

Universidade Estadual de Maringá
Centro de Ciências Sociais Aplicadas - CSA
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - PCE

ALINE DE QUEIROZ ASSIS ANDREOTTI PANCERA

A Integração Espacial do mercado do Boi Gordo no Brasil: uma análise sobre os
efeitos das mudanças regionais e estruturais

Maringá- PR

2018

Universidade Estadual de Maringá
Centro de Ciências Sociais Aplicadas - CSA
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - PCE

ALINE DE QUEIROZ ASSIS ANDREOTTI PANCERA

**A INTEGRAÇÃO ESPACIAL DO MERCADO DO BOI GORDO NO
BRASIL: UMA ANÁLISE SOBRE OS EFEITOS DAS MUDANÇAS
REGIONAIS E ESTRUTURAIS**

Tese apresentada como requisito parcial para a
obtenção do título de doutor em Teoria
Econômica do Programa de Pós-Graduação
em Ciências Econômicas da Universidade
Estadual de Maringá
Orientador. Prof. Dr. Alexandre Florindo
Alves

Maringá- PR

2018

ALINE DE QUEIROZ ASSIS ANDREOTTI PANCERA

**A INTEGRAÇÃO ESPACIAL DO MERCADO DO BOI GORDO NO
BRASIL: UMA ANÁLISE SOBRE OS EFEITOS DAS MUDANÇAS
REGIONAIS E ESTRUTURAIS**

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Alexandre Florindo Alves, PCE/UEM.

Prof. Dr. Sergio De Zen, USP.

Prof. Dr. Waldemiro Alcântara da Silva Neto, UFG.

Profa. Dra. Sandra Mara Schiavi Bánkuti, PCE/UEM.

Prof. Dr. José Luiz Parré, PCE/UEM.

Aprovada em: 27/02/2018

AGRADECIMENTOS

À Universidade Estadual de Maringá e ao Programa de Pós Graduação em Ciências Econômicas, pela oportunidade de realização do curso.

Ao professor orientador, Alexandre Florindo Alves, pelos ensinamentos, dedicação e confiança. Por todo apoio e incentivo ao longo da minha carreira acadêmica, iniciando-se com o projeto de iniciação científico em 2009, seguido pela orientação da monografia em 2011, orientação da dissertação em 2013 e orientação do atual trabalho, muito obrigada.

Aos membros da banca, professores, Sergio de Zen, Waldemiro Alcântara da Silva Neto, José Luiz Parré, Sandra Mara Schiavi Bánkuti, pelos ensinamentos, críticas e sugestões.

Ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, por disponibilizar os dados para o estudo empírico.

À Júnior, meu marido, pelo apoio, ensinamentos, sugestões, carinho e companheirismo.

A todos os professores e funcionários do Programa de Pós Graduação que me auxiliaram e me ensinaram ao longo desses oito anos, em especial à Denise, por toda disponibilidade e atenção.

RESUMO

Com a intenção de compreender a dinâmica da integração espacial e as consequências de choques exógenos no mercado do boi gordo, a presente pesquisa buscou identificar se mudanças na estrutura da cadeia produtiva e no comportamento dos preços alteraram os centros formadores de preços e a integração dos mercados de boi gordo no Brasil entre 2006 e 2017. Isso representa uma contribuição expressiva, uma vez que os estudos encontrados recentemente usavam conclusões de estudos defasados, por um lado, ou não consideravam os possíveis efeitos das quebras estruturais nas análises, por outro. Então, no presente estudo se pretendeu testar a presença de quebras estruturais; delimitar espacialmente o mercado do boi no Brasil e identificar os centros formadores de preços; verificar a co-integração entre as séries de preços na presença dos custos de transferência e apontar variáveis que pudessem justificar possíveis mudanças no comportamento dos preços ao longo do tempo. Desse modo, preliminarmente, verificou-se as quebras estruturais conjuntas das séries. O resultado do teste dividiu a série em três períodos distintos. No Período I (início de 2006 a 2008), a região de São Paulo foi a que apresentou maior influência nos preços das outras regiões. No Período II (2009 a 2013), Mato Grosso do Sul passou a ser o estado com maior influência nos preços, bem como no Período III (2014 a início de 2017). Desse modo, os resultados apontaram que as modificações regionais verificadas no agronegócio do boi e choques exógenos alteraram o mercado comum e o centro formador de preços. Na sequência, foi testada a co-integração entre as séries de preços e estudadas as variáveis que pudessem justificar a integração do mercado. Os modelos utilizados para testar a co-integração foram o Autoregressivo com *Threshold* - TAR e o Modelo de Correção de Erros com *Threshold* - MCE-TAR. Os resultados do modelo TAR indicaram que o mercado comum do boi gordo foi espacialmente integrado no Período I, II e III, porém para o modelo MCE-TAR, o mercado não se cointegrou no Período I, foi parcialmente integrado no Período III e totalmente integrado no Período II. As análises das variáveis determinantes da integração espacial e dos diferenciais nos preços do boi gordo em cada região, apontaram relação entre o volume comercializado, estoque de boi gordo, clima e razão de concentração com a integração. Foi possível identificar que as mudanças na estrutura produtiva da indústria interferiram no centro formador de preços e na integração espacial, indicando que o mercado do boi gordo passou por modificações capazes de alterar sua dinâmica de integração. Por sua vez, reforça a importância de se aplicar os testes de quebra estrutural e do mercado comum para os estudos da integração espacial do boi gordo no Brasil.

Palavras-chave: centro formador de preços; integração de mercado; quebra estrutural; diferenciais de preços.

ABSTRACT

Aiming to understand the spatial integration and the consequences of exogenous shocks in the bovine market, the current study has as main goal to identify if structural changes in supply chain and in the dynamics of the prices altered the central market and the spatial market integration of the beef cattle in Brazil between 2006 and 2017. Thus, this research intends to test the structural breaks in the series; test the existence of a central market, investigate the cattle beef market integration considering transfer costs and determine the factors resulting in the changes in prices behavior. According to the structural breaks test the series was divided into three smaller samples defined by Period I, II and III. In the Period I, the region of São Paulo was the one that presented the deepest influence on prices comparing to other ones and was the central market. In the Period II and III, Mato Grosso do Sul become the central market. This way, the results pointed out that the regional changes on beef cattle agribusiness altered the same economic market and the central market. Thus, it was needed to test the prices co-integration among regions and to study the changing that might justify the market integration. The models used to test the co-integration were the Threshold Autoregressive Models – TAR and the Threshold Error Correction Model – ECM-TAR. The results of the TAR Model indicated that the same economic market was spatially integrated in the Periods I, II and III, but for the ECM-TAR model, the market didn't co-integrated in the Period I, and it was partially integrated in the Period III and integrated in the II. The analyses of the factors resulting in the spatial market integration have pointed out a relation between the traded volume, stock of cattle, weather and concentration ratio and the integration. The study identified that the changes on the productive structure of industry have interfered in the central market and the spatial market integration. Indicating that beef cattle market presented modification that interfered in the integration dynamics. Therefore the present research highlights the importance of the test of common market e structural breaking point for the studies of Brazilian beef cattle spatial market integration.

Key words: central price market; market integration; structural breaks; price variations.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Porcentagem do total de cabeças abatidas no Brasil, por estados e total de abate brasileiro, entre os anos de 2005 a 2016.....	28
Tabela 2 - Produção, Consumo, Importação, Exportação e Estoques de carne bovina no mundo em 2016.*	34
Tabela 3 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Sul entre os anos de 2006 a 2016	42
Tabela 4 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Sudeste entre os anos de 2006 a 2016	44
Tabela 5 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Centro Oeste entre os anos de 2006 a 2016	45
Tabela 6 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Norte entre os anos de 2006 a 2016	46
Tabela 7 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Nordeste entre os anos de 2006 a 2016	48
Tabela 8 - Resumo sobre a evolução do número de estabelecimentos frigoríficos por porte e abate entre os anos de 2006 a 2016	50
Tabela 9 - Valores Críticos do teste de cointegração	74
Tabela 10 - Estatística Descritiva dos preços reais da arroba do boi gordo no período de 24 de abril de 2006 a 28 de abril de 2017	83
Tabela 11 - Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	86
Tabela 12 - Teste de causalidade de Granger no Período I, II e III.....	88
Tabela 13 - Resumo este de causalidade de Granger no Período I, II e III	90
Tabela 14 – Teste de co-integração para identificar os parâmetros determinísticos	93
Tabela 15 - Número de relações de co-integração entre as regiões analisadas conforme a aplicabilidade Traço	94
Tabela 16 - Teste de Exogeneidade Fraca para os Estados pertencentes ao mercado comum dos Períodos I e II.....	96
Tabela 17 - Estatísticas Descritivas dos preços reais da arroba do boi gordo no período para os três períodos em análise	98
Tabela 18 - Valores estimados dos <i>thresholds</i>	100
Tabela 19 - Parâmetros estimados para o modelo TAR, teste de co-integração e assimetria	103
Tabela 20 - Parâmetros estimados para o modelo MCE-TAR, teste de co-integração e assimetria.....	105

Tabela 21 - Distâncias entre os centros formadores de preços e as principais regiões produtoras de bovinos.....	108
Tabela 22 - Evolução do volume comercializado por regiões entre os Períodos I, II e III. ...	110
Tabela 23 - Evolução das Razões de Concentração em cada Período.....	113
Tabela 24 - Variações nas proporções de vacas abatidas em relação ao total em cada Período e respectiva presença no mercado comum	116
Tabela 25 - Variação no número efetivo de rebanho bovino nos Períodos I, II e III e respectiva presença no mercado comum	116
Tabela 26 - Predominância dos fenômenos climáticos e o comportamento do clima e respectiva presença no mercado comum	119

LISTA DE QUADROS

Quadro 1- Classificação dos estabelecimentos segundo porte.....	42
Quadro 2- Resumo dos principais estudos sobre a integração espacial do boi gordo no Brasil	64
Quadro 3- Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa.....	81

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Preços reais do boi gordo entre as principais regiões produtoras.....	20
Figura 2- Evolução dos números de efetivo de bovinos por estados brasileiros entre os anos de 1974, 1994, 2015	24
Figura 3- Consumo <i>per capita</i> domiciliar anual (kg) de carne bovina e consumo total domiciliar por estados brasileiros.	31
Figura 4- Principais variáveis determinantes do preço do boi gordo no Brasil.....	52
Figura 5 – Diagrama da Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços	56
Figura 6 – Diagrama da Velocidade da Assimetria na Transmissão de Preços	56
Figura 7 – Diagrama da Velocidade e Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços ..	57

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Evolução dos números de efetivo de bovinos por Regiões brasileiras entre os anos de 1974 a 2015.....	27
Gráfico 2 - Aquisição alimentar domiciliar <i>per capita</i> anual (kg) por Regiões brasileiras nos anos de 2008 e 2009	30
Gráfico 3 - Evolução dos principais exportadores mundiais de carne bovina.....	32
Gráfico 4 - Principais importadores de carne bovina, fresca, refrigerada ou processada nos anos de 2005 a 2015	35
Gráfico 5 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos de bovinos entre as principais regiões produtoras de bovinos entre os anos de 2006 a 2016.....	41
Gráfico 6 - Evolução do abate de bovinos entre 2006 e 2017 nos estados de Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná, Rondônia e Tocantins.....	49
Gráfico 7 –Períodos das quebras estruturais nas séries de preços do boi gordo no Brasil para os anos de 2006 a 2016.....	84
Gráfico 8 - Preços médios da arroba do boi gordo para os anos de 2006 a 2017 e as relações da integração espacial.....	107
Gráfico 9 - Evolução dos números de abates de bovinos para o mercado comum de 2009 a 2017	109
Gráfico 10 - Razão de Concentração (CR) para os Estados do mercado comum nos anos de 2006 a 2016	111
Gráfico 11 – Evolução abate de fêmeas e a integração espacial	115
Gráfico 12 – Fenômenos El Niño e La Niña e a integração espacial	118

SUMÁRIO

RESUMO.....	4
ABSTRACT	6
LISTA DE TABELAS.....	7
LISTA DE QUADROS.....	9
LISTA DE FIGURAS.....	10
LISTA DE GRÁFICOS	11
1. INTRODUÇÃO	14
2. PANORAMA DO MERCADO DO BOI GORDO NO BRASIL: PRODUÇÃO, ABATE, CONSUMO E INDÚSTRIA	23
2.1. A PRODUÇÃO DE CARNE BOVINA NO BRASIL.....	23
2.2. O PADRÃO DE CONSUMO DA CARNE BOVINA	29
2.3. O BRASIL E O MERCADO INTERNACIONAL.....	31
2.4. O CICLO PRODUTIVO DO BOI E SAZONALIDADE	35
2.5. AS MODIFICAÇÕES DO MERCADO DA CARNE.....	38
2.6. EVOLUÇÃO DOS NÚMEROS DE ESTABELECIMENTOS DA INDÚSTRIA DE ABATE.....	39
2.7. DETERMINANTES DOS PREÇOS	50
3. REFERENCIAL TEÓRICO	54
3.1. O MERCADO CENTRAL	54
3.2. INTEGRAÇÃO ESPACIAL	55
3.2.1. Determinantes da integração espacial	59
3.3. ESTUDOS RELACIONADOS	61
3.3.1. Estudos empíricos sobre o mercado de carne bovina.....	62
3.3.2. Estudos empíricos sobre outros produtos.....	66
4. METODOLOGIA.....	70
4.1. MODELOS ESTIMADOS	70

4.1.1. Identificando o Centro Formador de Preços	70
4.1.2. O modelo de transmissão de preços entre regiões com threshold	72
4.2. TESTES ECONOMETRICOS	74
4.2.1. Teste de raiz unitária	74
4.2.2. Teste de causalidade	76
4.2.3. Teste de cointegração.....	76
4.2.4. Teste de quebra estrutural conjunta das séries	78
4.3. ÍNDICES DE CONCENTRAÇÃO	79
4.4. FONTE E NATUREZA DOS DADOS.....	80
5. RESULTADOS	83
5.1. O MERCADO COMUM E O CENTRO FORMADOR DE PREÇOS	92
5.2. INTEGRAÇÃO ESPACIAL	97
5.2.1. Determinantes dos diferentes comportamentos nos preços.....	106
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	121
REFERÊNCIAS	124

1. INTRODUÇÃO

A pecuária é considerada como uma das atividades de maior destaque no cenário mundial, pois, além de produzir proteína animal, um dos alimentos de maior consumo no mundo, fornece insumos para diversos setores da economia como, produção de adubos orgânicos e de produtos voltados à alimentação animal, indústria farmacêuticas, vestuários, calçados, entre outras (MEDEIROS, 2006). A pecuária brasileira destaca-se internacionalmente, com a segunda maior produção mundial de carnes, atrás apenas dos Estados Unidos e um dos maiores exportadores mundiais dos últimos. Portanto, esse cenário justifica a importância da bovinocultura de corte tanto para economia nacional, quanto internacional, tornando-se incontestável a relevância da bovinocultura de corte para a economia brasileira, seja pela perspectiva econômica com a geração de renda e emprego aos diversos segmentos, pelos aspectos produtivos, com a contribuição para o PIB e pela importância no fornecimento de alimentos (ZILLI *et al.*, 2008).

Conforme relatório elaborado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OCDE, e a Organização das Nações Unidas de Alimentos e Agricultura - FAO (2015), o Brasil está entre os maiores exportadores e produtores mundiais de aves, carne bovina e suína e espera-se que essa produção brasileira continue a crescer pelas próximas décadas. Os fatores apontados para o contínuo crescimento da produção de proteína animais são, a depreciação do real frente ao dólar, a projeção de menores custos com a alimentação e o melhoramento genético juntamente da melhora na saúde e nutrição animal.

No entanto, as fragilidades identificadas na produção e comercialização de *commodities* agropecuárias, principalmente em países em desenvolvimento como o Brasil, podem comprometer a eficiência desse mercado de extrema importância para a economia. Conforme, Fackler e Goodwin (2001) os países em desenvolvimento são caracterizados por um mercado fragmentado, infraestruturas ruins de transportes e comunicação, mecanismos inadequados para a execução dos contratos e políticas ambientais instáveis. Essas instabilidades geram incertezas quanto ao comportamento dos preços comprometendo, na maioria das vezes, a lucratividade do setor. Somado a isso, os produtos agrícolas quando produzidos em uma área extensa, como no Brasil, têm o transporte como um dos maiores custos da comercialização do produto final, comprometendo novamente a lucratividade do setor e sua eficiência.

Desse modo, verificam-se diversos estudos, tanto na literatura nacional, quanto internacional, que buscaram analisar essas instabilidades nos mercados de países em desenvolvimento, uma das formas mais utilizadas é a da integração dos mercados. Segundo Goodwin e Piggott (2001) a integração do mercado tem importantes implicações na dinâmica do mercado e determinação dos preços, uma vez que desvios persistentes da integração podem beneficiar os comerciantes espaciais (arbitradores), trazendo-lhes oportunidades de lucro e comprometendo a eficiência do mercado. Segundo Meyer (2004) de modo geral, os estudos definem a integração entre mercados como grau da transmissão de preços, e a utilizam como *Proxy* da eficiência dos mercados.

Segundo Zili *et al.* (2008) os preços do boi gordo, regionalmente, são determinados pelas condições da oferta de animais para o abate, da demanda da carne bovina pelos consumidores finais e pela distância entre os elos da cadeia, ou seja, as relações entre produtores pecuaristas, indústria e consumidores finais. Segundo os autores, os agentes do mercado do bovino no Brasil ao operarem de forma integrada, necessitam preços regionalizados e a especificado por categorias de animais (boi magro, vaca, novilho, bezerros, boi gordo). Desse modo, as informações sobre o comportamento dos preços nas diversas regiões brasileiras e a possível relação temporal entre as praças produtoras podem auxiliar os pecuaristas a decidirem os melhores momentos de produção e venda de seus animais.

Mercados com boa integração favorecem técnicas de comercialização, por exemplo, o uso de contratos futuros. Ou seja, em um mercado integrado, os mecanismos de *hedge* via mercado futuro passam a serem mais eficazes, uma vez que os preços praticados nas praças produtoras seguem comportamento semelhante. Para as indústrias frigoríficas, compreender a integração entre as regiões produtoras pode auxiliar na instalação de plantas industriais. Além disso, um mercado integrado, e por sua vez eficiente, atrai investidores internacionais ao segmento, melhorando a desempenho da atividade.

Pereira (2005) ainda ressalta que, as políticas públicas voltadas para a melhoria no fluxo de comércio entre regiões seriam beneficiadas com as informações sobre a integração espacial do mercado, proporcionando a alocação eficiente dos recursos governamentais e o correto delineamento de políticas de desenvolvimento regional. Ainda, segundo autora a determinação de regiões capazes de influenciar outras localidades resulta na redução dos gastos governamentais, evitando a multiplicidade de intervenção, levando, novamente, à alocação eficiente dos recursos escassos da economia.

Vale destacar que, na literatura, o teste para integração de mercados usualmente considera a extensão com que choques são transmitidos entre mercados espacialmente separados. Os estudos que abordam a integração espacial entre regiões são elaborados conforme duas metodologias: a primeira, busca empiricamente identificar o centro formador de preços do mercado para, assim, verificar como choques são transmitidos entre a região central e as secundárias (aquelas que recebem influência da formadora). A segunda não elenca uma região principal e considera a possibilidade de todas serem formadoras de preços. Desse modo, estimam-se todos os pares possíveis do mercado. Porém, a segunda metodologia não é a mais apropriada, pois se deve primeiramente identificar o mercado exógeno para que depois se analise suas relações com os demais. Além disso, o agronegócio do boi apresenta regiões com expressivas produções de bovinos e abates, o que sugere a presença de um centro formador de preços.

Dentre os estudos sobre a integração espacial entre regiões produtoras de carne bovina no Brasil o último a analisar o centro formador de preços foi o de Pereira (2005). Filgueira *et al.* (2006) também testaram essa possível existência, porém, abordaram apenas os estados de Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná e São Paulo. Desse modo, verifica-se que os estudos recentes, ao definirem o centro formador de preços, respaldaram-se em pesquisas elaboradas na década passada e nas características que um centro formador de preços deve ter, por exemplo, se destacar no consumo de carne bovina e sediar a bolsa de mercados futuros. Nesse caso, o estado de São Paulo foi a região utilizada como centro formador de preços dentre os principais estudos da integração espacial do boi no Brasil.

No entanto, a pecuária bovina passou por diversas modificações nos últimos anos. Por exemplo, em meados 2000, a região Norte destacou-se na produção brasileira de carne bovina, alterando o cenário produtivo do boi gordo. O Centro-Oeste despontou na produção de bovinos e em 2002 – o Mato Grosso além de se tornar o maior produtor do setor, passou a ser o estado com o maior número de abates no Brasil. Além disso, em meados de 2004, o Pará ganhou destaque como uma nova fronteira de produção pecuária, e em 2015 passou ter o dobro da produção e o mesmo número de abate paulista. Assim, esse novo cenário da produção pecuária leva ao questionamento sobre qual estado pode ser identificado como centro formador de preços dos últimos anos.

Somando a isso De Zen¹ (2018) complementou que existe um processo acelerado de mudanças estruturais da produção de bovinos de corte no Brasil, primeiro destaca-se o aumento da produtividade da pecuária, seguido pelas melhorias na qualidade os animais, a conquista de novos mercados internacionais, mudanças nos preços relativos e a estabilidade (informação pessoal).

Desse modo, o estudo inicia-se com o seguinte questionamento: mudanças nas relações entre os preços do boi gordo alteraram o centro formador de preços e conseqüentemente a integração do mercado? A hipótese central é que mudanças estruturais e espaciais na produção interferiram na integração espacial do boi gordo, modificando o mercado comum, o centro formador de preços e as correspondentes regiões tomadoras de preços, proporcionando diferentes relações de integração espacial entre as regiões produtoras de carne bovina ao longo do tempo.

Portanto, o objetivo geral da pesquisa é verificar se as mudanças na estrutura da cadeia produtiva e na dinâmica de preços implicaram mudanças nos centros formadores de preços e sobre a integração do mercado do boi gordo do Brasil entre 2006 e 2017.

Especificamente pretende-se: i) testar a presença de quebras estruturais que dividam as séries em subamostras, permitindo a comparação dos resultados nos diferentes períodos; ii) delimitar espacialmente o mercado do boi no Brasil e identificar os centros formadores de preços para cada período, na presença de quebra (s) estrutural (is); iii) verificar se há relações de longo prazo entre as séries de preços na presença dos custos de transferência e analisar as variáveis que possam explicar as mudanças no comportamento dos preços.

Para Fackler e Goodwin (2001) o conceito da eficiência de mercados espacialmente integrados é definido como sinônimo das condições de arbitragem espacial. Assim, mercados, nacionais ou internacionais, caracterizados pela arbitragem espacial são considerados como ineficientes e para que aconteça a integração os preços deverão refletir as relações da oferta e demanda, adicionadas aos bens como os custos de transferência. Balcome, Bailey e Brooks (2007) complementam que a literatura econômica normalmente relaciona o comportamento dos preços de bens similares em mercados espacialmente separados com o conceito da arbitragem espacial, juntamente da Lei do Preço Único² (LPU) e como sinal de concorrência e eficiência econômica. Assim, surgiram estudos que avaliaram a integração espacial dos

¹DE ZEN, S. Universidade Estadual de Maringá, 27 fev. 2018.

² A Lei do Preço Único garante que na ausência dos custos de transação, mercados regionais que são ligados pelo comércio e arbitragem terão em comum o preço único. (FACKLER e GOODWIN, 2001).

mercados e mensuraram o grau de transmissão com que choques de um mercado são transmitidos para outro (BALCOMBE, BAILEY e BROOKS, 2007).

A eficiência espacial ainda engloba o tamanho dos custos de transferência de um mercado para outro, que por sua vez, poderão ser elevados por uma variedade de fatores que vão além da influência do poder individual. No caso dos países em desenvolvimento, os custos de transferência são altos em consequência dos contratos poucos fiscalizados, inadequada proteção policial, corrupção, impostos excessivamente altos e logística inadequada (FACKLER e GOODWIN, 2001).

Os mercados quando integrados são mais competitivos e rentáveis, o que proporciona melhores investimentos na geração e transmissão de ativos. Portanto, espera-se que uma boa integração eleve o desempenho do setor de diversas maneiras, minimizando o poder de mercado e melhorando a concorrência (PIERCE, TREBILCOCK e THOMAS, 2006). Assim, métodos empíricos são empregados com a finalidade de responder aos questionamentos das relações de integração.

Uma boa definição da integração de mercados é a influência de um mercado sobre o outro por meio da transferência Walrasiana do excesso demanda. Assim, quando dois mercados são integrados, a oferta e demanda de um mercado afetam o preço e/ou o volume transacionado no outro (BARRET e LI, 1999). Segundo Balcombe, Bailey e Brooks (2007) o mecanismo que mantém a relação da LPU é a arbitragem espacial. Desse modo, quando os preços de produtos homogêneos se diferem em mercados, na ausência de custos de transporte, os arbitradores deslocarão o excesso de produção de um mercado para o outro de menor oferta e de preço local mais elevado. Conforme Isard (1997) pode-se resumir que, na ausência dos custos de transporte e restrições do mercado, a arbitragem perfeita da *commodity* garante que cada produto seja uniformemente precificado ao longo do mundo, e a LPU se prevalece.

Conforme apontado por Pereira (2005) é importante a realização de estudos sobre o comportamento dos preços da bovinocultura de corte no Brasil, pois, mesmo com um bom desempenho internacional, a comercialização de carne bovina brasileira, internamente, precisa de informações sobre dinâmica da atividade entre as regiões, uma vez que essas também apresentam expressiva diversidade. Além disso, no Brasil, ainda se identificava pecuaristas com baixa gestão profissional de seus negócios, sem informações gerenciais, tomando decisões equivocadas quanto à sua maximização de lucro. Então, uma das formas de se minimizar esse risco seria por meio da análise de preços a serem recebidos pelos produtores de bovinos, e até mesmo, sua possível previsão (MEDEIROS, 2006). Conforme Conceição

(2006), os estudos sobre os preços no mercado bovino são também importantes para o sucesso de políticas públicas voltadas para o setor agropecuário.

Além disso, a análise do comportamento nos preços entre as principais praças de comercialização do Brasil, ou seja, Rondônia, Tocantins, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul, indicam que os diferenciais de base³ se modificam ao longo do tempo.

Desse modo, em vista de melhor ilustrar as diferentes relações de preços no período de estudo, elaborou-se a Figura 1. Os resultados da evolução desses preços entre abril de 2006 a abril de 2017 mostra que entre os anos de 2009 até 2014 os diferenciais de base foram menores que entre os anos de 2006 a 2008 e no final da série, entre 2015 e início de 2017. Visto que a integração espacial sustenta que, na ausência dos custos de transporte e restrições de mercado os produtos devem ser precificados uniformemente até que a LPU se prevaleça, esses diferentes comportamentos da série sugerem modificações na integração espacial ao longo do tempo, sendo essas, resultados de mudanças espaciais e estruturais.

³ O quanto o preço de qualquer praça se distâcia do valor praticado em São Paulo.

