

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE PONTA GROSSA
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

CLEBER YUTAKA OSAKU

**TRASMISÃO DE PREÇOS ENTRE ANIMAIS VIVOS E TERMINADOS NOS
MERCADOS BOVINO E SUÍNO NO ESTADO DE SÃO PAULO (2013-2018)**

PONTA GROSSA
2019

CLEBER YUTAKA OSAKU

**TRASSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE ANIMAIS VIVOS E TERMINADOS NOS
MERCADOS BOVINO E SUÍNO NO ESTADO DE SÃO PAULO (2013-2018)**

Dissertação de Mestrado apresentada à
Universidade Estadual de Ponta Grossa
junto ao Programa de Pós-Graduação
Stricto Senso de Economia Aplicada, como
requisito para a obtenção do Título de
Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Renato Alves de Oliveira

PONTA GROSSA

2019

O81 Osaku, Cleber Yutaka
Transmissão de preços entre animais vivos e terminados nos mercados bovino e suíno no estado de São Paulo (2013-2018) / Cleber Yutaka Osaku. Ponta Grossa, 2019.
51 f.
Dissertação (Mestrado em Economia - Área de Concentração: Economia), Universidade Estadual de Ponta Grossa.
Orientador: Prof. Dr. Renato Alves Oliveira.
1. Suíno. 2. Bovino. 3. Transmissão de preços. 4. Vetor Auto regressivo. I. Oliveira, Renato Alves. II. Universidade Estadual de Ponta Grossa. Economia. III. T.

CDD: 330.9

TERMO DE APROVAÇÃO

CLEBER YUTAKA OSAKU

TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE ANIMAIS VIVOS E
TERMINADOS NOS MERCADOS BOVINO SUÍNO NO ESTADO
DE SÃO PAULO (2013-2018): UMA ANÁLISE
AUTORREGRESSIVA VETORIAL

Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do grau
de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Economia, da
Universidade Estadual de Ponta Grossa, pela seguinte banca
examinadora:

Ponta Grossa, 20 de março de 2019.



Professor Dr. Renato Alves de Oliveira
Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG)



Professor Dr. Alysson Luiz Stege
Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG)



Professora Dr. Jerônimo Alves dos Santos
Universidade Federal de São Carlos (UFSCar)

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Renato Alves de Oliveira, pela sabedoria e paciência com que me guiou nesta trajetória e aos membros titulares da banca Prof. Dr. Alysson Luiz Stege e Prof. Dr. Jerônimo Alves dos Santos. A todos os colegas de classe, em especial a Adirson Junior e Pedro Henrique pela amizade e companheirismo.

A Secretaria do Curso e o corpo docente, pela cooperação e competência.

Gostaria de deixar registrado também, o meu reconhecimento à minha família e companheira, pois acredito que sem o apoio deles seria muito difícil vencer esse desafio. Enfim, a todos os que por algum motivo contribuíram para a realização desta pesquisa.

RESUMO

Neste trabalho é realizada uma investigação a respeito da transmissão de preços e entre os indicadores bovinos e suínos (vivos e terminados) no período entre janeiro de 2013 a dezembro de 2018 no Estado de São Paulo. Os dados obtidos são referentes aos preços diários coletados no Centro de Pesquisa de Economia Agrícola CEPEA. Utilizou-se a metodologia VAR (Vetor Auto regressivo) na obtenção dos resultados. Os resultados da função de impulso resposta mostraram que, variações não antecipadas no preço do Indicador suíno vivo, não são transferidas para o indicador deste animal terminado, relação essa confirmada em relação aos bovinos. Decorridos 30 dias após a incidência de um choque não antecipado sobre os preços do Bezerro, cerca de 98,65% da decomposição do seu erro de previsão deve-se a ela mesma, e apenas, 0,0715% deve-se ao comportamento dos preços do Boi gordo, relação semelhante ao indicador suíno que identificou 98,51% ao comportamento do indicador suíno vivo. Os resultados mostraram que os preços dos produtos terminados não tem relação de longo prazo, que influencie nos preços dos animais vivos, mostrando que este mercado tem uma cadeia eficiente.

Palavras chave: Bovino e suíno, transmissão de preços, Vetor Auto Regressivo.

ABSTRACT

In this work an investigation is carried out regarding the transmission of prices between cattle and pig indicators (live and finished) between January 2013 and December 2018 in the State of São Paulo. The data obtained refer to the daily prices collected at the Agricultural Economics Research Center CEPEA. We used the VAR (Vector Regressive Auto) methodology to obtain the results. The results of the impulse response function showed that unanticipated changes in the price of the Live Swine Indicator are not transferred to the indicator of this finished animal, which is confirmed in relation to cattle. After 30 days after the incidence of an unanticipated shock on Calf prices, about 98.65% of the decomposition of its forecast error is due to itself, and only 0.0715% is due to the behavior of the of cattle, a similar relation to the pig index that identified 98.51% to the behavior of the live pig indicator. The results showed that the prices of finished products have no long-term relationship, which influences the prices of live animals, showing that this market has an efficient chain.

Keywords: bovine and porcine, price transmission, autoregressive vector

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 Comportamento dos preços e retorno dos preços diários	38
Figura 2 Função impulso resposta para os preços diários dos Suínos	45
Figura 3 Função impulso resposta para os preços diários dos bovinos	46

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Rebanho Bovino Vivo (Em Milhões De Cabeças (2017)	14
Tabela 2 - Suínos Vivos (Em Milhões De Cabeças (2017)	16
Tabela 3 - Suprimento mundial de carne suína	17
Tabela 4 - Exportação mundial de carne suína	17
Tabela 5 - Estatísticas descritivas referentes aos preços diários (2013 2017)	39
Tabela 6 - Matriz de correlação das variáveis selecionadas	40
Tabela 7 - Determinação do número de defasagens segundo o critério de informação de Schwarz (BIC), critério de Akaike (AIC) e critério de Hannan-Quinn (HQC)	40
Tabela 8 - Teste de Estacionariedade Phillips Perron	41
Tabela 9 - Teste de Estacionariedade KPSS	41
Tabela 10 - Cointegração de Johansen para os Logaritmos dos preços diários.....	43
Tabela 11 - Testes de causalidade de Granger para o mercado diário de bovinos e suínos	44
Tabela 12 - Resultados da proporção da decomposição da variância dos erros de previsão para variável bezerro.....	47
Tabela 13 - Resultados da proporção da decomposição da variância dos erros de previsão para variável suíno	47

LISTA DE SIGLAS

ABIEC - Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes

ABPA - Associação Brasileira de Proteína Animal

ABCS - Associação Brasileira dos Criadores de Suínos

ADF – Dickey Fuller Aumentado

CEPEA – Centros de estudos avançados em economia aplicada

DF - Dickey Fuller

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária

ESALQ/USP – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

FRI – Função Resposta ao Impulso

GDP – Gross Domestic Product

GJR – Glosten, Jagannathan, e Runkle

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IEA – Instituto de Economia Agrícola

KPSS – Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin

PP – Philips e Peron

USDA – Departamento de Agricultura dos Estados Unidos

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	11
2 ASPECTOS GERAIS SOBRE O MERCADO DE BOVINOS	
E SUÍNOS VIVOS	13
2.1 Aspectos da Produção Bovina no Brasil.....	13
2.2 Suinocultura no Brasil e Seus Aspectos.....	15
3 REFERENCIAL TEÓRICO	19
3.1 Aspectos Teóricos Relevantes	19
3.1.1 Preços e mercados.....	19
3.1.2 Transmissão de preços	20
3.1.3 Comercialização agrícola	21
3.2 Revisão de Literatura	22
3.2.1 Estudos empíricos de transmissão de preços.....	22
4 MÉTODOS E DADOS.....	25
4.1 Análise e Processamento de Dados.....	25
4.1.1 Base de dados.....	25
4.2 Análises Descritivas.....	26
4.2.1 Análise de séries de tempo.....	26
4.3 Vetor Auto Regressivo	26
4.4 Teste de Raiz Unitária de Dickey Fuller.....	28
4.4.1 Teste de Philips Perron	30
4.5 Teste de Estacionariedade KPSS.....	31
4.6 Testando Cointegração.....	32
4.6.1 Teste de cointegração de Johansen.....	32
4.6.2 Teste de causalidade de Granger.....	34
4.7 Transmissão de Preços.....	34
4.7.1 Função resposta ao impulso (FRI).....	34
5 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	36
5.1 Análises Descritivas.....	36
5.1.2 Comportamentos dos preços e retornos.....	36
5.1.3 Estatísticas descritivas.....	38
5.1.4 Convergências entre os preços.....	40
5.1.5 Testes de estacionariedade	40
5.2 Resultado da Pesquisa – Transmissão de Preços.....	42

5.2.1 Teste de cointegração	42
5.2.2 Causalidade de Granger	43
5.2.3 Função resposta ao impulso	44
5.2.4 Decomposição de variância	46
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	48
REFERÊNCIAS	49

1 INTRODUÇÃO

O cenário da crise econômica nacional e internacional, recorrente a última década, e especialmente nos últimos anos, não impediu que a agropecuária brasileira continuasse em expansão, tanto em produtividade, quanto em representatividade no mercado externo. O mercado de carnes apesar de apresentar baixos índices de produtividade por hectare, nos últimos 20 anos apresentou melhoras significativas. Relatório do CEPEA (2018) em 2010 a área de pastagens ocupava 175 milhões de hectares com uma produtividade de 3,67 arrobas por hectare, enquanto que em 2017 diminuiu a área para 165 milhões de hectares com produtividade 4,01 arroba por hectare. A produtividade e a quantidade produzida aumentaram

Cálculos do CEPEA (2018) mostram que as vendas externas das três principais carnes (bovina, suína e de frango) cresceram em dezembro de 2018 comparativamente a dezembro de 2017; porém, no acumulado do ano, apenas a carne bovina conseguiu sustentar esse aumento, que foi de 12% enquanto a suína e que ficou em (-7,4%).

O setor de carnes e derivados vem se destacando no cenário brasileiro tanto na produção, quanto na exportação. Dados do Ministério da Agricultura Planejamento e Abastecimento MAPA (2018) o país concentra o maior rebanho bovino e apresenta a quarta maior produção de suínos do mundo.

O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre os preços do boi gordo e os preços do bezerro no Estado de São Paulo, assim como o preço do suíno vivo em relação a carcaça suína, para o período de janeiro de 2013 a dezembro de 2018. Especificamente, objetiva-se verificar como variações no preço dos animais vivos e terminados, por meio da função de impulso resposta e decomposição da variância dos erros de previsão. Foi levado em consideração o Estado de São Paulo, por se tratar de uma das regiões mais proeminentes destas práticas, como produtividade, produção e consumo, além de apresentar dados diários necessários para investigação.

O fato de os mercados de suíno e bovino serem os mais bem cobertos por informações de preço, com periodicidade diária e mensal é normal pensar que, nos negócios com outras categorias, o preço suíno ou do bezerro sejam tomados como referência. Este estudo se faz necessário, pois permite que o produtor programe a reposição futura de sua produção por animais vivos, sendo mais um instrumento para diminuição do risco nesta atividade.

O estudo da transmissão de preços de *commodities* são temas recorrentes no campo da economia agrícola. A transmissão de preços sobre os produtos primários são

afetados por diversos motivos, um dos motivos podem ser a integração de mercados. A análise econométrica de mercado tem se tornado primordial dentro da economia contemporânea, pela necessidade de conhecer respostas de curto e longo prazo, porém, é imprescindível que a teoria empírica esteja sempre a fundo para validar estas previsões. O não uso da teoria dificulta a previsão, pois poderá em diferentes ocasiões fazer diferentes previsões a partir de um mesmo agente causal. (Barros, 2007)

Os mercados de animais vivos apresentam características que permitem a inferência de inter-relação, em nível comercial, visto que a ambas as atividades podem ser consideradas substitutas, em relação ao consumo. Para este estudo, é oportuno o questionamento desta relação como suficiente para considerar se tais mercados podem ser integrados e se ocorre a transmissão de preços entre eles, dada uma metodologia já empregada em outros setores produtivos.

