1} + u_t \quad (15)$$

Em que  $\Gamma_i = (I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$  ( $i = 1, 2, \dots, k - 1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$ . Aqui precisa-se examinar cuidadosamente a matriz  $3 \times 3$   $\Pi$ . A matriz  $\Pi$  é  $3 \times 3$  porque assumiram-se três variáveis em  $Z_t = [Y_t, X_t, W_t]$ . A matriz  $\Pi$  contém informações sobre os relacionamentos de longo prazo. Pode-se decompor  $\Pi = \alpha\beta'$  onde  $\alpha$  incluirá a velocidade de ajuste aos coeficientes de equilíbrio enquanto que  $\beta'$  será a matriz de longo prazo de coeficientes.

Portanto, o termo  $\beta'Z_{t-1}$  é equivalente ao termo de correção de erro ( $Y_{y-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}$ ) no caso de equação única, exceto que agora  $\beta'Z_{t-1}$  contém até (n-1) vetores em

uma estrutura multivariada. Por simplicidade, assume-se que  $k = 2$ , de modo que se tem apenas dois termos defasados, e o modelo é o seguinte:

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_t \\ \Delta W_t \end{pmatrix} = \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta X_{t-1} \\ \Delta W_{t-1} \end{pmatrix} + \Pi \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ W_{t-1} \end{pmatrix} + e_t \quad (16)$$

Ou

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_t \\ \Delta W_t \end{pmatrix} = \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta X_{t-1} \\ \Delta W_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \\ a_{31} & a_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ W_{t-1} \end{pmatrix} + e_t \quad (17)$$

Analisando-se apenas a parte de correção de erros da equação 16 (que é para  $\Delta Y_t$  no lado esquerdo), tem-se:

$$\Pi_1 Z_{t-1} = \left( [a_{11}\beta_{11} + a_{12}\beta_{12}] [a_{11}\beta_{21} + a_{12}\beta_{22}] [a_{11}\beta_{31} + a_{12}\beta_{32}] \right) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ W_{t-1} \end{pmatrix} \quad (18)$$

Em que  $\Pi_1$  é a primeira linha da matriz  $\Pi$ . A equação 18 pode ser reescrita como:

$$\Pi_1 Z_{t-1} = a_{11}(\beta_{11}Y_{t-1} + \beta_{21}X_{t-1} + \beta_{31}W_{t-1}) + a_{12}(\beta_{12}Y_{t-1} + \beta_{22}X_{t-1} + \beta_{32}W_{t-1}) \quad (19)$$

Assim, têm-se claramente os dois vetores de cointegração com os respectivos termos de ajuste de velocidade  $a_{11}$  e  $a_{12}$ .

Em resumo, a abordagem de Johansen consiste nos seguintes passos: (1) testar a ordem de integração das variáveis, (2) definir o grau de defasagem apropriado para o modelo, (3) escolher o modelo apropriado considerando-se os componentes determinísticos de um sistema multivariado, (4) determinar o posto de  $\Pi$  ou o número de vetores de cointegração, (5) testar para exogeneidade fraca, (6) testar restrições lineares nos vetores de cointegração.

#### 4.5 Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger (1969) para o caso de duas variáveis estacionárias  $y_t$  e  $x_t$  envolve como primeiro passo a estimativa do seguinte modelo VAR:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m y_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (20)$$

$$x_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + e_{2t} \quad (21)$$

Em que se assume que tanto  $e_{yt}$  quanto  $e_{xt}$  são termos de erro de ruído branco não correlacionados. Neste modelo, pode-se ter os seguintes casos diferentes:

- i) Os termos  $x$  defasados na equação 20 podem ser estatisticamente diferentes de zero como um grupo, e os termos  $y$  defasados na equação 21 não ser estatisticamente diferentes de zero. Neste caso, tem-se que  $x_t$  causa  $y_t$ .
- ii) Os termos  $y$  defasados na equação 21 podem ser estatisticamente agrupados e diferentes de zero, e os termos defasados  $x$  na equação 20 não estatisticamente diferentes de zero. Neste caso, tem-se que  $y_t$  causa  $x_t$ .
- iii) Ambos os conjuntos de termos de  $x$  e  $y$  são estatisticamente diferentes de zero nas duas equações (20 e 21), de modo que se tenha causalidade bidirecional.
- iv) Ambos os conjuntos de termos  $x$  e  $y$  não são estatisticamente diferentes de zero nas duas equações (20 e 21), de modo que  $x_t$  é independente de  $y_t$ .

O teste de causalidade de Granger (1969), então, foi executado seguindo o seguinte procedimento; Primeiro, estimou-se o modelo VAR dado pelas duas equações 20 e 21 ( $x_t$  e  $y_t$ ). Em seguida, verificou-se a significância dos coeficientes e aplicaram-se testes de exclusão de variáveis, primeiro nos termos  $x$  defasados para equação 20 e, em seguida, nos termos defasados  $y$  para a equação 21. De acordo com o resultado dos testes de exclusão de variáveis, pode-se chegar a uma conclusão sobre a direção de causalidade com base nos quatro casos mencionados acima. Mais analiticamente, e para o caso de uma só equação, executaram-se as seguintes etapas:

- i. Regressão de  $y_t$  nos termos de  $y$  defasado, como no seguinte modelo:

$$y_t = a_1 + \sum_{j=1}^m y_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (22)$$

Obtendo-se a forma restrita dessa regressão, e nomeando-a  $R_R$ .

- ii. Regressão de  $y_t$  nos termos de  $y$  defasado mais os termos de  $x$  defasados, como em:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m y_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (23)$$

Obtendo-se assim a forma irrestrita dessa regressão e nomeando-a  $R_I$ .

- iii. Estabeleceram-se a hipótese nula e a hipótese alternativa como:

$$H_0 : \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \text{ ou } x_t \text{ não causa } y_t$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^n \beta_i \neq 0 \text{ ou } x_t \text{ causa } y_t$$

- iv. Calculou-se a estatística F para o teste Wald normal com restrições de coeficiente dadas por:

$$F = \frac{(R_R - R_I) / m}{R_I / (n - k)} \quad (24)$$

Que segue a distribuição  $F_{m, n-k}$ . Seja  $k = m + n + 1$ .

- v. Caso o F-valor calculado exceda o F-valor crítico, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que  $x_t$  causa  $y_t$ .

#### 4.6 Função de Resposta ao Impulso e Decomposição de Variância

Ao se estudar as relações entre preços em diferentes mercados, surge a necessidade de se determinar como uma variável responde a um choque em outra variável, ou seja, em termos práticos, como o preço em um mercado responde a uma mudança de preço de outro mercado. Nesse sentido, têm-se os estudos de função de resposta ao impulso, ou função impulso resposta, e decomposição de variância.

Segundo Mayorga et al. (2007), uma função impulso-resposta delinea o comportamento das séries incluídas no modelo vetorial autorregressivo (VAR) em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais. A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques, sem manter a pressuposição de condições “*ceteris paribus*” para outras variáveis do modelo.

A decomposição de variância, Segundo Bueno (2011), se trata de uma forma de dizer qual percentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. A função de impulso resposta mostra a trilha temporal percorrida para cada variável diante de choques não antecipados (MARGARIDO; TUROLLA, 2014).

#### **4.7 Assimetria na Transmissão de Preço (ATP)**

Uma vez determinado que os mercados são cointegrados, bem como a direção da transmissão de preços, surge a necessidade de se entender de que forma o preço é transmitido, ou seja, surgem questões como as seguintes: toda oscilação de preço é transmitida entre os mercados? As oscilações positivas são transmitidas da mesma forma que as negativas?