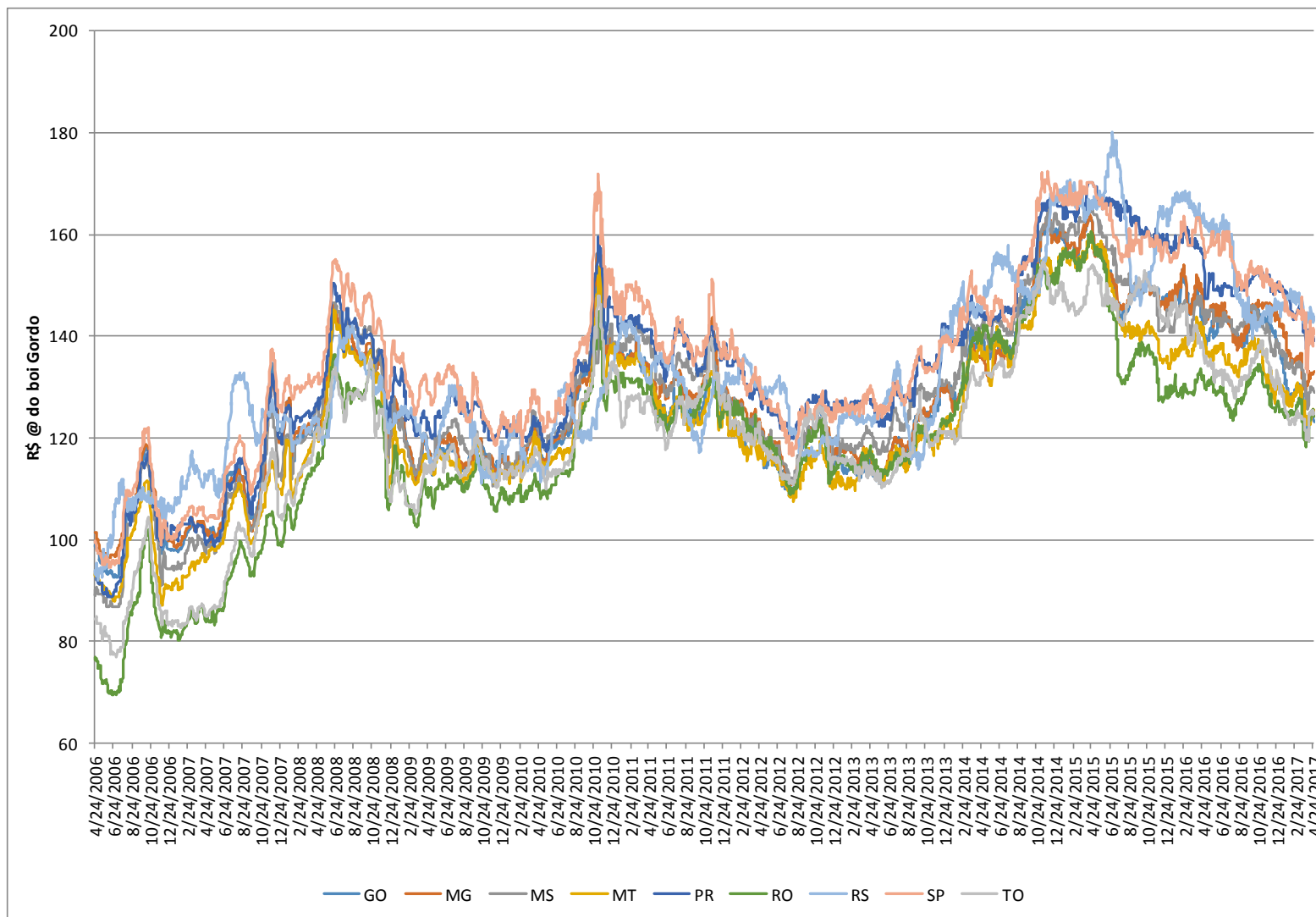


Figura 1- Preços reais do boi gordo entre as principais regiões produtoras

Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2017).

Ainda, vale destacar que não se verificou na literatura, nacional e internacional, estudos que buscassem testar possíveis quebras estruturais nas séries de preços sobre os centros formadores. Como a metodologia da integração espacial envolve séries de tempo, é imprescindível a realização do teste de quebra estrutural, pois, conforme Hansen (2001), estudos empíricos de séries temporais têm como hipótese a estacionaridade da série, ou seja, que os valores dos parâmetros sejam constantes ao longo do tempo (média, variância e tendência). Desse modo, ignorar possíveis quebras estruturais em estudos de séries de tempo é um tanto quanto perigoso, pois, as inferências sobre as relações econômicas podem ser viesadas e as previsões imprecisas, levando então a conclusões equivocadas.

As quebras estruturais podem acontecer por forças externas, como o caso da crise financeira internacional de 2007/2008, mudanças na política econômica, por exemplo, o Plano Real em 1993-1994, pela instabilidade política e econômica do Brasil, iniciada em 2014, e até mesmo por fenômenos naturais como grandes secas. Portanto, visto que a economia brasileira esteve suscetível a esses eventos nos últimos anos, torna-se importante considerar as quebras estruturais na análise da integração espacial.

Portanto, como os estudos que estimaram a integração espacial no mercado do boi gordo no Brasil nos últimos anos se respaldaram em testes de centro formadores de preços defasados e possivelmente viesados, e por desconsiderarem a presença de quebras estruturais no modelo, torna-se fundamental uma pesquisa que reavalie a dinâmica dos preços no mercado do boi gordo e suas possíveis causas.

A pesquisa está estruturada em seis capítulos, iniciando com o presente, introdutório. O capítulo dois apresenta os principais aspectos do mercado bovino do Brasil, bem como, o comportamento da produção nos últimos anos, padrão de consumo, mercado internacional, as modificações do mercado, o ciclo produtivo, a evolução da indústria de abate e possíveis determinantes do preço. Essa análise preliminar da pecuária bovina brasileira visa descrever os atributos necessários para compreensão da trajetória da integração espacial ao longo do tempo.

O capítulo três contempla a revisão teórica dos métodos abordados para analisar o mercado comum da pecuária de corte, com seu(s) respectivo(s) centro(s) formador (es) de preço, e testar a integração espacial. O capítulo também busca discutir os principais estudos do boi e de outros produtos agrícolas que abordaram a integração espacial, tanto em nível nacional quanto internacional. O capítulo quatro descreve as duas metodologias empregadas, ou seja, o modelo de detecção do centro formador de preços e o mercado comum, e

posteriormente o Modelo de Correção de Erros com *threshold* para a identificação da co-integração espacial na presença dos custos de transferências. Por fim, o capítulo cinco apresenta os resultados e as discussões, e o capítulo seis aponta as conclusões sobre o trabalho.

2. PANORAMA DO MERCADO DO BOI GORDO NO BRASIL: PRODUÇÃO, ABATE, CONSUMO E INDÚSTRIA

Para melhor compreensão do mercado do boi torna-se necessária a descrição do ciclo de produção de bovinos. Nesse sistema verifica-se três tipos de atividades: a cria, recria e engorda. Na cria, o pecuarista tem como principal finalidade a produção de bezerros, com o uso de vacas matrizes e touros reprodutores e a atividade encerra-se com o destino do bezerro (a) para a cria e o abate das vacas e touros reprodutores. A recria inicia-se com a engorda do bezerro e novilho até atingirem determinado peso e apresentarem mais de um ano de vida, passando a serem denominados de bois magros (vacas magras), por fim, verifica-se a atividade de engorda, tendo como produto final o boi gordo. Conforme Sachs e Margarido (2007), muitos bovinocultores atuam em mais de uma fase, existindo até produtores de todo o ciclo, ou seja, desde a concepção do bezerro ao boi gordo e os que atuam na engorda produzindo boi gordo em um curto espaço de tempo.

Vale destacar que essa tese apresenta como objeto de estudo apenas os animais considerados como acabados, ou seja, o produto final de engorda.

O presente capítulo busca apresentar um panorama geral sobre o mercado bovino, com destaque para o comportamento da produção de carne bovina e sua dispersão pelo território brasileiro, o consumo da proteína, a evolução do Brasil no cenário internacional. O capítulo também apresenta as definições sobre o ciclo produtivo do boi e sazonalidade e destaca seus atuais comportamentos. Em vista de melhor compreender o mercado, destaca as principais modificações dos últimos anos e aponta a evolução dos números de estabelecimentos da indústria frigorífica. Por fim, apresenta os principais determinantes dos preços conforme a literatura nacional.

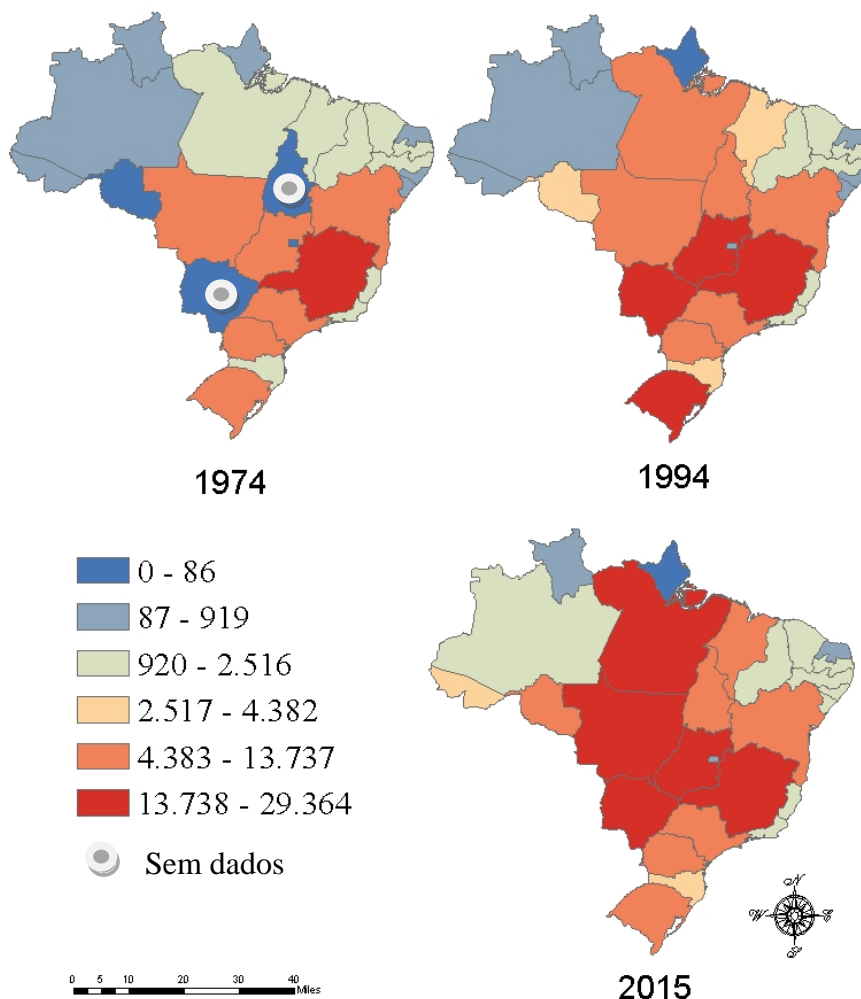
2.1. A produção de carne bovina no Brasil

A pecuária bovina brasileira iniciou-se no período colonial, no interior do Nordeste brasileiro, complementando a produção de cana-de-açúcar já existente. Nos séculos XVII e XVIII a produção inicia uma nova etapa. A atividade deslocou-se para o interior e os rebanhos avançaram aos sertões nordestinos e mineiro dispersando-se ao longo do Rio São Francisco, ou seja, desde o estado de Minas Gerais até o interior do Piauí e Maranhão (MEDEIROS, 2006). Conforme Medeiros (2006), a bovinocultura chegou ao Sul do Brasil em

meados do século XVIII, se estendendo pela campanha Gaúcha e apenas nas últimas décadas do mesmo século deslocou-se para as regiões Centro Oeste e Norte.

Para melhor compreensão do cenário atual da pecuária brasileira, a Figura 2 apresenta a evolução da produção de bovinos nos últimos 40 anos.

Figura 2- Evolução dos números de efetivo de bovinos por estados brasileiros entre os anos de 1974, 1994, 2015



* Valores por 1.000 cabeças

Fonte: IBGE - Pesquisa Pecuária Municipal (2017). Elaboração da autora.

Em meados da década de 1960, a pecuária concentrava-se regionalmente nos estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio Grande do Sul. Nesse período o Cerrado era ainda um grande vazio e a pecuária incipiente no Centro-Oeste (DE ZEN e BARROS, 2005). Conforme apontado no Mapa de 1974, o estado que apresentou o maior efetivo de rebanho foi o de Minas Gerais com cerca de 17 milhões de cabeças, seguido pelo Rio Grande do Sul, com 12 milhões, Mato Grosso (que nesse período também englobava o atual Mato Grosso do Sul)

com 11 milhões e Goiás e São Paulo ambos com cerca de 10 milhões. Nota-se que o Nordeste não mais se destaca na produção de bovinos.

Em 1994 verifica-se uma mudança nos níveis de produção dos estados. Mato Grosso do Sul passa a ser o principal produtor com cerca de 22 milhões de cabeças, seguindo por Minas Gerais com 20 milhões e Goiás destaca-se na produção nacional com 18 milhões, seguido pelo Rio Grande do Sul (14 milhões), São Paulo (12 milhões) e Mato Grosso (12 milhões).

Por fim, no cenário atual, conforme exposto na Figura 2, o principal estado criador de bovinos¹ é o Mato Grosso, com 29 milhões de cabeças. Nesses 41 anos de análise, o estado apresentou um aumento de 132%. O segundo maior produtor é Minas Gerais, com 23 milhões e aumento de 15 % no mesmo período, seguido por Goiás (com 21 milhões e elevação de 19%). Ressalta-se, ainda, a presença do estado do Pará na bovinocultura, com efetivo de rebanho de cerca de 20 milhões e uma das maiores elevações no período de análise, (de 169%). Estados como Mato Grosso do Sul, Rio Grande do Sul e São Paulo apresentaram reduções no estoque de, respectivamente, 4%, 6% e 19%.

O estado de São Paulo foi o que teve a maior estagnação na produção de bovinos, mantendo a produção em cerca de 10 milhões de cabeças nos últimos 40 anos. Uma das justificativas é que, conforme Tirado *et al.* (2008), a produção pecuária no estado predominava-se em solos classificados como desfavoráveis e improdutivos para o cultivo de grãos, tendo como consequência pastagens de baixo potencial, má qualidade de manejo e baixas lotações, comprometendo a produtividade.

Os autores identificaram que o estado figurava uma disputa pelas áreas de melhor qualidade entre a pecuária e agricultura (grãos, cana-de-açúcar e citricultura) levando à perda de território de pastagem para outras culturas. No entanto, para Tirado *et al.* (2008), o sistema de produção que integra a lavoura com a pecuária apresentava-se sustentável, intensificador da atividade em solos de melhor qualidade.

Além disso, Tirado *et al.* (2008) ressaltaram que as intensificações tecnológicas no estado, direcionadas à infraestrutura (especialmente viária), instituições de pesquisa, vigilância sanitária e extensão, e à complexidade e fluidez da economia, beneficiaram áreas mais sensíveis do agronegócio do boi, como a indústria frigorífica e de máquinas e equipamentos, de insumos veterinários e agrícolas, genética, reprodução e vigilância. Os

¹ Vale ressaltar que os números são referentes aos rebanhos de corte e leite.

autores concluem que o estado de São Paulo insere-se no agronegócio da carne bovina de forma diferenciada, por destacar-se pela qualidade da infraestrutura de transporte, do parque industrial, estrutura de ciência, tecnologia, serviços e também, por seu elevado mercado consumidor.

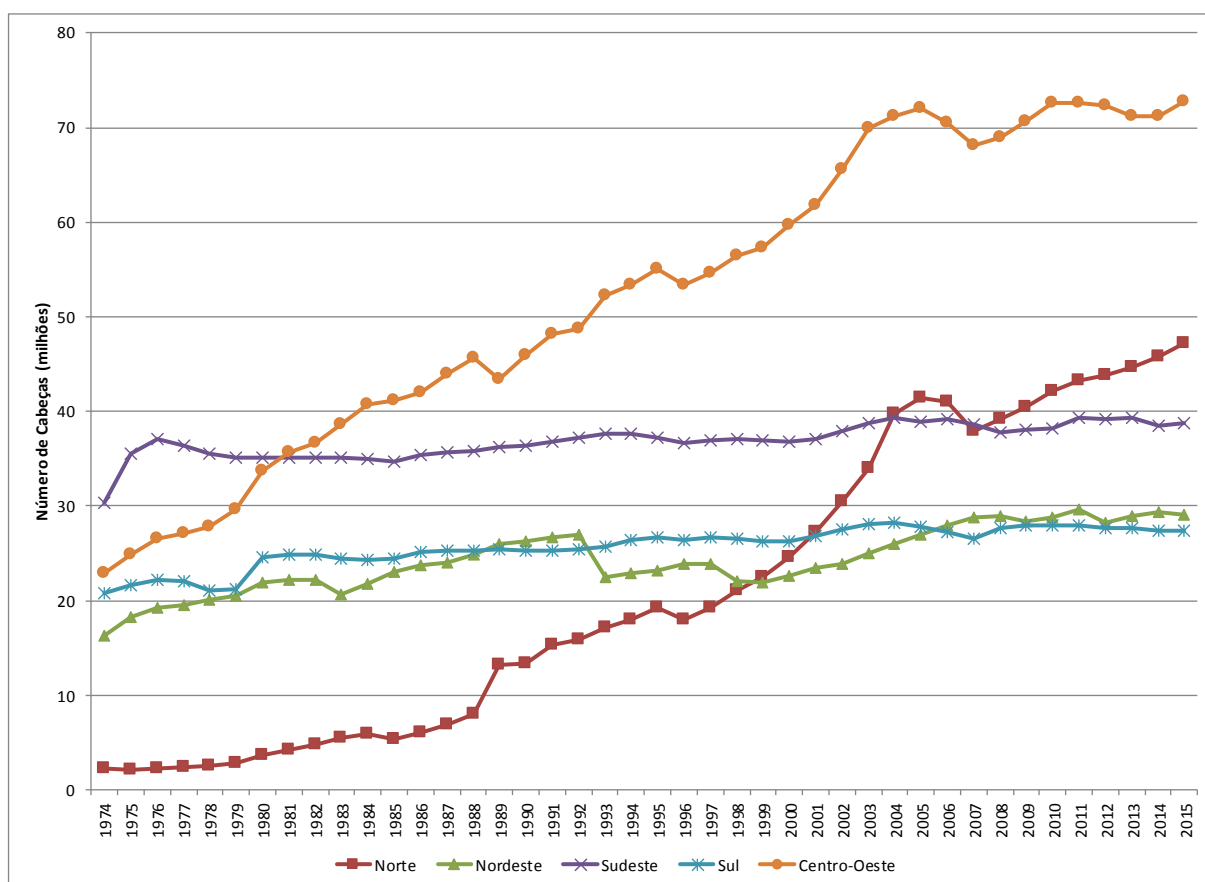
No entanto, vale destacar que o Brasil vem apresentando aumento na produtividade da atividade de engorda. Conforme exposto por De Zen (2016), até 1985, cerca de 41% da produção de bovinos era explicado pelo aumento da área de pastagem e os outros 58% pelos ganhos de produtividade. Já, no período recente (1996 e 2006) a área de pastagem sofreu redução e, ao mesmo tempo, os 122% de aumento na produção de bovinos passaram a ser justificados apenas pelos ganhos da produtividade. O autor destacou que esses ganhos aconteceram de forma heterogênea. Os intensos incentivos econômicos e tecnológicos, direcionados principalmente ao Centro-Oeste, contribuíram para essa diversificação e aumentaram os níveis de produção da região bem como no Norte do Brasil. Já as áreas do Nordeste figuraram relativo atraso.

De Zen (2016) complementa que o Sul foi pioneiro no cruzamento e desenvolvimento de raças com genéticas européias e por suas características climáticas. Nos últimos anos a região voltou a se beneficiar das mudanças institucionais do país, aliando os ganhos de produtividade providos do melhoramento genético e encontrar-se próximo do mercado consumidor mais desenvolvido do Brasil.

Para maior compreensão da evolução da cultura de bovinos ao longo do território brasileiro, bem como a inserção do Centro Oeste e Norte como regiões de destaque na produção de bovinos, o Gráfico 1 apresenta a evolução anual do efetivo de rebanho para cada Região entre os 41 anos em análise.

O Gráfico 1 mostra que no início dos anos 1980 o Centro Oeste desponta na produção de bovinos, momento em que as novas fronteiras agrícolas passam a ser exploradas. O Norte, no início dos anos 1970 apresentava a menor produção brasileira. No entanto, ao passo que as terras locais foram exploradas, principalmente nos anos 1990, sua produção teve um expressivo crescimento. Com a elevação na produção, a Região tornou-se a segunda maior produtora de bovinos nos últimos anos, desbancando o Sul e Sudeste e mudando o cenário de produção. Portanto, estudos que analisaram centros formadores de preços em períodos anteriores a 2006, momento em que o Norte firma-se como segundo maior produtor, não captaram essa mudança, sendo necessária e justificada uma reavaliação.

Gráfico 1- Evolução dos números de efetivo de bovinos por Regiões brasileiras entre os anos de 1974 a 2015



Fonte: IBGE - Pesquisa Pecuária Municipal (2017). Elaboração da autora.

Assim, pressupõe-se uma modificação no estoque do boi gordo no Brasil no período em análise. Destaca-se, ainda, que o número de plantas frigoríficas também se modificou ao longo desse período, principalmente nos momentos em que o Centro Oeste e Norte despontaram-se na produção de carne bovina brasileira. Segundo De Zen e Barros (2005), no período da década de 60, os frigoríficos concentravam-se regionalmente em um único centro urbano, que apresentava grande peso na formação dos preços, o estado de São Paulo. No entanto com a exploração da pecuária ao longo do território brasileiro, atualmente não se identifica apenas um único centro, mas sim diversos estados com elevada representatividade no número de abates brasileiro.

A evolução dos números dos abates ao longo do Brasil e a representatividade de cada Unidade Federativa entre os anos de 2005 a 2016 estão na Tabela 1.

Tabela 1 - Porcentagem do total de cabeças abatidas no Brasil, por estados e total de abate brasileiro, entre os anos de 2005 a 2016

UF	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
RO	5	6	7	6	6	6	7	7	7	6	6	7
AC	1	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	2
AM	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1
RR	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
PA	7	7	8	7	8	7	7	7	7	8	9	9
AM	0	-	-	0	-	-	-	-	-	-	-	-
TO	3	4	4	3	3	3	4	3	3	3	4	3
MA	2	2	2	3	3	2	2	2	2	2	3	3
PI	0	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0
CE	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
RN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PE	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
AL	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
SE	-	-	-	-	0	0	0	0	0	0	0	0
BA	3	3	3	4	4	4	4	4	4	4	4	4
MG	7	8	8	10	9	8	7	8	9	10	9	8
ES	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
RJ	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
SP	16	14	13	13	13	12	11	11	10	10	10	9
PR	5	5	4	4	4	5	4	4	4	4	4	4
SC	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1
RS	7	7	5	5	6	7	7	6	6	6	6	6
MS	14	12	12	11	12	11	11	13	12	12	11	11
MT	15	16	15	13	14	14	16	16	17	16	15	15
GO	10	9	9	11	9	9	9	9	10	10	10	10
DF	0	0	0	0	0	-	-	0	-	0	0	-
BR*	28.030	30.374	30.713	28.700	28.063	29.278	28.824	31.119	34.412	33.908	30.652	29.669

- Valor não informado, * Valores por 1.000 animais abatidos (cabeças)

Fonte: IBGE - Pesquisa Trimestral do Abate de Animais (2016). Elaboração da autora

Conforme observado na Tabela 1, os estados como Mato Grosso, Minas Gerais e Pará, além de serem os maiores ofertantes de boi, destacam-se pela quantidade de animais abatidos representando, respectivamente, 15%, 8% e 9% do total brasileiro. Além disso, esses estados elevaram seus resultados em 28% (valor médio) ao longo dos 11 anos em análise. Já o estado de São Paulo teve uma redução de 37%. Outros estados que também reduziram os seus abates foram o Mato Grosso do Sul (queda de 14%) e Paraná (queda de 16%). Então, assim como observado por Alves (2016), a atividade de abate se elevou em regiões produtoras de gado, principalmente na região Norte, indicando maior equilíbrio entre a produção de animais e abate.

Vale destacar que os estabelecimentos frigoríficos de São Paulo, bem como do Rio Grande do Sul passaram a abater animais com melhores padrões de qualidade, levando a melhores padrões de produção, quando comparado aos outros estados.

A presente análise da produção de carne bovina, iniciada com o número de efetivo de rebanho por estado e finalizada com os valores de abate, permitiu concluir que os estados da região Centro-Oeste dominam tanto a criação desde bovinos quanto a quantidade de abate, mostrando a importância da região para o agronegócio do boi.

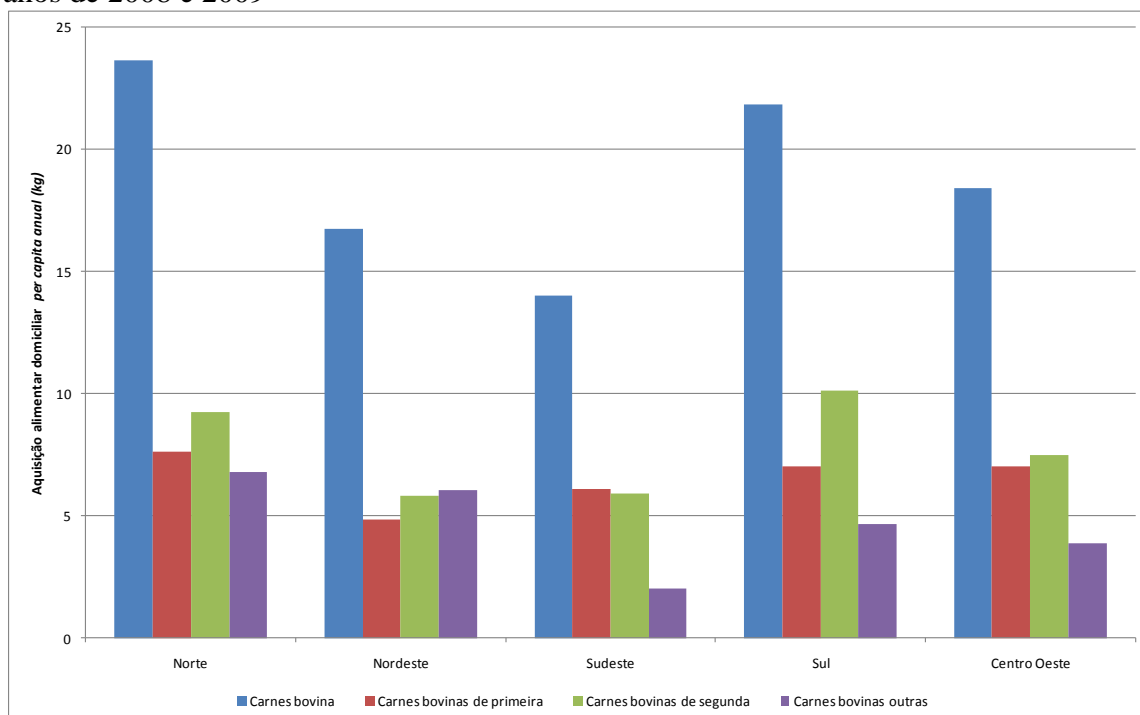
2.2. O padrão de consumo da carne bovina

Conforme De Zen *et al* .(2014) o Brasil, considerado como um país em desenvolvimento, apresenta diferenças no consumo de proteína animal quando comparado aos outros países. Esse consumo situa-se em patamares de países ricos, superando o total de 100 kg *per capita* por ano. Assim, o aumento populacional e as elevações na renda, observados na última década, elevaram a demanda por carnes, principalmente bovina. Segundo os autores, a estabilidade financeira observada após o Plano Real, levou ao crescimento do consumo brasileiro de alimentos que, por sua vez, estimulou a produção nacional das três principais proteínas animais, bovina, suína e de frango.