Segundo Margarido et al (2001, p.21) quando há influência (causalidade) de um mercado sobre o outro, ocorre transmissão de preços entre esses dois mercados. Nesse caso, os preços no mercado dominante influenciam os preços no mercado seguidor e, há o que se convencionou chamar na teoria da comercialização, um sentido de causalidade entre os preços nos dois mercados, além disso, muitos destes artigos fundamentaram nos testes de causalidade de Granger (1969).

Uma extensa literatura já examinaram os vínculos de mercado entre produtos agrícolas, atacado e varejo, mercados de carne e produtos animais. Grande parte dessa pesquisa estabeleceu a existência de defasagens significativas no ajuste de preços em vários níveis no canal de comercialização.

A hipótese deste trabalho, baseada no conhecimento empírico dos pecuaristas, é a de que as variações no preço de animais terminados representados pelos indicadores (Boi Gordo e Carcaça Suína) continuem influenciando na formação de preço das outras categorias de bovinos e suínos. Mesmo com a evolução recente da atividade de carnes brasileira, que se caracterizou pelo encurtamento do ciclo de produção dos animais, pela redução da sazonalidade da oferta de carne e pelo aumento da taxa de desfrute dos rebanhos.

A limitação em desenvolver este trabalho residiu na falta de dados referentes a indicadores regionais e manutenção destes animais vivos e terminados, sendo necessário criar um modelo empírico baseado na literatura vigente dentro das possibilidades da pesquisa.

2 ASPECTOS GERAIS SOBRE O MERCADO DE BOVINOS E SUÍNOS VIVOS

Este capítulo tem o objetivo de tratar dos aspectos gerais do mercado de animais vivos no Brasil bem como apresentar um breve histórico acerca da atividade da bovinocultura e suinocultura destacando a importância do mercado, como é feita a produção, o processo de industrialização e comercialização do produto. Será apresentada considerações acerca do mercado no Estado de São Paulo.

2.1 Aspectos da Produção Bovina

Esta seção discute os estudos acerca da produção bovina no Brasil, de forma a dar uma visão do encadeamento do setor. Graças ao grande volume de vendas internas e externas, houve intensa expansão da produção no país, desde sua implementação, de tal forma que acumulou sucessivos aumentos acima de outros setores produtivos, logo seus impactos econômicos devem ser explorados.

Os autores Meltz et al. 2014 verificaram que a pecuária tem sido desenvolvida com sucesso no Brasil, desde sua colonização, caracterizada pela grande extensão de terras que favorecem a criação. Demonstrando o grande potencial competitivo do Brasil e a importância de estudos nesta cadeia produtiva.

A bovinocultura brasileira apresentava baixos índices de produtividade por área e por animal, se comparados com os de outros países produtores com a mesma atividade, sendo desenvolvidos na quase totalidade dos municípios com diferentes sistemas de criação, níveis de produtividade, raças, condições sanitárias e formas de comercialização. Entre 1980 e 1997 houve significativo crescimento do rebanho bovino: de 70 milhões para 156 milhões de cabeças, sendo a expansão da fronteira agrícola no sentido Sul para o Centro Oeste e Norte os fatores explicativos para esse incremento (PEETZ et al., 1997).

De acordo com Zen (1997) a oferta de bovinos está relacionada à presença de outras atividades agrícolas, que podem oferecer rentabilidade alternativa ao produtor. A evolução da oferta depende da produção de alimentos para os animais, que, por sua vez, depende do manejo da pastagem e dos animais. A disponibilidade massiva de Terras, possibilitou a expansão da atividade para todas as regiões do país.

Relatório do CEPEA (2017) apontam que de 2013 a 2017 a produtividade média da pecuária nacional foi de 5,57 arroba por hectare, com um aumento de 22,22% em relação ao período anterior de 2007 a 2012, de 4,56 arroba por hectare. Dentre os destaques de

produtividade se sobressaíram os Estados de São Paulo, Mato Grosso e Rondônia que atingiu 5,72 arrobas por hectare. Os motivos apontados na pesquisa para este aumento foram pela redução do ciclo produtivo dos animais dentro da mesma propriedade e um uso mais eficaz dos meios de produção.

Segundo dados do IBGE (2018) o Estado de São Paulo representa um dos maiores produtores deste setor no país representando cerca de 19,3% do total nacional, sendo a mesorregião de Presidente Prudente responsável por quase 33% do total.

A produção de carne e derivados proveniente a pecuária neste seguimento é o produto mais consumido. Segundo levantamentos da CEPEA (2018) a pecuária participa de 11,8% dos gastos com alimentação domiciliar familiar (considerando os cortes cárneos refrigerados/congelados), atrás somente do leite e seus derivados. A pecuária de corte é uma das principais atividades agropecuárias no país. Nesse contexto, as variações de preços são importantes e impactam tanto o pecuarista quanto o consumidor, além de movimentar os mercados atacadistas e varejistas de carne.

Levantamentos da FAO (2017) apontam que o Brasil se posicionou como o detentor do maior rebanho de boi vivo do mundo (Tabela 1), o segundo em mercado consumidor (38,6 kg/habitante/ano) e também o segundo maior exportador (1,9 milhões toneladas) de carne bovina, tendo abatido mais de 39 milhões de cabeças, neste período de análise.

Tabela 1 Rebanho bovino vivo (milhões de cabeças (2017))

Brasil	213,260726
Índia	188,725917
EUA	91,43945
China,	82,151113
Etiópia	56,184784
Argentina	50,856453
Sudão	41,5635
Paquistão	39,155375
México	32,754863
Sudan	30,285123

Fonte: FAO Food and Agriculture Organization (2017)

Relatório da à totalidade do mercado interno é produzida no país, cerca de 80%, sendo cerca de 200 mil abates por dia. Neste mesmo período a exportação de carne bovina já representava 3% das exportações totais e um faturamento de 6 bilhões de reais, ou 30% do

PIB do Agronegócio, com um movimento superior a 400 bilhões de reais, que aumentou em quase 45% nos últimos 5 anos.

São Paulo não possui o maior rebanho brasileiro, mas é o estado que registra a produtividade mais elevada do País neste seguimento, seguida por Mato Grosso – este, sim, maior produtor de animais e exportador de carne do Brasil, (CEPEA, 2018).

Dados do IBGE, (2018) apontam que, no segundo trimestre de 2018, a produtividade paulista atingiu 260,57 quilogramas de carne por animal, em média (aqui se consideram os abates de boi, vaca, novilho e novilha). Esse número é 1,13% superior ao registrado no primeiro trimestre de 2018 e 5,94% maior que a média brasileira, que foi de 245,68 quilos/animal no segundo trimestre deste ano. Em Mato Grosso, a produção de carne por animal de abril a junho foi de 259,40 quilos, 0,84% acima da observada no trimestre anterior e 5,58% a mais que a média brasileira (CEPEA, 2018).

Dados do mesmo relatório apontam que a produção de carne por animal de abril a junho é mais elevada, devido à maior oferta de alimentos (pastagem e milho da safra de verão) e ao ciclo natural de produção da cadeia, que tem, no final da safra, a necessidade de terminar mais rapidamente os animais.

A existência desses ciclos na pecuária de corte deve ser levada em consideração quando se definem políticas de financiamento para o setor, pois, adotadas em momento inadequado, podem vir a reforçar fases de preços altos, que prejudicam os consumidores de carne, ou de preços baixos dos animais, que prejudicam os produtores. (Sachs, 2007).

Dados coletados pela Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne (ABIEC) mostram que o Brasil movimentou R\$523, 25 bilhões em 2017, este número representa um crescimento de 3,6% e relação a 2016. O rebanho neste período era de 221,81 milhões de cabeças, sendo o número de abates 39,2 milhões de cabeças.

Com base nos levantamentos da (ABIEC, 2018) o Brasil registrou crescimento do PIB em 2017 que atingiu R\$ 6,56 trilhões, para efeito de comparação o agronegócio foi responsável por no mesmo período encolher R\$ 2 bilhões, enquanto o PIB da pecuária cresceu 0,69% para R\$ 433 bilhões, mostrando que a pecuária tem autonomia perante a agricultura, mesmo em contração no setor.

2.2 Suinocultura no Brasil e Seus Aspectos

Os suínos representam a segunda proteína animal mais consumido do mundo, ficando atrás apenas dos pescados, porém este mercado é concentrado na China com (50,7%),

União Européia (19,1) e EUA com (8,5%). Nos últimos anos, a preocupação com o bem estar sanitário e com o bem estar dos animais tem provocado mudanças no manejo desta cultura, que dependem também de uma série de insumos, nas quais se destacam: Melhoramento genético, rações, vacinas, equipamentos, instalações e medicamentos (GUIMARÃES et al., 2017).

A (tabela 2) apresenta o estoque de animais vivos dentre os dez maiores produtores mundiais. O Brasil tem o terceiro maior estoque de suíno vivo do mundo com aproximadamente 39 milhões de cabeças em 2017, porém fica bem atrás dos primeiros colocados China e EUA com 437 e 67 milhões de cabeças respectivamente.

Tabela 2 Suínos vivos (milhões de cabeças (2017))

China	463,151425
EUA	67,992538
Brasil	39,065207
Alemanha	27,504241
Vietnã	27,272723
Espanha	27,027743
Rússia	19,085689
México	16,183604
Myanmar	13,427621
França	13,37701

Fonte: FAO Food and Agriculture Organization (2017)

Segundo relatório do SEBRAE (2016) a suinocultura brasileira remonta desde a colonização, os primeiros exemplares do manejo chegaram através de Cristóvão Colombo, no ano de 1494. Especificamente em solo brasileiro, os primeiros espécimes foram trazidos por Martin Afonso de Souza, em 1532, quando desembarcaram em São Vicente, mesmo presente deste a colonização foi somente através da imigração européia no séc. XIX que a atividade se tornou relevante no cenário nacional.

Dados da USDA (2017) mostram que o Brasil representa o quarto maior produtor mundial de carne suína. A carne suína é a segunda proteína animal consumida em escala no mundo, perdendo apenas para os pescados, sendo uma opção ao consumo de carne bovina. No mesmo levantamento apontou para um crescimento da produção mundial de carne de suína, na ordem de 1% se comparados ao período de 2015/16. Sendo assim, o 2017 fechou uma produção de 111 milhões de toneladas (Tabela 3). Como é de se esperar no setor de carnes, o

consumo segue ajustado à produção. Dessa forma, o consumo mundial segue em normalidade, sem indicadores de alterações significativas, conforme relatório da CONAB.

Tabela 3 Suprimento mundial de carne suína (Em Mil t Carcaça)

	2015	2016	2017	2018*	Variação		
					2016/15	2017/16	2018/17
PRODUÇÃO	110.618	109.969	111.034	113.070	-0,60%	1,00%	1,80%
CONSUMO	110.148	109.667	110.588	112.584	-0,40%	0,80%	1,80%
EXPORTAÇÃO	7.235	8.320	8.271	8.484	15,00%	-0,60%	2,60%
IMPORTAÇÃO	6.718	7.973	7.879	8.048	18,70%	-1,20%	2,10%

Fonte: CONAB/GERPA *projeção USDA

A concentração da produção de carne suína no Brasil está no Sul, responsável, em 2015, por 67% dos abates com algum tipo de fiscalização. A região Sudeste respondeu, naquele ano, por 18%, e o Centro-Oeste, por 14%. As regiões Norte e Nordeste responderam pelo restante 1%. Dentre os estados, destacaram-se os de Santa Catarina, com 27% do total, Rio Grande do Sul e Paraná, com 20% cada (IBGE, 2016).