Diante dessas questões, optou-se por fazer uma análise de Assimetria na Transmissão de Preço (ATP), que pode ser classificada de acordo com os seguintes critérios: (a) assimetria vertical ou espacial; (b) assimetria positiva ou negativa e; (c) velocidade e magnitude da assimetria (MEYER; CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Entende-se a ATP vertical como a divergência de ajustamento dos preços pagos ao produtor, ao atacadista e ao varejista de um determinado produto, ou a divergência de ajustamento dos preços de um produto final a aumentos ou reduções nos preços de seus insumos, ao passo que a ATP espacial, da qual esta pesquisa trata, refere-se a divergência de ajustamento de preços a aumentos ou reduções entre locais diferentes, sejam municípios, estados ou países (VAVRA; GOODWIN, 2005; MEYER; CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Tanto a ATP vertical quanto a espacial podem ser classificadas de acordo com a velocidade e magnitude. O ajustamento a choques positivos nos preços pode ter magnitude maior do que o ajustamento a choques negativos, ou o contrário, ao passo que, o ajustamento a choques positivos nos preços pode ter velocidade maior do que o ajustamento a choques negativos, ou vice-versa. Pode também haver combinação destes dois tipos de assimetria; por exemplo, choques negativos nos preços de um produto são transmitidos mais rapidamente (velocidade) a um mercado do local “x” do que os choques positivos e, às vezes, estes choques não são totalmente transmitidos (magnitude) (MEYER; CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Para se testar a presença de assimetria na transmissão de preço entre os mercados de bovino de corte do Brasil, EUA e Austrália, utilizou-se do teste desenvolvido por Wolfram (1971) e aperfeiçoado por Houck (1977). Esse teste também foi aplicado nos trabalhos empíricos de Kinnucan e Forker (1987) e Griffith e Piggott (1994), mas para essa pesquisa, foram feitas adaptações, assim como em Silva Neto e Parré (2012) e Alves et al. (2013). No estudo em questão, diferente dos anteriormente citados, trata-se de integração espacial, e não integração vertical, desta forma, a equação adaptada do modelo de Houck (1977) utilizada foi a seguinte:

$$\Delta Y_t = \beta_0 t + \beta_1 \sum \Delta X_t^+ + \beta_2 \sum \Delta X_t^- + \varepsilon_t \quad (25)$$

em que,

$$\Delta X_t^+ = X_t - X_{t-1}, \text{ se } X_t > X_{t-1}, 0 \text{ caso contrário} \quad (26)$$

$$\Delta X_t^- = X_t - X_{t-1}, \text{ se } X_t < X_{t-1}, 0 \text{ caso contrário} \quad (27)$$

O teste de assimetria foi então realizado testando-se a hipótese de que  $\beta_1 = \beta_2$ . Caso se rejeite essa hipótese, há assimetria. Para esse fim, utilizou-se o teste t entre as variáveis que medem o impacto da ATP.

#### 4.8 Fontes dos dados e aspectos computacionais

As séries de preços do boi gordo (bovinos de corte em ponto de abate) utilizadas na pesquisa foram extraídas das seguintes fontes: Centros de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA para a série de preços do Brasil, *Meat and Livestock Australia* - MLA para os preços australianos e Bolsa de Valores de Chicago - CBOT para os preços dos EUA.

As séries são de dados semanais que vão de 14 de julho de 2007 a 14 de julho de 2017, contendo 523 observações cada. A escolha desse período se deu pela necessidade de obter um espaço temporal que não fosse curto a ponto de não permitir as análises pretendidas, nem exageradamente longo de modo a conter excesso de informações e informações indesejadas. Diante disso foi determinado o espaço temporal de dez anos, e para esse período foi possível encontrar os dados completos para os três países até a data de 14 de julho de 2017, o que justificou o recorte utilizado.

Os preços foram homogeneizados em dólares americanos devido essa moeda ser considerada a de maior internacionalização nas relações comerciais. A conversão da moeda real brasileiro para dólar americano se deu mediante série de cotação diária disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (BACEN), mais precisamente, os preços de venda de cada fechamento diário. No caso da Austrália, o próprio MLA fornece a série de preços em dólar americano.

A organização dos dados, os testes estatísticos, análises, estimação e modelagem dos dados foram realizados com a utilização de softwares. A preparação das séries históricas bem como a organização dos dados e resultados foram feitas no software Microsoft Excel, e os testes de raiz unitária, correlação, cointegração, causalidade, decomposição da variância, impulso-resposta, bem como os testes de assimetria e a construção dos gráficos foram feitos usando o *software* E-views 9.0.

Para a análise das estatísticas preliminares foram utilizadas as séries originais dos preços em dólares americanos, mas para os demais testes foram geradas as séries dos logaritmos naturais dos preços, e as séries da diferença dos logaritmos, também chamadas de séries dos retornos dos logaritmos, como seguem nas equações (24) e (25)

$$y_t = \log(x_t) - \log(x_{t-1}) \quad (28)$$

$$y_t = \log\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right) \quad (29)$$

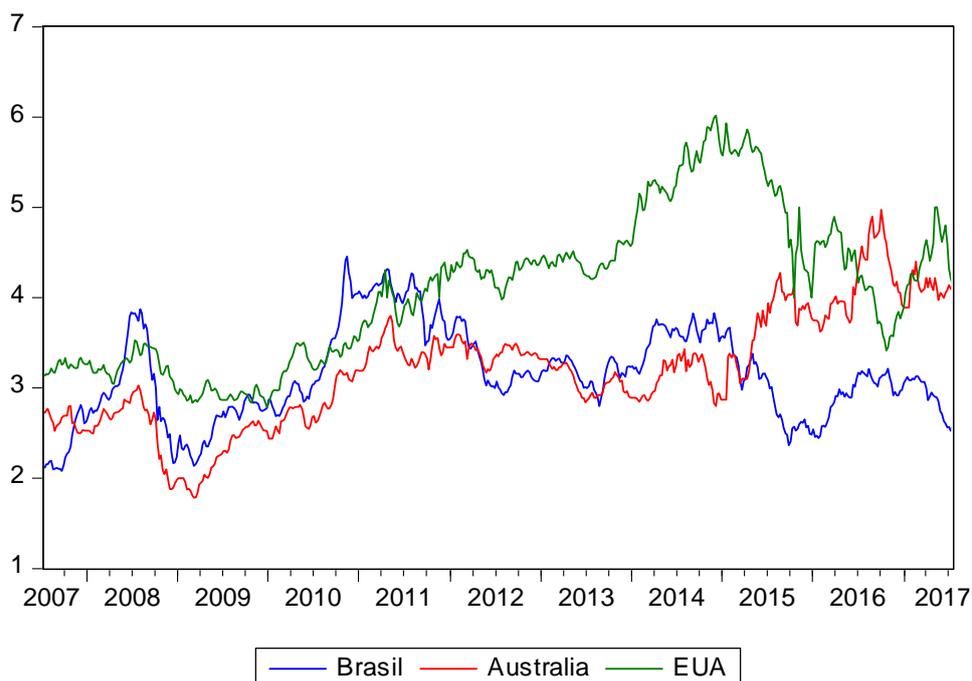
Em seguida executaram-se os testes propostos, utilizando-se para tanto, da metodologia proposta por Asteriou e Hall (2011).

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A apresentação dos dados e discussão dos resultados tem início com a exposição do gráfico 1, que exhibe conjuntamente o comportamento das três séries de preços do boi gordo ou bovinos em ponto de abate (Brasil, Austrália e EUA) semanais entre 14 de julho de 2007 e 14 de julho de 2017.

Visualmente, pode-se apontar que os preços nos três mercados se encontram em patamares próximos entre 2007 e o início de 2012, e a partir de então os preços no mercado brasileiro e australiano tiveram uma evolução semelhante, tendo se distanciado no entanto dos preços estadunidense, que seguiu em alta e em valores superiores aos demais mercados. Observou-se também uma reaproximação de preços desses mercados em 2015, momento no qual o preço no mercado australiano se descola do preço do boi gordo brasileiro, tornando-se mais próximo ao preço do mercado dos EUA.

**Gráfico 1 – Comportamento dos preços originais em dólares americanos**



Fonte: Dados da pesquisa

O estudo segue com a análise das medidas de tendência central e dispersão conforme exposto na Tabela 8, que mostra a estatística descritiva das três séries de preços analisadas, mais precisamente, aborda a média, mediana, desvio padrão, valor máximo e mínimo, assimetria, curtose, o teste Jarque-Bera e o coeficiente de variação. O mercado dos EUA apresentou o maior preço médio, mediana e valor máximo para os bovinos de

corde. A menor média dentre os preços de bovinos dos três mercados, foi verificada no mercado brasileiro, apesar de o mercado australiano ter registrado o valor mínimo inferior entre aos demais mercados. Outro importante avaliado diz respeito a dispersão, neste aspecto notou-se que o desvio padrão é maior no mercado estadunidense, seguido dos mercados australiano e brasileiro, respectivamente, o que se confirma em termos de expressão da volatilidade no coeficiente de variação estimado, que reflete o percentual de variação em relação à média, matematicamente estimado a partir da razão entre o desvio o padrão e a média. Já a respeito dos valores estimados para a assimetria, curtose e estatística de Jarque-Bera, indicam que apenas série de preços de bovinos de corte australianos se aproxima da distribuição normal, enquanto que as demais estão mais distantes da normalidade distribucional.