Conforme dados da Pesquisa de Orçamento Familiar - POF de 2008-2009, o consumo total de carne bovina foi de 63,2 g./dia, onde cerca de 16,6% desse total acontece fora do domicílio. Dentre os alimentos presentes na cesta alimentar dos brasileiros, a carne bovina representa 49,7% da prevalência de consumo e é o quinto alimento de maior representatividade no consumo atrás apenas do arroz, café, feijão e pão francês (ordem decrescente). O Gráfico 2 apresenta a aquisição domiciliar *per capita* kg anual para cada Região Brasileira, conforme os dados da Pesquisa de Orçamento Familiar POF 2008-2009.²

² Em junho de 2017 o IBGE iniciou o levantamento da POF 2017/2018 e os resultados serão divulgados em 2019 (IBGE, 2017).

Gráfico 2 - Aquisição alimentar domiciliar *per capita* anual (kg) por Regiões brasileiras nos anos de 2008 e 2009

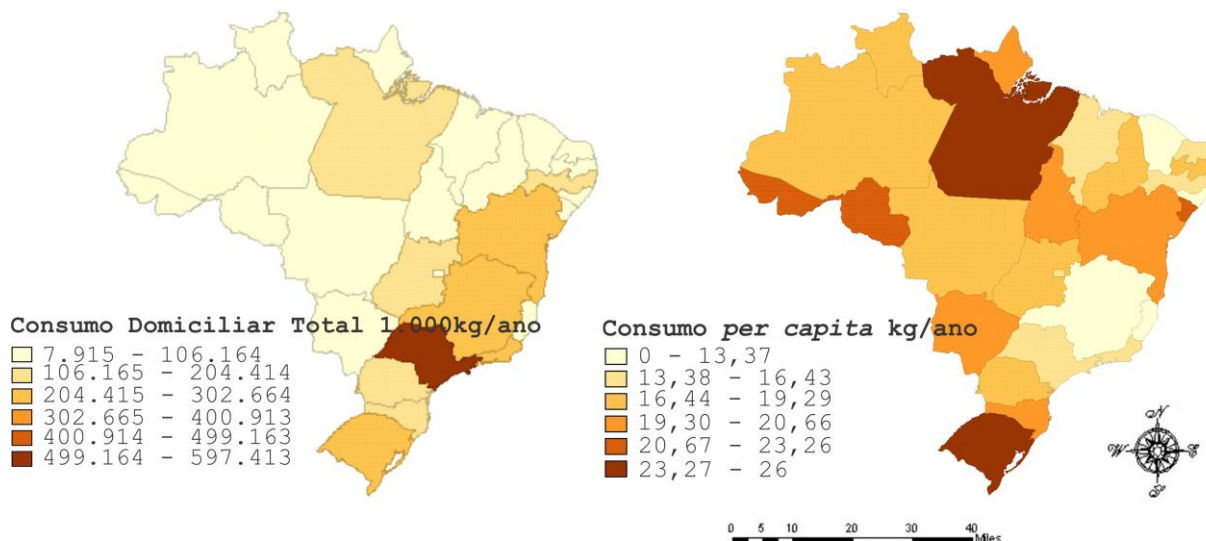


Fonte: IBGE - Pesquisa de Orçamento Familiar

Como observado no Gráfico 2, a Região com maior consumo *per capita* domiciliar é a Norte, seguida pela Sul, Centro Oeste, Nordeste. Cabe à região Sudeste o menor consumo *per capita* domiciliar. Predominantemente, a carne de segunda foi a que apresentou maior representatividade no consumo, com exceção da Região Sudeste. Segundo De Zen *et al.* (2014), o tipo de consumo de carne de primeira ou segunda está diretamente ligado ao nível de renda. Famílias com renda de até R\$ 830,00 gastam cerca de R\$6,39 (0,76% do total) com carnes de primeira. Já naquelas com ganhos maiores que R\$ 10.375,00, o gasto se eleva para R\$ 38,29 (0,36% do total) por mês. O consumo de carne de segunda é elástico à renda e considerado como um bem inferior, pois conforme a renda se eleva o consumo diminui.

O Gráfico 2 confirma esse cenário, ou seja, em Regiões com rendas menores, como Nordeste e Norte, a preferência foi por carne de segunda e aquelas de rendas mais elevadas, como o Sudeste, o maior consumo foi de carnes de primeira. No entanto, a Região Sul apresentou comportamento contrário, com elevada renda e maior consumo por carne de segunda, desse modo, De Zen *et al.* (2014) explicaram que culturalmente a região consome o corte da carne da costela de boi, que é considerada como de segunda. Por fim, a Figura 3 apresenta o consumo *per capita* domiciliar kg/ano para cada estado brasileiro e o consumo total de cada estado kg/ano.

Figura 3- Consumo *per capita* domiciliar anual (kg) de carne bovina e consumo total domiciliar por estados brasileiros.



Fonte: IBGE - Pesquisa de Orçamento Familiar (2010); IBGE –Censo Demográfico (2010)

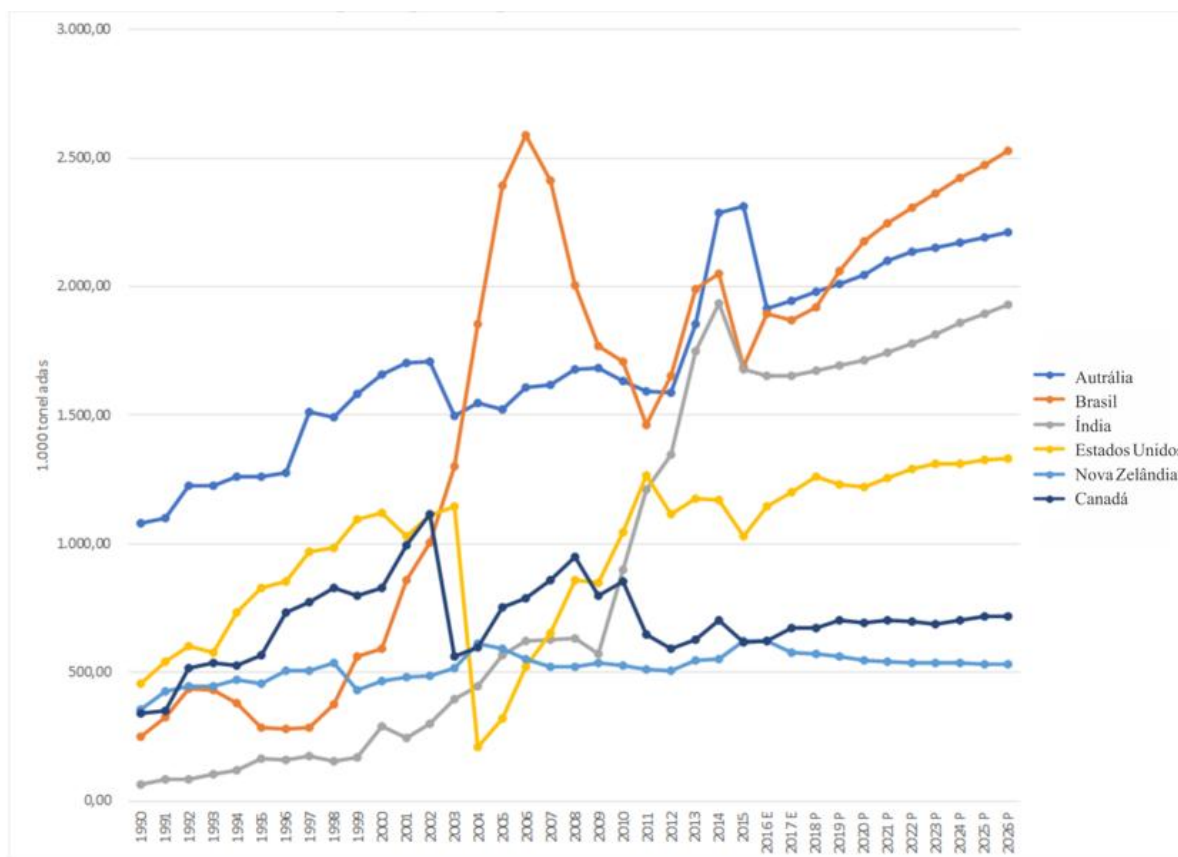
A análise da Figura 3 permite concluir que os estados que apresentaram os maiores consumos domiciliares *per capita* foram o Rio Grande do Sul e Pará. No entanto, ao se analisar o consumo total por estados nota-se que os mais populosos passaram a ter maior destaque. O maior consumo total pertence ao estado de São Paulo, com cerca de 597 milhões de kg por ano, seguido por Minas Gerais, Rio de Janeiro, Bahia, Rio Grande do Sul e Paraná. Mesmo com população inferior aos estados anteriormente listados, o Pará também se destaca no consumo total, indicando a importância do agronegócio do boi para essa região.

2.3. O Brasil e o mercado internacional

O Brasil nos últimos anos apresentou posição de destaque no cenário internacional de produção e exportação de bovinos. Conforme OCDE-FAO (2015), desde a eliminação das políticas de substituição de importações no final dos anos 1980, o principal determinante do desempenho da agricultura brasileira passou a ser o amplo contexto em que o setor vem operando. Esses fatores são a situação macroeconômica, governança e a qualidade de instituições públicas, agências regulatórias, políticas fiscais e de investimento, políticas no mercado de trabalho, desenvolvimento da infraestrutura, educação e capital humano. Assim, esse novo cenário econômico somado à pecuária em transformação, mais produtiva e tecnológica, justificam esse destaque brasileiro internacionalmente. No Gráfico 3 é

apresentada a evolução das exportações dos seis maiores exportadores de carne bovina da atualidade, Brasil, Austrália, Índia, Estados Unidos, Canadá e Nova Zelândia, entre 1995 e 2015. O mesmo Gráfico 3 também contém os valores estimados para os anos de 2016 e 2017, sinalizados por 2016 E, 2017 E e as previsões até 2025, indicadas pelo ano seguido da letra P.

Gráfico 3 - Evolução dos principais exportadores mundiais de carne bovina.



Fonte: OCDE - Agricultural Outlook (2017). Elaboração da autora.
E – Valor estimado, P - Previsão

O Brasil, em 1990, ocupava o quinto lugar entre os principais exportadores de carne bovina, com exportação de 249 mil toneladas no ano. Sua evolução, ao longo de vinte e cinco anos, foi de um crescimento de 636% no total com exportação de 2,099 milhões de toneladas. Em 2015, apresentou o segundo maior crescimento perdendo lugar apenas para a Índia, que cresceu 950% no mesmo período.

Conforme observado no Gráfico 3, o Brasil consolidou-se como o maior exportador em meados de 2003, superando grandes potências produtoras como, Austrália, Estados Unidos e Canadá, nos anos de 2014 e 2015 a Austrália volta a ocupar a primeira posição no *ranking*.

Nota-se também que as exportações americanas apresentam comportamento contrário às brasileiras, ou seja, elevações nas exportações nacionais são verificadas juntamente com quedas nas americanas. Antes da crise de 2007/2008, o Brasil teve seu melhor desempenho ao longo do período em análise mantendo-se como o principal exportador até o ano de 2010 e nos últimos, vem disputando a liderança do mercado com a Austrália.

Vale destacar que a OCDE (2017) projetou o Brasil como o maior exportador de carne bovina para os próximos 10 anos e que poderá voltar a exportar volumes próximos aos do ano de 2006. Portanto, a OCDE (2017) projeta que a taxa de crescimento das exportações brasileiras seriam maiores que as de seus países concorrentes como Austrália e Índia, levando à hegemonia brasileira a partir de 2020.

O balanço internacional do consumo, produção, importação, exportação e estoque final de bovinos no mundo, nos principais continentes e em seus países em destaque para o ano de 2016, está na Tabela 2.

Verifica-se que os Estados Unidos são um dos principais produtores de carne bovina e também o maior consumidor. União Européia, Rússia, América Latina e Caribe e China, também se destacam em relação ao consumo. No ano de 2016 os países com maiores produções foram Estados Unidos, seguido pelo Brasil, União Européia, China, Argentina, Índia e Austrália.

Desse modo, conclui-se que países como Estados Unidos, China e Argentina, considerados como grandes produtores mundiais de carne bovina, consumiram praticamente o total produzido, justificando sua menor participação entre os principais exportadores. Já China e Austrália exportaram cerca de 65% de sua produção total. O Brasil se destaca tanto por seu consumo interno de carne bovina, com níveis próximos ao da União Européia, quanto por sua capacidade de exportação, cerca de 20% do total produzindo, mostrando a importância do agronegócio da carne bovina para economia brasileira.

Conforme dados da Secex (2017), a proteína animal brasileira foi o terceiro maior produto mais exportado no ano de 2016, com cerca de US\$ 10 bilhões FOB. A exportação de carne bovina, congelada, fresca ou resfriada representou 42% desse total, com US\$ 4 bilhões FOB ocupando a décima colocação na pauta de exportações. Conforme dados da OCDE-FAO (2017), em 2015 as exportações de carnes brasileiras foram destinadas para 84 países e nos anos de 2006 e 2007, quando o país se destacou como o principal exportador mundial, chegou-se a atender 107 países.

Tabela 2 - Produção, Consumo, Importação, Exportação e Estoques de carne bovina no mundo em 2016.*

Regiões	Produção	Importação	Consumo	Estoque Final	Exportação
MUNDO	69.106,49	10.623,81	68.831,72	1.242,74	10.930,30
AMÉRICA DO NORTE	12.156,70	2.134,95	12.487,78	303,27	1.843,12
Canadá	1.370,00	281,62	904,80	27,84	744,43
Estados Unidos	10.786,70	1.853,33	11.582,97	275,43	1.098,68
EUROPA	10.586,79	1.103,39	11.209,41	595,53	466,03
União Européia	7.901,03	315,07	7.868,50	497,21	333,00
Rússia	1.591,61	670,00	2.261,61	83,17	0,00
OCEANIA DESENVOLVIDA	3.238,03	29,18	852,11	17,00	2.415,09
Austrália	2.563,86	12,50	759,67	17,00	1.816,69
Nova Zelândia	674,17	16,68	92,44	0	598,40
OUTROS PAÍSES DESENVOLVIDOS	3.295,38	1.059,55	4.158,50	193,01	206,43
Israel	73,30	165,03	237,42	0	0,91
Japão	478,24	724,86	1.211,54	193,00	1,56
ÁFRICA	5.463,24	1.054,38	6.341,90	0,44	175,71
AMÉRICA LATINA E CARIBE	18.306,07	927,35	15.603,51	38,29	3.629,47
México	1.858,20	170,70	1.616,98	0	411,92
Argentina	2.838,33	7,00	2.595,33	0	250,00
Brasil	9.578,51	68,01	7.627,52	20,00	2.019,00
ÁSIA	16.060,27	4.315,01	18.178,51	95,20	2.194,44
Coréia	329,84	362,82	686,82	65,00	5,84
Turquia	951,10	28,90	956,02	20,13	22,07
China	7.150,00	565,00	7.630,00	0	85,00
Índia	2.745,30	4,34	978,05	0	1.771,59
Paquistão	1.781,47	4,61	1.744,41	0	41,67
OUTROS PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO	4.043,07	250,55	4.166,34	0,04	127,29

*1.000 toneladas

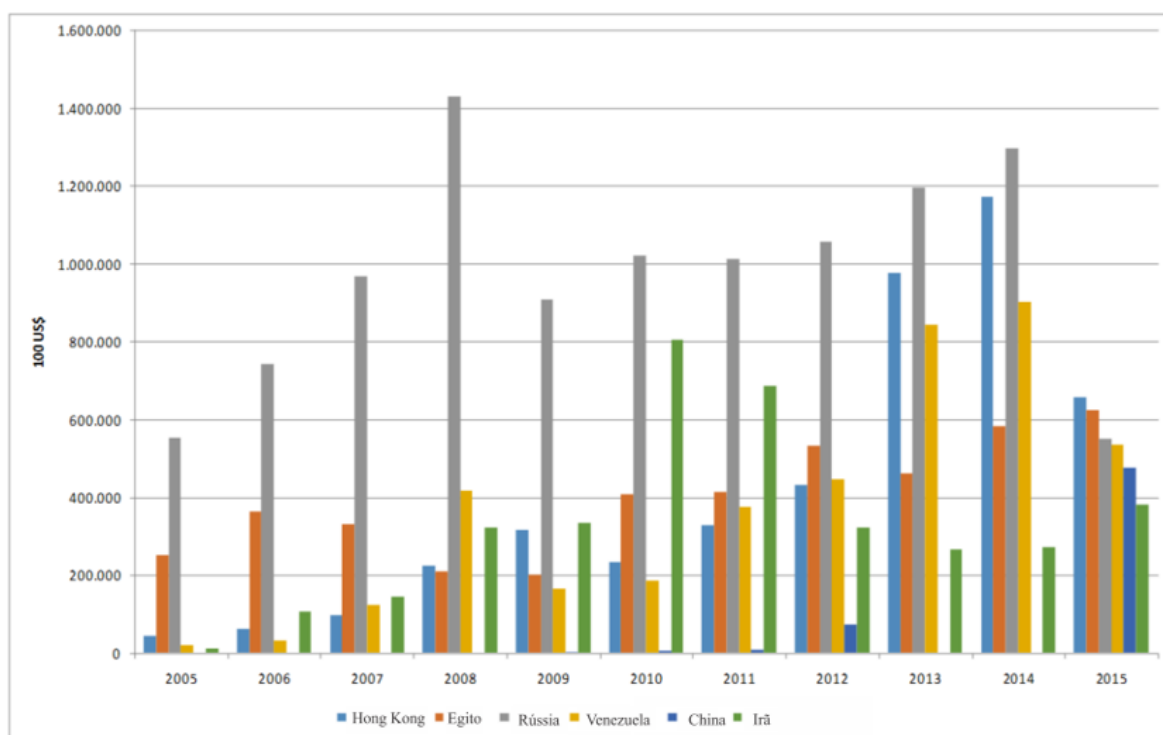
Fonte: OCDE - Agricultural Outlook (2017). Elaboração da autora.

O principais importadores de carne bovina, fresca, refrigerada ou processada entre os anos de 2005 a 2015 estão no Gráfico 4.

Portanto, no ano de 2015, os principais importadores de carne bovina brasileira foram, respectivamente, Hong Kong, Egito, Rússia, Venezuela, China e Irã. Nota-se que a participação do Hong Kong intensificou-se entre 2013 e 2014 e a China apenas em 2015 passou a ser um grande importador de carne brasileira.

A China em 2012 chegou a importar uma pequena parte do montante comercializado pelo Brasil, mas nos próximos 2 anos o volume importado foi relativamente baixo.

Gráfico 4 - Principais importadores de carne bovina, fresca, refrigerada ou processada nos anos de 2005 a 2015



Fonte: UNCTAD - STAT (2017). Elaboração da autora.

Segundo Gaio *et al.* (2005), esse destaque brasileiro no cenário internacional é consequência dos investimentos do governo em infraestrutura econômica, social e ambiental, estabelecendo metas que conduzem à integração regional e nacional por meio de aglomerados econômicos, objetivando a criação e manutenção de um padrão internacional de competitividade de produtos.

Assim, pode-se concluir que o Brasil atualmente é um dos principais produtores, exportadores e consumidores de proteína bovina no mundo tornando cada vez mais necessário o direcionamento de políticas públicas para o setor no sentido de torná-lo cada vez mais integrado e eficiente.

2.4. O ciclo produtivo do boi e sazonalidade

Segundo Margarido *et al.* (1996), a produção de carne bovina oscila devido suas próprias características que proporcionam momentos de expansão e contração da oferta. São dois os principais fatores que levam a tais variações, um de longo prazo, o ciclo plurianual e outro de curto prazo, ciclo interanual, ou seja, o de efeito sazonal sobre os preços da carne.

Wedekin (2009) complementa que, além desses dois condicionantes, verifica-se também a tendência de longo prazo que está relacionada a alguma modificação da atividade, como os progressivos ganhos de produtividade, que elevam a oferta do mercado e apontam declínio nos preços ao longo dos anos.

A sazonalidade caracteriza-se principalmente pelas variações climáticas. Assim, segundo Pinatti (2008), a oferta de carne bovina apresenta duas fases distintas durante o ano: a safra, correspondente aos meses de maior precipitação pluviométrica; e, a entressafra, relacionada aos meses de inverno e secos, menos favorável ao crescimento das pastagens e consequentemente, menos propícia à engorda. Alves (2016) analisou o padrão sazonal durante os anos de 1997 a 2014 e verificou importantes mudanças em seu comportamento, apontando que os maiores números de abates ocorreram, em termos médios, em dezembro, seguido por agosto e maio e as menores quantidades em janeiro, seguido por abril e fevereiro.

No entanto, verificam-se fases menos heterogêneas, com escalas de abates mais estáveis durante as estações de água e secas, reduzindo a influência do clima na oferta do boi gordo para o abate. Tal fato justifica-se pelo uso de tecnologia no sistema produtivo e a intensificação dos confinamentos, que possibilitam a engorda nos períodos de seca e frio, por meio da suplementação alimentar e o uso de forrageiras de inverno, mantendo a oferta de bois mais estáveis e reduzindo os diferenciais de preços entre safra e entressafra (PINATTI, 2008; ALVES, 2016).³

Além disso, outro fator importante para a redução da sazonalidade e a estabilidade de preços ao longo do ano é a expansão da pecuária de corte para a região do Centro-Oeste e Norte do Brasil, contribuindo também com a redução de efeitos climáticos, dada a diversidade geográfica brasileira, uma vez que essas regiões apresentam características diferentes das tradicionais Sudeste e Sul (SANTOS e GOMES, 2006).

Já em relação aos ciclos plurianuais, Pimentel (2011) indicou que os preços do boi apresentam ciclos que duram alguns anos com as seguintes fases: alta, estabilidade e baixa. Muitos são os estudos que estudaram o ciclo pecuário ou o ciclo do boi. De modo geral, ele pode ser definido como as variações nos preços do boi gordo associadas à renovação do rebanho, que por sua vez, corresponde às expectativas dos pecuaristas (ALVES, 2016).

³ Por exemplo, o Mato Grosso, principal estado criador de bovino, segundo Instituto Mato-Grossense de Economia Agropecuária – IMEA (2016) em 2015 confinou cerca de 669 mil cabeças e nesse mesmo ano o estado segundo IBGE (2017) abateu cerca de 4,5 milhões de cabeças, ou seja, cerca de 15% do total, que aponta a representatividade da atividade para o setor

Wedekin (2009) aponta quatro tipos de condicionantes ao ciclo plurianual: índices zootécnicos, clima, variáveis econômicas (oferta e demanda) e a dupla aptidão pela fêmea. A fêmea quando separada para a cria, no início apresenta a única função de matriz para se gerar bezerros. Porém, com o passar dos anos ela se torna um bem de consumo e é destinada ao abate, elevando a oferta de carnes no mercado. Segundo o autor, para cada tipo de destino que se direciona as matrizes de fêmeas (cria ou engorda) existirá um comportamento de preços.

Compreender o ciclo pecuário é de grande importância aos agentes que compõem o agronegócio do boi e trabalham com expectativas. Uma vez identificada a fase em que se encontra o ciclo, o pecuarista ou até mesmo frigoríficos podem utilizar do mercado futuro como mecanismo de proteção de preços (SACHS e MARGARIDO, 2007).

Em momentos de quedas nos preços do boi gordo, caracterizados pelo excesso de oferta, o pecuarista acaba por reduzir a utilização de insumos e a aquisição de novas áreas, objetivando diminuir custos. Então, quando produtor não mais consegue reduzir cortes e projeta a queda nos preços do bezerro, passa a destinar suas matrizes (fêmeas) para o abate. O excesso de oferta, intensificado pelo aumento de fêmeas para o abate, levam a uma queda mais acentuada nos preços. Porém, em médio e longo prazo, a redução no número de fêmeas para cria torna a reposição de animais mais escassa. Assim, verifica-se um número menor de bezerros para a recria elevando os preços dessa categoria de animais, refletindo futuramente na redução da oferta de boi gordo e no aumento de preços (MARGARIDO *et al.*, 1996; WEDWIKIN, 2009; PINATTI, 2008; PIMENTEL, 2011).

Com a elevação generalizada dos preços no mercado do boi, as matrizes ficam retidas no pasto e, quando os bezerros entram no mercado, eleva-se novamente a oferta de animais para o abate. Vale destacar que entre essas duas fases, de quedas e altas nos preços do boi, ainda verifica-se um período de acomodação, ou seja, uma fase de estabilidade (MARGARIDO *et al.*, 1996; WEDWIKIN, 2009; PINATTI, 2008; PIMENTEL, 2011).

Segundo Pinatti (2008), o ciclo plurianual pode variar entre 5 a 8 anos. Porém, Alves (2016), ao analisar o comportamento do ciclo plurianual para o boi gordo entre os anos de 1997 a 2014, observou que as durações dos ciclos foram irregulares, não apresentando um padrão nesse período. Verificou que os intervalos entre ciclos reduziram-se em 18 meses e o último ciclo durou 9 anos e 6 meses.

Assim, a produção de bovinos no Brasil mostra-se cada vez mais estável ao longo do tempo com a redução das influências dos fatores climáticos sazonais e do ciclo plurianual sobre a oferta de boi gordo para ao abate (ALVES, 2016). No entanto, fatores como aumento

da demanda e queda nos níveis de investimentos podem também interferir no ciclo e em sua duração (PIMENTEL, 2011).

2.5. As modificações do mercado da carne

Segundo Sachs e Pinatti (2007), verificou-se um progresso tecnológico na cadeia produtiva do boi, principalmente na etapa de produção, que refletiu no aumento do volume produzido, na oferta de cabeças para o abate e, conseqüentemente, no aumento dos lucros do pecuarista. A ciência e tecnologia desempenharam um importante papel no desenvolvimento da agricultura brasileira. Investimentos em P&D resultaram em um alto crescimento do conhecimento científico brasileiro, particularmente na agricultura tropical, como o trabalho da Embrapa, auxiliando na correção de solos ácidos e de baixa fertilidade. O papel do setor privado no Sistema de Inovação da Agricultura Brasileira tem crescido significativamente ao longo das duas últimas décadas, principalmente com o "*boom*" do agronegócio, em especial no Cerrado da região central do Brasil (OCDE; FAO, 2015).

As mudanças na produção de carne bovina brasileira estão focadas no melhoramento genético animal, manejo correto de plantas forrageiras, permitindo melhor lotação de animais e a melhoria da eficiência alimentar, com maior ingestão de alimento no período da seca, resultando no aumento de carcaça e o conseqüente aumento do volume produzido (OCDE; FAO, 2015).

Pinatti (2008) destacou que no Brasil verifica-se um comportamento heterogêneo dos pecuaristas de gado de corte quanto ao uso da tecnologia e escala de produção. Desde o fim de 1990, notou-se um pequeno progresso tecnológico na cadeia produtiva da carne bovina principalmente na fase de engorda, com a melhoria das pastagens, a utilização de suplementação alimentar com minerais, plantio de forrageiras de inverno, melhorias no manejo e a utilização do melhoramento genético nos rebanhos. Desse modo, essas mudanças estão mais presentes e passaram a interferir na oferta da carne, com a redução da sazonalidade e o encurtamento dos ciclos plurianuais.