A partir de 2015, começou a habilitação de plantas frigoríficas, de todo o Brasil, para exportar para a China, o terceiro maior importador de carne suína do mundo, como pode ser visto na (tabela 3), onde o Brasil aumentou em 32,70% o número de exportações totais de carcaça suína. Entretanto, a habilitação de plantas aptas a exportar para lá se dá em ritmo lento: em novembro de 2016, havia apenas 11 plantas aptas a exportar carne suína in natura para esse mercado.(Guimarães *et al.*, 2017)

Tabela 4 Exportação mundial de carne suína (em mil t carcaça)

PAÍSES	2015	2016	2017	2018* abr	Variação		
					2016/15	2017/16	2018/17
1 UNIÃO EUROPÉIA	2.388	3.125	2.800	2.800	30,90%	- 10,40%	0,00%
2 EUA	2.272	2.377	2.589	2.706	4,60%	8,90%	4,50%
3 CANADA	1.239	1.320	1.330	1.350	6,50%	0,80%	1,50%
4 BRASIL	627	832	810	830	32,70%	-2,60%	2,50%
5 CHINA	231	191	215	235	- 17,30%	12,60%	9,30%
6 CHILE	178	173	180	195	-2,80%	4,00%	8,30%
7 MÉXICO	128	141	160	170	10,20%	13,50%	6,30%

Fonte: CONAB/GERPA

Nas carnes bovinas e de frango, prevalece o consumo com baixa mecanização (refrigerada ou congelada); diferentemente, na suína, onde o consumo se concentra em produtos processados, pois, de acordo com a última Pesquisa de Orçamentos Familiares, de 2008 (MIELE, 2011), mais de 70% do consumo dessa carne, no Brasil, se dá por meio de embutidos (como salsichas, linguiças, presuntos cozidos e mortadelas) e outros produtos processados. (Guimarães *et al.*, 2017).

No boletim apresentado pela (CEPEA, 2014) mostram que o mercado doméstico absorve mais de 80% da de toda produção. Em termos absolutos, a quantidade consumida só tem crescido no Brasil, dado o aumento da população e da renda. Segundo dados da ABIPECS (Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína, agora Associação Brasileira de Proteína Animal – ABPA), em 2013, cada brasileiro consumiram, em média, 15,1 quilos de carne suína, ficando abaixo dos 38,6 kg do produto bovino, consolidando como uma das atividades mais importantes do setor.

Em resumo, a cadeia suinícola possui uma estrutura de produção concentrada, sendo a organização da produção e a formação de preços distintas na região sul e no Estado de São Paulo. O setor de abate é concentrado em apenas algumas empresas, que produzem embutidos com maior preço do que as carnes de frango e bovina, o que explica o baixo consumo in natura da carne suína.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Aspectos Teóricos Relevantes

Os principais estudos realizados em relação aos mercados agrícolas destacam-se nesta seção aqueles direcionados a análise da integração de mercados e transmissão de preços. Esta seção dedica-se à apresentação dos fatores apontados pela literatura como determinantes na formação dos preços agroindustriais de carne bovina e suína.

3.1.1 Preços e mercados

Para a formação de preços de um mercado os economistas procuram observar o comportamento dos indivíduos primeiramente, depois os agentes macroeconômicos. Esse modelo básico pressupõe que os indivíduos são limitados por rendas limitadas e se comportarão como se estivessem usando seu poder de compra de maneira a alcançar a maior utilidade possível, dentro de uma cesta de produtos. Ou seja, os indivíduos devem se comportar como se maximizassem a utilidade, sujeitos a uma restrição orçamentária. (Nicholson e Snyder, 2008).

Os preços de mercado transmitem informações sobre os custos de oportunidade para os indivíduos, e essa informação desempenha um papel importante em afetar as escolhas realmente feitas. Sendo assim, a formação de preços de qualquer produto, passa primeiramente pela situação primária de oferta e demanda, além da restrição orçamentária deste agente, que pode ser analogamente justificada pela restrição orçamentária ou preço do bem comercializado. Assim, é de suma importância conhecer a formação de preços da carne bovina e suína e seu mecanismo de transmissão ao longo da cadeia e entre mercados.

Para Marques et. al (1999), é fundamental compreender as forças de mercado, pois elas dão origem tanto à formação de preços agropecuários como sua transmissão e instabilidade. Portanto, é difícil para os produtores ajustarem suas produções às alterações do mercado e fatores como as mudanças climáticas, pragas e doenças tornam ainda mais difíceis à tarefa de prever produção e preços agrícolas.

Segundo Barros (2007) a instabilidade dos preços agrícolas leva à formação de expectativas pouco confiáveis e força, o produtor a tomar precauções para diminuir seu risco. Pequenos agricultores são particularmente afetados, muitas vezes, a planejar suas atividades de modo a garantir, primeiramente, a sua subsistência. A instabilidade de preços prejudica a

decodificação, por parte do produtor, dos sinais que o mercado oferece, no sentido da produção dos bens mais desejados pelos métodos mais eficientes.

A formação dos preços agrícolas passa-se num contexto de que participam produtores, intermediários e consumidores. Compondo este contexto está um número considerável de mercados de produtos agrícolas ou não, incluindo os mercados de insumos utilizados na produção e comercialização agrícolas. Um modelo que pretenda explicar o comportamento dos preços agrícolas (e, portanto, da produção e renda) deve considerar que os seguintes fatores podem levar a variações no preço de um determinado produto agrícola. (Barros, 2007).

É necessário enfatizar que o mecanismo de formação e determinação de preços e produção opera sobre dependência de uma estrutura institucional. Esta estrutura é dada, principalmente, pelo grau de competitividade do mercado e pelo grau de intervenção governamental no mesmo.

3.1.2 Transmissão de preços

A transmissão de preços trata sobre a identificação do agente da cadeia (produtor, atacadista e varejista) que origina a mudança de preços do produto em questão, animais vivos e terminados no Estado de São Paulo. Segundo Barros (1990), o setor de carnes é sensível às variações da oferta e demanda, ao custo para alterar os preços, à quantidade de transações com poucos produtos (especialização) e ao risco de prejuízo importante caso as transações não se concretizem.

Para Conforti (2004) o grau de transmissão de preços pode fornecer pelo menos uma avaliação ampla até que ponto os mercados estão funcionando de maneira previsível e os sinais de preços estão passando consistentemente entre diferentes mercados. Por essa razão, o tópico atraiu uma considerável quantidade de trabalho teórico e empírico, sendo realizados trabalhos em todas as cadeias produtivas para encontrar evidências sobre a transmissão de preços de um determinado mercado.

Para FAO (2010), a transmissão de preços é afetada pelas variações da oferta e demanda de um mercado e como afetam os preços em outro mercado. Portanto, a comercialização conduz os preços e podem eventualmente se equilibrar com preços de outros mercados, até convergir a uma transmissão completa. Com isso, a diferença de preços entre mercados domésticos podem ser atribuídas a variáveis como transporte, preferências do consumidor, competitividade e taxas de câmbio.

3.1.3 Comercialização agrícola

A comercialização agrícola envolve a transferência de bens, no caso a produção agrícola ou produtos com baixa mecanização aos consumidores. Em seu aspecto funcionalista, a comercialização agrícola perpassa a teoria e a prática de comércio. No que tange a transformação de bens, se dá mediante a utilização destes recursos produtivos (BARROS, 2007, p. 01).

A comercialização de produtos agrícolas se molda aos diversos agentes encadeados desde a produção que compreende os alicerces e as fases pelas quais os produtos passam até chegar ao consumidor. Essas fases podem ser semelhantes, padronizadas ou diferentes, destacando especificidades locais e regionais.

Desse modo, a cadeia de comercialização não corrobora com relação a todos os produtos agrícolas; ela depende de variáveis estruturais como as alterações de posse, ou seja, a transferência do produto do produtor ao consumidor final, a partir do intermediário; forma, que remete à transformação do produto em sua forma bruta em produto processado e em condições para consumo; tempo, uma vez que a produção agrícola é sazonal e o consumo deve ocorrer durante todo o ano, por isso recorre-se ao armazenamento e conservação de alimentos até alcançar o consumidor final (MARQUES e AGUIAR, 1993).

A relação desses agentes define os preços dos produtos agrícolas no mercado, porque os preços finais são resultantes do preço da produção, da sua qualidade, da sazonalidade e da circulação da mercadoria, a qual pode envolver muitos outros atores que intermedeiam esse processo.

Nesse sentido, a cadeia produtiva se aprimora e agrega novos elementos no contexto comercial a partir de características básicas de fluxo instantâneo de capitais financeiros, abertura de mercados, desenvolvimento das telecomunicações, mudanças nos papéis dos Estados-nação e nas relações de produção-consumo. Tais características têm contribuído para o aparecimento de novas estratégias socioeconômicas no que se referem aos setores de produção, comércio e consumo de alimentos (CARVALHO, 2011).

3.2 Revisão de Literatura

Esta seção será responsável por demonstrar uma breve revisão de literatura sobre as relações de preços de produtos da agropecuária relacionados com o objeto de estudo. As metodologias utilizadas também foram citadas.

3.2.1 Estudos empíricos de transmissão de preços

Bliska (1989) propôs a analisar a relação de transmissão de preços da carne bovina no Estado de São Paulo, estudar os mecanismos que propagam choques nestes preços, determinar a intensidade e duração destes choques. Verificou-se que a intensidade dos efeitos de choques sobre os níveis de varejo e atacado decresce rapidamente, anulando todos os efeitos nos primeiros meses após um choque nos preços. Os choques nos preços de boi gordo persistem por períodos mais longos.

Weaver (1997) verificou as relações de causalidade entre a variabilidade do preço do milho e os preços da pecuária foram estimadas. Encontraram, evidências de relações causal relativamente frágeis foram observadas para 1982-93, em comparação com o período 1970-81, o que implica que a volatilidade do preço do milho pode ter sido um dos fatores predominantes que desencadearam mudanças estruturais na indústria. A carne bovina foi encontrada mais suscetível a choques no preço do milho em comparação com a carne suína, ou seja, esta variável se mostrou sensível a causalidade entre estes produtos.

Bacchi (1999) analisou a transmissão de preços entre boi gordo, bezerro e boi magro entre janeiro de 1981 a fevereiro de 1995, concluiu que existe alto grau de integração entre os setores de produção desses segmentos da pecuária e que as variações de preços do boi gordo são transmitidas, de forma rápida, para os outros dois segmentos da cadeia produtiva

Em Weaver (1999) o autor aborda a relação de volatilidade entre o mercado de carne bovina do Texas, os dados utilizados neste estudo consistem em observações mensais a preço de produtor e varejo de vários derivados de carne bovina entre janeiro de 1970 a dezembro de 1998. Os resultados da estimativa de variância condicional implicam que choques na porção inexplicada de preços não persistem em nenhum dos mercados de carne bovina, sugerindo que os mercados estão operando de maneira eficiente.

Já Coelho (2004) verificou a interação entre preços internos e externos do algodão nas décadas de 1980 e 1990 para determinar se a abertura comercial ocorrida na década de 90 representou um aumento da influência dos preços externos sobre os internos no país. Para

isso. Os resultados referentes à década de 80 mostram que o mercado brasileiro de algodão em pluma pode ser considerado como um mercado fechado neste período, enquanto na década de 90 os resultados indicaram que Brasil pode ser considerado integrado aos mercados internacionais.

Conforti, (2004) encontrou evidências sobre a transmissão de preços em vários mercados agrícolas, no domínio da análise das políticas comerciais agrícolas. Trabalhou com uma base de dados para países selecionados, principalmente para alimentos básicos. Os dados foram analisados com base na estimação dos modelos de regressão autorregressiva distribuída e do erro correspondente. Especificação de correção. Testes para causalidade de Granger e para transmissão assimétrica também foram executados. Os resultados indicaram que os mercados africanos incluídos na amostra são caracterizados por transmissão incompleta em comparação com os mercados da América Latina e da Ásia.

Carvalho et al. (2006) analisaram a transmissão de preços de cortes selecionados de suínos (lombo, bisteca e costela – varejo) e os preços recebidos pelos suinocultores de São Paulo. Os resultados mostram que uma variação no preço da carne no varejo paulista impactou os preços do quilo de suíno vivo recebido pelo produtor; contudo, essas variações não foram completamente transmitida de forma integral.