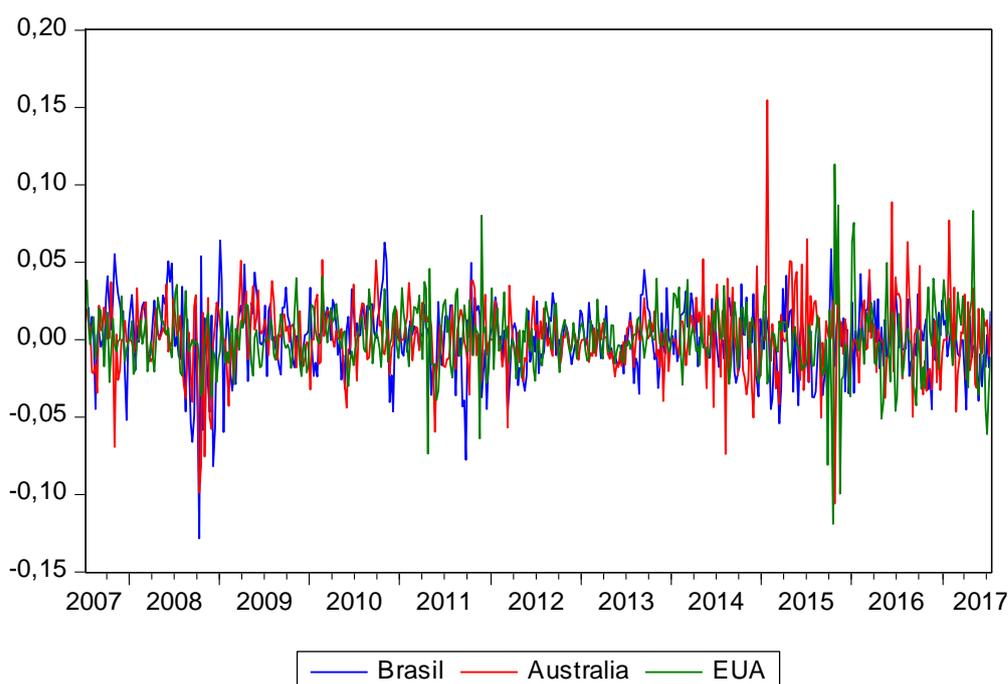
**Tabela 8 – Estatística descritiva das séries de preço em dólares americanos**

	Brasil	Austrália	EUA
Média	3,1444	3,1916	4,0876
Mediana	3,0945	3,2000	4,1850
Valor Máximo	4,4559	4,9740	6,0160
Valor Mínimo	2,0822	1,7860	2,7870
Desvio Padrão	0,5094	0,6268	0,8314
Assimetria	0,2302	0,1825	0,3417
Curtose	2,5793	2,8412	2,2446
Jarque-Bera (P-valor)	8,4763 (0,0144)	3,4529 (0,1779)	22,6122 (0,0000)
Coeficiente de variação	16,20%	19,64%	20,34%
Observações	523	523	523

Fonte: Dados da pesquisa

Após a análise das medidas de tendência central e dispersão, foram geradas séries temporais correspondentes ao retorno das séries de preços, ou seja, as séries das variações de preço (também conhecida por séries em primeira diferença). A partir desses dados pôde-se visualizar preliminarmente a magnitude das variações e também os possíveis momentos de choques ocorridos nos mercados em estudo.

O gráfico 2 apresenta o comportamento dos retornos das três séries de preços, por meio do qual visualmente percebe-se que, no geral, há uma tendência ao equilíbrio das séries, estando presentes choques em mercados e momentos específicos, como nos mercados brasileiro e australiano entre 2008 e 2011, mais precisamente, no mercado australiano em meados de 2014 e no início de 2015, bem como uma alta volatilidade nos mercados australiano e estadunidense próximo ao final do ano 2015, além de alguns outros picos menos importantes em intensidade dos choques.

**Gráfico 2 – Retornos dos preços em dólares americanos**

Fonte: Dados da pesquisa

Ao considerar a importância de se avaliar a relação entre os preços, optou-se por iniciar esse processo pela análise de correlação linear, conforme pode ser observado na Tabela 9, que apontou uma baixa correlação linear entre os preços do boi gordo brasileiro com os bovinos de corte em ponto de abate australianos e estadunidenses.

O resultado para correlação linear apresentado também sugere uma associação linear positiva moderada entre os mercados australiano e estadunidense. Tal constatação não elimina a possibilidade de haver uma relação de equilíbrio no longo prazo entre os preços, ou mesmo, transmissão de preços entre esses mercados, uma vez que essas são análises distintas, ou seja, a relação de longo prazo não depende necessariamente da correlação linear entre as séries de preços ou retornos.

**Tabela 9 – Correlação dos preços em dólares americanos**

	Brasil	Austrália	EUA
Brasil	1,0000	0,3485***	0,3917***
Austrália	0,3485***	1,0000	0,6091***
EUA	0,3917***	0,6091***	1,0000

Fonte: Dados da pesquisa

(\*\*\*) indica valores significativos a 1%

### 5.1 Integração entre os preços de bovino de corte do Brasil, Austrália e EUA a nível dos preços pagos ao produtor;

A aplicação dos testes de estacionariedade ADF e KPSS indicou que as três séries são não estacionárias em nível, e ao se repetir os testes em primeira diferença, resultou que as séries temporais dos três mercados analisados se apresentaram estacionárias de primeira ordem. Os resultados são apresentados na Tabela 10.

Em linguagem própria da econometria, os resultados mostraram que, pelo teste ADF, a hipótese nula de não estacionariedade não é rejeitada em nível para as séries dos três mercados, ao passo que pelo teste KPSS, a hipótese nula de estacionariedade foi rejeitada para as três séries de preços. Já em primeira diferença, o teste ADF apontou para a rejeição da hipótese nula da não estacionariedade para as três séries de preços, fato que é confirmado pelo teste KPSS, que sugere a não rejeição da hipótese nula de estacionariedade em primeira diferença. Assim sendo, os resultados dos dois testes não rejeitam que as séries são não estacionárias em nível.

**Tabela 10 – Testes de raiz unitária ADF e KPSS com os preços em dólares americanos em nível e na primeira diferença**

	Teste	Em nível	1ª Diferença
Brasil	ADF	-2,4438	-16,5302***
	KPSS	0,3351***	0,0399
Austrália	ADF	-2,7082	-19,5220***
	KPSS	0,1402*	0,0445
EUA	ADF	-1,2702	-15,0726***
	KPSS	0,3521***	0,0810

Nota: t-crítico para o teste ADF: -3,9777 (1%)\*\*\*, -3,4194 (5%)\*\*, -3,1323 (10%)\*

LM-crítico para teste KPSS: 0,2160 (1%)\*\*\*, 0,1460 (5%)\*\*, 0,1190 (10%)\*

Fonte: Dados da pesquisa

Uma vez observado que as três séries são estacionárias de ordem um (I(1)), prosseguiu-se com as análises para testar a cointegração entre as séries, sendo este o passo inicial para a determinação da ordem de defasagem e posterior estimação do modelo de cointegração. Para tanto, foi estimado um modelo vetorial autorregressivo (VAR) com as variáveis em nível, por meio do qual se determinou que o número de defasagens ótimas é igual a quatro. A Tabela 11 apresenta os coeficientes de defasagens para cada um dos três critérios de informação utilizados na pesquisa, mais precisamente os de: Akaike (AIC), Schwartz (SBC) e Hannan-quin (HQ).

**Tabela 11 – Estimativa de defasagens ótimas para o teste de cointegração**

Defasagens	AIC	SBC	HQ
4	-14,49200	-14,30795	-14,41319

Fonte: Dados da pesquisa

Assim sendo, foi realizado o teste de cointegração de Johansen (1988), utilizando as séries com quatro defasagens, sem tendência e sem intercepto. Os resultados dos testes traço e máximo *eigenvalue* indicam a existência de três vetores de cointegração entre as séries, uma vez que as hipóteses nulas  $r = 0$ ,  $r \leq 1$  e  $r \leq 2$  foram rejeitadas em ambos os testes. Os resultados estão expressos na Tabela 12 a seguir.

**Tabela 12 – Testes de cointegração entre os preços em dólares americanos**

Hipótese nula	$\lambda_{traço}$	Valor crítico (5%)	$\lambda_{máx}$	Valor crítico (5%)
$r = 0$	257.9295**	29.79707	100.5528**	21.13162
$r \leq 1$	157.3767**	15.49471	96.76782**	14.26460
$r \leq 2$	60.60887**	3.841466	60.60887**	3.841466

Fonte: Dados da pesquisa

(\*\*) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%

Uma vez verificada a existência de cointegração entre as séries de preços nos mercados australiano, brasileiro e estadunidense pelo teste de Johansen (1988), foi possível de estimar o modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VECM). Os resultados para o modelo de correção de erros com quatro defasagens e consequentemente os vetores de cointegração se encontram na Tabela 1A (Apêndice).