Quanto à indústria frigorífica, De Zen e Barros (2005) apontaram que, de modo geral, esta passou por uma forte evolução administrativa. Segundo os autores, o destaque brasileiro como exportador de carne levou essas empresas a ampliarem suas regiões de atuação, implantando novas unidades regionais, possibilitando compras eficientes, reduzindo a arbitragem regional dos preços.

Segundo Alves (2016), as modificações na dinâmica do mercado do boi gordo, juntamente do destaque brasileiro no cenário internacional observado nas últimas décadas, trouxeram novos desafios para os pecuaristas e indústrias frigoríficas. Desse modo, verificou-se um aumento na oferta de animais com padrões internacionais de sanidade, maiores exigências de qualidade e a rastreabilidade, mudanças nos hábitos dos consumidores e a internacionalização de empresas frigoríficas brasileiras.

Conforme Carvalho e De Zen (2017) a pecuária passou por grandes modificações nos últimos anos. A indústria, mais profissionalizada, abriu seu capital, internacionalizou-se, diversificando suas atividades e produtos levando a uma mercado mais concentrado, ou seja, mais oligopolizado. Na produção pecuária bovina, o avanço tecnológico permanece, e os autores destacaram que, o produtores diversificaram suas atividades e passaram a adotar novas formas de comercialização, tanto com a indústria de insumos quanto a frigorífica. Nesse caso, conforme autores, a comercialização junto aos frigoríficos passou a acontecer vai contratos a termo, contratos de longo prazo e integração vertical para trás, juntamente com o mercado *spot*.

Assim, pode-se concluir que as mudanças tecnológicas observadas na cadeia produtiva da carne, mesmo verificada de forma heterogênea, interferem no volume produzido de carne bovina e conseqüentemente na oferta do produto. Além disso, acabam amenizando a sazonalidades e os ciclos plurianuais. Pinatti e Sachs (2007) ainda destacam que essas mudanças também alteram os preços dos animais em suas diversas categorias e produtos e os ganhos econômicos entre os agentes do agronegócio do boi.

2.6. Evolução dos números de estabelecimentos da indústria de abate

Nos últimos anos a indústria alimentícia brasileira apresentou diversas fusões entre grandes grupos do setor. A exemplo, o grupo JBS, uma empresa fundada em 1953 em Anápolis (GO), baseada na estratégia de aquisição de outros frigoríficos chegou à posição de maior produtora de proteína animal do mundo. Nos anos de 2005 a 2007 adquiriu companhias da Argentina, EUA e Austrália. Em 2009 incorporou ao frigorífico Bertin, o segundo maior frigorífico do Brasil, e ampliou sua capacidade de abate com a aquisição de mais 5 novas unidades. Em 2012 iniciou sua operação no segmento avícola por meio de aluguel dos ativos da Frangosul (JBS, 2013). Em 2013 passou a controlar o grupo SEARA (SEARA, 2015) e em 2014 adquiriu as seis unidades produtoras de frango da Tyson no Brasil e no México,

ampliando sua presença no mercado nacional de aves, ocupando a segunda posição no ranking brasileiro (FOLHA DE SÃO PAULO, 2014). Vale ainda destacar as fusões entre os grupos Perdigão e Sadia com a criação da então BR Foods em 2009.

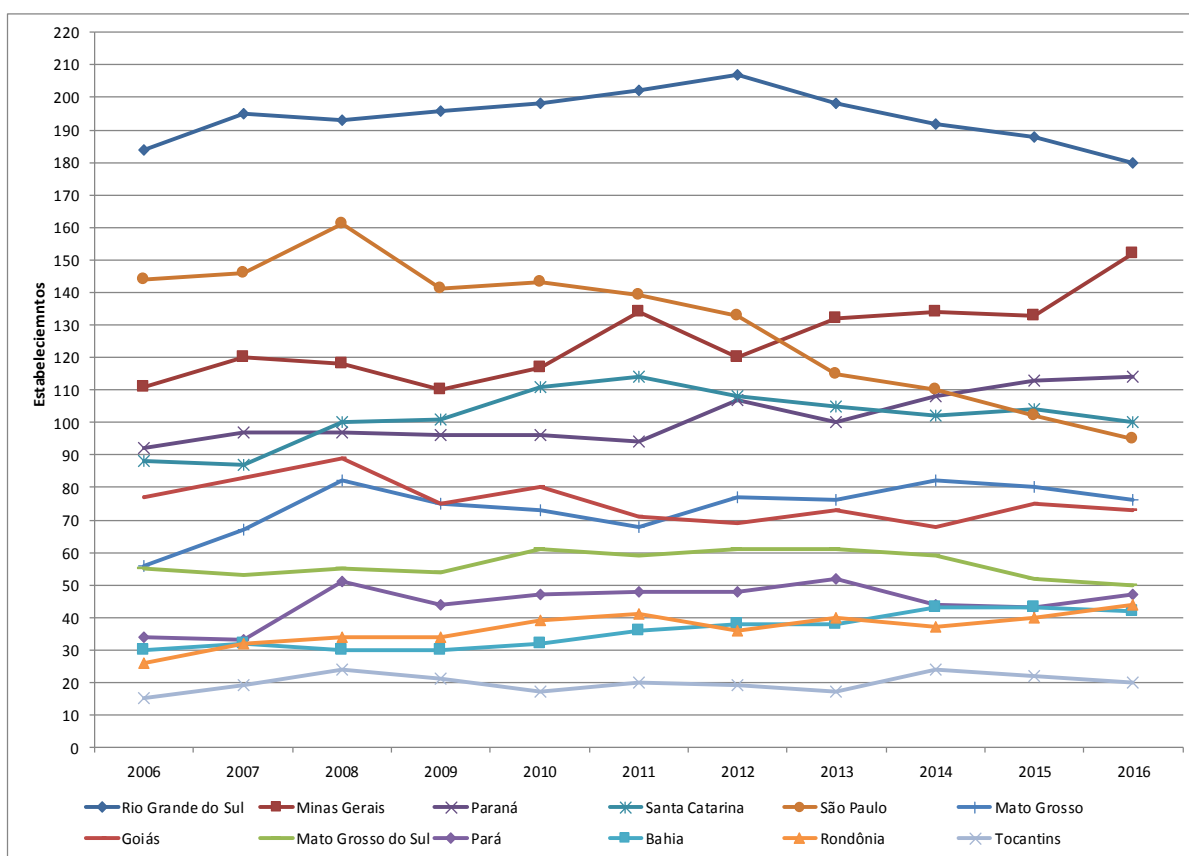
Esse cenário de fusões e aquisições entre as grandes empresas pode levar ao aumento da concentração do setor, distanciando o mercado da concorrência, proporcionado poder de mercado ao setor frigorífico, e conseqüentemente, interferindo na co-integração espacial. Assim, pretende-se analisar a concentração da indústria frigorífica com base nos números dos estabelecimentos, para o período de 2006 a 2016 e verificar quais estados que tiveram uma redução em seu número de estabelecimentos, mas que ao mesmo tempo elevaram o volume de abate, ou seja, que aumentaram a concentração. Desse modo, essa análise preliminar aponta qual região, possivelmente, tornou-se mais oligopolizada.

Conforme Silva *et al.* (2014), os incentivos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), iniciados no governo Lula, aos três maiores grupos frigoríficos do Brasil - JBS, Marfrig e Minerva - que visavam o desenvolvimento das empresas nacionais possibilitaram, por um lado, a concorrência internacional dessas indústrias em consequência da maior concentração de recursos produtivos e pelos ganhos de eficiência de escala e, por outro lado, resultaram na atual concentração do mercado frigorífico.

Silva *et al.* (2014), ao estudarem o abate de bovinos no estado de Goiás, verificaram um mercado altamente concentrado entre os anos de 2011 e 2012, sendo que nesse período os 8 maiores frigoríficos representavam 99% do mercado. Os autores evidenciaram que o fim das políticas de incentivo do BNDES entre esses períodos levou à redução na concentração, bem como no aumento da participação de empresas menores e emergentes.

Em vista de melhor compreender esse processo de possível concentração do mercado frigorífico de bovinos, a presente seção analisará a evolução no número de estabelecimentos frigoríficos bovinos nos anos de 2006 a 2016 para os estados que se destacam em números de abate. Vale destacar que os números totais de estabelecimentos foram disponibilizados pelo Ministério do Trabalho, declarados na Relação Anual de Informações Sociais, o que possibilita a análise de unidades frigoríficas fiscalizadas nas três esferas nacionais, e também estabelecimentos fora do sistema de fiscalização, um dado pouco explorado pela literatura nacional. Os resultados estão no Gráfico 5.

Gráfico 5 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos de bovinos entre as principais regiões produtoras de bovinos entre os anos de 2006 a 2016.



Fonte: Ministério do Trabalho - Relação anual de informações Sociais - RAIS (2018)

O estado com o maior número de indústrias frigoríficas de abate de bovinos foi o Rio Grande do Sul, e com menor o Tocantins. O estado de São Paulo apresentou a maior queda no número de estabelecimentos, tornando-se o quinto estado com maior número de abate. Minas Gerais, Paraná e Santa Catarina tiveram elevado o número de estabelecimentos ao longo do período. Os estados do Centro Oeste apresentaram redução nos números de estabelecimentos e Rondônia, Bahia, Pará e Tocantins apresentaram, respectivamente, os maiores incrementos.

Para maior compreensão dos resultados sobre o número de estabelecimentos, buscou-se analisar sua evolução por porte. O critério adotado considerou a classificação de porte das empresas pelo número de empregados, conforme o Quadro 1.

Quadro 1- Classificação dos estabelecimentos segundo porte

<i>Indústria</i>	<i>Porte de empresas</i>
até 19 pessoas ocupadas	Microempresa
de 20 a 99 pessoas ocupadas	Pequena empresa
de 100 a 499 pessoas ocupadas	Média empresa
500 pessoas ocupadas ou mais	Grande empresa

Fonte: SEBRAE (2013)

Elaboração: DIEESE, adaptado pela autora

Os resultados foram divididos entre as Regiões Brasileiras, Sul, Sudeste, Centro Oeste, Norte e Nordeste e, para melhor compreensão, serão abordados apenas os estados com as maiores representatividades nacionais. Portanto, para as Regiões Sul e Centro-Oeste a análise contemplará todos os estados; para o Sudeste, apenas, São Paulo e Minas Gerais; para o Norte Tocantins, Rondônia e Pará e, por fim, no Nordeste se analisará seu principal estado produtor, Bahia. Os principais resultados sobre os números de estabelecimentos conforme o porte das empresas de 2006 a 2016 estão nas Tabelas 3, 4, 5, 6 e 7.

Os resultados da evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresa para os anos de 2006 a 2016 da Região Sul estão na Tabela 03.

Tabela 3- Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Sul entre os anos de 2006 a 2016

(continua)

UF	Ano	Microempresas	Pequena empresa	Média empresa	Grande empresa	Total
	2016	123	46	9	2	180
	2015	130	42	12	4	188
	2014	132	44	12	4	192
	2013	144	38	13	3	198
Rio Grande do Sul	2012	150	43	10	4	207
	2011	149	35	14	4	202
	2010	149	33	12	4	198
	2009	150	34	11	1	196
	2008	153	28	10	2	193
	2007	157	26	9	3	195
	2006	145	29	7	3	184

(continuação)

UF	Ano	Microempresas	Pequena empresa	Média empresa	Grande empresa	Total
Paraná	2016	75	29	8	2	114
	2015	75	27	9	2	113
	2014	76	21	9	2	108
	2013	67	24	7	2	100
	2012	69	25	11	2	107
	2011	61	20	11	2	94
	2010	62	20	12	2	96
	2009	63	21	10	2	96
	2008	63	22	11	1	97
	2007	65	18	12	2	97
	2006	60	20	11	1	92
Santa Catarina	2016	73	21	5	1	100
	2015	73	24	6	1	104
	2014	76	20	5	1	102
	2013	81	19	4	1	105
	2012	84	19	4	1	108
	2011	87	22	4	1	114
	2010	89	18	3	1	111
	2009	85	12	3	1	101
	2008	82	14	3	1	100
	2007	71	13	2	1	87
2006	75	10	2	1	88	

Fonte: Ministério do Trabalho - Relação anual de informações Sociais - RAIS (2017)

Ao analisar os resultados para a Região Sul, verificou-se que o Rio Grande do Sul apresentou queda no número de estabelecimento ao longo do período que aconteceu em consequência da redução no número de microempresas, vale destacar que o número de pequenas e médias aumentaram ao longo do período. Paraná e Santa Catarina, foram os estados que elevaram seus números de estabelecimentos. No Paraná o crescimento foi entre as micro e pequenas empresas; já as médias apresentaram redução e as grandes foram praticamente estáveis. Santa Catarina, mesmo não sendo uma região com destaque na produção de boi gordo, apresentou um elevado número de estabelecimentos frigoríficos, onde as pequenas e médias empresas aumentaram nos últimos anos.

A evolução no número de estabelecimentos frigoríficos na Região Sudeste entre os anos de 2006 a 2016 é apresentada na Tabela 4.

Tabela 4- Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Sudeste entre os anos de 2006 a 2016

UF	Ano	Microempresas	Pequena empresa	Média empresa	Grande empresa	Total
Minas Gerais	2016	84	36	25	7	152
	2015	130	42	12	4	188
	2014	132	44	12	4	192
	2013	144	38	13	3	198
	2012	150	43	10	4	207
	2011	149	35	14	4	202
	2010	149	33	12	4	198
	2009	150	34	11	1	196
	2008	153	28	10	2	193
	2007	157	26	9	3	195
	2006	145	29	7	3	184
São Paulo	2016	41	29	15	10	95
	2015	46	29	17	10	102
	2014	53	31	15	11	110
	2013	58	30	16	11	115
	2012	68	34	19	12	133
	2011	77	30	19	13	139
	2010	74	39	20	10	143
	2009	77	33	22	9	141
	2008	89	36	25	11	161
	2007	78	28	28	12	146
	2006	79	30	23	12	144

Fonte: Ministério do Trabalho - Relação anual de informações Sociais - RAIS (2017)

Os estados de Minas Gerais e São Paulo foram os que apresentaram as maiores quedas no número de estabelecimentos. Em Minas Gerais a redução foi alavancada pela redução das micro e pequenas empresas que, por sua vez, foi mais intensa entre os anos de 2015 e 2016. Porém, ao se analisar a evolução das médias e grandes, os valores se elevaram ao longo da série e apresentaram comportamento oposto ao que se verificou entre as micro e pequenas, ou seja, no ano de 2016 seus valores praticamente duplicaram em relação ao período anterior.

A queda no número de estabelecimento para o estado de São Paulo foi de 34% no número de estabelecimentos, e essa foi mais intensa entre as microempresas, com reduções também nas empresas de pequeno, médio e grande porte. No ano de 2016 São Paulo apresentou o menor número de estabelecimento dos últimos 10 anos, com uma queda contínua desde 2009. Porém, ressalta-se que mesmo com essas reduções, ambos os estados ainda figuram um dos maiores números de Grandes Empresas do setor brasileiro.

Os resultados da evolução de unidades frigoríficas, divididas por portes de empresas ao longo dos anos de 2006 a 2016 para o Centro Oeste, estão apontados na Tabela 5.

Tabela 5 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Centro Oeste entre os anos de 2006 a 2016

UF	Ano	Microempresas	Pequena empresa	Média empresa	Grande empresa	Total
Mato Grosso	2016	17	11	12	7	50
	2015	37	17	11	15	80
	2014	37	14	14	17	82
	2013	36	8	15	17	76
	2012	35	9	18	15	77
	2011	28	13	14	13	68
	2010	34	12	17	10	73
	2009	34	9	22	10	75
	2008	36	15	18	13	82
	2007	25	11	17	14	67
	2006	19	9	16	12	56
Goiás	2016	41	15	10	7	73
	2015	36	18	14	7	75
	2014	32	18	10	8	68
	2013	38	16	11	8	73
	2012	39	17	6	7	69
	2011	46	12	7	6	71
	2010	53	16	4	7	80
	2009	49	16	5	5	75
	2008	59	19	4	7	89
	2007	45	21	10	7	83
	2006	51	13	7	6	77
Mato Grosso do Sul	2016	17	14	12	7	50
	2015	16	15	12	9	52
	2014	20	16	14	9	59
	2013	23	14	16	8	61
	2012	23	12	17	9	61
	2011	28	10	15	6	59
	2010	29	10	16	6	61
	2009	25	9	13	7	54
	2008	21	12	13	9	55
	2007	20	6	20	7	53
	2006	19	10	21	5	55

Fonte: Ministério do Trabalho - Relação anual de informações Sociais - RAIS (2017)

Na evolução dos últimos 10 anos, o estado do Mato Grosso apresentou uma pequena queda no número de estabelecimentos, porém, ao se comparar o ano de 2016 com 2015 verifica-se elevada redução no número de micro e grandes empresas, com cerca de 50% em ambos os casos. Assim como em Mato Grosso, Goiás e Mato Grosso do Sul reduziram as plantas frigoríficas no período, porém os Estados não figuraram essa acentuada queda no último ano.

Ainda, conforme Tabela 5, Mato Grosso apresentava em 2015 o maior número de grandes estabelecimentos do Brasil, e mesmo com essa redução ainda destaca-se no segmento, passando a acumular as mesmas quantidades que seus vizinhos do Centro-Oeste e Minas. Então, São Paulo passa apresentar o maior número de grandes empresas. Vale destacar que em Goiás a redução no número de estabelecimentos aconteceu em consequência na queda do número de pequenas empresas e no Mato Grosso do Sul pelas de porte médio.

Vale destacar que essa inversão de cenário aconteceu em consequência da restrição hídrica do ano de 2014 que, por sua vez, comprometeu a oferta de bovinos no período. Portanto, o estado do Mato Grosso figurou expressiva queda no número de estabelecimentos em 2016, indicando que uma oferta mais restrita pode comprometer as pequenas unidades de produção.

A Tabela 6 apresenta a evolução de estabelecimentos para os anos de 2006 a 2016 da Região Norte.

Tabela 6 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Norte entre os anos de 2006 a 2016

(continua)

UF	Ano	Microempresas	Pequena empresa	Média empresa	Grande empresa	Total
Pará	2016	29	5	5	8	47
	2015	22	6	7	8	43
	2014	23	6	7	8	44
	2013	30	7	7	8	52
	2012	24	10	8	6	48
	2011	30	9	6	3	48
	2010	29	6	9	3	47
	2009	26	8	7	3	44
	2008	30	9	8	4	51
	2007	15	8	5	5	33
	2006	16	4	11	3	34
Rondônia	2016	26	8	5	5	44
	2015	20	9	5	6	40
	2014	18	6	6	7	37
	2013	20	5	8	7	40
	2012	14	6	7	9	36
	2011	17	7	12	5	41
	2010	17	7	10	5	39

(continuação)

UF	Ano	Microempresas	Pequena empresa	Média empresa	Grande empresa	Total
Rondônia	2009	15	6	8	5	34
	2008	13	8	9	4	34
	2007	13	6	10	3	32
	2006	8	5	9	4	26
Tocantins	2016	7	3	9	1	20
	2015	11	2	7	2	22
	2014	13	3	6	2	24
	2013	6	3	4	4	17
	2012	6	4	7	2	19
	2011	10	3	6	1	20
	2010	5	4	7	1	17
	2009	9	5	6	1	21
	2008	14	5	4	1	24
	2007	6	4	9	0	19
2006	5	2	8	0	15	

Fonte: Ministério do Trabalho - Relação anual de informações Sociais - RAIS (2017)

Conforme observado na Tabela 6, os dois maiores crescimentos no número total de unidades produtivas nos dez anos e entre as regiões em análise, ou seja, o Pará com aumento de 38,2% e Rondônia com 69,2%. Tocantins também se destacou com aumento de 33,3% no período de 10 anos. No Pará o aumento aconteceu em consequência das microempresas e das de grande porte (elevação superior a 100%), mostrando a força dos grandes grupos na região. Em Rondônia o crescimento foi puxado pelas microempresas, assim como em Tocantins. No entanto, vale destacar que em 2016 o Tocantins apresentou queda no número de microempresas

A evolução dos estabelecimentos classificados como micro, pequenas, grandes e médias empresas, para os anos de 2006 a 2016 para o Nordeste estão na Tabela 7. Ressalta-se que para essa análise elencou-se apenas o estado da Bahia, por ter sido o único a apresentar número significativo de estabelecimentos, quando comparado às demais regiões anteriormente avaliadas.

Tabela 7 - Evolução no número de estabelecimentos frigoríficos por porte de empresas para a Região Nordeste entre os anos de 2006 a 2016

UF	Ano	Microempresas	Pequena empresa	Média empresa	Grande empresa	Total
Bahia	2016	19	11	12	0	42
	2015	19	12	11	1	43
	2014	18	13	12	0	43
	2013	18	12	8	0	38
	2012	20	8	10	0	38
	2011	19	7	10	0	36
	2010	15	7	10	0	32
	2009	14	6	10	0	30
	2008	17	1	12	0	30
	2007	16	8	8	0	32
	2006	17	6	7	0	30

Fonte: Ministério do Trabalho - Relação anual de informações Sociais - RAIS (2017)

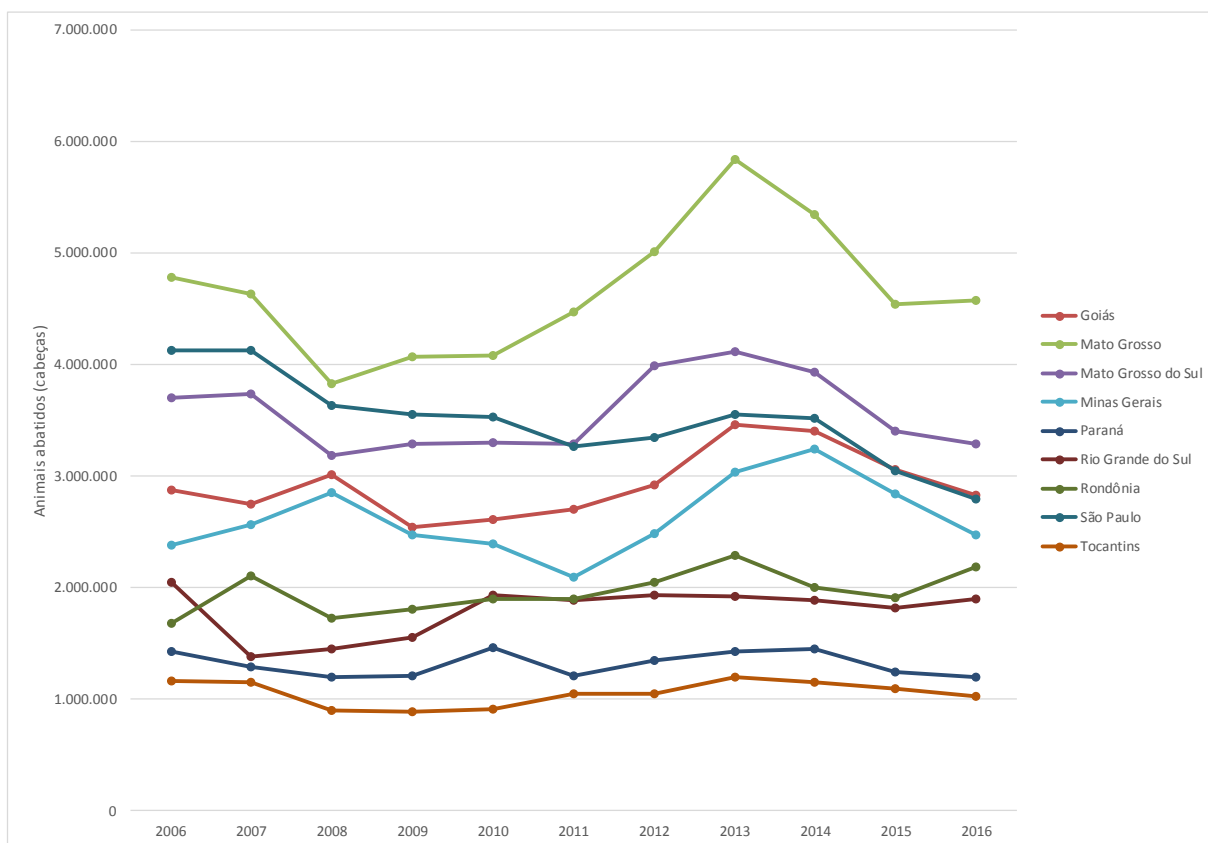
Desse modo, verificou-se que a Bahia, assim como Santa Catarina, caracteriza-se pela predominância de micro, pequenas e médias empresas. O crescimento foi mais intenso entre as empresas de pequeno e médio porte, indicando maior competição para o mercado local.

Ao se comparar todos os estados em análise, a Bahia apresentou o menor número de empresas de grande porte, confirmando que o Nordeste pouco desenvolveu na produção de bovinos nos últimos anos.

Portanto, uma vez identificado o comportamento dos números de estabelecimentos por Unidades Federativas, cabe analisar o volume abatido de cada um, apresentadas no Gráfico 6.

Conforme análise do Gráfico 6, os anos de 2012 e 2013 forma os de maiores níveis de abate da série. Vale lembrar que nesse momento as exportações tiveram seu segundo maior pico, ficando atrás apenas para o ano recorde de 2006. Após esse período o número de abates reduz, juntamente com o total exportado, figurando uma queda na oferta de carne bovina. Portanto, uma primeira justificativa para a redução no número de estabelecimentos, verificada nas Tabelas anteriores, seria a queda oferta de matéria prima, que nesse caso, não sinalizaria um aumento da concentração no período.

Gráfico 6 - Evolução do abate de bovinos entre 2006 e 2017 nos estados de Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná, Rondônia e Tocantins



Fonte: IBGE - Pesquisa Trimestral do Abate de Animais (2017). Elaboração da autora

Ao analisar as Tabelas 3 a 7, nota-se que o Rio Grande do Sul, estado com maior número de estabelecimentos, não foi o que apresentou o maior volume de abate, indicando que na região a atividade seria menos concentrada que no restante do país e mais pulverizada entre as empresas de menor porte. O mesmo se pode inferir para Santa Catarina. No entanto, os estados com elevada capacidade de abate como Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Goiás e Pará foram os que tiveram os maiores valores de estabelecimentos de médio e grande porte que, por sua vez, justifica os ganhos de escala das grandes empresas, mas que ao mesmo tempo pode indicar a possível concentração de mercado.

O resumo dos principais resultados sobre a evolução no número de empresas no Brasil e os volumes de abate entre os anos de 2006 a 2016 estão na Tabela 8.

Tabela 8 - Resumo sobre a evolução do número de estabelecimentos frigoríficos por porte e abate entre os anos de 2006 a 2016

MPE*	MGE**	Total de empresas	Volume total de abate	UF
<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	Mato Grosso
<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	Mato Grosso do Sul
<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	São Paulo
<i>Queda</i>	<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	Goiás
<i>Queda</i>	<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	<i>Queda</i>	Rio Grande do Sul
<i>Queda</i>	<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	<i>Aumento</i>	Minas Gerais
<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	Pará
<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	Rondônia
<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	Bahia
<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	Santa Catarina
<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	Paraná
<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	<i>Aumento</i>	<i>Queda</i>	Tocantins

Fonte: Ministério do Trabalho - Relação anual de informações Sociais - RAIS (2018) e IBGE - Pesquisa Trimestral do Abate de Animais (2016).