Bakucs e Fertő, (2005) identificaram uma escassez de pesquisas sobre transmissão de preços e margens de comercialização nas economias em transição. Assim, analisaram dois aspectos específicos da transição: a maior probabilidade de transmissão de preços assimétrica e mudanças estruturais no caso da cadeia de carne húngara. Testes de exogeneidade revelam que a causalidade vai do produtor aos preços de varejo. A homogeneidade é rejeitada, sugerindo uma estratégia de preços de *mark-up*. A análise da transmissão de preços sugeriu que, apesar da crença comum, a transmissão de preços no mercado húngaro de carne bovina é simétrica tanto a curto como em longo prazo.

Os autores Alves et al. (2006) investigaram as relações de causalidade e de transmissão de preços de produtos derivados da mandioca como da raiz de mandioca, da fécula, farinha, do trigo, da farinha de trigo e do milho, no Estado do Paraná. Utilizaram a metodologia de causalidade de Granger para testar as relações entre as variáveis. Os resultados apontaram para relações de longo prazo entre milho e mandioca, fécula e farinha de mandioca, trigo e milho e trigo e farinha de trigo.

Os autores Sachs e Santana, (2007) investigaram os efeitos que os choques nos preços do boi gordo têm sobre o comportamento dos preços do boi magro no Estado de São Paulo para o período de janeiro de 1995 a abril de 2006. Os resultados mostraram que os

preços do boi gordo e do bezerro, no período analisado, não apresentam relação de equilíbrio no longo prazo, embora o preço do boi gordo influencie de forma intensa os preços do bezerro.

Adami e Miranda, (2011) avaliaram a dinâmica de formação de preços no mercado nacional de arroz em casca de modo a definir o processo de formação e intensidade do ajustamento entre os principais mercados produtores (RS e MT). O conhecimento das relações de preços entre os mercados é importante para o desenvolvimento de contratos de comercialização (contratos a termo e de futuro) para o arroz. O modelo de transferência estimado com correção de erro mostrou que, para cada 1% de aumento na taxa de crescimento dos preços no RS, a taxa de crescimento dos preços em MT registrará, em média, aumento contemporâneo de 0,44% e em torno de 0,17% com um período de defasagem.

Os autores Sakthivel, Bodkhe e Kamaiah, (2012) avaliaram a correlação e a transmissão da volatilidade nos mercados acionários internacionais, utilizando o modelo GARCH bivariado. Usou-se dados semanais para cinco índices de ações principais de 30 de janeiro de 1998 a 30 de julho de 2011. As integrações de longo prazo e de curto prazo são investigadas através dos modelos de cointegração de Johansen e correção de erros de vetores, respectivamente. Os resultados mostram volatilidade unidirecional do Japão e do Reino Unido para a Índia.

Darbandi e Saghaian, (2016) analisaram os ajustes de preços no canal de mercado vertical do mercado de carne bovina dos Estados Unidos, utilizando preços mensais para os níveis agrícola, atacadista e varejista para o período 1970-2014. A Grande Recessão, a crise econômica mais profunda da moderna economia dos EUA, começou em dezembro de 2007 e permaneceu até junho de 2009.

Já Dong *et al.*, (2018) com base nos dados de séries de tempo de 2005 a 2015, analisaram as relações de transmissão de preço da carne bovina em quatro países Austrália, China, Vietnã e Indonésia. Os impactos são defasados em um trimestre e podem durar dois trimestres consecutivos. Em segundo lugar, o preço da carne bovina chinesa tem um impacto significativo no preço da carne bovina no Vietnã, devido a fluxos comerciais informais em vez de formais. O impacto novamente é defasado em um trimestre e dura dois trimestres. Em terceiro lugar, os mercados da Austrália e da China são relativamente independentes dos outros três países, com suas flutuações de preço afetadas apenas por seus próprios preços.

4 MÉTODOS E DADOS

Os dados utilizados neste estudo consistem em preços médios diários representando o ciclo entre os animais vivos e terminados. Os produtos para os quais os preços são analisados incluem Bezerro vivo e Suíno vivo, e o preço do Boi Gordo e Carcaça Suína. A frequência de dados é diária e permite a análise dos preços da carne bovina através da cadeia vertical, onde cada um é amostrado na mesma frequência.

4.1 Análise e Processamento de Dados

Para análise e tratamento de dados foi utilizado o software R.

4.1.1 Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho são: o preço do indicador Bezerro¹ vivo coletado pela CEPEA ESALQ USP com periodicidade diária, a região de referência deste indicador é a média aritmética das principais regiões de São Paulo. Os preços do indicador Suíno² vivo coletados pela CEPEA ESALQ USP, a região de referência deste indicador são os principais centros criadores do Estado de São Paulo, sua é periodicidade diária. O preço do boi gordo³ coletados pela CEPEA ESALQ USP. Finalmente, o Preço da carcaça suína⁴, representando o mercado intermediário do suíno vivo.

Todas as séries foram transformadas em logaritmo para o ajustamento do modelo, normalmente observado na literatura de transmissão de preços, de forma que as relações entre as variáveis possam ser interpretadas como elasticidades.

¹ Bezerro desmamado, macho, nelore, com idade entre 8 e 12 meses valores coletados se referem a negócios realizados no mercado físico – preços ao produtor

² Suíno vivo pronto para abate quilo (animal terminado, macho ou fêmea, entre 80 e 120 quilos); preço ao produtor;

³ Bovino macho, castrado ou inteiro, comum e rastreado com 16 arrobas ou mais; preço ao intermediário;

⁴ Animal abatido sem vísceras, pastas, rabo e gargantilha. Preço pago aos frigoríficos, com ICMS, à vista preço ao intermediário.

4.2 Análises Descritivas

Esta seção será responsável por apresentar a fase preliminar de análise de dados estatísticos utilizados neste trabalho, como do uso de gráficos e cálculos que servem para entender o comportamento da série como a frequência e a variabilidade.

4.2.1 Análise de séries de tempo

Existem hipóteses que garantem que as séries de tempo sejam estacionárias (Granger E Sims), no entanto na realidade a maioria das variáveis macroeconômicas são séries não estacionárias. As consequências caso não sejam realizadas todos os testes de previsão é de que o estimador de mínimos quadrados seja inconsistente. (GUJARATI, Porter, 2010)

A propriedade usual de um estimador de mínimos quadrados é de que a regressão utiliza dados de séries de tempo depende da suposição de que as variáveis envolvidas são processos estocásticos estacionários, ou seja, uma coleção de variáveis ordenadas no tempo. Em muitos casos, a Estacionariedade uma série pode ser obtida por simples diferenciação, ou por alguma transformação simples.

4.3 Vetor auto regressivo

Os modelos de vetores auto regressivo são sistemas de equações simultâneas que capturam a existência de relações de interdependência entre variáveis, e que permitem avaliar o impacto de choques estocásticos sobre determinada variável do sistema. Como citado na literatura, apesar de limitações como a eventual ausência de relações econômicas e estruturais ou o relativamente elevado número de parâmetros a serem estimados, os modelos VAR constituem-se importante instrumento de análise e de previsões, principalmente para horizontes de curto e médio prazo. (BACEN, 2010)

Segundo (Rob J Hyndman, 2014) os Vetores Auto Regressivos são necessários quando:

- Previsão de uma coleção de variáveis relacionadas onde nenhuma interpretação explícita é necessária;

- Testar se uma variável é útil na previsão de outra (a base dos testes de causalidade de Granger);
- Análise de impulso resposta, onde a resposta de uma variável a uma mudança súbita, mas temporária em outra variável é analisada;
- Decomposição da variância do erro de previsão, em que a proporção da variância da previsão de uma variável é atribuída ao efeito de outras variáveis.

O VAR pode ser estendido para conjuntos de variáveis. O modelo auto-regressivo resultante é:

$$\Delta y = \mu + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde ε_t é um vetor de distúrbios não correlacionados (inovações) com médias zero e matriz de covariância constante $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Omega$. Este sistema de equação é um vetor auto regressivo ou VAR. A equação anterior também pode ser escrita como:

$$\Gamma(L)y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde $\Gamma(L)$ é uma matriz de polinômios no operador lag. As equações individuais são:

$$y_{mt} = \mu_m + \sum_{j=1}^p (\Gamma_j)_{m2} y_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p (\Gamma_j)_{mM} y_{M,t-j} + \varepsilon_{mt} \quad 3)$$

Onde $(\Gamma_j)_{ml}$ indica o elemento (m, l) de Γ_j .

Os Vetores Auto Regressivos são amplamente utilizados em macroeconomia. No início de seu desenvolvimento, foi argumentado por alguns autores [por exemplo, Sims (1980), Litterman (1979, 1986)] que o VAR preveria melhor do que o tipo de modelos de equações estruturais discutidos.

Alguém poderia argumentar que, enquanto μ incluir as observações atuais sobre variáveis exógenas relevantes, o VAR é simplesmente uma forma reduzida de ajustamento de algum modelo de equações simultâneas. O “sobre ajuste” ou **overfitting** resulta da possível inclusão de mais defasagens do que seria necessário no modelo original. Por outro lado, uma das vantagens de utilizar o VAR é que ela faz uma decisão sobre quais variáveis são

exógenas; tem apenas variáveis defasadas no lado direito, e todas as variáveis são endógenas (Greene, 2007).

Isso significa que o modelo não perderá nenhuma generalidade em lançar o tratamento em termos de um modelo com defasagem de primeira ordem.

$$y_t = \mu + \Gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

A princípio, o modelo VAR é um modelo de regressões aparentemente não correlacionado - na verdade, particularmente simples porque cada equação tem o mesmo conjunto de regressores. Esta é a forma tradicional do modelo, conforme originalmente proposto, por exemplo, por Sims (1980). O VAR também pode ser visto como a forma reduzida de um modelo de equações simultâneas. (Greene, 2007)

A estrutura correspondente seria então:

$$\Theta y_t = \alpha + \psi y_{t-1} + \omega t \quad (5)$$

4.4 Teste de raiz unitária de Dickey Fuller

Conforme Greene (2007) as implicações das raízes unitárias nos dados macroeconômicos são, potencialmente, profundas. Se uma variável estrutural, como saída real, for verdadeiramente AR (1), os choques para ela terão efeitos permanentes. Se confirmada, essa observação exigiria uma reconsideração bastante séria da análise da política macroeconômica. O primeiro teste desenvolvido para testar a presença de raiz unitária foi o de Fuller (1976), posteriormente complementado por Dickey e Fuller (1979 e 1981).

A versão mais simples do modelo a ser analisado é o passeio aleatório, mais conhecido como “*random walk*”.

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N[0, \sigma^2], e Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_s] = 0 \forall t \neq s \quad (6)$$

Na qual a hipótese nula é de que $\gamma = 1$, existe duas abordagens para realizar o teste.

$$DF_t = \frac{\hat{\gamma} - 1}{Est. Std. Error(\hat{\gamma})} \quad (7)$$

A relação t convencional com o conjunto revisado de valores críticos pode ser usada para um teste unilateral. Em geral, o valor crítico é consideravelmente maior em valor absoluto do que sua contraparte da distribuição t. A segunda abordagem é baseada na estatística.

$$DF\gamma = T(\hat{\gamma} - 1) \quad (8)$$

Os testes de Dickey-Fuller descritos aqui assumem que as perturbações no modelo trata se de um ruído branco. Uma extensão que acomodará algumas formas de correlação serial é o teste de Dickey-Fuller aumentado. O teste de Dickey-Fuller aumentado é o mesmo descrito anteriormente, realizado no contexto do modelo. (Greene, 2007)

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon \quad (9)$$

A forma de passeio aleatório é obtida impondo que $\mu = 0$ e $\beta = 0$; o passeio aleatório com drift era $\beta = 0$ e o modelo estacionário de tendência deixa ambos os parâmetros livres. Os dois testes estatísticos são:

$$DF\tau = \frac{\hat{\gamma} - 1}{Est.Std.Error(\hat{\gamma})} \quad (10)$$

Exatamente como antes, e:

$$DF\gamma = \frac{T(\hat{\gamma} - 1)}{1 - \hat{\gamma}_1 - \dots - \hat{\gamma}_p} \quad (11)$$

A vantagem dessa formulação é que ela pode acomodar processos autoregressivos de ordem superior em ε_t . Sendo assim, obtemos uma formulação alternativa que pode ser conveniente. Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados da equação, obtemos:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma^* y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Onde:

$$\Phi_j = - \sum_{k=j+1}^p \gamma_k \quad e \quad \gamma^* = \left(\sum_{i=1}^p \gamma_i \right) - 1 \quad (13)$$

O teste de raiz unitária é realizado como antes, testando a hipótese nula $\gamma^* = 0$ contra $\gamma^* < 0.10$. O teste t, $DF\tau$, pode ser usado. Se a falha em rejeitar a raiz unitária é tomada como evidência de que uma raiz unitária está presente, isto é, $\gamma^* = 0$. Portanto o modelo é especificado para AR (p - 1) nas primeiras diferenças que é um ARIMA (p - 1, 1, 0) modelo para yt. Para um modelo com tendência temporal,

$$\Delta yt = \mu + \beta t + \gamma^* yt - 1 + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta yt - j + \varepsilon t \quad (14)$$

O teste é realizado testando a hipótese conjunta de que $\beta = \gamma^* = 0$. Dickey e Fuller (1981) apresentam contrapartidas da estatística crítica de F para testar a hipótese.