Tendo os preços do boi gordo brasileiro como variável dependente, verificou-se por meio da equação de cointegração do Modelo VEC, exposta na Tabela 13 e mais detalhadamente na Tabela 1A, a relação econômica de equilíbrio no longo prazo entre as séries de preços de bovinos de corte em ponto de abate, neste caso, foram estimados os coeficientes  $\beta = 0,8339$  e  $\beta = 0,7159$  para os preços de bovinos australianos e estadunidenses, respectivamente, ambos estatisticamente significativos ao nível de 1%. Esse coeficiente da equação indica o grau de convergência em que os preços do boi gordo brasileiro se ajustam aos desvios pretéritos nos preços dos bovinos australianos e estadunidenses rumo ao equilíbrio da relação de longo prazo.

Ao debater sobre os coeficientes da equação de cointegração entre as séries de preços e suas implicações quanto à relação de longo prazo, mesmo diante das ocorrências de desequilíbrio no curto prazo, Engle e Granger (1987) destacam que o termo de correção do erro é quem pode ligar o comportamento das séries no curto prazo ao seu valor no

longo prazo. Diante disso, as Tabelas 13 e 1A apresentam os parâmetros estimados do modelo VEC com a finalidade de representar a dinâmica do ajustamento dos preços no curto prazo, e traz também os coeficientes de ajustes, são eles,  $\alpha = -0,4899$ ,  $\alpha = 0,2783$  e  $\alpha = 0,3430$ , para os preços de bovinos em ponto de abate brasileiros, australianos e estadunidenses, respectivamente. Esses coeficientes de ajuste indicam qual percentagem do desequilíbrio dos preços do boi gordo brasileiro é corrigida a cada período, nesse caso, a cada semana. Assim sendo, percebeu-se que a velocidade de ajuste a alterações de preços do boi gordo brasileiro no curto prazo rumo ao equilíbrio na relação de longo prazo, são superiores para os estadunidenses e australianos, exatamente nesta ordem.

**Tabela 13 – Coeficientes estimados pelo modelo VEC**

Equação de cointegração:	Coeficientes de cointegração ( $\beta$ )	Coeficientes de ajuste ( $\alpha$ )
BRA(-1)	1.000000	-0.489946***
AUS(-1)	-0.831710***	0.276636***
EUA(-1)	-0.719150***	0.344269***

Fonte: Dados da pesquisa

(\*\*\*) indica valores significativos a 1%

## 5.2 Causalidade de preço entre os mercados analisados

Conforme pode ser verificado, os mercados possuem uma relação de longo prazo, afinal foram estimados vetores de cointegração significativos, porém, faz-se necessário ainda determinar especificamente quais mercados têm relação causal com os demais. Para tanto, realizou-se o teste de causalidade de Granger (1969) de duas formas; em bloco e emparelhado. O teste de causalidade de Granger (1969) em blocos analisa todos os mercados em conjunto, enquanto o teste emparelhado separa os mercados e os analisa de dois em dois.

O teste de causalidade de Granger (1969) em blocos aponta para uma causalidade bidirecional entre todos os mercados, como se pode observar na Tabela 14. Os resultados desse teste permitem inferir que, no longo prazo, uma alteração no preço do bovino de corte pago ao produtor em qualquer um dos três mercados analisados, causaria uma alteração nos preços do bovino de corte nos demais mercados.

**Tabela 14 – Teste de causalidade de Granger / Teste de Wald para exogeneidade por blocos com VECM**

Variável dependente	Brasil (Chi-sq)	Austrália (Chi-sq)	EUA (Chi-sq)
Brasil	-	35.8022***	25.1278***
Austrália	10.1729**	-	17.1549***
EUA	17.0772***	16.4738***	-

Fonte: Dados da pesquisa

(\*\*) indica 5% de significância no teste t, (\*\*\*) indica 1% de significância no teste t.

O teste de causalidade em blocos tem um importante significado pois demonstra interdependência entre os mercados, no entanto, é possível que haja algum mercado dominante e que, com o teste em blocos, a dominância desse mercado afete a transmissão de preços entre outros mercados. Diante disso, propôs-se realizar o teste de causalidade de Granger (1969) emparelhado, que analisa a causalidade separadamente de dois em dois mercados, não considerando a influência de um terceiro mercado.

O teste de causalidade de Granger (1969) emparelhado identificou três causalidades unidirecionais, sendo elas do mercado brasileiro para o australiano, do mercado brasileiro para o estadunidense e do mercado estadunidense para o australiano, como exposto na Tabela 15. Assim pode-se dizer que alterações nos preços do boi gordo brasileiro causam no sentido de Granger alterações nos preços dos bovinos de corte australianos e estadunidenses, enquanto que, alterações nos preços de bovinos de corte estadunidenses causam, alterações nos preços dos bovinos australianos, mas por outro lado, as alterações nos preços da Austrália não causam alterações nos preços de bovinos de corte brasileiros e estadunidenses, e por fim as alterações nos preços de bovinos no ponto de abate estadunidenses não causam alterações nos preços do boi gordo brasileiro.

**Tabela 15 - Teste de causalidade de Granger emparelhado**

Hipótese nula:	F-Estatístico	P-valor
Austrália não Granger-Causa Brasil	0.19957	0.8191
Brasil não Granger-Causa Austrália	5.01394***	0.0070
EUA não Granger-Causa Brasil	0.62003	0.5383
Brasil não Granger-Causa EUA	3.21736**	0.0409
EUA não Granger-Causa Austrália	3.53060**	0.0300
Austrália não Granger-Causa EUA	0.19963	0.8191

Fonte: Dados da pesquisa

(\*\*) indica 5% de significância no teste t, (\*\*\*) indica 1% de significância no teste t.

Uma vez determinado o sentido da causalidade dos preços, buscou-se analisar a decomposição da variância dos erros de previsão para os três mercados ao longo do tempo. A primeira coluna das tabelas 16, 17 e 18 apresentam o horizonte temporal em

semanas, a segunda coluna indica o percentual da variância dos erros de previsão em função de choques não antecipados e as colunas seguintes apontam os percentuais das variâncias dos erros de previsão de cada um dos preços verificados atribuídos às variações nos preços dos outros mercados.

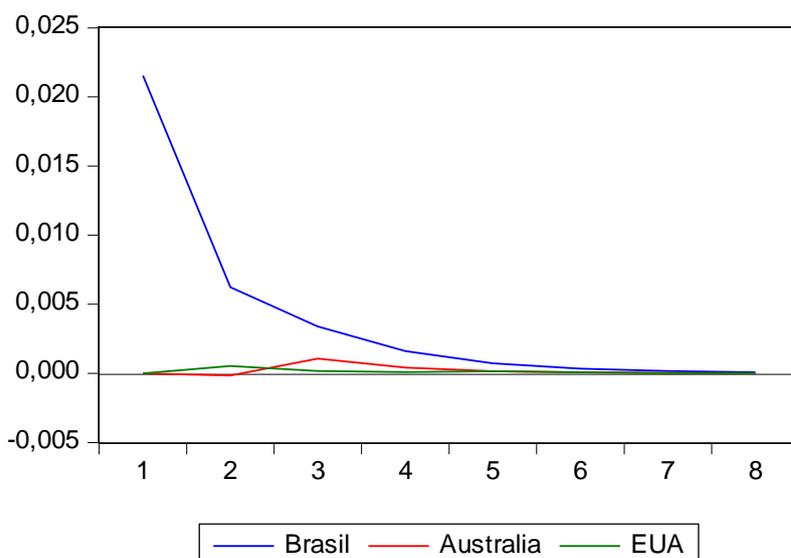
Nota-se na Tabela 16 que o preço do boi gordo no Brasil é pouco afetado por alterações nos preços nos mercados australiano e estadunidense, principalmente nas duas primeiras semanas, sendo afetado quase que exclusivamente pelas alterações em seu próprio preço. Além disso, apenas a partir da quarta semana começa a ser influenciado brandamente pelos demais mercados.