*Micro e Pequenas Empresas e ** Médias e Grandes Empresas

Ao se comparar os resultados dos números de empresas com os volumes de abates verifica-se que alguns estados elevaram ao mesmo tempo o número de empresas e os abates, como o Pará, Rondônia e Santa Catarina. Outros, reduziram o número de estabelecimentos e o volume de abate, como Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Goiás e Rio Grande do Sul. Minas Gerais foi o único estado a diminuir o número de estabelecimentos e ao mesmo tempo elevar o volume de abate, sendo que Paraná e Tocantins apresentaram comportamento contrário.

Desse modo, essa análise preliminar sobre a evolução nos números dos estabelecimentos frigoríficos do Brasil apresentou que alguns estados reduziram seu número de empresas e também o volume de abate, o que não necessariamente implicaria concentração do setor. Porém, pode-se notar uma mudança na estrutura da indústria, ou seja estados com maior número de micro e pequenas empresas e outros elevando as indústrias de grande porte, cabendo então compreender como foi essa evolução ao longo das possíveis subamostras (períodos), que serão exploradas após a realização dos testes de quebra estrutural.

2.7. Determinantes dos preços

O agronegócio da carne bovina no Brasil compreende um conjunto de agentes como os fornecedores de insumos, os sistemas produtivos (pecuária), indústrias de transformação, distribuição e comercialização e, por fim, os consumidores finais, divididos entre mercado interno e mercado externo. Sendo que os primeiros agentes – fornecedores, pecuária, indústrias, distribuição e comercialização – podem influenciar os preços praticados no mercado bovino e os que atuam antes da comercialização do boi gordo buscam cotações maiores e, os que se encontram após desejam preços mais baixos, sendo que a força de cada um pode variar ao longo de períodos (PINATTI, 2008).

Para Caleman e Zylbersztajn (2010), o "*preço reflete um conjunto de atributos do produto*". Desse modo, os valores pagos pela arroba do boi ou vaca relacionam-se ao peso do animal, raça, idade, sexo e sanidade, além da distância entre as propriedades rurais e frigoríficos. Somado a isso, o preço também reflete o risco da transação. Quando os frigoríficos apresentam escalas reduzidas⁴ de abate, os preços pagos aos produtores podem se elevar como forma de incentivo à venda, pois nesse caso a indústria pode apresentar o risco de ociosidade. Além disso, os autores destacaram que os frigoríficos podem pagar valores mais elevados adotando prazos mais estendidos de pagamento, quando enfrentam situações financeiras adversas. Nesse caso, o preço recebido pelo pecuarista apresenta a dimensão "*risco de recebimento*" do valor a ser pago.

Os preços do boi gordo, em momentos de estabilidade econômica, formam-se pelo equilíbrio dentre a oferta e demanda de mercado, que por sua vez, são influenciados por fatores endógenos e exógenos da pecuária. No primeiro caso, dentre os fatores que influenciam a oferta, destaca-se as condições climáticas, tecnológicas, rentabilidade, quantidade de pastagem, preços dos insumos. Já no segundo, os determinantes da demanda, renda, exportações, credibilidade das empresas, consumo, preço de produtos substitutos, taxa de juros, taxa de câmbio, e inflação (DE ZEN e BARROS, 2005; MENEZES, 2016).

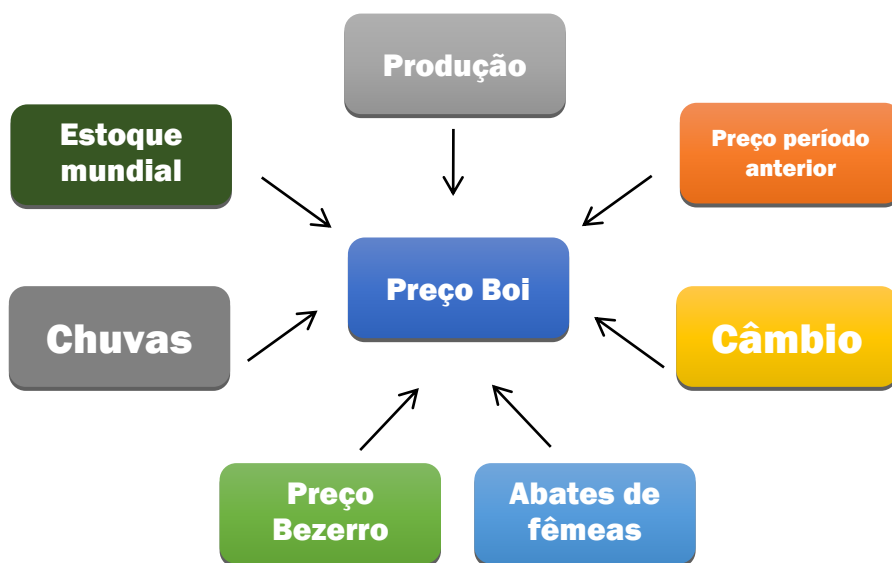
No entanto, em períodos de instabilidade econômica brasileira, principalmente nos anos de 1980, o investimento em boi tornou-se uma das alternativas mais confiáveis de preservação de valores, em um ambiente marcado por salários e preços congelados, alterando então, a formação nos preços do boi. Desse modo, a especulação e a busca por reservas

⁴ Entende-se por escala reduzida a situação em que os frigoríficos enfrentam dificuldades na aquisição animais prontos para o abate, proporcionando uma programação curta, quando comparado os momentos de excesso de oferta (nesse caso, teria-se a escala longa).

passam a serem objetos dominantes. O boi gordo, além de ser um produto destinado para o consumo humano também, pode ser considerado como um ativo econômico e alternativa para a reserva de valor (DE ZEN e BARROS, 2005).

Muitos são os estudos que contemplam a formação de preços no mercado bovino, dentre eles, destacam-se Medeiros (2006), Oliveira *et al.* (2006), Pinatti (2008) e Alves (2016). A Figura 4 apresenta os principais resultados encontrados pelos estudos listados.

Figura 4- Principais variáveis determinantes do preço do boi gordo no Brasil



Fonte: Medeiros (2006), Oliveira *et al.* (2006), Pinatti (2008) e Alves (2016). Elaboração da autora

No estudo realizado por Medeiros (2006) verificou-se que a variável capaz de influenciar o preço da arroba do boi foi a quantidade de carne ofertada e o preço apresentou uma estreita relação com a própria variável defasada que as outras variáveis do mercado. Destaca-se que o autor testou em seu modelo empírico os preços recebidos pelo bezerro, boi magro e frango, os preços de venda do dólar, índice de preços pagos aos produtores e a oferta de carne bovina.

Oliveira *et al.* (2006) apontaram que o cenário internacional também influencia os preços nacionais do boi e, para os autores, a variável mais importante seria nível de estoque mundial. Então, quanto menores os estoques mundiais maiores os preços e vice-versa. Aliado a isso, verificou também a importância do volume de boi gordo produzido internacionalmente, e quanto maior a produção, menores serão as cotações do produto no mercado interno.

Vale destacar que, conforme Pinatti (2008), mesmo com o aumento no número de confinamentos no Brasil, a precipitação pluviométrica ainda é uma variável de grande influência nos preços do boi gordo. A chuva pode levar até 10 meses para influenciar a cotação do boi gordo, justificada pelo ciclo intra-anual⁵ do boi e pelas variações mensais nos preços.

Alves (2016), ao estudar as variáveis capazes de explicar o comportamento nos preços do boi, identificou o número do abate de fêmeas, preço do bezerro, índice estacional do boi e bezerro e a cotação do dólar como variáveis explicativas. Em relação ao preço do bezerro, Silva Neto e Parré (2012), ao estudarem o comportamento da transmissão dos preços entre a variável e o boi gordo no estado de São Paulo evidenciaram que os preços do boi gordo não responde equivalentemente à variações nos preços do bezerro, ou seja variações de queda nos preços do bezerras são repassadas diferentemente que as de alta.

Santos *et al.* (2017) ao analisarem a transmissão entre os preços do boi gordo, soja e milho verificaram que grande parte das variações nos preços do boi são justificadas pela própria variável e responde negativamente à choques nos preços do milho e soja. Sendo esses insumos utilizados para a engorda do animal e também, concorrentes em áreas de produção.

Essa análise preliminar sobre os determinantes dos preços possibilitou elencar as principais variáveis capazes de justificar os diferentes comportamentos dos preços ao longo do tempo e, assim, servir de argumentos para explicar a possível integração ou não integração espacial das subamostras do modelo.

A presente seção não esgotou as possíveis variáveis determinantes do preços. Acredita-se também que existam outros determinantes dos preços do boi gordo, como a taxa efetiva de câmbio, outras culturas que disputam as áreas de produção e que, ao mesmo tempo, são alimentos para o animal como a cana-de-açúcar e até mesmo a atividade pecuária leiteira, outra forma de produção que concorre em área com a engorda.

Ademais, nota-se neste conjunto de estudos a ausência de variáveis associadas à estrutura da indústria que, conforme mostrado no item anterior, sofreu mudanças expressivas no período de análise. A consideração conjunta desses fatores também é uma das contribuições do presente estudo.

⁵ Também conhecido pelo períodos da seca e das águas.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

3.1. O mercado central

Ravallion (1986) apresenta um dos primeiros e principais modelos empregados na análise da integração espacial de mercado. O autor assume que existe um grupo de mercado local (rural) e um único mercado central (urbano). Por mais que exista um comércio entre os mercados locais, será o comércio com o mercado central que dominará a formação de preços do mercado local.

Desse modo, Ravallion (1986) aponta que a formação estática de preços entre N mercados, onde 1 é o mercado central pode ser resumido pelo seguinte modelo:

$$P_1 = f_1(P_2, P_3, \dots, P_N, X_1) \quad (1)$$

$$P_i = f_i(P_1, X_i) \quad (i = 2, \dots, N) \quad (2)$$

onde X_i ($i = 1, \dots, N$) é um vetor de outras influências sobre o mercado local. As funções f_i ($i = 1, \dots, N$) podem ser apontadas como as soluções das condições apropriadas do equilíbrio de mercado, levando em conta as principais escolhas espaciais e os custos de ajustamento figurados pelos comerciantes quando decidem o que vender.

Combinado as informações postuladas pelo autor, chega-se ao seguinte modelo com período T e séries de preços para N mercados:

$$P_{1t} = \sum_{j=1}^n a_{1j} P_{1t-j} + \sum_{k=2}^N \sum_{j=0}^n b_{1j}^k P_{kt-j} + X_{1t} c_1 + e_{1t} \quad (3)$$

$$P_{it} = \sum_{j=1}^n a_{ij} P_{it-j} + \sum_{k=2}^N \sum_{j=0}^n b_{ij}^k P_{kt-j} + X_{it} c_1 + e_{it} \quad (4)$$

sendo e_{it}, e_{1t} ruído branco, e os valores de a, b, e c fixos. Caso b_{ij} apresente valor nulo o mercado será segmentado e o mercado central não influenciará preços do local. Se em $t=0$ seu valor seja 1, verifica-se integração de curto prazo, assim, mudanças no mercado central são imediatamente repassadas. Efeitos futuros serão observados por meio das variáveis defasadas.

A existência de características significantes de mercados locais pode indicar que a arbitragem é imperfeita para eliminar os diferenciais de preços. Então, uma integração forte pode ser formulada ao se considerar $c=0$. Portanto, verifica-se a seguinte interpretação: mudanças nos preços locais são atribuídas por alterações no mercado central e por diferenças nos preços passados. As variáveis defasadas nos preços e características de mercado, apontam para a possibilidade dos mercados não estarem em um equilíbrio integrado em determinado

ponto do tempo, o que significa dizer que os mercados estariam em um desequilíbrio em primeira instância.

O estudo de Faminow e Benson (1990) apresentou um modelo com base na interdependência oligopolística elaborado como um complemento aos pressupostos da LPU, revisando a forma estrutural da interdependência entre mercados. Assim, propõem existência da interdependência oligopolística em mercados onde compradores e vendedores estão espacialmente separados, considera que os vendedores precificam seus produtos conforme seu concorrente mais próximo, mesmo em um mercado dominado por um grande número de produtores que comercializam produtos homogêneos, indicando concorrência perfeita.

Segundo os autores, essa teoria alternativa à LPU e arbitragem baseia-se nas hipóteses que compradores e vendedores estão espacialmente dispersos e os custos intra-regionais são significantes. Assim, testam estatisticamente se os diferenciais de preços entre as regiões (mercados) são superiores, inferiores ou iguais ao custo de transferência. No caso dos mercados espaciais, os produtos são homogêneos e diferenciam-se pela localização, os testes estatísticos da interdependência entre preços dentre as diferentes localidades são empregados para indicar o grau de integração.

Conforme Goodwin e Schroeder (1991) o modelo de interdependência oligopolística de Faminow e Benson (1990) e o da LPU são as duas teorias que sustentam os argumentos da integração entre mercados espacialmente separados. Desse modo, o modelo da presente pesquisa se sustenta nas teorias da LPU.

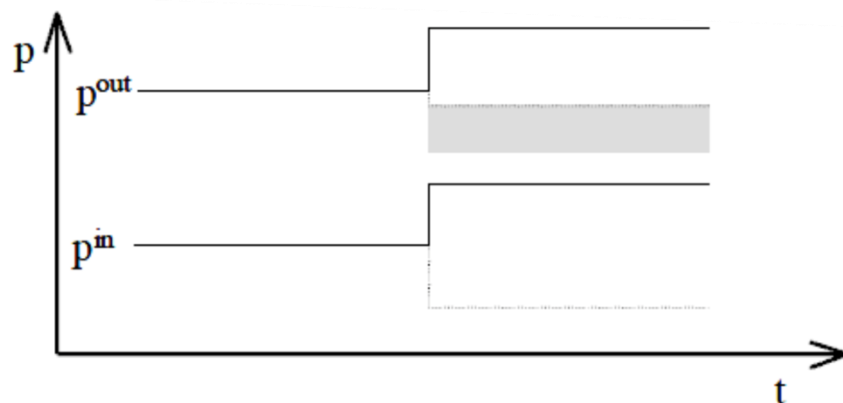
3.2. Integração espacial

Segundo Goodwin e Piggott (2001), muitos são os estudos empíricos que avaliam a extensão na qual mercados separados são integrados. Na literatura, o teste para integração de mercados usualmente considera a extensão com que choques são transmitidos entre mercados espacialmente separados. Segundo Meyer (2004), de modo geral, os estudos definem a integração entre mercados como grau da transmissão de preços, e a utilizam como *proxy* da eficiência dos mercados. Para Goodwin e Piggott (2001), a integração do mercado tem importantes implicações na determinação dos preços e na dinâmica do mercado, uma vez que desvios persistentes da integração podem beneficiar os comerciantes espaciais (arbitradores), trazendo-lhes oportunidades de lucro comprometendo a eficiência do mercado.

A integração espacial está diretamente ligada à forma com que mudanças nos preços de uma região são transmitidos para outra, e essa, pode ser considerada como assimétrica, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) classificaram a transmissão assimétrica nos preços de acordo com três critérios. O primeiro refere-se à velocidade e/ou a magnitude assimétrica da transmissão, expostas nas Figuras 5,6 e 7, onde o preço de saída (p^{out}) é dependente do preço de entrada (p^{in}), onde esse aumenta ou diminui ao longo do tempo.

Figura 5 – Diagrama da Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços

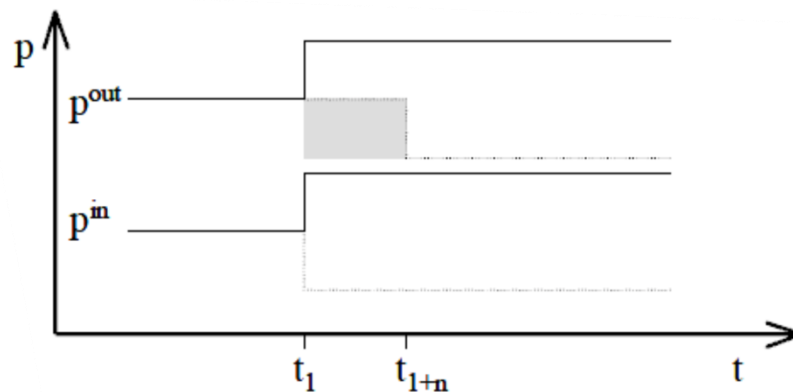
Diagrama a: Magnitude



Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

Figura 6 – Diagrama da Velocidade da Assimetria na Transmissão de Preços

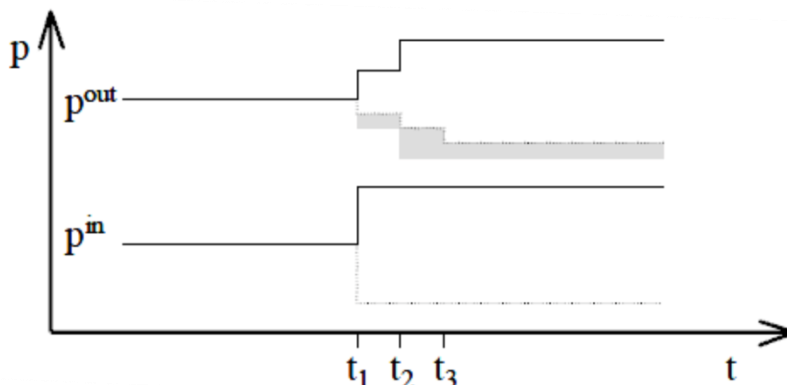
Diagrama b: Velocidade



Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

As Figuras 5 e 6 representam, respectivamente, a magnitude e velocidades de mudanças no preço de entrada.

Figura 7 – Diagrama da Velocidade e Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços
 Diagrama c: Velocidade e Magnitude



Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

Na Figura 7 a transmissão de preços é assimétrica devido a velocidade e magnitude, pois, aumentos nos preços de entrada levam dois períodos para serem transmitidos para os de saída, enquanto que as quedas levam três períodos.

O segundo critério exposto por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), a classificação da transmissão assimétrica nos preços pode ser positiva ou negativa. Assim, quando o preço de saída reage mais rapidamente aos aumentos nos preços, do que as quedas, em relação ao de entrada a assimetria é considerada como positiva, e caso contrário negativa. Por fim, o terceiro critério se refere a transmissão assimétrica nos preços entre níveis de mercado (vertical) e entre mercados espacialmente separados (espacial). Desse modo o estudo terá como finalidade de análise apenas a transmissão de preços entre mercados espacialmente separados, também denominado por integração espacial.

A integração espacial está diretamente ligada à forma com que mudanças nos preços de uma região são transmitidos para outra. Conforme Fackler e Goodwin (2001), a integração pode ser medida pelo grau em que choques de oferta ou de demanda provenientes de uma região são transmitidos para outras. A relação de transmissão dos preços é expressa pela seguinte equação:

$$R_{AB} = \frac{\varphi p_B / \varphi \varepsilon_A}{\varphi p_A / \varphi \varepsilon_A} \quad (5)$$

onde R_{AB} representa a transmissão de preços associada a um choque hipotético, ε_A , que altera o excesso de demanda por um bem na região A, mas não em B. Mercados perfeitamente integrados apresentarão relação de transmissão de preços igual a um ($R_{AB} = 1$) e, para valores

inferiores a 1, suas interações entre mercados são menores. Essas relações podem ainda não ser simétricas, ou seja, é possível de uma região seja mais integrada com outra região, do que essa com a primeira ($R_{AB} \neq R_{BA}$).

Fackler e Goodwin (2001) completam que somente haverá a arbitragem quando a diferença nos preços, de um produto homogêneo, entre os mercados não supere o custo de mover o bem da região com preços menores para outra com preços maiores, conforme seguinte equação:

$$P_j - P_i \leq r_{ij} \quad (6)$$

onde r_{ij} representa o custo de mover o bem do mercado i para o j , e inclui todos os custos relevantes para se transacionar entre regiões espacialmente separadas.

Mattos, Lima e Lírio (2009) não identificaram na literatura consenso sobre a terminologia do r_{ij} e destacaram três possíveis termos: custo de transporte, custos de transferência e custos de transação, sendo a última a mais utilizada. Alguns estudos usam essa variável como *proxy* do conceito custo de transação abordado por Williamson, porém, vale destacar que ele representa apenas uma parte dos custos r_{ij} da equação 6.

O autor que apresentou uma definição para os custos r_{ij} foi Barret (2001), que pode ser expresso da seguinte maneira:

$$r_{ij} = f_{ij}(q_{ij}) + v_{ij}(p_j - p_i - q_{ij} - z) + d_{ij}(p_j - p_i - q_{ij}) + \theta_{ij} \quad (7)$$

onde r_{ij} é o custo de transferência da equação 6, f_{ij} são os custos com transporte (frete), v_{ij} representa as variáveis de custo relacionadas a insegurança, financiamentos, *hedging*, contratos e as barreiras técnicas da comercialização (normas sanitárias), z representa um vetor exógeno dos componentes do custo (taxas), d_{ij} é a média dos impostos pagos pelo produto e θ_{ij} captura os custos de transação não mensuráveis tal como o custo de oportunidade do empresário, custos para pesquisas e o prêmio de risco associado a contrato de falência ou a variabilidade na taxa de câmbio. Portanto, para que essa variável não se confunda com a terminologia proposta por Williamson (1985), daqui para frente será utilizado neste estudo o termo “custo de transferência”.

Ressalta-se que, ao longo do tempo, alguns estudos da análise de transmissão de preços baseados na causalidade de Granger e em modelos de co-integração passaram a ser criticados por desprezarem a importância dos custos de transferência. Assim, Barret (2001) afirma que, ao se desprezar os custos de transferência (r_{ij}), em uma regressão de preços, esses se tornam uma parte do termo de erro, os parâmetros estimados tornam-se viesados e

inconsistentes, não refletindo a verdadeira relação entre os mercados. Portanto, os modelos que hoje melhor explicam a integração espacial são aqueles que consideram os custos de transferências nas relações de co-integração por meio dos modelos com *threshold*, que por sua vez, será abordado na metodologia da pesquisa.

Assimetrias nos ajustamentos de preços, baixa transmissão e desvios da LPU podem ser justificadas pela presença de mercados autárquicos, ou seja, aqueles que apresentam elevados custos de transações ou interferência governamental inviabilizando a arbitragem; pela existência de barreiras ao comércio, informação imperfeita, aversão ao risco pelos agentes e a própria concorrência imperfeita (SEXTON et. al., 1991; BALCOME, BAILEY e BROOKS, 2007).

3.2.1. Determinantes da integração espacial

O presente estudo apresenta como referência para os determinantes da integração espacial o trabalho desenvolvido por Goodwin e Schroeder (1991). Os autores elencaram fatores que poderiam afetar a cointegração e as oportunidades da arbitragem espacial, uma vez que os testes de co-integração não são capazes de explicar as causas da integração. Segundo autores, se em determinado período os preços apresentarem uma mesma trajetória, então serão altamente cointegrados; caso contrário, terão um baixo grau de co-integração. Portanto, devem existir fatores capazes de influenciar o grau de cointegração entre os preços de dois ou mais mercados (GOODWIN e SCHROEDER, 1991).

Segundo os autores, o primeiro fator em análise é o custo de agência e o risco associado ao comércio entre mercados. Em geral, espera-se que os mercados se integrem por meio de mercados intermediários e, conforme a distância entre mercados aumenta, a ligação entre ele fique mais fraca. Portanto, supõe-se que os custos associados ao comércio entre mercados espacialmente separados estariam diretamente relacionados à distância entre esses. Assim, espera-se uma relação inversa entre distância e cointegração.

Outro fator que contribui para o risco da arbitragem entre mercados, e que conseqüentemente influencia o grau de cointegração, é a quantidade de informações refletidas nos preços de um determinado mercado. Inseridos nesse contexto, Goodwin e Schroeder (1991) apontaram dois tipos de mercados, o terminal e o descentralizado direto, em que os agentes do mercado terminal seriam mais informados que no descentralizado. A determinação dos preços no primeiro acontece pela integração entre um grande grupo de compradores bem

informados e uma comissão de vendedores. Já no mercado descentralizado, o comércio frequentemente acontece entre um único comprador e um único vendedor, normalmente, menos informado. Assim, no mercado terminal, os preços são determinados de forma mais centralizada e seria mais eficiente que o descentralizado.

Desse modo, a determinação dos tipos de mercado estaria relacionada ao acesso às informações como número de cooperativas, associações de produtores de bovinos, acesso à internet e instituições divulgadoras do preço local, entre outros.

O volume comercializado também é um fator de influência sobre a integração entre mercados, porém, conforme Goodwin e Schroeder (1991), seus resultados, até então, eram inconclusivos. Segundo os autores, em mercados com baixo volume de produção fica difícil identificar variáveis que justifiquem o comportamento dos preços e a interferência do volume comercializado sobre a cointegração ainda não era clara (GOODWIN E SCHROEDER, 1991), o que justifica o emprego dessa variável na pesquisa. Por fim, o último fator capaz de interferir na cointegração é o grau de concentração das indústrias do setor. Os autores apontam que elevações nos níveis de concentração resultariam em preços mais estáveis e a cointegração poderia aumentar.

Assim, Goodwin e Schroeder (1991) estimaram o seguinte modelo:

$$TE_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 Tipo_i + \beta_2 CR_t + \beta_3 Volume_{ikt} + \beta_4 Distância_{ik} + e_{ikt} \quad (8)$$

onde TE representa o resultado do teste de cointegração entre os mercados i e k , $Tipo$ é uma *dummy* com valor igual a 1 se o mercado for descentralizado direto e zero caso seja terminal, CR a razão de concentração das quatro maiores firmas da indústria frigorífica de bovino no tempo t , $Volume$ abatido de gado no mercado i em relação ao mercado k no período t . $Distância$ é a quantidade de quilômetros entre o mercado i e o mercado k e o termo de erro e . Os valores esperados dos parâmetros são $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, β_3 é incerto, e $\beta_4 < 0$.

Vale destacar que outros autores também buscaram estudar determinantes da cointegração. Por exemplo, Conforti (2004), que apontou como fatores capazes de interferir na integração espacial as fronteiras e políticas nacionais, com destaque às políticas comerciais, que afetam a formação dos preços, bem como barreiras não tarifárias, tarifas variáveis, tarifas proibitivas e barreiras técnicas. Segundo autor, as tarifas fixas e *ad valorem* apresentam os mesmos comportamentos dos custos de transferências.

Conforti (2004) também destacou como fator influenciador da integração espacial o regime cambial, indicando que, à medida que alterações na taxa de câmbio são repassadas aos preços dos produtos, essa se relaciona à capacidade que as firmas apresentam em discriminar

preços conforme seus destinos. Ou seja, de precificar de acordo com o comportamento do mercado, à não homogeneidade do produto e aos custos de ajustamentos das firmas.

Outro estudo que buscou elencar fatores determinantes da integração espacial foi o de Gonzales-Rivera e Helfand (2001). Nesse caso, os autores apontaram fatores capazes de reduzirem os custos de transferências afetarem os fluxos dos produtos e as informações entre os mercados, sendo eles: a) capital físico; b) capital humano; c) oferta, demanda e comércio; d) políticas; e, e) outros fatores.

Em relação ao capital físico, os autores o destacaram como importante componente capaz de facilitar o fluxo dos produtos e conseqüentemente reduzir os custos de transferências, que vão desde a propriedade rural até o comércio do produto. Capaz de melhorar a infraestrutura, possibilitando o acesso e o carregamento das mercadorias e infraestrutura de transporte, em especial rodovias que conectam uma região à outra. Segundo Gonzales-Rivera e Helfand (2001), o fluxo de informações se eleva com o aumento do capital físico, uma vez que proporciona o acesso à informações sobre o mercado que pode ser partilhada entre produtores de diversos locais.