4.4.1 Teste de Philips Perron

Existem outras alternativas aos testes de Dickey-Fuller e o Dickey Fuller aumentado, em alguns casos para melhorar as propriedades finitas da amostra e em outras para acomodar estruturas de modelagem mais gerais. As estatísticas de Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988) podem ser calculadas para as mesmas três formas funcionais a seguir:

$$yt = \delta t + \gamma yt - 1 + \gamma_1 \Delta yt - 1 + \dots + \gamma_p \Delta yt - p + \varepsilon t \quad (15)$$

Onde δt pode ser 0, μ ou $\mu + \beta t$. Este procedimento modifica as duas estatísticas previamente vistas:

$$Z\tau = \sqrt{\frac{c0}{a}} \left(\frac{\hat{\gamma} - 1}{v} \right) - \frac{1}{2} (a - c0) \frac{Tv}{\sqrt{as^2}} \quad (16)$$

$$Z\gamma = \frac{T(\hat{\gamma} - 1)}{1 - \hat{\gamma}_1 - \dots - \hat{\gamma}_p} - \frac{1}{2} \left(\frac{T^2 v^2}{s^2} \right) (a - c0) \quad (17)$$

As estatísticas de teste são referenciadas às mesmas tabelas de Dickey-Fuller como visto anteriormente.

4.5 Teste de estacionariedade KPSS

Kwitkowski et al. (1992) (KPSS) criaram uma alternativa ao teste Dickey-Fuller para estacionariedade de uma série temporal. O procedimento é um teste de não-estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade no modelo. (Greene, 2007)

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

$$T = \alpha + \beta t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$
(18)

Onde ε_t é uma série estacionária e z_t é um i.i.d. série estacionária com média zero e variância um. (Estas são meramente normalizações convenientes porque uma média diferente de zero se moveria para α e uma variância não unidimensional é absorvida em γ .) Se γ é igual a zero, então o processo é estacionário se $\beta = 0$ e tendência estacionária se $\beta = 0$. Porque Z_t é $I(1)$, y_t é não estacionário se γ for diferente de zero.

A hipótese nula do teste KPSS é $H_0: \gamma = 0$, contra a alternativa que γ hipótese $\gamma < 1$ contra a alternativa $\gamma = 1$). Sob a hipótese nula, α e β podem ser estimados por MQO. Deixar e_t denotar o resíduo de MQO

$$e_t = y_t - \alpha - \beta t$$
(19)

A sequência da soma parcial é:

$$E_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t = 1, \dots, T.$$
(20)

Quando $E_t = 0$. A estatística KPSS é:

$$KPSS = \frac{\sum_{t=1}^T E_t^2}{T^2 \hat{\sigma}^2}$$
(21)

Sob a normalidade das perturbações do erro, ε_t , a estatística KPSS é uma estatística de Multiplicador de Lagrange. Os autores derivam a estatística sob condições mais gerais. Valores críticos para a estatística de teste são estimados por simulação.

4.6 Testando cointegração

O primeiro passo da análise da cointegração é estabelecer quais são as características dos dados. Duas abordagens amplas para testes de cointegração foram desenvolvidas. O método de Engle e Granger (1987) baseia-se em avaliar se estimativas de equação simples dos erros de equilíbrio parecem ser estacionárias. A segunda abordagem é de Johansen (1988, 1991) e Stock e Watson (1988) (utilizado neste trabalho), baseia-se na abordagem VAR. Como observado anteriormente, se um conjunto de variáveis é verdadeiramente cointegrado, então devemos ser capazes de detectar as restrições implícitas em um VAR irrestrito. (Greene, 2007)

Se a classificação de cointegração do sistema for r , então existem r vetores independentes, $\gamma_i = [1, -\theta_i]$, onde cada vetor é distinguido por ser normalizado em uma variável diferente. Se supusermos que também há um conjunto de variáveis exógenas $I(0)$, incluindo uma constante, no modelo, então cada vetor de cointegração produz a relação de equilíbrio.

$$y_t' \gamma_i = x_t' \beta + \varepsilon_{it}, \quad (22)$$

Pode ser reescrita como:

$$y'_{it} = Y'_{it} \theta_i + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it}. \quad (23)$$

Podemos obter estimativas de θ_i por meio de regressão por mínimos quadrados. Se a teoria está correta e se este estimador MQO é consistente, então os resíduos desta regressão devem estimar os erros de equilíbrio. Existem dois obstáculos para a consistência. Primeiro, porque ambos os lados da equação contêm variáveis $I(1)$, o problema de regressões espúrias aparece. Em segundo lugar, o pensamento de um momento deve sugerir que o que fizemos foi extrair uma equação de um modelo de equações simultâneas ordinárias e propor estimar seus parâmetros por mínimos quadrados ordinários.

4.6.1 Teste de cointegração de Johansen

Os métodos de Johansen (1988, 1992) e Stock e Watson (1988) são semelhantes, vamos descrever apenas o de Johansen, comumente mais utilizado e citado na literatura. Para realizar o teste de cointegração de Johansen, primeiro formulamos o VAR:

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (24)$$

A ordem do modelo, p , deve ser determinada antecipadamente. Agora, vamos z_t denotar o vetor de variáveis M ($p-1$),

$$z_t = [\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}]. \quad (25)$$

Ou seja, z_t contém os “lags” ou defasagens 1 a $p-1$ das primeiras diferenças de todas as M variáveis.

Agora, usando as observações disponíveis T , obtemos dois $T \times M$ matrizes de resíduos de mínimos quadrados:

- D = os resíduos nas regressões de y_t em z_t ,
- E = os resíduos nas regressões de y_{t-p} em z_t .

Agora precisamos das correlações canônicas M^2 entre as colunas em D e aquelas em E . Para continuar, precisa se definir as correlações canônicas. Deixe d^*1 denote uma combinação linear das colunas de D , e deixe e^*1 denote o mesmo de E . Desejamos escolher estas duas combinações lineares de modo a maximizar a correlação entre elas.

Este procedimento continua para todos os pares de variáveis M . Acontece que o cálculo de todos estes é simples. Não necessita calcular os vetores de coeficiente para as combinações lineares. As correlações canônicas quadradas são simplesmente as raízes características ordenadas da matriz.

$$R^* = R_{DD}^{-1/2} R_{DE} R_{EE}^{-1} R_{ED} R_{DD}^{-1/2} \quad (26)$$

Onde R_{ij} é a matriz de correlação (cruzada) entre as variáveis no conjunto i e no conjunto j , para $i, j = D, E$.

Finalmente, a hipótese nula de que existem r ou menos vetores de cointegração são testados usando esta estatística de teste:

$$TRACE\ TEST = -T \sum_{i=r+1}^M \ln[1 - (r_i^*)^2] \quad (27)$$

Se as correlações baseadas em perturbações reais tivessem sido observadas em vez de estimadas, então, referiríamos essa estatística à distribuição qui-quadrado $M-r$ graus de liberdade.

Para (Greene, 2007) relações cointegradas e relações de equilíbrio formam a base da contraparte de séries temporais para relacionamentos de regressão. Mas, neste caso, não é o meio condicional como tal que é de interesse. Aqui, tanto o equilíbrio de longo prazo quanto as relações de curto prazo em torno das tendências são de interesse e são estudados nos dados.

Esta seção descreveu o que é fundamental para previsão macroeconômica: os testes para a não-estacionariedade. As variantes dos testes Dickey-Fuller, Philips Perron e KPSS para os testes de raízes unitárias, pois' é uma ferramenta indispensável para o analista de dados em séries de tempo.

4.6.2 Teste de causalidade de Granger

No contexto do modelo VAR bivariado, o conceito de causalidade de Granger pode ser caracterizado em termos dos coeficientes da forma reduzida. Em particular, sob a hipótese de que os valores correntes e passados das variáveis incluídas no modelo contenham toda a informação relevante para a previsão de seus valores futuros, pode-se mostrar que uma variável X causa outra variável Z se, na equação de Z , algum dos coeficientes associados. (Cavalcanti, 2010)

Com base em (Cavalcanti, 2010) o uso de variáveis macroeconômicas é fundamental levar em consideração o conceito da causalidade de Granger para evitar um erro comum (erro de especificação) associado a identificação dos modelos de Vetores Auto Regressivos.

4.7 Transmissão de preços

4.7.1 Função Resposta ao Impulso (FRI)

Qualquer VAR pode ser escrito como um modelo com defasagem em primeira

ordem, aumentando-o, se necessário, com equações de identidade adicionais. Por exemplo, o modelo:

$$y_t = \mu + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + v_t \quad (28)$$

É um modelo com defasagem em primeira ordem. Podemos estudar as características dinâmicas do modelo em qualquer das formas, mas a segunda é mais conveniente:

$$y_t = \mu + \Gamma y_{t-1} + v_t \quad (29)$$

A estabilidade dinâmica é alcançada se as raízes características de Γ tem módulo menor que um. (As raízes podem ser complexas, porque não precisam ser simétricas). Assumindo que o sistema de equações é estável, o equilíbrio é encontrado obtendo-se a forma final do sistema. Podemos fazer este passo por substituição repetida, ou mais simplesmente usando o operador lag para escrever:

$$y_t = \mu + \Gamma(L)y_t + v_t, \quad (30)$$

Com a condição de estabilidade, temos:

$$y_t = [I - \Gamma(L)]^{-1}(\mu + v_t) = (I - \Gamma)^{-1} \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma^i v_{t-i} = \bar{y} + \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma^i v_{t-i} = \bar{y} + v_t + \Gamma v_{t-1} + \Gamma^2 v_{t-2} + \dots \quad (31)$$

Os coeficientes nos poderes de Γ são os multiplicadores no sistema.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1 Análises Descritivas

Esta seção é apresentada as estatísticas e análises descritivas dos preços do Indicador do Bezerro, Boi Gordo, Suíno vivo e Carcaça suína, variáveis dentro de uma estrutura VAR. A série de dados refere-se aos preços diários calculados pela CEPEA no período que vai de janeiro de 2013 até dezembro de 2018. Os dados são cotados em moeda corrente brasileira REAL e transformados posteriormente em logaritmos.

5.1.2 Comportamentos dos preços e retornos

Houve consolidação do preço médio da suinocultura brasileira nos dois primeiros anos da análise em 2013 e 2014. A carcaça suína alcançou neste período sua maior cotação no atacado no Estado de São Paulo em novembro de 2014 atingindo R\$7,93/kg, sendo este o maior preço registrado, desde a criação do indicador pela CEPEA em 2004. Enquanto que o preço pago pelo produtor em seu estado vivo foi de R\$5,30/kg.

Este aumento no período foi atribuído pelo CEPEA ao baixo estoque de animais para abate e a demanda externa e interna aquecidas, em relação a demanda ela cresceu justamente pelo alto preço praticado pela carne bovina, que sofreu com as estiagens e afetou a produção devido a degeneração das pastagens, com isso os preços alcançaram recordes reais em todos os segmentos deste mercado.