**Tabela 16 – Evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos preços do Brasil**

Período	S.E.	Brasil	Austrália	EUA
1	0,022	100,0	0,000	0,000
2	0,022	99,94	0,005	0,058
3	0,023	99,71	0,230	0,062
4	0,023	99,68	0,261	0,063
5	0,023	99,67	0,265	0,067
6	0,023	99,67	0,266	0,068
7	0,023	99,67	0,266	0,068
8	0,023	99,67	0,266	0,068

Fonte: Dados da pesquisa

As informações contidas na análise da decomposição da variância podem ser visualizadas graficamente com maior objetividade por meio do teste de impulso-resposta, como se pode observar no Gráfico 3 a seguir. Um choque no mercado do boi gordo brasileiro começa a se dissipar no próprio mercado na semana seguinte, atingindo uma estabilidade a partir da quinta semana. Na terceira semana há uma transmissão de preço do mercado australiano, e o choque é dissipado até a sexta semana, de modo semelhante ao que ocorre com o mercado de bovinos de corte estadunidenses, que também incorporam informações, ou seja, transfere alterações ao preço do boi gordo brasileiro na segunda semana e torna-se quase nulo já a partir da terceira semana.

**Gráfico 3 – Resultados para o impulso-resposta nos preços do Brasil**

Fonte: Dados da pesquisa

No Gráfico 3 percebe-se a total dissipação do choque nos preços a partir da sexta semana, bem como a resposta nos preços de bovinos de corte australianos na terceira semana e a resposta nos preços estadunidenses na segunda semana.

Em seguida, na Tabela 17, pode-se avaliar a decomposição da variância dos erros de previsão em relação aos preços australianos. Diferentemente da análise do mercado brasileiro, foi possível notar influência do preço do boi gordo brasileiro nos preços do boi australiano logo na primeira semana, e dos EUA na segunda semana e mais forte a partir da terceira. A partir da quinta semana o choque foi dissipado, sendo a variação nos preços australianos responsáveis diretos por cerca de 92,45% das variações nos preços ocorridos no próprio mercado, enquanto que, 5,9% dessas variações são transmitidas por alterações no preço no mercado brasileiro e 1,65% por alterações ocorridos mercado estadunidense.

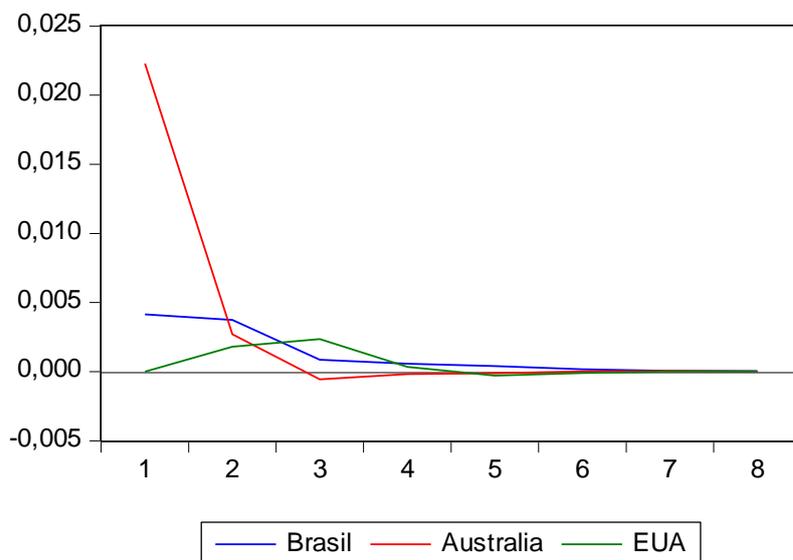
**Tabela 17 – Evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos preços da Austrália**

Período	S.E.	Brasil	Austrália	EUA
1	0,023	3,320	96,680	0,000
2	0,023	5,756	93,648	0,595
3	0,023	5,822	92,577	1,601
4	0,023	5,876	92,504	1,620
5	0,023	5,903	92,462	1,635
6	0,023	5,908	92,455	1,637
7	0,023	5,909	92,455	1,637
8	0,023	5,909	92,455	1,637

Fonte: Dados da pesquisa

O gráfico 4 mostra o que os preços de bovinos de corte australianos são influenciados por alterações nos preços do boi gordo brasileiro logo na primeira semana, enquanto que a resposta ao mercado estadunidense ocorre na terceira semana, sendo esse choque dissipado em sua quase totalidade a partir da quinta semana.

**Gráfico 4 – Resultados para o impulso-resposta nos preços da Austrália**



Fonte: Dados da pesquisa

Em seguida verifica-se a decomposição da variância para os preços do boi estadunidense na Tabela 18 a seguir. Notou-se na primeira semana uma baixa influência do mercado de bovinos de corte australiano sobre o mercado estadunidense, com maior estabilidade a partir da quinta semana, na ordem de 0,78% de influência dos preços de bovinos de corte australianos e 0,93% do boi gordo brasileiro.

**Tabela 18 – Evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos preços nos EUA**

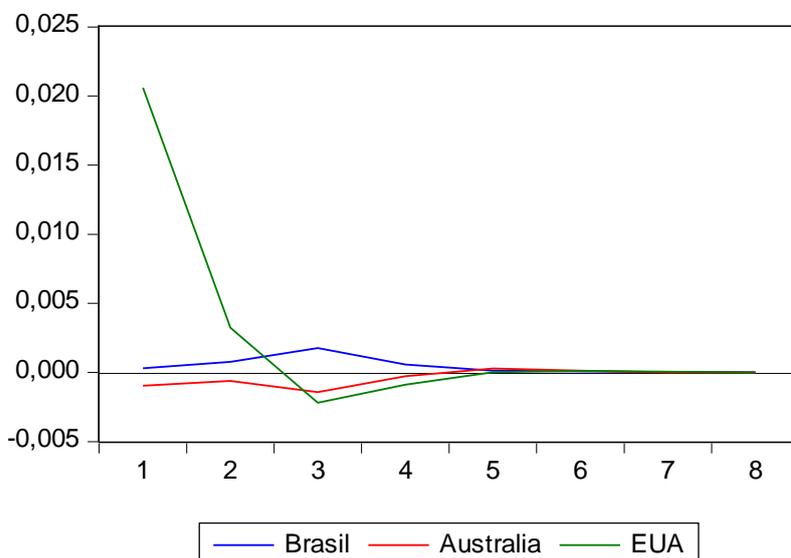
Período	S.E.	Brasil	Austrália	EUA
1	0,021	0,020	0,218	99,761
2	0,021	0,155	0,301	99,543
3	0,021	0,852	0,747	98,401
4	0,021	0,923	0,761	98,315
5	0,021	0,927	0,779	98,293
6	0,021	0,928	0,783	98,289
7	0,021	0,928	0,783	98,288
8	0,021	0,928	0,783	98,288

Fonte: Dados da pesquisa

A função de resposta ao impulso dos preços dos bovinos de corte estadunidenses é apresentada no Gráfico 5. Percebe-se que o choque é totalmente dissipado após a quinta

semana, e as variações dos preços do bovino de corte estadunidense são em maioria explicadas por alterações nos preços ocorridas no próprio mercado.

### Gráfico 5 – Resultados para o impulso-resposta nos preços dos EUA



Fonte: Dados da pesquisa

### 5.3 Assimetria na transmissão de preços entre os mercados

Após a verificação e não rejeição da existência de transmissão de preços entre os mercados estudados, avançou-se nas análises sobre como se dá essa transmissão. O próximo passo foi checar a existência de simetria ou assimetria na transferência de preços. A pergunta em que permeia essa parte do estudo é a seguinte: choques positivos e negativos nos preços em um mercado específico são repassados aos outros mercados sem diferenças estatisticamente significantes ou com a mesma intensidade?

Os testes indicaram haver assimetria na transmissão de preço nas cinco combinações entre os três mercados, ou seja, os aumentos de preço não são repassados da mesma forma que as quedas dos preços entre os mercados analisados. A Tabela 18 mostra os coeficientes acumulados dos aumentos e das quedas para cada regressão analisada. Os coeficientes seguidos de três asteriscos, são estatisticamente diferentes de zero a 1% de significância, e o coeficiente que não é precedido de asteriscos não foi diferente de zero nem mesmo a 10% de significância. As letras “a” e “b” que seguem os coeficientes, se referem ao teste

Wald, ou seja, o coeficiente seguido da letra “a” é diferente e estatisticamente maior que o coeficiente seguido da letra “b”, referindo-se a cada regressão isoladamente.