Para Gonzales-Rivera e Helfand (2001) os setores agrícolas de países desenvolvidos e em desenvolvimento estão associados aos altos níveis de produtividade e às elevadas taxas de inovações tecnológicas. Desse modo, níveis mais altos do capital humano contribuem para o aumento da produtividade de agentes responsáveis pelo escoamento da produção e elevam a precisão e velocidade das informações, contribuindo para a redução dos custos de transferência.

Em relação ao comércio, oferta e demanda, Gonzales-Rivera e Helfand (2001) indicaram que elevados volumes comercializados contribuem para a redução dos custos de transferência. Quanto às políticas públicas, os autores apontaram que seus efeitos, além de estarem presentes no capital físico e humano, também melhoram a integração por meio do crédito subsidiado. As políticas públicas ainda estimulam a utilização do mercado futuro fornecendo informações, liquidez e seguro aos produtores. Por outro lado, podem reduzir a integração quando essas políticas são realizadas por meio de taxas sobre o fluxo do comércio. Como outros fatores destacaram diferenças regionais entre os agentes, concentração do mercado e o capital social.

3.3. ESTUDOS RELACIONADOS

3.3.1. Estudos empíricos sobre o mercado de carne bovina

O estudo que serviu como inspiração para presente pesquisa foi o de Pereira (2005), que analisou a integração espacial e seu grau no mercado do boi gordo em diferentes estados brasileiros e identificou os fatores que influenciavam a integração dos mercados. O modelo empregado para a análise na integração foi o de Correção de Erros Vetoriais e para estimar o grau da integração o de Perfis de Persistência Medianos. Em um modelo *cross-section*, a autora estimou os determinantes da integração, sendo o grau da integração a variável dependente e o capital físico, capital humano, produção, consumo e comércio como explicativas. Os resultados encontrados foram que a integração aconteceu entre Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Bahia e Rondônia. Não foi possível verificar uma localidade dominante e integração perfeita. Quanto aos determinantes a autora verificou que a integração é inversa em localidades com maior acesso à infraestrutura de comunicação, melhores níveis de mão-de-obra e melhor infraestrutura de transporte.

No Brasil, um dos primeiros estudos a explorar a integração espacial na pecuária bovina foi o de De Zen (1997) que, abordando a região Centro-Sul brasileira, analisou por meio dos testes de Causalidade Granger a integração entre as praças produtoras e o atacado da Grande São Paulo. O autor verificou que o mercado era altamente integrado, com repostas rápidas às alterações de preços, impossibilitando identificar líderes de mercado. Portanto, De Zen (1997) concluiu que alterações nos preços poderiam ser originadas em cada região e transmitidas para outras.

Ferreira Filho e Pelozo (2000) abordaram a integração entre Brasil e Paraguai nos anos de 1995 a 1997 por meio da análise da causalidade e transmissão assimétrica nos preços e verificaram que a maioria das regiões brasileiras em análise, causavam os preços nas regiões do Paraguai e os preços do boi gordo em São Paulo causavam os preços das demais regiões brasileiras. A elasticidade na transmissão de preços confirmou que o canal de transmissão de preços para o Paraguai acontecia pelo Mato Grosso do Sul e por meio da análise da sazonalidade foi possível confirmar que a transmissão é mais intensa na entressafra.

Mattos *et al.* (2009) estimaram um modelo com os efeitos dos custos de transferência sobre a integração do mercado de boi gordo entre os estados de Minas Gerais e São Paulo. O modelo utilizado foi o de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC) para preços mensais de janeiro de 1972 a agosto de 2005. Os autores verificaram que os custos de

transação entre os mercados foram significativos, e choques inferiores a cerca de 10% do preço médio não são transmitido entre os mercados.

Cunha et al. (2010) também estimaram um modo com a presença dos custos de transferência com a metodologia de cointegração com *threshold* para os modelos Auto-regressivos TAR e M-TAR, para o Sul, Sudeste e Centro Oeste. Tendo o estado de São Paulo como o centro formador de preços, verificaram que Minas e Mato Grosso do Sul, por possivelmente estarem mais próximos do centro formador, apresentaram coeficiente mais elevados na transmissão de preços. O Rio Grande do Sul não se cointegra com São Paulo. Os custos de transferência foram significativos, uma vez que, não existiram transferências para choques de baixas magnitudes entre Mato Grosso, Rio de Janeiro, Goiás, Santa Catarina e o centro formador, podendo-se afirmar que os ajustes seriam superiores aos ganhos. Os autores identificaram baixos valores para os *threshold*, o que indica os custos de transferências não geram grandes impedimentos à integração dos mercados.

Dentre os trabalhos mais recentes destaca-se o de Soares e Lopes (2015), que testaram a integração espacial com a presença dos custos de transferência e com análise da quebra estrutural. Os autores abordaram as regiões Sudeste e Centro Oeste entre os anos de 1980 a 2012, empregando o modelo Auto-regressivos com *threshold* M-TAR. O diferencial desse estudo está na identificação das quebras estruturais e seu impacto na integração. Assim, verificaram duas importantes quebras comuns entre as séries, uma relacionada ao período hiperinflacionário e outra com a crise internacional entre os anos de 2007 e 2008. Tendo como São Paulo a região centro formadora de preços, os autores verificaram que os custos de transferência apresentaram comportamentos distintos para os dois períodos e a cointegração não se confirmou nos momentos de instabilidade internacional e confirmou-se tanto na estabilidade e instabilidade nacional. Assim, concluíram que a convergência dos preços estaria diretamente relacionada à conjuntura externa.

O Quadro 2 apresenta um resumo dos estudos apresentados e também aponta outros trabalhos que analisaram a integração espacial do boi gordo no Brasil e do Brasil com outros países, nos últimos anos.

Quadro 2- Resumo dos principais estudos sobre a integração espacial do boi gordo no Brasil (continua)

Autores	Período	Localidades	Quebra estrutural	Metodologia	Uso do Threshold	Centro Formador	Existe Integração
De Zen (1997)	Dados diários de 1997	SP, MG, MS, MT, GO	Não	Causalidade Engle-Granger	Não	São Paulo	Sim
Ferreira Filho e Pelozo (2000)	Dados semanais de 1995-1997	Brasil e Paraguai	Não	Elasticidade preços	Não	Brasil	Sim
Pereira (2005)	Dados mensais de 1980-2003	SP, MS, MT, GO, RO, MG, ES, PR, RS, SC, BA	Não	VEC e perfis de persistência medianos	NÃO, mas analisa o custo de transação	São Paulo	Sim, mas não perfeita
Gaio <i>et al.</i> (2005)	Dados mensais de 2000-2004	SP, MG, MT, MS, PR, GO	Não	VEC	Não	BM&F	MS não é
Campos <i>et al.</i> (2008)	Dados diários de 2002-2007	MT, MS, GO	Não	Teste de cointegração	Não	Análise entre os pares de mercado e BM&F	Sim
Silva <i>et al.</i> (2008)	Média mensal de 2002-2005	RS, SP	Não	Cointegração Engle e Granger	Não	Análise entre pares de mercado	Não
Carvalho <i>et al.</i> (2009)	Dados mensais 1995-2008	RO, SP	Não	VEC	Não	Análise entre pares de mercado	Sim
Mattos <i>et al.</i> (2009)	Dados mensais de 1972-2005	MG, SP	Não	TVEC com 2 regimes	SIM	Minas Gerais	Sim
Cunha <i>et al.</i> (2010)	Dados mensais de 1994-2008	SP, MG, ES, RJ, PR, SC, RS, MT, MS, GO	Não	TAR e MTAR	SIM	São Paulo	Sim
Melo (2010)	Dados mensais 2003-2009	Brasil, Argentina e União Européia	Não	VEC	NÃO	Análise entre os pares de mercado	Sim
Silva Neto <i>et al.</i> (2010)	Dados diários 2008-2007	Presidente Prudente, Goiânia, Campo Grande	Não	MCE e cointegração	NÃO	BM&F	Os preços de todas as praças se cointegram com o mercado futuro
Saith <i>et al.</i> (2013)	Dados mensais 2002-2011	SP, GO, MS, MT	Não	VEC	NÃO	Goiânia	Centro Oeste não se cointegra

(continuação)

Autores	Período	Localidades	Quebra estrutural	Metodologia	Uso do Threshold	Centro Formador	Existe Integração
Lanfranco et al. (2015)	Médias semanais de 2003-2012	Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai	Não	Cointegração Fracional	NÃO	Uruguai	Sim
Oliveira e Procópio (2016)	Dados mensais de 1980-2015	MT, MS, GO	Não	VEC	NÃO	Análise entre os pares de mercado	Sim
Soares e Lopes (2015)	Dados mensais 1980-2012	SP, MG, RJ, GO, MS, MT	Sim	TAR e MTAR	SIM	São Paulo	Não existe cointegração na instabilidade internacional

Elaboração da autora.

Fonte: Resultados do trabalho

Conforme observado no Quadro 2, nos últimos 21 anos foram diversos os estudos que analisaram a integração espacial do boi gordo no Brasil, seja ela entre regiões ou até mesmo com os países vizinhos. Os preços, na maioria das vezes, foram tratados de forma mensal e o estudo que apresentou o maior período (36 anos) foi o de Mattos *et al.* (2009). Dentre os 15 trabalhos abordados, em 10 foi possível identificar integração espacial. Assim sendo, a interação não se confirmou entre o Mato Grosso do Sul e a BM&F nos anos de 2000 a 2004, São Paulo e Rio Grande do Sul entre 2002 e 2005, os estados do Centro-Oeste não se cointegraram nos anos de 2002 a 2011 e, nos períodos de instabilidade econômica internacional, as regiões produtoras do Sudeste e Centro Oeste não se integraram com o centro formador São Paulo.

Vale destacar que a maioria dos estudos apenas abordaram regiões com destaque tanto nos números de abate quanto de produção. Portanto, as mais estudadas foram o Centro Oeste e Sudeste e alguns estudos incluíram os estados do Sul e Norte, em específico Rondônia, e apenas um incluiu o Nordeste, abordando unicamente a Bahia. Ressalta-se que estudos como o de Pereira (2005) reconheceram a importância do Pará como região produtora de bovinos, porém a falta de dados sobre o estado impossibilitaram a modelagem econométrica. Em relação aos trabalhos que analisaram a integração internacional, essa se confirmou entre o Paraguai, Argentina, Uruguai e União Européia, principalmente no início dos anos 2000.

Desse modo, pode-se, preliminarmente, concluir que o mercado do boi gordo no Brasil foi integrado conforme os principais estudos brasileiros, em especial entre as regiões Sudeste

e Centro Oeste, tendo principalmente o estado de São Paulo como o centro formador de preços. Além disso, foi possível notar que diferentes períodos de análises e centros formadores de preços podem levar à distintos resultados, confirmando a importância da presente pesquisa em definir (e não tomar como dados) os centros formadores de preços, considerando possíveis quebras estruturais nas séries do modelo da integração espacial.

Dentre os trabalhos internacionais, o de Bailey e Bronsen (1989) foi um dos pioneiros a analisar a integração do mercado bovino. Os autores abordaram as regiões Texas Panhandle, Nebraska e Colorado e por meio do teste de assimetria nos preços verificaram que os ajustes espaciais nos preços eram assimétricos, por exemplo, ajustes assimétricos nos custos, informação assimétrica, concentração de mercado, divulgação assimétrica do preço. Então, concluíram que, os ajustes nos preços no mercado do boi gordo eram aparentemente influenciados por diferentes incentivos dos participantes do mercado, e ainda seriam necessárias maiores explicações sobre as diferenças nas velocidades de ajustes nos preços entre quedas e elevações, implicando em uma ineficiência de mercado.

O estudo de Goodwin e Schroeder (1991) trouxe evolução aos modelos de ligação espacial dos mercados com o uso de testes de cointegração para séries de preços regionais, ilustrado por 11 mercados de boi gordo nos Estados Unidos e com séries temporais semanais de janeiro de 1980 a setembro de 1987. O trabalho revelou que aumentos significativos de vários mercados regionais de animais não foram observados durante os anos de 1980 e que o aumento da cointegração se deu paralelo ao aumento da concentração dos mercados estudados. Goodwin e Schroeder (1991) ao analisarem os fatores que influenciam a cointegração nessas regiões, concluíram que as distâncias entre mercados, índices de concentração das indústrias, volume comercializado, e tipos de mercado foram estatisticamente significantes para explicar as relações de cointegração entre os mercados.

3.3.2. Estudos empíricos sobre outros produtos

O estudo de Balcome, Bailey e Brooks (2007) foi um dos primeiros a analisar os custos de transferência abordando o Brasil. Os autores exploraram a transmissão de preços para o mercado de trigo milho e soja entre os países: Estados Unidos, Argentina e Brasil. Com um modelo de co-integração com *threshold* para dados de preços mensais apontaram evidências de *threshold* para três dos cinco pares de preços da *commodity* investigada.

Mattos (2008) analisou os efeitos de custos de transferência sobre a integração espacial do mercado de carne de frango inteiro resfriado para os principais estados produtores: São Paulo (SP), Descalvado (SP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC), Oeste Paranaense (PR), Ponta Grossa (PR), Belo Horizonte (MG), Goiânia (GO), Fortaleza (CE), Recife (PE) e Belém (PA). Com séries diárias dos preços de janeiro de 1998 a junho de 2007. O estudo utilizou três modelos de co-integração com *threshold*, sendo eles, Auto-regressivos univariados com *threshold* (TAR) e modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVEC), bivariados, com dois (TVEC₂) e três (TVEC₃). Os resultados indicaram que a transmissão de preços foi assimétrica, existindo uma maior facilidade em se transmitir aumentos de preços ocorridos em São Paulo aos demais mercados do que as reduções. Por fim, o autor identificou que elevados custos de transferências, eram, provavelmente, consequência dos custos associados ao frete e a alta perecibilidade da carne de frango.

O estudo de Silva *et al.* (2011) analisou a transmissão assimétrica dos preços entre regiões e níveis de mercado para a gasolina nos principais municípios do Brasil. A série compreendeu 131 cidades no período de maio de 2004 a fevereiro de 2011 e divididas entre os preços no varejo e atacado. A metodologia empregada foi a do Modelo de Correção de Erros – MCE aplicado para o modelo Auto-regressivos com *threshold* – TAR e para o modelo Auto-regressivos com *momentum threshold* – MTAR. Os autores detectaram assimetria nos preços de 67 municípios pelo método MCE-TAR e para 71 municípios pelo MCE-MTAR. Em termos espaciais, as regiões Sul e Sudeste foram as que apresentaram maior número de municípios com transmissão assimétrica, e a região nordeste o menor. Assim, concluíram que a desagregação entre regiões pode apresentar novos resultados para as relações assimétricas nos preços.

Souza e Campos (2008) estimaram as elasticidades de transmissão de preços da soja entre mercados espacialmente separados, para os pares regionais: Mato Grosso e Paraná; Mato Grosso e Rio Grande do Sul e Paraná e Rio Grande do Sul. Com um período de análise de janeiro de 2001 a fevereiro de 2008 e a aplicação do método de Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), verificaram que variações de longo prazo nos preços do Rio Grande do Sul são quase totalmente transmitidas para os preços da soja no Paraná e Mato Grosso do Sul. No entanto, não foi possível identificar uma perfeita integração entre os mercados em análise conforme proposto pela Lei do Preço Único.

Mendonça *et al.* (2011) objetivaram analisar o processo de formação dos preços da soja nos estados do Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Mato Grosso do Sul,

Minas Gerais, São Paulo e Santa Catarina. Para tal, utilizaram dados referentes ao período de agosto de 1994 a agosto de 2008. Os autores ao empregarem o Modelo de Correção de Erro Vetorial, verificaram que o mercado de soja no Brasil era espacialmente integrado, porém de forma imperfeita, além disso, apontaram que Santa Catarina, São Paulo, Minas Gerais e Paraná foram os estados com maior grau de interdependência.

Silva Neto (2014) estudou as relações de longo prazo nos preços do tomate entre as praças produtoras de São Paulo e Goiás, por meio de séries de preços mensais entre os períodos de janeiro de 2004 a dezembro de 2013. Os testes de cointegração e causalidade Granger apontaram que existe relação de longo prazo entre os preços.

Em relação aos estudos internacionais, destaca-se um dos precursores dessa vertente, Ravallion (1986), que propõe um modelo sobre as diferenças espaciais dos preços de um bem comercializado, capaz de evitar problemas inferenciais dos métodos de correlação estatística dos preços, e que apresentasse maiores informações sobre as causas das diferenciações nos preços em uma mesma série. O método foi aplicado para Bangladesh com séries mensais de arroz em seis distintos mercados no período de 1972 a 1975. O autor verificou impedimentos para a integração dos mercados.

Faminow e Benson (1990) elaboraram um novo modelo teórico sobre a integração espacial dos mercados, onde compradores e vendedores encontram-se espacialmente dispersos e onde os custos de transportes eram significantes, com uma representação teórica complementar à apresentada por Ravallion (1986). Os autores apontaram uma interdependência oligopolística entre os mercados e testes alternativos para formação de preços em oligopólios. Esse modelo foi ilustrado para o mercado de suínos no Canadá. A base de dados constituiu-se em preços semanais de suínos para cinco cidades no período de janeiro de 1965 a dezembro de 1975. Assim, identificaram que práticas não competitivas de preços para um subgrupo de mercados no período de 1965 a 1970, e competitivo a partir de 1970.

O trabalho de Sexton *et al.* (1991) apresentou e aplicou uma metodologia para testar a eficiência da arbitragem inter-regional de *commodity*. Sendo necessário apenas dados de tempo dos preços de diferentes cidades, regiões, país ou de produtos. Essa abordagem foi capaz de fornecer informações sobre a integração, eficiência, margens de comercialização, sustentabilidade e competitividade dos mercados. A análise empírica constituiu em uma estimação baseada no modelo de *switching regime* composto por três regimes: arbitragem eficiente, relativa escassez e relativa abundância; para dados semanais do mercado de aipo nos Estados Unidos em janeiro de 1985 a dezembro de 1998. Os resultados indicaram desvios

significativos em relação à eficiente arbitragem tanto para mercado de aipo da Califórnia quanto para Flórida.

O estudo de Goodwin e Piggot (2001) adotou os modelos de *threshold* Auto-regressivos e de cointegração. Sua aplicação foi para os preços da soja e milho dos quatro mercados mais importantes da Carolina do Norte. Para o milho cotaram os mercados de Williamston, Candor, Cofield e Kinston. e Fayetteville, Raleigh, Greenville e Kinston para a soja, apontam Williamston como o centro formador do milho e Fayetteville para a soja. A base de dados compreende 2 de janeiro de 1993 a 4 de março de 1999. Os resultados confirmaram que os mercados eram estreitamente integrados. As análises apontaram um significativo efeito de *threshold* e sugerindo que sua presença apresente influência espacial na relação dos preços. Em particular, o *threshold* foi estimado como uma constante, implicando em uma banda fixada em termos proporcionais.

Sephton (2003) aprofundou o trabalho de Goodwin e Piggot (2001) utilizando abordagem multivariada para testar a cointegração com *threshold* e a cointegração não linear. Uma vez que os autores detectaram que os preços da soja e do milho nos mercados espacialmente separados exibiram cointegração com *threshold* e que os preços das *commodities* poderiam se divergir persistentemente. Assim, os resultados sugeriram que desvios da Lei do Preço Único não persistiam indefinidamente.

Meyer (2004) também propôs um modelo que considerasse os custos de transação e, utilizou o de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC) para identificar a integração do mercado de suínos nos dois principais países produtores da Europa, Alemanha e Holanda, com os semanais de junho de 1989 a março de 2001.

O trabalho de Meyer (2004), destacou-se por indagar o número de *thresholds* a se considerar em um modelo de co-integração, e ressaltou a falta de justificativas para essa escolha. Assim, propôs que modelo com dois *threshold* estaria mais próximo à teoria econômica, sendo essa a melhor escolha. O procedimento utilizado na determinação do *threshold* utilizou uma variante do procedimento proposto por Hansen e Seo (2002). Porém, considerou apenas a determinação do parâmetro de *threshold*, e não uma avaliação conjunta para esse e dos parâmetros do vetor de cointegração. Então, o autor verificou que os custos de transação entre os mercados analisados foram significativos, confirmando a importância do modelo.

Ao analisar as pesquisas empíricas sobre a integração espacial, nota-se que internacionalmente as metodologias evoluíram no sentido de se estimar a presença dos custos

de transferências por meio do *Threshold*, o que posteriormente será explicado na Metodologia. Vale destacar que os estudos mais recentes sobre o mercado brasileiro também adotaram essa metodologia. No entanto, poucas foram as pesquisas de integração espacial que primeiramente identificaram os centros formadores de preços. Além disso, não se encontrou na literatura nacional e internacional estudos que considerassem a presença de quebras estruturais nas séries de preços para os modelos sobre o centro formador de preços.

4. METODOLOGIA

A análise proposta na pesquisa é dividida em três etapas. A primeira, é a identificação das quebras estruturais conjuntas do modelo, que será realizada por meio do teste Chow. Espera-se nessa etapa identificar possíveis subamostras das séries de preços para as regiões em análise. A segunda compreende a identificação do centro formador de preços, realizada, primeiramente, pelo teste de raiz unitária e, posteriormente, pelos testes de cointegração de Johansen e o de exogeneidade fraca. Objetivando confirmar os resultados obtidos, serão também estimadas as causalidades no sentido Granger e testada a cointegração. Por fim, a última etapa consiste na aplicação do teste de cointegração pelos modelos Auto-regressivos com *Threshold* - TAR e o Modelo de Correção de Erros com *Threshold* - MCE-TAR. Ambos, modelos e testes, serão apresentados nessa seção.

4.1. Modelos estimados

4.1.1. Identificando o Centro Formador de Preços

O trabalho de Gonzáles-Rivera e Helfand (2001) foi um dos primeiros estudos a identificar a existência do mercado comum nas pesquisas de integração espacial. Os autores objetivaram encontrar o único fator comum para um conjunto de localidades, o que implicou em encontrar $n-1$ vetores de cointegração para n mercados. Assim, normalizando-se os $n-1$ vetores de cointegração em relação à um específico local, encontrou-se os pares de mercado para a análise do modelo de integração.

Gonzáles-Rivera e Helfand (2001), ao estimarem o fator comum, utilizaram a metodologia proposta por Gonzalo e Granger (1995), em que o fator comum seria associado as variáveis observadas e permitindo a identificação da região que contribui para o

comportamento de longo prazo dos preços. Desse modo, buscou-se identificar o conjunto de localidades que se conectaram direta e indiretamente em um comércio contínuo.

Na determinação de quais regiões devam pertencer ao mesmo mercado recomenda-se iniciar o estudo com o número máximo de localizações, n , e testar os $n-1$ fatores de cointegração, por meio dos testes de Johansen, caso o número de vetores sejam inferiores a $n-1$ é necessário que se identifique quais localizações devem ser removidas do sistema (GONZÁLES-RIVERA e HELFAND, 2001).

González-Rivera e Helfand (2001) empregaram essa metodologia pra o mercado de arroz do Brasil entre os anos de 1973 a 1997 e verificaram que 15 Estados brasileiros pertenciam ao mesmo mercado econômico, sendo o, Centro-Oeste, Sul, Sudeste e os Estados do Maranhão, Bahia, Sergipe, Pernambuco e Ceará e o Estado de São Paulo foi aquele que contribui para o componente permanente dos preços domésticos dos outros estados.

O estudo de Asche *et al.* (2012) se baseou nessa metodologia proposta por Gonzales-Rivera e Helfand (2001), no entanto, os autores primeiramente estimam um modelo bivariado, entre o centro formador de preços e os demais mercados, e depois o modelo multivariado, diferente do que se observou no estudo anterior. Asche *et al.* utilizaram a relação de Johansen e Juselius (1994) de que em um conjunto de n variáveis com $n-1$ vetores de cointegração nenhum tipo de informação será perdida ao se normalizar um sistema, representado por relações bivariadas, para testar a integração entre dois mercados e então estimar uma relação multivariada apenas entre as variáveis apenas com tendência estocástica comum. Os autores analisaram o mercado de sorgo da Tanzânia e verificaram que esse, poderia ser dividido em dois pólos regionais, com os preços sendo determinados em cada centro formador de preços de cada região.

O modelo em análise inicia-se com a relação, exposta por Silva e Margarido (2009), e também encontrada em diversos estudos da integração espacial sustentados na LPU, onde os preços do produto em determinada região são função dos preços desse mesmo bem em outra região adicionado um termo de erro:

$$p_t^1 = \alpha + \beta p_t^2 \quad (9)$$

o parâmetro α comporta-se como o termo de erro por captar os desvios entre os preços, logo torna-se necessário que $\alpha \sim iid(\mu, \sigma^2)$ e $E[p_t^2, \alpha] = 0$. O coeficiente β apresentará valor igual a 1 sob a hipótese de integração perfeita entre os mercados, confirmando a Lei do Preço Único. O valor nulo de β evidencia que os mercados não apresentam relações nos preços dos produtos, onde ambas regiões seriam completamente fechadas. No caso em que β resulta em

valores entre zero e um, algum tipo de restrição é imposta ao mercado, os preços apresentam algum tipo de relação não constante e produtos seriam substitutos imperfeitos.

Conforme Asche *et al.* (2012), ao se estimar o modelo (9) verifica-se o problema da simultaneidade, que desaparece caso um preço seja exógeno. Na integração espacial entre mercados isso só será possível se o mercado exógeno seja assumido como o centro formador de preços (mercado central). Nesse caso os preços seriam determinados pelas condições de oferta e demanda que são exógenos aos sistemas de preços. Portanto, choques na oferta e demanda de outros mercados são corrigidos pelo comércio com o mercado central, sem influenciar seus preços, o que torna importante a identificação da exogeneidade de uma das variáveis no sistema. Além disso os autores apontam que, ao se escolher aleatoriamente os pares de mercado em análise pode se chegar a conclusões erradas, além de ser teoricamente impossível. Assim utilizam a mesma metodologia de Gonzáles-Rivera e Helfand (2001), baseada na metodologia de Gonzalo e Granger (1995) para identificar o mercado comum entre as regiões abordadas.

Segundo Asche *et al.* (2012), em um sistema de n regiões e r tendências estocásticas, deve-se ter no máximo r variáveis exógenas. Portanto, para que se considere um mercado como eficiente, deve-se encontrar $n-1$ vetores de cointegração e apenas uma tendência estocástica. Conforme exposto por Mattos *et al.* (2010), caso todos os preços praticados nos n mercados em análise pertençam ao mesmo mercado econômico, devem ser encontradas $n-1$ vetores de cointegração, o que significa que ambos apresentam uma tendência comum.

No entanto, caso se identifique um número de vetores de cointegração menor que $n-1$, deve-se excluir um a um cada mercado, de tal forma que o número de vetores não se altere, ou seja, retirar do modelo mercados que não apresentem a mesma tendência. Nesse caso, sugere-se excluir primeiramente aqueles com atributos próprios, ou seja, com características de comercialização ou produção diferenciadas, e em seguida os mais distantes e menos relevantes.

4.1.2. O modelo de transmissão de preços entre regiões com *threshold*

Goodwin e Piggot (2001) apontaram que extensiva literatura aplicou séries temporais não estacionárias em análises de integração de mercado de forma inapropriada. Em particular, as técnicas de análise de cointegração utilizadas para examinar a existência de equilíbrios de longo prazo entre duas ou mais séries de preços ignoraram a presença dos custos de

transferência. Para os autores, estudar a cointegração desconsiderando os custos de transferências, podem inibir a transmissão de preços entre mercados espacialmente separados e levar a grande limitação dos testes. Para resolver esse problema, deve-se adotar dois tipos de soluções, a primeira, por meio do uso de modelos econométricos com *threshold*⁶ e a segunda pela imposição de restrições para a equação de cointegração entre os mercados espacialmente separados onde r_{ij} torna-se o termo de erro da equação.