Além do impacto sobre a engorda do Boi Gordo ela afetou a taxa de fecundidade e consequentemente o preço do Bezerro. O bom desempenho sobre as exportações bovinas em 2014 com a reabertura do mercado chinês devido ao embargo russo as exportações dos EUA e EU, reduzindo os estoques internos, consequentemente aumentando os preços domésticos, contribuindo para o aumento do consumo interno de outras carnes como suíno e aves.

O mercado de Boi gordo no período de 2015, seguindo o indicador ESALQ/BM&BOVESPA atingiu seu maior preço da arroba, desde sua criação em 1994 em termos reais, atingindo um valor de R\$160,59 em abril. No acumulado de 2015 foi registrado aumento de 3,7% com o preço de R\$149,12. No caso do Bezerro chegou se ao preço de R\$1,551.90 acumulando alta de 8,6% no ano. Entre as atividades que envolvem a pecuária de corte, o maior aumento foi verificado entre o bezerro, produto final do processo de cria, isso

afetou os pecuaristas de engorda (Boi Gordo), pois viram seu principal insumo aumentar de preço, devido ao aumento do câmbio aumentar os custos de produção.

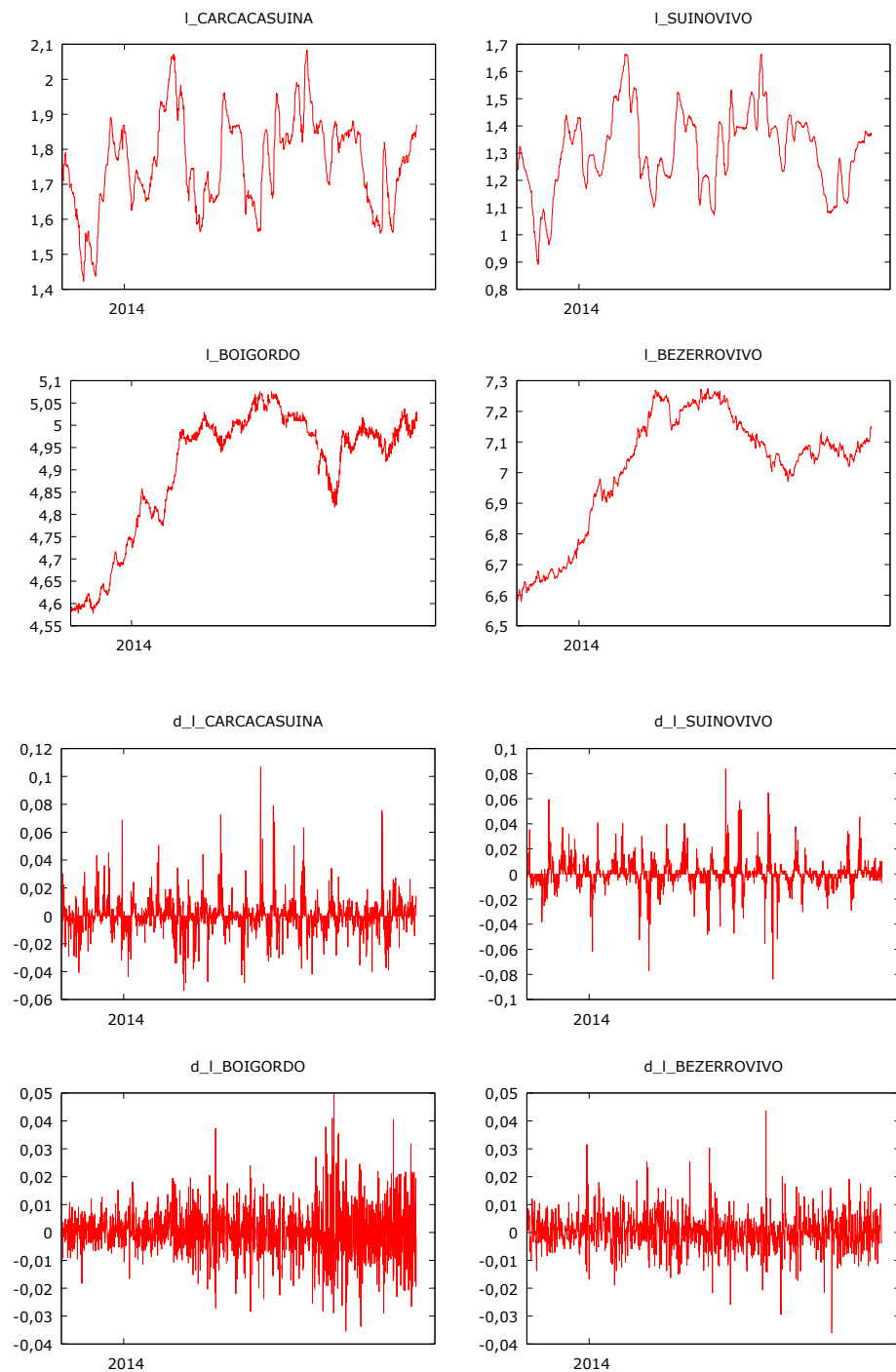
Em 2017 o mercado de Boi gordo passou por sua maior turbulência, com queda acumulada no ano de 16,5%, uma vez que em janeiro de 2017 estava em média de R\$148,90 a arroba e atingiu seu preço mínimo de R\$124,40 em junho do mesmo ano. Neste período a pecuária brasileira passou por adversidades atípicas para o setor como a Operação Carne Fraca, relacionado ao desvio de conduta por parte dos agentes fiscalizadores, fazendo com que o preço das carnes sofressem quedas acentuadas, o acordo de leniência do Frigorífico JBS e a suspensão da exportação de carne bovina pelos Estados Unidos, motivado pela baixa confiabilidade atrelado a sanidade dos agentes fiscalizadores brasileiros por parte da USDA.

No ano de 2018, as exportações brasileiras de carne suína totalizaram 635,8 mil toneladas, recuo de 7,1% frente a 2017 segundo relatório do CEPEA. A receita gerada pelo setor foi de R\$ 4,4 bilhões, com queda de 15% no faturamento frente a 2017. Os três principais destinos da carne brasileira foram: China, Hong Kong e Cingapura. Juntos, os países responderam por 58% das vendas do Brasil ao exterior.

Apesar no aumento da cotação do valor da carcaça suína em termos reais (deflacionados pelo IPCA), trata de do menor valor praticado nos últimos 11 anos. O preço deste indicador só não é menor do que o registrado em dezembro de 2006 para este mesmo indicador, quando teve média de R\$6,17/kg.

A figura 1 apresentam as trajetórias dos preços e dos respectivos retornos do Bezerro, Boi Gordo, Suíno vivo e carcaça suína. Analisando visualmente, percebe se que as séries temporais de todos os preços sugerem não serem estacionárias em nível, sugeridas pelas instabilidades apresentadas.

Figura 1 Comportamento dos preços e retorno dos preços diários (2013 – 2017)



Fonte: Resultados da pesquisa

5.1.3 Estatísticas descritivas

A Tabela 5 contém um resumo das estatísticas descritivas, além do teste de normalidade Jarque Bera. As médias de preços diários demonstram que houve maior variação

de preços entre os bovinos em relação aos suínos, porém devemos levar em consideração a ponderação de cada indicador, uma vez que os bovinos são negociados por cabeça (Bezerro) e Arroba (Boi Gordo), enquanto os suínos vivos e a carcaça eviscerada são negociados por quilograma.

Tabelas 5 Estatísticas descritivas referentes aos preços diários (2013-2017)

ESTATÍSTICAS	CARCAÇA SUÍNA	BOIGORDO	SUINOVIVO	BEZERROVIVO
Média	5,8729	135,91	3,7404	1138
Mediana	5,86	143,93	3,75	1176
Mínimo	4,15	97,32	2,44	717,95
Máximo	8,03	160	5,28	1442,8
Desv. Padrão	0,7615	17,702	0,53808	201,99
C.V.	0,12966	0,13024	0,14386	0,17749
Enviesamento	0,22523	-0,91092	0,23931	-0,58349
Curtose Ex.	-0,24098	-0,46347	-0,032105	-0,69313
Perc. 5%	4,753	99,18	2,933	767,54
Perc. 95%	7,167	156	4,597	1407,3
Interv. IQ	1,07	24,25	0,69	251,23
Jarque-Bera	16,1485	218,659	14,2381	113,99
p - valor	0	0	0	1,77E-25

Fonte: Elaborado pelo autor

Com relação ao preço pago pelo suíno vivo pelos suinocultores paulistas, percebe-se que o maior valor pago pelo produtor foi de R\$5,28/kg em fevereiro de 2017. Neste período, a diferença de preços entre a carcaça suína negociada e a bovina nunca estiveram tão baixa negociada a R\$9,90/kg com diferença de apenas R\$2,48,00/kg. Enquanto a variação de preços do boi gordo apresentou relativa estabilidade no ano corrente anterior o cenário só não foi pior, pois a oferta de boi gordo estava escassa neste período em específico.

Para todos os mercados diários a curtose apresentaram valores negativos e menores do que três, ou seja, valores concentrados dentro da média da distribuição de probabilidade. O teste de normalidade Jarque Bera mostra que a hipótese nula da distribuição normal é rejeitada a 1% apenas no indicador do suíno vivo, portanto no restante das séries as distribuições são normais.

5.1.4 Convergências entre os preços

A tabela 6 retrata a matriz de correlação entre os preços das variáveis selecionadas no modelo, observa-se que a correlação entre os preços é constatada mesmo em mercados distintos, como é o caso da carcaça suína e Boi gordo, sugerindo que os mercados podem ser integrados. É interessante observar que o mercado do Boi Gordo tem uma relação forte ao Bezerro Vivo (94,6%) já em relação à Carcaça Suína eviscerada a correspondência chega a (36,61%). A maior correlação observada foi entre a carcaça suína e o suíno vivo com de (97,15%). Este fenômeno era esperado, sendo que a variação média entre o bezerro vivo e a carcaça suína é menor se comparada ao Bezerro e Boi Gordo.

Tabela 6 Matriz de correlação das variáveis selecionadas

VARIÁVEL	BEZERROVIVO	SUINOVIVO	BOIGORDO	CARCAÇA SUÍNA
BEZERROVIVO	1			
SUINOVIVO	0,2774	1		
BOIGORDO	0,946	0,2774	1	
CARCAÇA SUÍNA	0,2012	0,9715	0,298	1

Fonte: Elaborado pelo autor

5.1.5 Testes de estacionariedade

Antes de realizar o teste de raiz unitária, foi necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas em cada teste para eliminar uma possível auto correlação dos resíduos. A tabela 7 contém as defasagens necessárias para cada teste, sendo estas variáveis já Logaritimizadas e em primeira diferença.

TABELA 7 Determinação do número de defasagens segundo o critério de informação de Schwarz (BIC), critério de Akaike (AIC) e critério de Hannan-Quinn (HQC)

Variável	AIC	HQC	BIC
Ln Bezerro Δ	8	1	1
Ln Boi Gordo Δ	9	1	6
Ln Suíno vivo Δ	10	5	10
Ln Carcaça Suína Δ	5	5	5

Fonte: Elaborado pelo autor

Os testes conduzidos com as variáveis diferenciadas mostraram que elas são estacionárias, considerando todos os três níveis de significância adotados para cada estatística implementada. Portanto, as quatro variáveis foram consideradas diferenças estacionárias, ou seja, integradas na mesma ordem, pois foi necessária a aplicação de uma diferença de ordem um para tornar cada uma estacionária.

Na Tabela 8 são apresentados os resultados dos testes de estacionariedade das variáveis selecionadas. Ao aplicar o teste de raiz unitária de Phillips Peron, conclui-se que as séries são estacionárias já em primeira diferença. Os testes conduzidos com as variáveis diferenciadas mostraram que elas são estacionárias, considerando os três níveis de significância adotados para cada estatística. Sendo assim, as quatro variáveis foram consideradas diferenças estacionárias, ou seja, integradas de ordem um, pois foi necessária a aplicação de uma diferença para tornar cada variável estacionária.