Notou-se que, para maioria dos casos analisados, quando da ocorrência de aumento nos preços, têm-se uma maior sensibilidade na transmissão de preços. Isso é demonstrado na Tabela 19, que traz coeficientes maiores de transmissão para os acúmulos positivos na maioria dos casos, salvo na regressão entre os acúmulos das variações de preço do boi gordo brasileiro para com os aumentos e quedas nos preços de bovinos estadunidense. Nesse caso, as quedas nos preços dos bovinos nos EUA apresentam maior transmissibilidade que os aumentos nesses preços.

É importante também salientar que o coeficiente de acúmulos negativos dos preços dos bovinos estadunidenses em relação aos acúmulos dos preços de bovinos australianos não foi estatisticamente diferente de zero, sugerindo que as quedas nos preços do bovino de corte estadunidenses não são transmitidas para o mercado de bovinos de corte australiano, ao contrário do ocorrido com os aumentos, que são sim transmitidos.

**Tabela 19 – Teste de Assimetria na Transmissão de Preço (ATP)**

Variáveis	Coeficiente ( $\beta$ )	Teste t
Brasil – Austrália		
AUS <sup>+</sup> (Acúmulos dos aumentos)	0,2653***a	17,4720
AUS <sup>-</sup> (Acúmulos das quedas)	0,2467***b	17,3233
Brasil – EUA		
EUA <sup>+</sup> (Acúmulos dos aumentos)	0,1105***b	11,3094
EUA <sup>-</sup> (Acúmulos das quedas)	0,1228***a	11,1111
Austrália – Brasil		
BRA <sup>+</sup> (Acúmulos dos aumentos)	0,1120***a	11,3804
BRA <sup>-</sup> (Acúmulos das quedas)	0,0732***b	7,3341
Austrália – EUA		
EUA <sup>+</sup> (Acúmulos dos aumentos)	0,0233***a	2,9161
EUA <sup>-</sup> (Acúmulos das quedas)	-0,0123 b	-1,3635
EUA – Brasil		
BRA <sup>+</sup> (Acúmulos dos aumentos)	0,1295***a	12,6324
BRA <sup>-</sup> (Acúmulos das quedas)	0,0923***b	8,8716

Fonte: Dados da pesquisa

\*\*\* significativo a nível de 1% (Teste t)

Letras diferentes (a /b) após o coeficiente indica diferença significativa no teste Wald a 1%

Os resultados encontrados não puderam ser comparados na sua totalidade a outros resultados encontrados na literatura sobre o tema transmissão de preços e assimetria

porque não foi possível encontrar estudos que avaliassem a transmissão de preços de bovinos de corte ao produtor entre os mercados australiano, brasileiro e estadunidense.

Dentre os estudos analisados, o que mais se assemelha ao presente é o de Dong et al. (2018), que avaliaram a transmissão de preço da carne bovina entre os mercados australiano, chinês e do sudeste asiático, com a diferença de terem se utilizado séries de preços da carne no varejo. Neste, os autores concluíram que o mercado da carne bovina australiana não transmitia preço aos mercados chinês e vietnamita, mas que o mercado australiano tinha sim um impacto nos preços da carne no mercado indonésio.

No presente estudo constatou-se que, dentre os mercados brasileiro, estadunidense e australiano, o mercado australiano de bovinos de corte é o mais influenciado pelas informações advindas dos demais, enquanto os mercados do Brasil e dos EUA são menos sujeitos a variações de preço por influência externa ao próprio mercado.

Considera-se que as informações extraídas dessa pesquisa podem ser utilizadas principalmente por especuladores e arbitradores como auxílio em suas análises e formulações de estratégia, uma vez que foram determinadas transmissão de preço, causalidade e assimetria na transmissão dos preços entre os mercados estudados.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A pesquisa objetivou analisar a transmissão de preços bem como a assimetria na transferência de preços dos bovinos de corte pagos ao produtor, entre os principais mercados exportadores de carne bovina; mais precisamente, Brasil, EUA e Austrália. A importância de se conhecer e entender o comportamento dos preços de bovinos de corte reside basicamente em levantar dados que possam contribuir para mitigação do risco de preços para os agentes e elos envolvidos no mercado. Nesse sentido, essa pesquisa buscou se determinar parâmetros para decisões relacionadas às alterações dos preços de bovinos no ponto de abate pago ao produtor em determinado mercado, baseado em alterações (aumentos ou reduções) no preço em outro(s) mercado(s).

As análises realizadas permitiram concluir que os mercados de bovinos de corte dos três principais países exportadores de carne bovina do mundo são integrados a nível dos preços pagos aos produtores, mas que há uma baixa interdependência entre esses mercados. Os resultados do teste de cointegração de Johansen (1988) sugerem que as três séries estudadas são cointegradas, o que permite concluir que um choque de oferta ou demanda em um dos três mercados estudados afeta os preços pagos aos bovinocultores de corte nos demais mercados.

Com a estimação do modelo vetorial autorregressivo de correção de erros, realizou-se o teste de causalidade de Granger (1969) que ratificou os resultados do teste de Johansen (1988). O teste de causalidade de Granger (1969) emparelhado identificou três causalidades unidirecionais, sendo elas do mercado brasileiro para o australiano, do mercado brasileiro para o estadunidense e do mercado estadunidense para o australiano. Assim pode-se concluir que alterações nos preços do boi gordo brasileiro causam alterações nos preços dos bovinos de corte australianos e estadunidenses, enquanto que, alterações nos preços de bovinos de corte estadunidenses causam, alterações nos preços dos bovinos australianos, mas por outro lado, as alterações nos preços australianos não causam alterações nos preços de bovinos de corte brasileiros e estadunidenses, e por fim as alterações nos preços de bovinos no ponto de abate estadunidenses não causam alterações nos preços do boi gordo brasileiro.

Como forma de se complementar as análises e conferir maior robustez aos resultados sobre a transmissão de preço do boi gordo entre os três maiores mercados exportadores

de carne bovina, procedeu-se com a decomposição da variância dos erros de previsão, seguida da análise da função impulso-resposta. Por meio desses estudos pode-se avaliar a influência de outros mercados em relação a um choque dado em um mercado.

A decomposição de variância demonstrou que o mercado do boi gordo brasileiro é pouco afetado pelos outros mercados, principalmente nas duas primeiras semanas, sendo afetado quase exclusivamente pelas alterações em seu próprio preço. Um choque no mercado brasileiro começa a se dissipar no próprio mercado na semana seguinte, atingindo uma estabilidade a partir da quinta semana. Na terceira semana notou-se uma transmissão de preço do mercado australiano, e o choque é todo dissipado a partir da sexta semana, de modo parecido, o mercado estadunidense transmite informações que são incorporadas ao preço do boi gordo brasileiro na segunda semana e torna-se quase nulo já a partir da terceira semana.

Ao se voltar as análises para o mercado de bovinos de corte australiano, percebeu-se uma maior influência dos preços dos demais mercados. Notou-se ainda uma influência do preço do boi gordo brasileiro nos preços dos bovinos de corte australianos logo na primeira semana após o choque, e dos EUA na segunda semana, sendo este ainda mais forte a partir da terceira. Após a quinta semana o choque foi dissipado, sendo o preço australiano então formado principalmente por alterações oriundas do próprio mercado australiano, e apenas uma pequena parte atribuída a alterações nos mercados de bovinos brasileiro e estadunidense. Por meio da função impulso-resposta, concluiu-se que o preço de bovinos de corte australianos são influenciados por alterações nos preços pagos aos produtores brasileiros logo na primeira semana, e pelos preços pagos aos produtores de bovinos estadunidenses na terceira semana, sendo esse choque dissipado em sua quase totalidade partir da quinta semana.

Os resultados da pesquisa permitiram concluir ainda que mercado estadunidense de bovinos de corte mostrou-se pouco influenciado pelos demais mercados. Na análise de decomposição da variância para os preços de bovinos estadunidenses notou-se na primeira semana uma baixa influência dos mercados australiano e brasileiro, com estabilização a partir da quinta semana. A função de resposta ao impulso dos preços do boi gordo estadunidense mostrou que o choque é totalmente dissipado após a quinta semana, e as variações dos preços no mercado dos EUA são em maioria explicadas por alterações nos preços ocorridas no próprio mercado.

Por fim, concluiu-se por meio de testes de assimetria que os choques positivos e negativos não são transmitidos com a mesma intensidade entre os mercados analisados. Em maioria, pode-se dizer que os aumentos nos preços têm maior poder de transferência de preços entre os mercados, com uma exceção: as quedas nos preços dos bovinos de corte estadunidenses apresentam maior transmissibilidade para o mercado do boi gordo brasileiro que os aumentos verificados naquele mercado. Sobre a assimetria na transmissão dos preços, concluiu-se também que quedas nos preços estadunidenses não são transmitidas ao mercado australiano de bovinos de corte.