Efeitos de *threshold* ocorrem quando grandes choques (ou seja, choque acima de algum *threshold*) geram efeitos diferentes de choques menores. A análise empírica de integração espacial com o uso de modelos não lineares de séries de tempo com a abordagem MCE-TAR explorada no presente trabalho embasou-se na abordagem desenvolvida por Enders e Siklos (2001).

Primeiramente, utiliza-se o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) para estimar as relações de equilíbrio de longo prazo com a seguinte equação:

$$x_{1t} = \beta_0 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_n x_{nt} + \mu_t \quad (10)$$

onde x_{it} são componentes individuais de x_t , e estacionárias de primeira diferença, ou seja, I (1), β_i são os parâmetros estimados e μ_t os termos de erro que podem ser correlacionados.

O segundo passo procura estimar por MQO o valor de ρ da equação (11), sendo essa a especificação alternativa para modelos de correlação de erro, chamado de modelo de *threshold* Auto-regressivos (TAR) que pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\Delta\mu_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde I_t é um processo TAR e definido por:

$$I_t = \begin{cases} 1 \rightarrow \text{se } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 \rightarrow \text{se } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (12)$$

e τ = valor do *threshold* e ε_t é a variável randômica, ou seja, de média zero e variância constante, sendo ε_t independente de μ_j , para $j < t$.

Geralmente os valores de τ são desconhecidos e precisam ser estimados juntamente com os valores de ρ_1 e ρ_2 . Assim o ajuste será $\rho_1 \mu_{t-1}$ se μ_{t-1} estiver acima do equilíbrio de longo prazo e $\rho_2 \mu_{t-1}$ se μ_{t-1} for abaixo do equilíbrio de longo prazo.

Ao se realizar o modelo MCE para o TAR é necessário que os erros não se correlacionem. Desse modo, aplicou-se o teste de autocorrelação para cada modelo. Os que

⁶ O termo *threshold* pode ser traduzido para o português como “limiar”, porém, na literatura brasileira o termo tem sido mantido em seu idioma original.

apresentaram erros correlacionados foram ajustados por meio de defasagens, e para identificar do número de *lags* utilizou-se os critérios Akaike e Schwartz.

Em vista de testar a cointegração partiu-se da hipótese nula de que $\rho_1 = \rho_2 = 0$. Enders e Siklos (2001) expõem que os valores críticos das estatísticas *t* e *F* não são adequados para o modelo TAR. Então, propõem a construção dos valores críticos para tais testes em um contexto multivariado. Os autores indicam que o teste *F*, no contexto multivariado, apresenta um maior poder relativo que o teste *t*. Por esta razão, optou-se apenas pelo uso do teste *F*, no entanto Enders e Siklos apresentaram os valores tabelados para 2 e 4 lags e amostra de 500 observações e Wane *et al.* elaboraram um estudo com análise de até 8 lags e 5 variáveis. Desse modo, os valores críticos do presente estudo, foram gerados por extrapolação linear simples dos valores de Wane *et al.* (2004) e podem ser observados na Tabela 13.

Tabela 9 - Valores Críticos do teste de cointegração

	1 LAG	2 LAG	3 LAG	4 LAG	5 LAG	6 LAG	7 LAG	8 LAG
90%	5,21	5,21	5,21	5,21	5,21	5,21	5,21	5,21
95%	5,50	5,50	5,50	5,50	5,50	5,50	5,50	5,50
99%	5,73	5,73	5,73	5,73	5,73	5,73	5,73	5,73

Fonte: Elaboração própria com base em Wane *et al.* (2004)

Após detectar o vetor de cointegração, realizou-se o Modelo de Correção de Erro - MCE para capturar a dinâmica de ajustamento entre as variáveis. Assim, o MCE para o TAR pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\Delta x_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Nesse caso os testes de assimetrias, cuja hipótese nula é: $\rho_1 = \rho_2$, utilizaram os valores críticos do teste *F* padrão. Visto que o TAR e MCE-TAR se complementam, optou-se por empregar ambas as metodologias.

4.2. TESTES ECONOMETRÍCOS

4.2.1. Teste de raiz unitária

Harris e Sollis (2003) apontaram que existem diversas maneiras de se testar a presença de raiz unitária, em que uma dessas é a metodologia Dickey-Fuller (DF), proposta por Dickey e Fuller (1979) para testar a hipótese nula de que as séries apresentam raiz unitária, ou seja, são não estacionárias. Conforme os autores, existem ainda outros testes com a mesma

hipótese nula como o teste Durbin-Watson e o teste não paramétrico desenvolvido por Phillips e Perron, baseado no teste Z de Phillips (1987). O teste mais popular é o ADF, devido sua simplicidade e natureza mais geral. Existem também outros testes que buscam testar a hipótese nula de que as séries são estacionárias contra a hipótese alternativa de não estacionaridade, como é o caso do teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) também conhecido por KPSS.

Segundo Enders (2004), o teste de Dickey e Fuller (1979) considera três diferentes equações que podem ser usadas para testar a presença de raiz unitária

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \epsilon_t \quad (16)$$

A diferença entre as três regressões consiste nos seguintes elementos determinísticos, α_0 e $\alpha_2 t$. Onde a equação 14 representa um passeio aleatório puro, qual é distribuída por τ , na equação 15 se adiciona um intercepto α_0 (*drift*) e sendo essa distribuída por τ_μ e por fim, a equação 16 inclui tanto o *drift* quanto uma tendência linear temporal $\alpha_2 t$, qual é τ_τ . Para Enders (2004), os parâmetros importantes em todas as equações de regressões é o γ , desse modo, se $\gamma=0$ a série (y_t) apresentará raiz unitária (não estacionária). O teste compreende a estimação das respectivas equações utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para a obtenção dos valores dos parâmetros de γ e seu desvio padrão. A comparação dos resultados da estatística t com os valores da tabela Dickey-Fuller, determinará se a hipótese nula deverá ser rejeitada ou não.

No caso em que os erros são correlacionados, e a correção leva a um aumento nas equações do teste Dickey-Fuller (DF) devido ao acréscimo dos valores defasados da variável dependente, se empregará uma expansão desse teste qual denomina-se por Dickey-Fuller Aumentado (ADF). A ideia é que deve-se incluir o número de termos suficientes para tornar os erros não correlacionados.

Enders (2004) expôs que a metodologia do teste ADF compreende em adicionar e subtrair $\alpha_p y_{t-p+1}$, onde p é o número de defasagens fundamentais para tornar o erro não correlacionado, até obter:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \dots + \alpha_{p-2} y_{t-p+2} + (\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+1} - \alpha_p \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (17)$$

Posteriormente se subtrai e soma $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$ até obter a seguinte representação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (18)$$

onde

$$\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \quad (19)$$

e

$$\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j \quad (20)$$

O teste ADF apresenta mesma hipótese do DF com o uso das mesmas estatísticas da tabela Dikey-Fuller. Portanto, caso a soma dos coeficientes da equação diferenciada seja igual a um, pelo menos uma raiz característica é unitária, se $\sum \alpha_j = 1$, $\gamma = 0$ e o sistema apresenta raiz unitária.

4.2.2. Teste de causalidade

No presente estudo utiliza-se os testes de exogeneidade com a finalidade de identificar a causalidade entre as variáveis, através do método desenvolvido por Granger (1969). Em tal metodologia uma variável X causará efeito em Y se os valores correntes e passados de X apresentarem uma melhor previsão de Y , como se pode identificar na equação:

$$y_t = \sum_{j=1}^p \gamma_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_j x_{t-j} + \epsilon_t \quad (21)$$

A comprovação da causalidade entre X e Y consiste em testar se os coeficientes de X são nulos, isto é, se $\theta_1 = \dots = \theta_p = 0$. Desse modo, tal verificação é realizada pelo teste F.

Em suma, o modelo procura estimar uma equação da variável X em função de Y , para assim identificar se uma está causando a outra.

4.2.3. Teste de cointegração

Os estudos empíricos de macroeconomia apresentam modelos com variáveis não estacionárias e com tendência e para que não se encontre resultados espúrios faz-se necessária a utilização de mecanismos de diferenciação, que transforme as séries em estacionárias. No entanto, ao se assumir que os distúrbios são estacionários e ruído branco é possível a análise do comportamento dessas variáveis, quando a variável dependente é cointegrada com a explicativa (GREENE, 2003) Nos modelos de series temporais, uma regressão de variáveis não estacionárias poderá não apresentar resultados espúrios caso se identifique pelo menos

um vetor de co-integração, por isso, torna-se necessário a aplicação de testes de cointegração (HARRIS e SOLLIS, 2004).

Atualmente duas metodologias são empregadas para se detectar a cointegração entre variáveis, a abordagem de Engle e Granger (1987) e a de Johansen (1988, 1995),

Harris e SOLLIS (2004), apresentam o modelo da de Johansen seguinte maneira:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t, u_t \sim IN(0, \Sigma) \quad (22)$$

Onde z_t é o vetor ($n \times 1$) de n variáveis endógenas potenciais e cada A_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$), ao se reconfigurar a equação para o Modelo de Correção de Erro (VECM) chega-se na seguinte forma:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + u_t \quad (23)$$

onde $\Gamma_i = - (I - A_1 - \dots - A_i)$ para $i = (1, \dots, k - 1)$ e $\Pi = - (I - A_1 - \dots - A_k)$ contém os parâmetros das relações de longo prazo. Segundo Asche *et al.* (2012) a matriz Π contém os parâmetros das relações de longo prazo (vetor de cointegração). Para r vetores de cointegração podemos fatorar $\Pi = \alpha \beta'$, em que ambos são matrizes $n \times r$. A matriz β contém os vetores de cointegração e α os coeficientes de ajustamento.

Nesse caso, assume-se que o vetor z_t seja não estacionário $I(1)$ e $I(0)$ em primeira diferença, que Πz_{t-k} seja estacionária e o termo de erro u_t $I(0)$ e ruído branco. Desse modo, caso o *rank* da matriz Π seja nula o modelo não apresentará vetores de cointegração.

A análise dos números de vetores de cointegração é muito importante, pois a partir desse resultado que se identificará o modelo apropriado de estimação. Podem então existir três situações para a condição de que $\Pi z_{t-k} \sim I(0)$ seja satisfeita. A primeira é quando todas as variáveis z_t são estacionárias, assim, não se terá o problema de regressões espúrias e o melhor modelo a estimar é modelo VAR padrão em nível. O segundo cenário acontece quando não existe cointegração, implicando em nenhuma combinação não linear de z_t , conseqüentemente, a matriz Π será nula, frente às devidas especificações o modelo mais apropriado será o VAR em primeira diferença não envolvendo elemento de longo prazo. A terceira situação é quando Πz_{t-k} confirma-se $I(0)$, e existirá até $n-1$ relações de cointegração, assim, o modelo mais apropriado será o VECM. Caso a matriz Π tenha um *full rank*, ou seja, quando $r = n$, então o *rank* da matriz será zero, e o modelo mais apropriado será o VAR em nível (HARRIS e SOLLIS, 2004)

Conforme proposto pelo modelo de Johansen (1988, 1995), o número de raízes características (λ) diferentes de zero na matriz Π , correspondentes ao número de vetores de

cointegração (r) são identificadas pelos testes do traço e o teste do máximo autovalor, que são especificados, respectivamente, da seguinte maneira:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (24)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (25)$$

T é o número de observações e λ_i a i -ésima raiz característica de Π . A estatística do traço testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração devem ser inferiores ou igual a r e quanto mais distantes de zero forem os valores de λ_i mais elevado será o valor da estatística. Já a hipótese nula máxima testa o número de vetores de cointegração ser r e a hipótese alternativa de $r+1$.

Johansen (1995) baseado nos testes de cointegração, apresentou a condição de exogeneidade fraca, por meio das análises estatísticas dos coeficientes de ajustamento α da matriz Π . Dentre n diferentes variáveis, para verificar se uma série i será fracamente exógena basta testar a hipótese nula se todos dos coeficientes de ajustamento da i -ésima série sejam estatisticamente iguais a zero. Conforme Asche *et al.* (2012), as informações sobre a existência do mercado central foi identificada por meio do teste de exogeneidade dos parâmetros α e pela estimação dos fatores de integração.

Vale destacar que o teste de co-integração de Johansen normalmente é aplicado para modelos com mais de duas variáveis, como é o caso da identificação do centro formador de preços. No entanto, para a análise entre pares o teste de Engle e Granger (1987) é o mais apropriado.

4.2.4. Teste de quebra estrutural conjunta das séries

Nas análises de séries temporais, identifica-se, em alguns casos, mudanças estruturais (valores não constantes para os parâmetros) entre a variável dependente e as explanatórias. Então, uma forma de avaliar mudanças estruturais, sejam elas provocadas por diferenças no intercepto ou no coeficiente angular, até mesmo em ambos, é por meio dos testes de quebra estrutural.

James e Matteson (2014) desenvolveram um método não paramétrico de detecção de múltiplas quebras com as menores hipóteses possíveis e aplicável tanto pra observações univariáveis quanto multivariáveis. Esse método é capaz de verificar múltiplas quebras estruturais sem nenhuma informação prévia dos números de quebras. Os procedimentos

assumem que as observações sejam independentes com finito momento α^{th} absoluto, em que $\alpha \in (0, 2]$.

Um teste simples e muito utilizado para a análise de quebra estrutural é o teste Chow, que para sua execução, deve-se, primeiramente, dividir a série conforme uma possível mudança identificada. Para melhor compreensão do modelo, Gujarati (2006), utiliza o exemplo de apenas uma quebra estrutural com duas variáveis e as possíveis regressões:

$$\text{Período } n_1 - Y_t = \gamma_1 + \gamma_2 X_t + u_{1t} \quad (26)$$

$$\text{Período } n_2 - Y_t = \omega_1 + \omega X_t + u_{2t} \quad (27)$$

$$\text{Período } (n_1 + n_2) - Y_t = \beta_1 + \beta X_t + u_{3t} \quad (28)$$

sendo n o número de observações e u_t os termos de erro de cada equação.

Se os parâmetros das equações (26), (27) e (28) permanecem os mesmos durante todo o período, ou seja, se não apresentam mudança estrutural, pode-se afirmar que o modelo não apresentou quebra estrutural. Caso contrário, deve-se utilizar o teste Chow da seguinte forma.

Estimar a equação (28) e obter as Somas dos Quadrados dos Resíduos (SQR_3), com $(n_1 + n_2 - k)$ graus de liberdade, sendo k o número de parâmetros estimados. Em seguida estimar as equações (26) e (27) e identificar suas Somas dos Quadrados dos Resíduos e os graus de liberdade, que seriam, respectivamente, SQR_1 e SQR_2 e $(n_1 - k)$ e $(n_2 - k)$.

Como os dois conjuntos são independentes, ao somar SQR_1 e SQR_2 encontra-se, como denominado pelo autor, a soma dos quadrados dos resíduos sem restrições SQR_{Sr} , com $(n_1 + n_2 - 2k)$.

Segundo Gujarati (2006), a ideia fundamental do teste Chow é de que se não há quebra estrutural no modelo, então a SQR_3 e a SQR_{Sr} não deveriam ser estatisticamente diferentes. Desse modo, através da seguinte fórmula:

$$F = \frac{SQR_3 - SQR_{Sr}/k}{SQR_{Sr}/(n_1 + n_2 - 2k)} \sim F_{[k, (n_1 + n_2 - 2k)]} \quad (29)$$

mostra que, sob a hipótese nula H_0 , as regressões (26) e (27) são estatisticamente iguais, ou seja, não há quebra estrutural no modelo, e a relação F segue a distribuição F com k e $(n_1 + n_2 - 2k)$ graus de liberdade do numerador e denominador, respectivamente.

4.3. Índices de concentração

O poder de mercado, normalmente está relacionado à mercados concentrados, com poucas ou grandes firmas. Segundo Churk e Ware (1999) um aumento no grau de

concentração estimula os vendedores a eliminarem a concorrência e coordenarem seus comportamentos na determinação dos preços, facilitando o conluio. Para os autores, essa relação positiva entre o poder de mercado e concentração também se confirma matematicamente por meio do índice de Lerner e o índice de concentração Herfindahl-Hirschman.

Lipczynski e Wilson (2004) destacaram que uma forma de se medir a estrutura da indústria seria por meio das medidas de concentração, desse modo apontaram que essas medidas propõem um resumo sobre as informações totais dos tamanhos das firmas e seus números, com foco em sua distribuição e tamanho. Uma das medidas de concentração mais utilizada é a de Concentração (*Concentration Ratio – CR*).

A Razão de Concentração CR mede o tamanho das principais firmas de uma indústria, proporcionalmente ao tamanho total da indústria (LIPCZYNSKI, WILSON, 2004). Normalmente, utilizam-se os números das concentrações das quatro maiores firmas e das oito.

Conforme Churk e Ware (1999), ao se ordenar o *Market Share* de cada firma de uma indústria de ordem crescente, sendo 1 a primeira com o maior valor, seguida por 2 a de segundo maior valor e assim sucessivamente, verifica-se que, $s_1 > s_2 > s_3 > \dots > s_n$. Desse modo, ao se considerar N o número de firmas com os maiores *Markets Shares*, realiza-se sua somatória e chega-se ao seguinte índice:

$$CR_N = \sum_{i=1}^N s_i \tag{30}$$

Vale destacar que, segundo Lipczynski e Wilson (2004) o tamanho da firma é mensurado pelo número de empregados, volume de vendas ou pelo total de ativos. Essa medida propicia informações sobre as características das firmas, com foco somente nas maiores e não levam em conta as firmas remanescentes.

4.4. Fonte e natureza dos dados

Os dados da pesquisa foram disponibilizados pela CEPEA-ESALQ, em valores diários para o período de 24 de abril de 2006 a 28 de abril de 2017, totalizando 2.875 observações. Os preços foram corrigidos para abril de 2017 pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade

Interna, IGP-DI/FGV para a análise comportamental (descritiva) dos preços. Os resultados explorados na análise empírica foram referentes somente às séries nominais, uma vez que usar valores reais leva ao aumento da autocorrelação e reduz o poder explicativo do modelo. Além disso, em alguns dos trabalhos pesquisados não se identificou tratamentos para a correção da inflação, como é o caso de Balcombe, Bailey e Brooks (2007), Azevedo e Politi (2008), Souza e Campos (2008) e Silva e Margarido (2009). As variáveis abordadas foram definidas conforme Quadro 3.

Quadro 3- Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

Variável	Descrição
<i>GO</i>	Preços da @ do boi Gordo praticados na praça de Goiânia, representando o estado de Goiás
<i>MS</i>	Preços da @ do boi Gordo praticados na praça de Campo Grande, representando o estado do Mato Grosso do Sul
<i>MT</i>	Preços da @ do boi Gordo praticados da praça de Cuiabá, representando o estado do Mato Grosso
<i>RO</i>	Preços da @ do boi Gordo no estado de Rondônia
<i>TO</i>	Preços da @ do boi Gordo no estado do Tocantins
<i>PR</i>	Preços da @ do boi Gordo praticados no Noroeste do Paraná, representando o estado do Paraná
<i>RS</i>	Preços da @ do boi Gordo no estado do Rio Grande do Sul
<i>SP</i>	Preços da @ do boi Gordo praticados em Araçatuba, representando o estado de São Paulo
<i>MG</i>	Preços da @ do boi Gordo praticados no Triângulo Mineiro, representando o estado de Minas Gerais

Fonte: Informações da pesquisa.

Portanto, a base de dados foi constituída por 9 estados, que no estudo também foram denominados por regiões. Vale destacar que devido disponibilidade dos dados não foi possível incluir o estado do Pará nas análises. Para os estados de Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, Paraná e São Paulo os preços são aqueles correspondentes aos praticados em suas principais regiões produtoras, respectivamente, Goiânia, Campo Grande, Cuiabá, Triângulo Mineiro, Noroeste Paranaense e Araçatuba.

Na análise empírica, as séries foram trabalhadas com seus valores em logaritmo natural (*ln*), para que apresentassem uma distribuição próxima da normal. Nesse estudo, escolheu-se o período e as regiões de acordo com disponibilidade de dados para os mercados analisados e período de abrangência.

Em relação aos determinantes dos diferentes comportamentos dos preços, utilizou-se os números de estabelecimentos frigoríficos disponibilizados pelo Ministério do Trabalho, declarado na Relação Anual de Informações Sociais – RAIS, para o cálculo das Razões de Concentração (CR) para os anos de 2006 a 2016. Visto que nas declarações da RAIS os estabelecimentos representam cada planta frigorífica de uma mesma empresa, buscou-se nos dados do Departamento de Inspeção de Produtores de Origem Animal - DIPOA relacionar as localizações das plantas frigoríficas com as respectivas empresas, objetivando calcular o número de estabelecimentos por firma. Ainda para o cálculo da CR, computou-se a partir da RAIS o número de empregados por empresas frigoríficas.

Outras variáveis também foram utilizadas para explicar os diferentes comportamentos dos preços, sendo elas: abate de fêmeas e efetivo de rebanho entre os anos de 2006 até o terceiro trimestre de 2017, disponibilizados pelo IBGE (Pesquisa Pecuária Municipal) e a temperatura das águas do oceano Pacífico em dados mensais de janeiro de 2006 a abril de 2017, que determinam os fenômenos El Niño e La Nina, publicados pelo Climate Predictions Center.

Para a estimação dos modelos empíricos de identificação do centro formador de preços e da cointegração espacial na presença dos custos de transferências utilizou-se o *software* Stata 12.0 da Statacorp LP.

5. RESULTADOS

Ao se verificar que as modificações no agronegócio da carne bovina levaram à novos pólos de produção e de abatate de bovinos, indicando uma mudança regional do mercado e que a estrutura de mercado das indústrias frigoríficas também se alterou ao longo do tempo, sinalizando possível concentração, buscou-se estudar o centro formador de preços do boi gordo no Brasil nos últimos anos na presença de quebras estruturais e também o padrão de cointegração entre os mercados ao longo do tempo. Os resultados da pesquisa iniciam-se com as análises descritivas e o teste de quebra estrutural e posteriormente são apresentadas as evidências empíricas do trabalho, como, a detecção do mercado comum, centro formador de preços e a análise da co-integração espacial com a presença dos custos de transferências. Por fim, são apontados possíveis determinantes da integração espacial.

Visando melhor compreensão dos dados apresentados no trabalho, as estatísticas descritivas das séries temporais de preços da arroba do boi gordo para as regiões em análise, estão na Tabela 10.

Tabela 10 - Estatística Descritiva dos preços reais da arroba do boi gordo no período de 24 de abril de 2006 a 28 de abril de 2017

	<i>Goiás</i>	<i>Mato Grosso do Sul</i>	<i>Mato Grosso</i>	<i>Rondônia</i>	<i>Tocantins</i>	<i>Paraná</i>	<i>Rio Grande do Sul</i>	<i>São Paulo</i>	<i>Minas Gerais</i>
Média	126,94	128,16	123,06	119,19	121,06	133,83	132,73	136,25	128,00
Mediana	124,57	127,95	120,88	121,64	121,48	133,16	129,16	135,34	127,07
Máximo	163,62	165,33	160,50	160,50	154,58	170,14	180,08	172,36	164,38
Mínimo	86,69	86,69	87,12	69,55	76,94	88,77	92,10	94,56	96,53
Desvio-padrão	15,87	17,09	15,83	18,33	17,26	18,14	17,84	17,63	15,68
Observações	2875	2875	2875	2875	2875	2875	2875	2875	2875

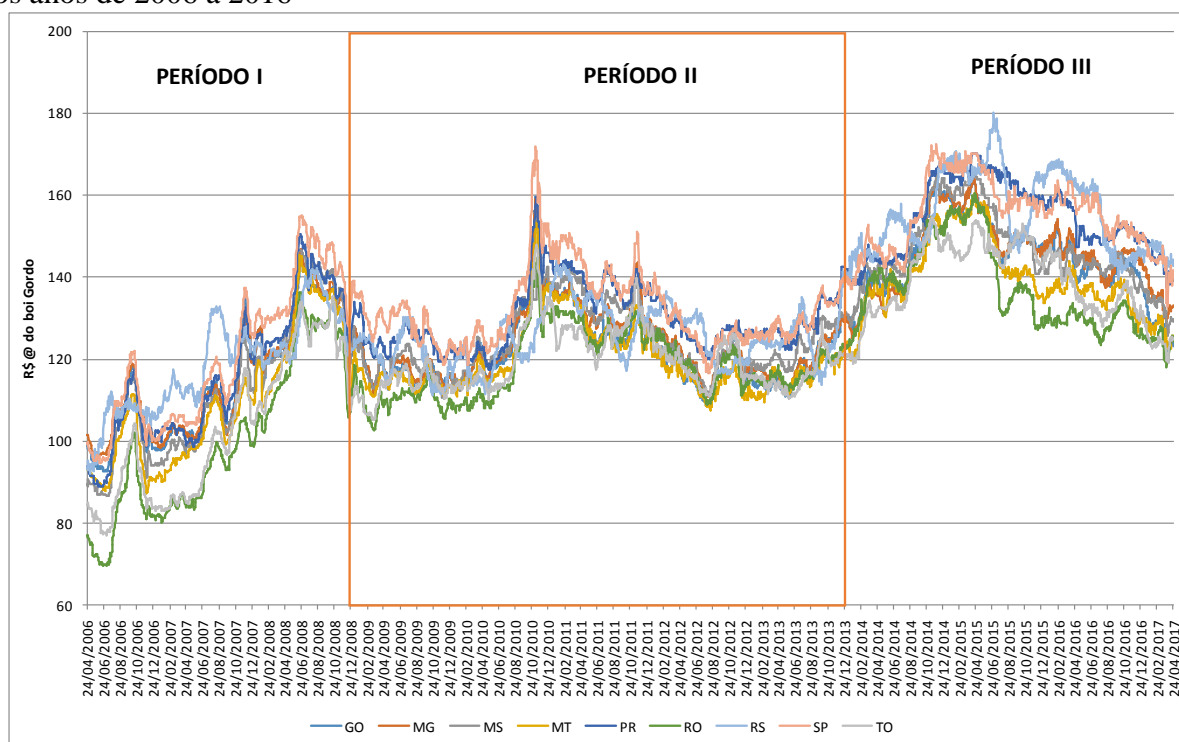
Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2017), corrigidos pelo IGP-DI.

Conforme visto na Tabela 10, a região com maior média de preços foi São Paulo (R\$ 136,25/@) e a menor Rondônia (R\$ 119,19/@). Esse primeiro resultado confirma a teoria sobre a integração do mercado, uma vez que o estado com excesso de demanda comprará daquele com excesso de oferta, até o ponto em que o preço praticado na região vendedora não exceda o valor local mais os custos de transferências, sendo então, São Paulo a região com excesso de demanda e Rondônia a de oferta. Muito dessa prática se observa entre os estados

vizinhos São Paulo e Mato Grosso do Sul. O maior preço da arroba do boi gordo foi verificado no Rio Grande do Sul (R\$ 180,08/@) e o menor preço em Rondônia (R\$69,55/@). O estado com maior desvio padrão foi Rondônia. Com diferença entre o preço mínimo e o máximo de aproximadamente R\$ 90,95/@ (sinalizando diferença de 130,76% entre o maior e menor preço real). Ao se comparar as diferenças entre os mínimos e máximos entre as regiões analisadas verifica-se que essa chega a ser em média 158,92%. Portanto, esse comportamento confirma a alta variabilidade nos preços do boi gordo nos últimos anos.