Tabela 8 Teste de Estacionariedade Phillips Perron

VARIÁVEL	NÍVEL	VALOR P	1.º DIFERENÇA	VALOR P
CARCAÇA SUÍNA	2,8639	0,07	-31,8637	0
BOI GORDO	2,8168	0,1765	-26,8215	0
SUINO VIVO	-1,9722	0,1265	-58,6177	0
BEZERROVIVO	-2,047	0,0779	-34,6676	0

Fonte: Elaborado pelo autor. Valores críticos: 1% -3.438856 5% -2.86454 10% -2.568382

Os resultados apresentados pela estimação de Phillips Perron rejeitou a hipótese nula para todos os níveis de significância já na primeira diferença, entretanto há divergências com o teste KPSS da tabela 8 onde a significância dos parâmetros para rejeitar a hipótese nula de Estacionariedade ocorre também em primeira diferença, entrando em consonância com o teste anterior.

Tabela 9 teste de Estacionariedade KPSS

VARIÁVEL	Estatística LM		
	NÍVEL	1.ª DIFERENÇA	2.ª DIFERENÇA
CARCAÇA SUÍNA	0,790777	0,0337453	0,00422992
BOI GORDO	3,95611	0,0778693	0,00284386
SUINO VIVO	0,894371	0,0326232	0,00325175
BEZERROVIVO	4,26999	0,155923	0,00297313

Fonte: Elaborado pelo autor. Valores críticos: 0,119 0,148 0,215

5.2 Resultado da Pesquisa – Transmissão de Preços

Esta seção pode se verificar os resultados dos modelos aplicados para as análises empíricas da transmissão de preços. Consideremos os seguintes métodos: cointegração de Johansen e causalidade de Granger.

As funções de resposta de impulso encontradas nos trabalhos citados demonstram que após um choque inicial na variável preço do boi gordo, os preços do bezerro tendem a estabilizar-se após 4 dias, indicando que os efeitos do choque eram, no período considerado, de curta duração. Neste trabalho, os choques duram aproximadamente 4 a 5 dias, sendo considerado de curta duração.

O método utilizado para avaliar relações de longo prazo entre as variáveis fundamenta-se nos testes de cointegração. Para conduzir o teste de cointegração é preciso que as variáveis sejam não estacionárias e integradas de mesma ordem. Portanto, é preciso realizar testes de raiz unitária nas séries de preços para definir a ordem de integração entre as variáveis.

5.2.1 Teste de cointegração

No procedimento de Johansen torna-se necessário determinar a ordem da defasagem, pois este procedimento tem como base a hipótese de que ao se introduzir certo número de defasagem, é possível obter os resíduos bem-comportados, ou seja, estacionários.

Na Tabela 10, o procedimento de Johansen apresenta um vetor de cointegração. Os testes Traço e Máximo autovalor são maiores que os valores críticos; se rejeita a hipótese nula ($r \leq 0$) e não se rejeita a alternativa ($r \leq 1$) com um nível de significância de 5%. O modelo sugeriu que todos os preços destes mercados são cointegrados, pois rejeitamos a hipótese nula, indicando que se equilibram no longo prazo.

Pelo teste de cointegração, de Johansen, constatou-se que não há vetor de cointegração. A hipótese nula (H_0), de que não há nenhum vetor de cointegração ($\text{Rank} = 0$), não foi rejeitada em favor da hipótese de alternativa (H_1) de que tenha, pelo menos, um vetor de cointegração ($\text{Rank} > 0$), uma vez que o valor calculado da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}$) é inferior ao seu respectivo valor tabelado. Os resultados podem ser visualizados na Tabela 10.

Tabela 10 cointegração de Johansen para os logaritmos dos preços diários

BEZERRO - BOI GORDO			
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos	Teste Máximo autovalor
$r \leq 0$	613	0,20614	341,42
$r \leq 1$	271,57	0,16775	271,57

SUÍNO VIVO - CARCAÇA SUÍNA			
Hipótese Nula	Teste Traço	Valores Críticos	Teste Máximo autovalor
$r \leq 0$	374,37	0,20511	313,26
$r \leq 1$	61,112	0,036685	61,112

Fonte: Elaborado pelo autor

Os resultados obtidos mostraram que as quatro variáveis, no período considerado, não são cointegradas, isto é, não possuem relação de equilíbrio no longo prazo. Tendo em vista que o número de vetores é igual a zero, o modelo a ser ajustado deve ser um modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR), nas diferenças. Nas Tabelas 11 e 12 são apresentados os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão dos preços entre os animais vivos e terminados.

5.2.2 Causalidade de Granger

A Tabela 11 mostra os resultados do teste de Causalidade de Granger, realizado após as estimações do modelo VAR. De acordo com os valores expostos, é possível determinar a existência de causalidade entre os preços dos mercados domésticos individuais, pelo uso do teste de causalidade de Granger. O teste foi aplicado às séries de preços diários dos animais vivos e terminados.

Foi realizado o teste de causalidade de Granger, para verificar o grau de correlação entre as variáveis do sistema. A hipótese nula (H_0), de que o preço do Boi Gordo “não causa, no sentido de Granger”, o preço do Bezerro vivo não pode ser rejeitada, pois a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e de ela ser verdadeira é igual a 72,82% (Tabela 10).

Com isso, a hipótese nula de que o preço do boi gordo “não causa, no sentido Granger,” o preço do Bezerro vivo foi rejeitada, pois a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que o boi gordo não causa sobre o Bezerro vivo de essa afirmativa ser verdadeira é de 17,67%. Portanto, a possibilidade de se rejeitar algo que é verdadeiro é pequena; assim, a

hipótese nula pode ser rejeitada e a hipótese alternativa (preço do boi gordo causa o preço do Bezerro vivo), aceita. Esse resultado corrobora com os estudos anteriores como Sachs (2007), Hasegawa (1995) e Bacchi (1999) o preço do Bezerro vivo é influenciado pelo comportamento do preço do boi gordo, conforme esperado, ou seja, o sentido de causalidade é unidirecional.

Já para o preço Carcaça Suína a hipótese nula (H_0) pode ser aceita, pois a probabilidade de se aceitar a hipótese nula e de que ela é verdadeira é de um valor alto assim como a sua probabilidade de se aceitar a hipótese nula de que a carcaça suína não causa sobre o suíno vivo, sendo assim, o preço da carcaça suína não é influenciado pelo comportamento dos preços do suíno vivo (Tabela 11).

Tabela 11 Testes de causalidade de Granger para os mercados diários de bovinos e suínos

Hipótese nula	Estatística F	Valor-p
Bezerro vivo não causa Boi gordo	1.827	0.1767
Boi gordo não causa Bezerro vivo	0.1208	0.7282
Suíno vivo não causa Carcaça suína	49.579	2,91E-09***
Carcaça Suína não causa Suíno vivo	261.59	2.2e-16***

Fonte: Elaborado pelo autor

5.2.3 Função resposta ao impulso

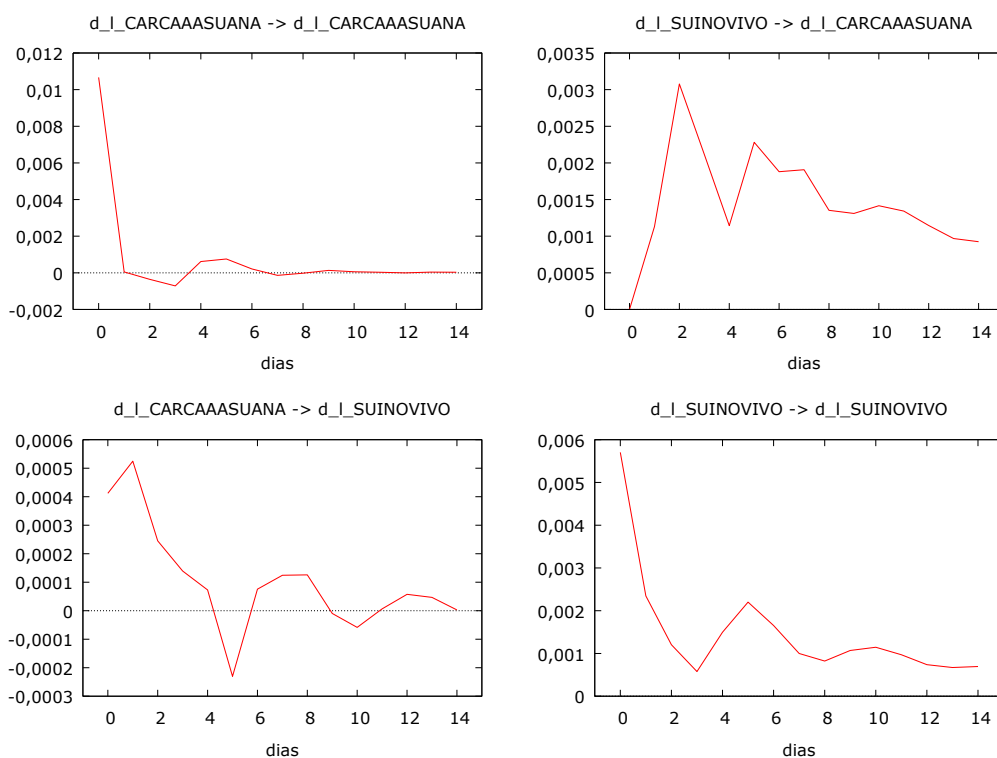
A figura 2 retrata a função impulso resposta entre os preços diários dos mercados do Suíno vivo e Carcaça Suína no Estado de São Paulo. Percebe-se que a resposta entre o preço do Suíno vivo a uma nova informação da carcaça suína, é negativa nos cinco primeiros dias aumentando seu valor no oitavo dia até estabilizar a partir do décimo dia.

A análise da função de impulso resposta ortogonalizada mostra que variações nos preços do boi gordo, no estado de São Paulo, são transferidas para os preços do bezerro vivo, praticamente da mesma forma que para os próprios preços do boi gordo, apontando um forte relacionamento das variáveis. Inicialmente, após um choque não antecipado nos preços do boi gordo, os preços do bezerro vivo apresentam trajetória descendente até o sexto dia até se tornar estacionária nos próximos períodos. (Figura 3).

No caso do próprio preço do boi gordo, após o choque inicial, essa variável tende a estabilizar-se em zero, decorridos, aproximadamente, quatro meses após o choque (Figura 2). Pode-se dizer que os resultados encontrados neste trabalho mostraram que os preços do boi

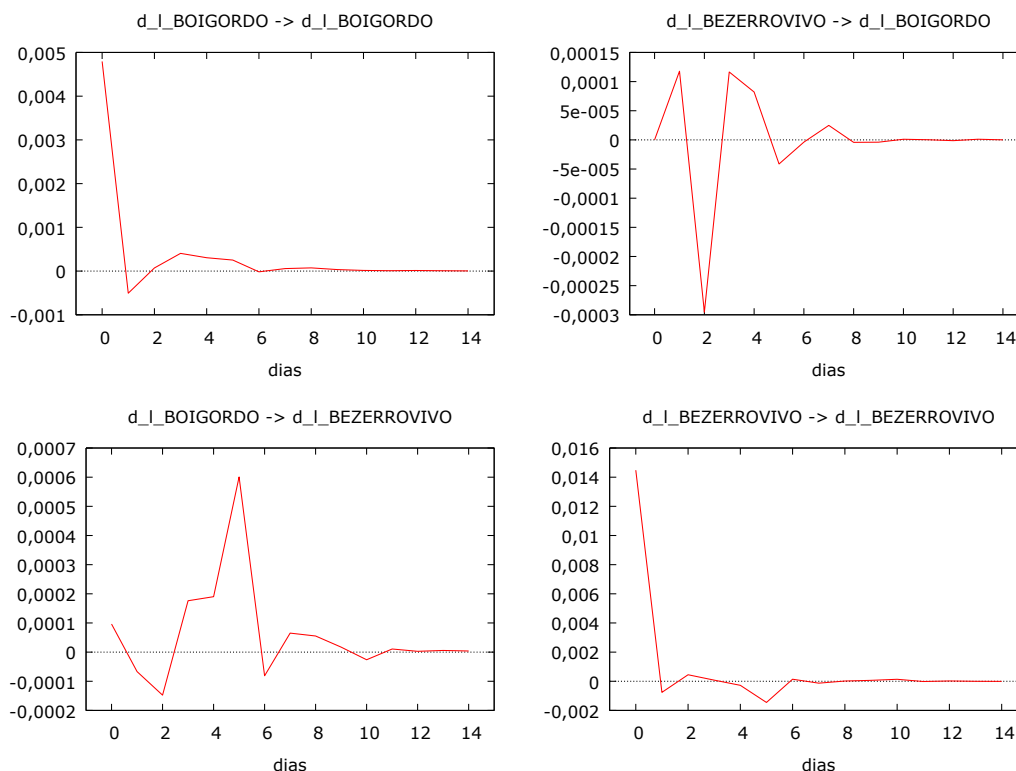
gordo influenciam, fortemente, os preços do boi magro. As funções de resposta de impulso encontradas demonstraram que os efeitos dos choques em ambas as variáveis, no período considerado, são de curta duração.