Diante do que foi exposto, pode se dizer que a pesquisa cumpriu seus objetivos. A princípio imaginou-se que os dados extraídos da pesquisa poderiam ser de grande valia para auxiliar em tomadas de decisões dos produtores, mas na verdade os resultados parecem ser mais úteis para os especuladores e arbitradores, também importantes agentes nesse mercado, principalmente por oferecerem liquidez aos contratos futuros. A pesquisa provou relação de longo prazo entre os mercados, porém com pouca interdependência entre eles.

Os resultados e conclusões dessa pesquisa, aliados a ferramentas computacionais, podem auxiliar na previsão de alterações no preço do bovino para corte de um mercado em razão de choques no próprio mercado e em outros, sobretudo para agentes que atuem no mercado australiano, que mostrou-se mais sensível às informações de preços dos demais mercados estudados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIEC – Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne. Brasil exporta 1.4 milhão de toneladas de carne bovina e fatura US\$5.5 Bilhões em 2016. São Paulo, 2017. Disponível em <<http://www.abiec.com.br/download/abiec-170117.pdf>> Acesso em 10 nov. 2017.

ALVES, A. F.; TONIN, J. M.; CARRER, M. J. Assimetria de transmissão de preço na comercialização da uva fina de mesa no Paraná: 1997 a 2011. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 3, p. 479-498, 2013.

ARÊDES, A.F. Relação de causalidade entre os preços de carnes no varejo. **Informações Econômicas**, v. 39, p. 66-72, 2009.

ARÊDES, A.F.; PEREIRA, M.W.G.; COELHO, A. B.; ALVES, M.C. Relação entre os preços do frango no atacado, nos Estados do Paraná e São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 7, n. 3, 2009.

ASTERIOU, D.; HALL, S.G. **Applied Econometrics**. Palgrave Macmillan, 2011.

BELONI, T.; ALONSO, M.P. Relação entre preço da carne bovina e do animal comercializado em Cuiabá, MT. **Revista iPecege**, v. 3, n. 2, p. 26-37, 2017.

BENDER FILHO, R.; ALVIM, A.M. Análise da transmissão de preços da carne bovina entre os países do MERCOSUL e Estados Unidos. In: **XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Rio Branco, 2008.

BOECHAT, A.M.F. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro entre 2000 e 2012. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 11, n. 3, 2013.

BOLLERSLEV, T. Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, pp. 307–27. 1986.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R.F.; WOOLDRIDGE, J.M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. **Journal of political Economy**, v. 96, n. 1, p. 116-131, 1988.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge University Press, 2014.

BUAINAIN, A.M.; BATALHA, M.O. **Cadeia produtiva da carne bovina**. IICA, MAPA/SPA. 86 p., 2007.

BUENO, R.L. da S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011. ISBN 978-85-221-1157-2.

CUNHA, D. A.; LIMA, J. E.; BRAGA, J. M. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com threshold. **Análise Econômica**, v. 28, n. 53, p. 251-267, 2010.

DA CUNHA, C.A.; WANDER, A.E. Integração entre mercados de bezerros dos estados de Mato Grosso do Sul e São Paulo, Brasil. **Revista Espacios**, v.37, n.13, 2016.

DANTAS, F.; WEYDMANN, C.L. Carne de frango: uma análise da relação entre os preços dos produtores e de exportação. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 7, n. 1, 2009.

DIAKOSAWAS, D. How integrated are world beef markets? The case of Australian and US beef markets. **Agricultural Economics**, v. 12, n. 1, p. 37-53, 1995.

DIAS-FILHO, M. B. Uso de pastagens para a produção de bovinos de corte no Brasil: passado, presente e futuro. **Embrapa Amazônia Oriental-Documentos (INFOTECA-E)**, 2016. Disponível em <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/bitstream/doc/1042092/1/DOCUMENTOS418.pdf>> Acesso em 10 nov. 2017.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, pp. 427–31. 1979.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, v. 49, pp. 1057–72. 1981.

DONG, X.; WALDRON, S.; BROWN, C.; ZHANG, J. Price transmission in regional beef markets: Australia, China and Southeast Asia. **Emirates Journal of Food and Agriculture**, p. 99-106, 2018.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433p.

ENDERS, W.; SIKLOS, P.L. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 19, n. 2, p. 166-176, 2001.

ENGLE, R.F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. **Econometrica**, v. 50, pp. 987–1008. 1982.

ENGLE, R.F. **ARCH Selected Readings** (Advanced Texts in Econometrics). Oxford: Oxford University Press. 1995.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, pp. 251–76. 1987.

ENGLE, R.F.; KRONER, K.F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric Theory**, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.

ENGLE, R.F., LILIEN, D.M.; ROBINS, R.P. Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model. **Econometrica**, v. 55, pp. 391–407. 1987.

ENGLE, R.F.; YOO, B. Forecasting and Testing in Cointegrated Systems. **Journal of Econometrics**, v. 35, pp. 143–59. 1987.

FACKLER, P.L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. **Handbook of agricultural economics**, v. 1, p. 971-1024, 2001.

FELIPE, P. S.; DURAZNO, F. C. **Volatility transmissions**: A survey. Setembro, 2005. p. 32-39.

FERREIRA FILHO, J. B. de S.; PELOZO, R. Influência do mercado de carne brasileiro na formação de preços da pecuária bovina do Paraguai. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v.8, n14, maio 2000, p. 11-26.

FOUSEKIS, P.; KATRAKILIDIS, C.; TRACHANAS, E. Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model. **Economic Modelling**, v. 52, p. 499-506, 2016.

GAIO, L. E.; CASTRO JUNIOR, L. G.; OLIVEIRA, A.R. Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v.7, n.3, p. 282-297. 2005.

GRANGER, C.W.J. Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification. **Journal of Econometrics**, v.16, pp. 121–30. 1981.

GRANGER, C.W.J. **Long-run Economic Relationships**: Readings in Cointegration. Oxford, Oxford University Press. 1991.

GRIFFITH, G.R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, n. 3, p. 307-316, 1994.

GOODWIN, B.K.; PIGGOTT, N.E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Tradução Maria José Cyhlar Monteiro. 2006.

HAN, S.; CHUNG, C.; SURATHKAL, P. Impacts of Increased Corn Ethanol Production on Price Asymmetry and Market Linkages in Fed Cattle Markets. **Agribusiness**, v. 33, n. 3, p. 378-402, 2017.

HOUCK, J. P. An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. **American Journal of Agricultural Economics**. v. 59, n 3, p. 570-572, ago. 1977.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Produção da Pecuária Municipal. Rio de Janeiro, v. 44, p.1-51, 2016. Disponível em <[https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/84/ppm\\_2016\\_v44\\_br.pdf](https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/84/ppm_2016_v44_br.pdf)> Acesso em 07 nov. 2017.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KINNUCAN, H. W.; FORKER, O. D. Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 69, n. 2, p. 285-292, 1987.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that

economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

LOBO, O.A.; SILVA NETO, W.A. Transmissão de preços entre o produtor e varejo – Evidências empíricas para o setor de carne bovina em Goiás. **Conjuntura Econômica Goiana**, n.19, p.57-63, dez. 2011.

MACKINNON, J.G. Critical Values for Cointegration Tests. ENGE, R.F.; MACKINNON, C.W.J. **Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration**. 1991.

MARCONI, M.A; LAKATOS, E.M. **Fundamentos de metodologia científica**. 6.ed. 7. reimpressão. São Paulo: Atlas, 2009.

MARGARIDO, M.A.; TUROLLA, F.A. Análise da volatilidade e transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 16, n. 1, 2014.

MARQUES, P.V.; MELLO, P.C. Mercados futuros de commodities agropecuárias (exemplos e aplicações aos mercados brasileiros). **São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros**, v. 1, 1996.

MATTOS, L.B; LIMA, J.E; LIRIO, V.S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 47, n. 1, p. 249-274, 2009.

MATTOS, L.B.D.; LIMA, J.E.D., LIRIO, V.S.; CAMPOS, A.C. Modelos de cointegração com um ou dois limiares: uma aplicação para o preço do frango inteiro resfriado em mercados atacadistas no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 48, n. 4, p. 597-617, 2010.

MAYORGA, R.D.O.; KHAN, A.S.; MAYORGA, R.D.; LIMA, P.V.; MARGARIDO, M.A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 45, n. 3, p. 675-704, Set. 2007 .

MENDES, J. T. G.; PADILHA JUNIOR, J. B. **Agronegócio: uma abordagem econômica**. Pearson Prentice Hall, São Paulo. 2007 Cap. 7, p.175-180.

MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.

NATCHER, W.; WEAVER, R.D. The transmission of price volatility in the beef market: a multivariate approach. In: **Annual Meeting of the American Agricultural Association**, Nashville, TN. 1999.

OLIVEIRA NETO, O. J.; GARCIA, F. G. The efficiency of the future market for Brazilian live cattle. **Academia**, Caracas, v. 26, p. 199-228, 2013.

RIGHI, M.B.; CERETTA, P.S. Efeito da crise de 2007/2008 na transmissão internacional de volatilidade no mercado de capitais brasileiro. **REAd. Revista Eletrônica de Administração**, Porto Alegre, v. 19, n. 2, p. 384-400, Aug. 2013. Disponível em <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-23112013000200005>>. Acesso em 23 out. 2017.

SACHS, R.C.C.; MARTINS, S. S. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do bezerro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006: uma aplicação do modelo VAR. **Revista de Economia Agrícola**, v. 54, p. 75-85, 2007.

SACHS, R.C.C.; PINATTI, E. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 3, 2007.

SAKTHIVEL, P.; BODKHE, N.; KAMAIAH, B. Correlation and volatility transmission across international stock markets: A bivariate GARCH analysis. **International Journal of Economics and Finance**, v.4, n.3, March, 2012.

SANTOS, N.B.; DALLEMOLE, D.; MANSO, J.R.P. Análise da transmissão de preços nos mercados de boi gordo, milho e soja de Mato Grosso. **Economia & Região**, v. 5, n. 2, p. 7-21. 2017.

SANTOS, H.D.; SILVA NETO, W.A. Relação de longo prazo entre os preços da carne bovina: evidências empíricas. **Revista de Economia do Centro-Oeste**, v. 3, n. 1, p. 2-17, 2017.

SILVA, C. A. G. Análise da volatilidade dos preços de boi gordo no Estado de São Paulo: uma aplicação dos modelos GARCH. In: ANAIS DO CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER). 46., 2008, Rio Branco. Anais Amazônia, mudanças globais e agronegócio: o desenvolvimento em questão, Rio Branco AC: SOBER, 2008. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/6/429.pdf>>. Acesso em: 15 set. 2017.

SILVA NETO, W.A.; PARRÉ, J.L. Assimetria na transmissão de preços: evidências empíricas. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 1, p. 109-124, 2012.

SILVEIRA, R.L.F.; MACIEL, L.; BALLINI, R. Derivativos sobre commodities influenciam a volatilidade dos preços à vista? Uma análise nos mercados de boi gordo e café arábica no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 52, n. 3, p. 417-436, Set. 2014.

TEIXEIRA, S. G.; MAIA, S.F.; FIGUEIREDO, N.M.; PEREIRA, E.S.; PINTO, P.A.L.D.A. Dinâmica da volatilidade do retorno das principais commodities brasileiras: uma abordagem dos modelos ARCH. In: ANAIS DO CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER). 46., 2008, Rio Branco, AC (Brasil). Anais Amazônia, mudanças globais e agronegócio: o desenvolvimento em questão, Rio Branco AC: SOBER, 2008. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/544.pdf>>. Acesso em: 15 set. 2017.

USDA. Livestock and Poultry: World Markets and Trade. 2017. Disponível em <[https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/livestock\\_poultry.pdf](https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/livestock_poultry.pdf)> Acesso em 07 nov. 2017.

VAVRA, P.; GOODWIN, B.K. **Analysis of price transmission along the food chain**. 2005.

WANG, P. **Financial econometrics**. Routledge, 2008.

WEYDMANN, C.L.; SEABRA, F. Transmissão de preços na cadeia de carne suína: uma aplicação para os preços de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 4, n. 3, p.269-288, 2006.

WOLFFRAM, R. Positivism of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches: Some Critical Notes. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 2. p. 356-359. 1971.

**SITES CONSULTADOS:**

CEPEA/USP. <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/consultas-ao-banco-de-dados-do-site.aspx> Acesso em 20 de novembro de 2017

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. <http://www.fao.org/faostat/en/#home> Acesso em 07 de novembro de 2017

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. <https://www.ibge.gov.br/> Acesso em 10 de novembro de 2017

MDIC. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. <  
<http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/comex-vis/frame-brasil> Acesso em 07 de novembro de 2017

MLA. Meat and Livestock Australia. <https://www.mla.com.au/marketing-beef-and-lamb/international-markets/> Acesso em 15 de março de 2018

USDA. U.S Department of Agriculture. <https://www.usda.gov/> Acesso em 07 de novembro de 2017

## Apêndice

**Tabela 1A - Modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) dos preços com 4 defasagens**

Equação de cointegração: Equação 1			
BRA(-1)	1.000000		
AUS(-1)	-0.831710*** (0.11157) [-7.45446]		
EUA(-1)	-0.719150*** (0.14220) [-5.05717]		
@TREND(7/14/07)	1.14E-05 (8.8E-06) [ 1.29344]		
C	-0.002215		
Error Correction:	D(BRA)	D(AUS)	D(EUA)
CointEq1	-0.489946*** (0.07145) [-6.85698]	0.276636*** (0.07743) [ 3.57267]	0.344269*** (0.06965) [ 4.94313]
D(BRA(-1))	-0.165350** (0.06974) [-2.37107]	-0.103985 (0.07557) [-1.37597]	-0.265471*** (0.06797) [-3.90549]
D(BRA(-2))	-0.073083 (0.06443) [-1.13437]	-0.128269* (0.06982) [-1.83722]	-0.161368** (0.06280) [-2.56966]
D(BRA(-3))	-0.022550 (0.05746) [-0.39248]	-0.091248 (0.06226) [-1.46551]	-0.069570 (0.05600) [-1.24225]
D(BRA(-4))	-0.038305 (0.04681) [-0.81828]	0.057777 (0.05073) [ 1.13894]	-0.030919 (0.04563) [-0.67763]
D(AUS(-1))	-0.357414*** (0.06121) [-5.83899]	-0.478585*** (0.06633) [-7.21480]	0.210737*** (0.05966) [ 3.53205]
D(AUS(-2))	-0.269772*** (0.05956) [-4.52975]	-0.419218*** (0.06454) [-6.49555]	0.105728* (0.05805) [ 1.82131]
D(AUS(-3))	-0.174605*** (0.05274) [-3.31085]	-0.193598*** (0.05715) [-3.38754]	0.029415 (0.05140) [ 0.57222]
D(AUS(-4))	-0.121176*** (0.04168) [-2.90753]	-0.163723*** (0.04516) [-3.62508]	-0.011078 (0.04062) [-0.27270]

D(EUA(-1))	-0.275092*** (0.05735) [-4.79697]	0.212307*** (0.06215) [ 3.41628]	-0.482611*** (0.05590) [-8.63385]
D(EUA(-2))	-0.229606*** (0.05400) [-4.25214]	0.224647*** (0.05852) [ 3.83904]	-0.452612*** (0.05263) [-8.59939]
D(EUA(-3))	-0.163871*** (0.05022) [-3.26302]	0.095082* (0.05442) [ 1.74709]	-0.432299*** (0.04895) [-8.83117]
D(EUA(-4))	-0.104275** (0.04406) [-2.36671]	0.070285 (0.04775) [ 1.47207]	-0.230264*** (0.04295) [-5.36179]
C	-4.18E-05 (0.00098) [-0.04268]	0.000113 (0.00106) [ 0.10642]	-0.000212 (0.00096) [-0.22236]
R-squared	0.313779	0.379514	0.392074
Adj. R-squared	0.296079	0.363510	0.376394
Sum sq. resids	0.250865	0.294606	0.238343
S.E. equation	0.022310	0.024177	0.021746
F-statistic	17.72751	23.71284	25.00375
Log likelihood	1241.890	1200.262	1255.151
Akaike AIC	-4.740886	-4.580162	-4.792088
Schwarz SC	-4.626022	-4.465298	-4.677224
Mean dependent	2.86E-05	5.99E-05	-4.97E-05
S.D. dependent	0.026591	0.030305	0.027538
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.28E-10	
Determinant resid covariance		1.18E-10	
Log likelihood		3715.188	
Akaike information criterion		-14.16675	
Schwarz criterion		-13.78934	

Fonte: Dados da pesquisa

(\*\*\*) (\*\*) (\*) significativo a nível de 1%, 5% e 10% respectivamente