Figura 2 Função Impulso Resposta para os preços diários dos Suínos



Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 3 Função Impulso Resposta para os preços diários dos bovinos



Fonte: Elaborado pelo autor

Os resultados encontrados neste trabalho consolidam os de Hasegawa (1995), Bacchi (1999), e Sachs (2007) embora sejam diferentes as especificidades dos modelos. O primeiro considerou, no modelo que explica a transmissão de preços na pecuária de corte, os preços do boi gordo, bezerro, vaca gorda, garrote e boi magro, enquanto o segundo considerou os preços do boi gordo, bezerro e boi magro, já o terceiro considerou no modelo o boi gordo e boi magro.

Pode-se dizer que os resultados encontrados neste trabalho são semelhantes aos encontrados nas literaturas analisadas, apesar de este trabalho abordar também a relação entre os suínos. As respostas de Impulso resposta das literaturas citadas acima demonstram que após um choque inicial na variável Boi Gordo, os preços do Boi magro tende a normalizar em 4 meses. Neste trabalho um choque incidente sobre o boi gordo pelo preço do Bezerro vivo estabiliza se no quarto dia, enquanto um choque sobre a Carcaça suína em relação ao suíno vivo demora cerca de 6 a 8 dias. Indicando se assim que os efeitos dos choques também são de curta duração.

5.2.4 Decomposição de variância

Em relação à variável Bezerro vivo os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão mostraram que, em função de um choque não antecipado sobre essa variável, a maior parcela da decomposição do erro de previsão deve a ela mesma. Mais precisamente, decorridos 30 dias após a incidência de um choque não antecipado sobre os preços do Bezerro, cerca de 98,65% da decomposição do seu erro de previsão deve-se a ela mesma, e apenas, 0,0715% deve-se ao comportamento dos preços do Boi gordo (Tabela 12). Ou seja, a variável preço do bezerro é exógena em relação à variável preço do Boi gordo, resultados concomitantes a Sachs (2007).

Já para a variável Suíno Vivo, verifica-se um comportamento parecido, pois, decorridos 30 dias após um choque sobre ela própria, sua decomposição da variância dos erros de previsão vai de 99,63% no primeiro dia para 98,51 após os 30 dias (Tabela 13).

Tabela 12 Resultados da proporção da decomposição da variância dos erros de previsão para variável bezerro

Variável	Período a frente	Boi Gordo	Bezerro
Bezerro	dias	(%)	(%)
	1	0,0211	99,8424
	15	0,0641	98,9862
	30	0,0715	98,6504

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do CEPEA

Tabela 13 Resultados da proporção da decomposição da variância dos erros de previsão para variável suíno vivo

Variável	Período a frente	Carcça Suína	Suíno Vivo
Suino vivo	dias	(%)	(%)
	1	0	99,6384
	15	0,1838	99,5837
	30	1,3698	98,5183

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do CEPEA

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio da modelagem VAR foi possível realizar análises, utilizando o teste de causalidade de Granger, Função Resposta ao Impulso e Decomposição da variância do erro de previsão, das séries de preço dos bovinos e suínos vivos e terminados.

Este trabalho analisou os efeitos que choques nos preços da cadeia de carnes bovina e suína no Estado de São Paulo. Os resultados obtidos mostraram que os dois mercados, para o período considerado, não são cointegradas, isto é, não possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo, embora no curto prazo o preço do boi gordo influencie os preços do bezerro, conforme visto nos resultados da decomposição dos erros da variância, resultado semelhante ao mercado suíno.

A transmissão de preços entre os animais vivos e terminados mostraram forte correlação entre os bovinos na formação de preço deste produto, embora haja correlação positiva entre carcaça suína e suíno vivo o teste de causalidade de granger apontou fraca correlação de preços entre os choques não antecipados da carcaça suína sobre os preços do suíno vivo, mostrando que a cadeia bovina é mais eficiente. Este resultado pode ser derivada pela forma que é consumido estes produtos, uma vez que o bovino exige baixa mecanização até seu consumo, ao contrário do que ocorre com o suíno, onde o consumo se concentra na forma de embutidos, o que pode explicar, parcialmente este resultado.

O problema de analisar a transmissão de preços residem na dificuldade de quantificar ou numerar outros fatores exógenos em periodicidade compatível ao utilizado no trabalho. Os efeitos dos choques apresentados na função impulso resposta mostra que este segmento da criação de animais vivos e terminados paulista, são semelhantes. E quando isto ocorre corresponde a um grande relacionamento entre eles, pois dada uma resposta rápida a estes choques demonstra esta cadeia é eficiente.

Dentre possíveis temas para futuras pesquisas podem ser agregados diferentes praças, variáveis exógenas que impactam diretamente nos preços, como custo de transporte, insumos e variação de renda que justifique o aumento da demanda destes produtos.

REFERÊNCIAS

ABCS; SEBRAE. **Mapeamento da suinocultura brasileira**. [2008.].

ABIPECS. Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína. Estatísticas. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br/>>. Acesso

ABIEC – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNE. **Perfil da Pecuária no Brasil: Relatório Anual 2018**. 2018. Disponível em: <<http://www.girodoboi.com.br/wp-content/uploads/2018/09/Perfil-da-Pecu%C3%A1ria-no-Brasil-ABIEC.pdf>>.

ADAMI, A. C. DE O.; MIRANDA, S. H. G. DE. **Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 49, n. 1, p. 55–80, 2011.

ANUALPEC. **Anuário da Pecuária Brasileira**. São Paulo: FNP, 2008. 380 p.

ARÊDES, ALVES, L. R. A. et al. **Causalidade e transmissão entre os preços de mandioca, trigo, milho e seus derivados no Paraná**. Revista de Economia e Agronegócio, v. 4, n. 3, p. 313–342, 2006.

BAKUCS, L. Z.; FERTŐ, I. **Marketing margins and price transmission on the Hungarian pork meat market**. Agribusiness, v. 21, n. 2, p. 273–286, 2005.

BARROS, G. S. C. **Economia da Comercialização Agrícola**. São Paulo: FEALQ, 1987.

BARROS, G.S.A.C. **Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo**. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, FGV, v.44, n.1, p. 5-20, jan./mar. 1990.

BCB. **Modelos de Vetores Autorregressivos** – 2010. Relatório de Inflação - Boxes, n. 1998, p. 106–111, 2010.

CAVALCANTI, M. A. F. H. **Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência**. Economia Aplicada, v. 14, n. 2, p. 251–260, 2010.

CARVALHO, D.M. **Comercialização Agrícola no Brasil**. Revista OKARA: Geografia em debate, v.5, n.1-2, p. 93-106, 2011.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Boletim do Suíno**, ano 6, n. 64, dez. 2015.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Boletim do Suíno**, ano 7, n. , dez. 2016.

COELHO, A. B. **A Cultura do Algodão e a Questão da Integração**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 42, n. 01, p. 153–169, 2004.

CONFORTI, P. **Price transmission in selected agricultural markets. Commodities and Trade Division**; FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper. March, 2004.

DARBANDI, E.; SAGHAIAN, S. H. **Vertical Price Transmission in the U . S . Beef Markets with a Focus on the Great Recession**. n. December, 2016.

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, n. 76, p. 427-431, 1979.

DONG, X. et al. **Price transmission in regional beef markets: Australia, China and Southeast Asia**. Emirates Journal of Food and Agriculture, v. 30, n. 2, p. 99–106, 2018.

ENGLE, R. F. **Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation**. Econometrica, v. 50, n. 4, p. 987–1008, 1982.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Produção Suínos: Glossário**. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Suinos/SP>

FAO. **Policies for the effective management of food price swings in Africa**. The transition of international maize price signals in eastern and southern Africa. Technical Brief 2. 2010.

FAOSTAT. **Production Live Animals**. Disponível em:

<<http://faostat3.fao.org/browse/Q/QA/E>>. Acesso em 21 de outubro de 2018

GREENE, W. H. **ECONOMETRIC ANALYSIS** Library of Congress Cataloging-in-Publication Data. [s.l: s.n.].

GUIMARÃES, D. et al. **Suinocultura: estrutura da cadeia produtiva, panorama do setor no Brasil e no mundo e o apoio do BNDES**. BNDES Setorial | Agroindústria, v. 1, n. 45, p. 85–136, 2017.

GUJARATI, D.; Porter, D. **Econometria Básica**. 5ta Edição, 2008. McGraw Hill. Cap 22, pg. 784

HERVE, HASEGAWA, M. M. **O mercado de reposição da pecuária bovina de corte no estado de São Paulo**. 1995. 142 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

IBGE. Indicadores IBGE: **Estatística da Produção Pecuária**. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Jun. de 2018. Acesso em: 13 dez. 2018.

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

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; 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, p. 159-178, 1992.

LÜTKEPOHL, MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; FERNANDES, J. M. **Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja**. Pesquisa & Debate, v. 12, n. 2, p. 5–40, 2001.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: Exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. p. 21-65

MARQUES, P. V.; AGUIAR, D. R. D. de. **Comercialização de produtos agrícolas**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1993.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO <
<http://www.agri.gov.br>> Brasil projeções do agronegócio.

MELZ, L. J. et al. **Determinantes da demanda internacional de carne bovina brasileira: evidências de quebras estruturais**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 52, n. 4, p. 743–760, 2014.

NICHOLSON, W.; SNYDER, C. **Microeconomic Theory: Basic Principles and Extensions** 10th edition. [s.l: s.n.].

PEETZ, Valéria et al. **Repensando a agricultura: cadeia produtiva da carne bovina**. São Paulo: SAA, fev. 1997. 51p. Mimeo. (Relatório preliminar para discussão).

PIERO CONFORTI. **Price transmission in selected agricultural markets**. n. 7, [s.d.].

RESENDE FILHO, M. DE A. et al. **Sistemas de equações de demanda por carnes no Brasil: especificação e estimação**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 50, n. 1, p. 33–50, 2012.

ROB J HYNDMAN. **Forecasting: Forecasting: Principles & Practice**. n. September, p. 138, 2014.

SACHS, R. C. C.; MARTINS, S. S. **Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do bezerro na pecuária de corte paulista**, janeiro de 1995 a abril de 2006: uma aplicação do modelo VAR. Revista de Economia Agrícola, São Paulo, v. 54, n. 1, p. 75-85, 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, p. 253–264, 2012.

SANTOS, A. R. **Rastreabilidade “do laboratório à mesa”: um estudo da cadeia produtiva da indústria de carne suína na empresa Doux**. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade de Caxias do Sul, Caxias do Sul, 2011.

ZEN, S. **Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões Centro-Oeste e Sudeste do Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1997.

Sítios Consultados:

<http://cepea.esalq.usp.br/suino/#> Acesso em: 01/06/18.

<http://cepea.esalq.usp.br/bezerro/> Acesso em: 01/06/18.

<http://cepea.esalq.usp.br/boigordo/> Acesso em: 01/06/18.

<http://www.sidra.ibge.gov.br> Acesso em: 30/06/2018.