Conforme visto na introdução, que os diferenciais de base se modificaram ao longo da série de tempo, realizou-se o teste de quebra estrutural, com o objetivo de estatisticamente confirmar mudanças no comportamento dos preços entre os anos de 2006 e 2016. O teste de Chow indicou uma quebra estrutural conjunta no início do ano de 2009 e outra no final de 2013. Os períodos da quebra estrutural estão representados no Gráfico 07.

Gráfico 7–Períodos das quebras estruturais nas séries de preços do boi gordo no Brasil para os anos de 2006 a 2016



Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2017).

Desse modo, conforme exposto no Gráfico 08, as análises devem considerar três períodos, o Período I, do início da série até a primeira quebra no início do ano de 2009 ($n_I=745$), o Período II compreendido entre as duas quebras ($n_{II}=1262$) e o Período III com

início em janeiro de 2014 e fim em 28 de abril de 2017 ($n_{III}=868$). Com isso, as análises poderão captar as distintas relações entre os preços ao longo da série, ou seja, de valores mais correlacionados no Período II (menores diferenciais de base) e menos correlacionados (maiores diferenciais de base) nos Períodos I e III.

Soares e Lopes (2015), ao estudarem quebras estruturais por meio da abordagem proposta por Qu e Perron (2007), no mercado do boi gordo entre o Sudeste e Centro Oeste, identificaram uma quebra estrutural no início de 2007 e a justificaram como consequência da crise financeira internacional. No entanto, o presente estudo optou por testar a quebra no início de 2009, por ser um momento de reflexo da crise de 2007/2008 e ser o ano da fusão das empresas JBS e Bertin. A segunda quebra aconteceu no verão de 2013/2014 que foi acometido por uma das maiores secas dos últimos anos, comprometendo a oferta de gado no período. Também justifica os picos de preços observados no ano de 2014, ponto de máximo dos últimos 10 anos. Ressalta-se que as quedas nos preços iniciadas no ano de 2015 indicaram um descolamento de preços entre as praças em análise.

Após realização das análises descritivas dos dados, partiu-se para a aplicação dos testes econométricos com a finalidade de se delimitar o mercado comum do boi gordo em cada período de análise, posteriormente, identificar o(s) possível (eis) centro(s) formador (es) de preços para cada período e assim testar a co-integração espacial do mercado na presença dos custos de transferência.

O estudo empírico sobre a identificação do mercado comum inicia-se com o teste de estacionaridade das séries, ou seja, de que sua média, variância e covariância são constantes e após aplicação do teste de raiz unitária realizou-se a identificação dos comportamentos de causalidade no sentido de Granger para as regiões analisadas. Por fim, procedeu-se o teste de co-integração de Johansen, para identificação do mercado da carne bovina, o teste de exogeneidade fraca para detecção do centro formador de preços e suas respectivas análises das cointegrações de longo prazo.

Segundo Enders (2004), três expressões são utilizadas para a aplicação do teste de raiz unitária, nesse caso, o Dickey-Fuller Aumentado. A diferença entre elas está na presença dos parâmetros determinísticos, intercepto e tendência. A primeira é definida como um passeio aleatório puro (τ), na segunda é adicionada o intercepto (τ_{μ}) e a terceira inclui o intercepto e tendência linear (τ_{λ}). Os resultados do testes em suas três especificações são apresentados na Tabela 11.

Tabela 11 - Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

(continua)

Períodos	Série	Lags*	ADF			Ordem de Integração
			τ	τ_{μ}	τ_{τ}	
			Nível			
I	<i>lnGO</i>	3	1,0520	-1,3270	-1,6910	I(1)
II		7	1,0830	-1,6720	-2,6270	I(1)
III		7	0,4950	-2,3520	-1,1840	I(1)
I	<i>lnMS</i>	3	1,0510	-1,3700	-1,4620	I(1)
II		1	1,8740	-0,8570	-1,5390	I(1)
III		1	1,1590	-2,9200	-1,2020	I(1)
I	<i>lnMT</i>	3	0,9810	-1,1580	-1,7160	I(1)
II		1	1,6040	-0,9290	-1,5800	I(1)
III		1	1,2150	-3,1010	-1,8660	I(1)
I	<i>lnRO</i>	3	1,1150	-1,3440	-1,4240	I(1)
II		1	1,9550	-1,1880	-1,6610	I(1)
III		6	0,8300	-3,3140	-2,8330	I(1)
I	<i>lnTO</i>	3	1,1000	-1,1330	-1,2840	I(1)
II		4	1,4030	-1,7000	-2,3620	I(1)
III		1	1,4740	-3,1600	-1,4850	I(1)
I	<i>lnPR</i>	3	1,2150	-1,3520	-2,0370	I(1)
II		1	1,9040	-0,3560	-1,5020	I(1)
III		1	1,3830	-2,4560	-0,2670	I(1)
I	<i>lnRS</i>	1	2,4810	-2,0670	-1,4820	I(1)
II		10	1,1160	-0,9230	-2,8300	I(1)
III		10	0,6730	-2,4290	-2,1610	I(1)
I	<i>lnSP</i>	4	1,0850	-1,3570	-1,9330	I(1)
II		1	1,3280	-0,8560	-1,7250	I(1)
III		2	1,0980	-2,3540	-0,9940	I(1)
I	<i>lnMG</i>	3	0,9290	-1,2380	-1,7970	I(1)
II		7	1,1240	-1,7380	-2,7210	I(1)
III		1	1,5350	-2,5260	-0,5770	I(1)

(continuação)

Primeira diferença						
Períodos	Série	Lags*	ADF			Ordem de Integração
			τ	τ_{μ}	τ_{τ}	
I	<i>D.lnGO</i>	2	-9,89	-9,9540	-9,9760	I(0)
II		6	-9,497	-9,5650	-9,5590	I(0)
III		5	-8,408	-8,4230	-8,7490	I(0)
I	<i>D.lnMS</i>	3	-9,359	-9,4180	-9,4530	I(0)
II		1	-24,425	-24,5240	-24,5140	I(0)
III		2	-16,49	-16,5320	-16,8390	I(0)
I	<i>D.lnMT</i>	2	-9,51	-8,6090	-9,5750	I(0)
II		2	-19,678	-19,7470	-19,7390	I(0)
III		1	-23,471	-23,5120	-23,7290	I(0)
I	<i>D.lnRO</i>	2	-9,248	-9,3280	-9,3680	I(0)
II		7	-10,561	-10,6940	-10,6990	I(0)
III		5	-9,129	-9,1690	-9,3400	I(0)
I	<i>D.lnTO</i>	2	-10,414	-10,4810	-10,5000	I(0)
II		4	-12,698	-12,7750	-12,7790	I(0)
III		1	-23,009	-23,0830	-23,4190	I(0)
I	<i>D.lnPR</i>	2	-9,746	-9,8340	-9,8540	I(0)
II		2	-18,269	-18,3600	-18,3590	I(0)
III		1	-22,833	-22,8920	-23,1760	I(0)
I	<i>D.lnRS</i>	6	-7,951	-8,1560	-8,2440	I(0)
II		9	-7,257	-7,3470	-7,3710	I(0)
III			-5,576	-5,6200	-5,7720	I(0)
I	<i>D.lnSP</i>	3	-8,086	-8,1690	-8,1950	I(0)
II		8	-9,276	-9,3410	-9,3340	I(0)
III		1	-25,886	-25,9150	-26,0670	I(0)
I	<i>D.lnMG</i>	2	-9,66	-9,7100	-9,7190	I(0)
II		6	-8,342	-8,4240	-8,4200	I(0)
III		6	-7,875	-7,9430	-8,1740	I(0)

Valores críticos: τ - 1%: -2,580, 5%: -1,950 e 10%: -1,620,

τ_{μ} - 1%: -3,430, 5%: -2,860 e 10%: -2,570,

τ_{τ} - 1%: -3,960, 5%: -3,410 e 10%: -3,120.

* Para definir o número de *lags* utilizou-se a menor defasagem conforme o Critério de Akaike e Schwartz.

Fonte: Informações da pesquisa

Legenda: D."Região": série em *ln* e primeira diferença.

A análise da Tabela 11 para o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) apontou que as séries são não estacionárias em nível e estacionárias nas primeiras diferenças. Significa dizer que são integradas de ordem 1, ou seja, $I(1)$. Após detecção da ordem de

integração, partiu-se para os testes de causalidade do tipo Granger entre as regiões produtoras de boi gordo, apresentados na Tabela 13, referentes aos Períodos I, II e III respectivamente.

Tabela 12- Teste de causalidade de Granger no Período I, II e III

(continua)

Hipótese Nula	Período I		Período II		Período III	
	χ^2	Prob.	χ^2	Probab.	χ^2	Prob.
D.lnMS não causa D.lnGO	0,23016	0,63100 *	2,50350	0,11400 *	7,78590	0,00500 ns
D.lnMT não causa D.lnGO	11,05900	0,00100 ns	0,30848	0,57900 *	5,06690	0,02400 ns
D.lnRO não causa D.lnGO	4,39150	0,03600 ns	4,19940	0,04000 ns	1,21790	0,27000 *
D.lnTO não causa D.lnGO	0,00324	0,95500 *	3,52260	0,06100 *	1,25070	0,26300 *
D.lnPR não causa D.lnGO	0,61865	0,43200 *	3,36920	0,06600 *	0,11290	0,73700 *
D.lnRS não causa D.lnGO	0,03770	0,84600 *	0,60836	0,43500 *	0,18708	0,66500 *
D.lnSP não causa D.lnGO	10,72200	0,00100 ns	14,82900	0,00000 ns	0,91395	0,33900 *
D.lnMG não causa D.lnGO	15,45700	0,00000 ns	31,63500	0,00000 ns	3,24710	0,07200 *
D.lnGO não causa D.lnMS	0,00005	0,99400 *	1,09440	0,29600 *	1,17210	0,27900 *
D.lnMT não causa D.lnMS	0,44842	0,50300 *	0,00802	0,92900 *	9,21450	0,00200 ns
D.lnRO não causa D.lnMS	8,21670	0,00400 ns	4,68490	0,03000 ns	1,24360	0,26500 *
D.lnTO não causa D.lnMS	0,83490	0,36100 *	3,93230	0,04700 ns	0,24219	0,62300 *
D.lnPR não causa D.lnMS	1,12250	0,28900 *	9,60130	0,00200 ns	6,34550	0,01200 ns
D.lnRS não causa D.lnMS	0,76408	0,38200 *	0,16604	0,68400 *	5,00940	0,02500 ns
D.lnSP não causa D.lnMS	50,74500	0,00000 ns	2,04670	0,15300 *	8,17560	0,00400 ns
D.lnMG não causa D.lnMS	2,45110	0,11700 *	1,31860	0,25100 *	5,75550	0,01600 ns
D.lnGO não causa D.lnMT	6,79630	0,00900 ns	9,19510	0,00200 ns	2,02320	0,15500 *
D.lnMS não causa D.lnMT	3,51750	0,06100 *	3,12030	0,07700 *	2,45580	0,11700 *
D.lnRO não causa D.lnMT	6,98870	0,00800 ns	6,79080	0,00900 ns	1,52990	0,21600 *
D.lnTO não causa D.lnMT	0,78800	0,37500 *	2,29490	0,13000 *	3,49280	0,06200 *
D.lnPR não causa D.lnMT	0,14889	0,70000 *	2,93720	0,08700 *	7,61280	0,00600 ns
D.lnRS não causa D.lnMT	0,21724	0,64100 *	3,33730	0,06800 *	0,14091	0,70700 *
D.lnSP não causa D.lnMT	9,89990	0,00200 ns	7,93770	0,00500 ns	0,46054	0,49700 *
D.lnMG não causa D.lnMT	7,10630	0,00800 ns	11,28100	0,00100 ns	2,60600	0,10600 *
D.lnGO não causa D.lnRO	0,31294	0,57600 *	6,09800	0,01400 ns	0,08465	0,77100 *
D.lnMS não causa D.lnRO	16,27500	0,00000 ns	16,98300	0,00000 ns	0,05618	0,81300 *
D.lnMT não causa D.lnRO	12,39200	0,00000 ns	0,72312	0,39500 *	1,10430	0,29300 *
D.lnTO não causa D.lnRO	8,91090	0,00300 ns	11,15700	0,00100 ns	0,98675	0,32100 *
D.lnPR não causa D.lnRO	1,69820	0,19300 *	12,67200	0,00000 ns	2,29680	0,13000 *
D.lnRS não causa D.lnRO	0,01210	0,91200 *	0,03831	0,84500 *	0,33175	0,56500 *
D.lnSP não causa D.lnRO	25,53600	0,00000 ns	6,37960	0,01200 ns	1,20470	0,27200 *
D.lnMG não causa D.lnRO	0,52044	0,47100 *	1,49250	0,22200 *	11,34300	0,00100 ns
D.lnGO não causa D.lnTO	0,46748	0,49400 *	8,85050	0,00300 ns	6,22620	0,01300 ns
D.lnMS não causa D.lnTO	0,45919	0,49800 *	0,40676	0,52400 *	1,81420	0,17800 *
D.lnMT não causa D.lnTO	0,67440	0,41200 *	0,29497	0,58700 *	3,05610	0,08000 *
D.lnRO não causa D.lnTO	11,43700	0,00100 ns	0,68043	0,40900 *	3,21150	0,07300 *
D.lnPR não causa D.lnTO	3,64800	0,05600 *	5,97140	0,01500 ns	10,04300	0,00200 ns
D.lnRS não causa D.lnTO	3,99870	0,04600 ns	0,27481	0,60000 *	0,42521	0,51400 *
D.lnSP não causa D.lnTO	6,62040	0,01000 ns	4,50170	0,03400 ns	0,82583	0,36300 *
D.lnMG não causa D.lnTO	5,83520	0,01600 ns	9,71050	0,00200 ns	16,49700	0,00000 ns
D.lnGO não causa D.lnPR	1,56530	0,21100 *	3,40550	0,06500 *	4,50750	0,03400 ns
D.lnMS não causa D.lnPR	11,67500	0,00100 ns	0,57394	0,44900 *	2,62210	0,10500 *
D.lnMT não causa D.lnPR	3,77260	0,05200 *	0,75790	0,38400 *	3,11010	0,07800 *

(continuação)

Hipótese Nula	Período I			Período II			Período III		
	χ^2	Prob.		χ^2	Probab.		χ^2	Prob.	
D.lnRO não causa D.lnPR	4,45460	0,03500	ns	2,65170	0,10300	*	0,53925	0,46300	*
D.lnTO não causa D.lnPR	1,48400	0,22300	*	2,64920	0,10400	*	1,57120	0,21000	*
D.lnRS não causa D.lnPR	2,59130	0,10700	*	0,60557	0,43600	*	0,00063	0,98000	*
D.lnSP não causa D.lnPR	16,02500	0,00000	ns	16,01700	0,00000	ns	7,20100	0,00700	ns
D.lnMG não causa D.lnPR	0,00994	0,92100	*	7,54460	0,00600	ns	0,01056	0,91800	*
D.lnGO não causa D.lnRS	3,18700	0,07400	*	2,63500	0,10500	*	0,04278	0,83600	*
D.lnMS não causa D.lnRS	1,41240	0,23500	*	0,00031	0,98600	*	1,61040	0,20400	*
D.lnMT não causa D.lnRS	0,01816	0,89300	*	1,10880	0,29200	*	6,09880	0,01400	ns
D.lnRO não causa D.lnRS	2,53330	0,11100	*	3,24790	0,07200	*	0,57162	0,45000	*
D.lnTO não causa D.lnRS	0,03538	0,85100	*	0,39412	0,53000	*	0,17067	0,68000	*
D.lnPR não causa D.lnRS	0,00460	0,94600	*	1,52010	0,21800	*	0,03384	0,85400	*
D.lnSP não causa D.lnRS	1,16750	0,28000	*	0,00117	0,97300	*	0,74074	0,38900	*
D.lnMG não causa D.lnRS	0,63871	0,42400	*	0,14648	0,70200	*	0,21815	0,64000	*
D.lnGO não causa D.lnSP	0,52684	0,46800	*	4,04270	0,04400	ns	2,02640	0,15500	*
D.lnMS não causa D.lnSP	10,39000	0,00100	ns	5,52380	0,01900	ns	0,74237	0,38900	*
D.lnMT não causa D.lnSP	1,45530	0,22800	*	2,18150	0,14000	*	6,46460	0,01100	ns
D.lnRO não causa D.lnSP	5,31250	0,02100	ns	1,39410	0,23800	*	1,69710	0,19300	*
D.lnTO não causa D.lnSP	2,59550	0,10700	*	5,10140	0,02400	ns	4,40690	0,03600	ns
D.lnPR não causa D.lnSP	5,54180	0,01900	ns	2,10150	0,14700	*	9,55800	0,00200	ns
D.lnRS não causa D.lnSP	0,15831	0,69100	*	0,35485	0,55100	*	1,65140	0,19900	*
D.lnMG não causa D.lnSP	10,50800	0,00100	ns	11,23900	0,00100	ns	5,45910	0,01900	ns
D.lnGO não causa D.lnMG	16,04900	0,00000	ns	26,71700	0,00000	ns	13,10800	0,00000	ns
D.lnMS não causa D.lnMG	5,12590	0,02400	ns	7,09420	0,00800	ns	6,44500	0,01100	ns
D.lnMT não causa D.lnMG	10,35400	0,00100	ns	1,71520	0,19000	*	7,57980	0,00600	ns
D.lnRO não causa D.lnMG	1,16880	0,28000	*	5,01390	0,02500	ns	5,56060	0,01800	ns
D.lnTO não causa D.lnMG	1,55340	0,21300	*	13,13000	0,00000	ns	0,58634	0,44400	*
D.lnPR não causa D.lnMG	4,05020	0,04400	ns	0,48949	0,48400	*	0,66730	0,41400	*
D.lnRS não causa D.lnMG	0,05683	0,81200	*	0,37180	0,54200	*	0,04272	0,83600	*
D.lnSP não causa D.lnMG	19,80800	0,00000	ns	15,75900	0,00000	ns	4,22410	0,04000	ns

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns não rejeita a hipótese nula ao nível de 5%;

Legenda: D.ln "Região": série em ln e primeira diferença.

Os resultados do teste de causalidade do tipo Granger apresentados na Tabela 12 apontaram que, no Período I, a região com maiores relações de causalidade no sentido de Granger foi São Paulo e essa aconteceu com todos os outros estados, com exceção do Rio Grande do Sul e, no sentido bicausal com o Paraná e Mato Grosso do Sul. Outro estado de destaque foi Rondônia, que causou unidirecionalmente no sentido Granger as regiões de Goiás e Paraná e de forma bicausal os estados de Tocantins, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. O Rio Grande do Sul e Tocantins foram os que apresentaram as menores relações, com apenas uma causalidade para cada um sendo, respectivamente, entre o Tocantins e a

Rondônia. Desse modo, as análises da causalidade do tipo Granger para o período indicaram São Paulo como possível região central formadora de preços no curto prazo, uma vez que estatisticamente causou os preços em praticamente todas as outras regiões, confirmando o que se observou em estudos para a detecção de centro formador de preços.

Os resultados obtidos no segundo período praticamente se mantiveram. O estado com as maiores relações de causalidade no sentido Granger foi São Paulo, apenas não causando o Rio Grande do Sul e Mato Grosso do Sul e com bicausalidade com Tocantins, Minas Gerais e Goiás. Vale destacar que as outras regiões apresentaram relações de causalidade com cinco regiões em análise, com destaque para Goiás e Minas Gerais. Mato Grosso e Rio Grande do Sul não apresentaram nenhuma causalidade estatisticamente significativa. Então, no Período II, a região com os maiores indícios de ser formadora de preços, no curto prazo, foi São Paulo.

O terceiro período mostrou-se menos integrado no curto prazo, ou seja, menores relações estatísticas de causalidade no sentido Granger, sendo o Mato Grosso o estado com o maior número relações, exceto com Rondônia, Tocantins e Paraná e bicausal com o Paraná. Estados como Tocantins, Rio Grande do Sul e Rondônia apresentaram apenas uma relação estatisticamente significativas no período. Então, as análises no sentido de Granger para o Período III, que compreende os anos de 2014, 2015, 2016 e os três primeiros meses de 2017, sinalizaram como possível Centro Formador de preços no curto prazo o Mato Grosso. Pretendendo melhor compreender os resultados do teste de Causalidade, elaborou-se um resumo com apenas as relações estatisticamente significativas, que estão na Tabela 13.

Tabela 13 - Resumo este de causalidade de Granger no Período I, II e III

(continua)

Hipótese			Períodos		
			I	II	III
D.lnGO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMG	Sim	Sim	Sim
D.lnGO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMT	Sim	Sim	
D.lnGO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnTO		Sim	Sim
D.lnGO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnRO		Sim	
D.lnGO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnPR			Sim
D.lnGO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnSP		Sim	
D.lnMG	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnTO	Sim	Sim	Sim
D.lnMG	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnSP	Sim	Sim	Sim
D.lnMG	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnGO	Sim	Sim	
D.lnMG	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMT	Sim	Sim	
D.lnMG	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMS			Sim
D.lnMG	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnRO			Sim
D.lnMG	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnPR		Sim	

(continuação)

<i>Hipótese</i>		Períodos			
		<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	
D.lnMS	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMG	Sim	Sim	Sim
D.lnMS	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnRO	Sim	Sim	
D.lnMS	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnSP	Sim	Sim	
D.lnMS	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnGO			Sim
D.lnMS	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnPR	Sim		
D.lnMT	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnGO	Sim		Sim
D.lnMT	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMG	Sim		Sim
D.lnMT	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMS			Sim
D.lnMT	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnRO	Sim		
D.lnMT	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnRS			Sim
D.lnMT	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnSP			Sim
D.lnPR	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMS		Sim	Sim
D.lnPR	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnTO		Sim	Sim
D.lnPR	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnSP	Sim		Sim
D.lnPR	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMT			Sim
D.lnPR	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnRO		Sim	
D.lnPR	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMG	Sim		
D.lnRO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnGO	Sim	Sim	
D.lnRO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMS	Sim	Sim	
D.lnRO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMT	Sim	Sim	
D.lnRO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMG		Sim	Sim
D.lnRO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnTO	Sim		
D.lnRO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnPR	Sim		
D.lnRO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnSP	Sim		
D.lnRS	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMS			Sim
D.lnRS	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnTO	Sim		
D.lnSP	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnPR	Sim	Sim	Sim
D.lnSP	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMG	Sim	Sim	Sim
D.lnSP	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnGO	Sim	Sim	
D.lnSP	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMS	Sim		Sim
D.lnSP	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMT	Sim	Sim	
D.lnSP	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnRO	Sim	Sim	
D.lnSP	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnTO	Sim	Sim	
D.lnTO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnRO	Sim	Sim	
D.lnTO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnSP		Sim	Sim
D.lnTO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMS		Sim	
D.lnTO	<i>Causa no sentido Granger</i>	D.lnMG		Sim	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Legenda: D."Região": série em *ln* e primeira diferença. Valores em negrito: causalidade estatisticamente significativa nos três períodos

As relações de causalidade estatisticamente significativa nos três períodos destacadas na Tabela 13 foram de Goiás com Minas Gerais; Minas Gerais causando Tocantins e São Paulo. Mato Grosso do Sul, com as três relações estatísticas entre Minas Gerais. São Paulo com os vizinhos Paraná e Minas Gerais. Assim, pode-se inferir que esses Estados apresentaram uma alta relação entre seus preços no curto prazo, pois mesmo com a presença de choques externos que alteram o comportamento das séries (os valores dos parâmetros do modelo), como confirmado em 2009 e 2013, seus preços continuam se relacionando no curto prazo.

O Mato Grosso, o estado com maiores relações de curto prazo no Período III, não apresentou causalidades estatísticas no Período II, além disso verificou-se que o possível centro formador de preços se alterou no Período III. Portanto, o resultados dos testes de causalidade Granger indicaram que entre os diferentes períodos em análise o centro formador de preços pode se alterar. Desse modo, no item a seguir serão analisados os centros formadores de preços e as relações de integração para cada período, com a finalidade de confirmar esse o resultado do curto prazo.

5.1. O mercado comum e o centro formador de preços

Uma vez identificadas as relações de curto prazo, cabe verificar a existência de mercado comum entre as principais regiões produtoras de boi gordo e se esse mercado se altera em cada período em análise. Assim como feito por Gonzáles-Rivera e Helfand (2001) e posteriormente por Asche *et al.* (2012), Mattos *et al.* (2010) e Pereira (2005), buscou-se encontrar o único fator comum para o conjunto de regiões, ou seja, os $n-1$ vetores de co-integração para os $n=9$ mercados em análise. Os resultados do teste de co-integração de Johansen, em suas aplicabilidades, Traço e λ máxima, para a identificação dos vetores de co-integração, são apresentados na Tabela 14.

Os resultados da Tabela 14 apontam para o Período I apenas 3 relações de co-integração, ano nível de 5% de significância na aplicabilidade Traço e 2 para λ máximo, para as nove regiões em análise. Já no Período II, o teste Traço apontou 7 relações de cointegracão e o de λ máxima 8. Visto que a literatura emprega mais o teste Traço, optou-se por considerar esse último resultado. Portanto, para o Período I constatou-se que quatro regiões pertencem ao mercado comum e no Período II, oito, ou seja apenas uma não pertenceu ao mercado comum.

Tabela 14 – Teste de co-integração para identificar os parâmetros determinísticos
 Teste - Relação entre regiões produtoras de bovinos

		Traço					
Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Período I		Período II		Período III	
$r \leq 0$	$r > 0$	288,5162	**	399,6918	**	192,89	**
$r \leq 1$	$r > 1$	186,3401	**	272,5999	**	241,992	**
$r \leq 2$	$r > 2$	125,0247	**	196,9427	**	161,2298	**
$r \leq 3$	$r > 3$	85,4176	ns	149,0897	**	112,2705	**
$r \leq 4$	$r > 4$	51,3363	ns	105,9926	**	68,2627	**
$r \leq 5$	$r > 5$	34,022	ns	67,7034	**	40,3483	ns
$r \leq 6$	$r > 6$	19,3325	ns	33,7007	**	22,7671	ns
$r \leq 7$	$r > 7$	9,7374	ns	15,1352	ns	10,5017	ns
$r \leq 8$	$r > 8$	1,7074	ns	0,8367	ns	4,3053	ns

		λ máxima					
Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Período I		Período II		Período III	
$r = 0$	$r = 1$	102,1761	**	127,0919	**	57,12	**
$r = 1$	$r = 2$	61,3154	**	75,6571	**	80,7622	**
$r = 2$	$r = 3$	39,6072	ns	47,853	**	48,9592	**
$r = 3$	$r = 4$	34,0813	ns	43,0971	**	44,0078	**
$r = 4$	$r = 5$	17,3143	ns	38,2892	**	27,9144	**
$r = 5$	$r = 6$	14,6895	ns	34,0026	**	17,5812	ns
$r = 6$	$r = 7$	9,595	ns	18,5656	**	12,2653	ns
$r = 7$	$r = 8$	8,0301	ns	14,2985	**	6,1964	ns
$r = 8$	$r = 9$	1,7074	ns	0,8367	ns	4,3053	ns

Fonte: Informações da pesquisa.

** Rejeita a hipótese nula com 5% de significância, ^{ns} não rejeita a hipótese nula com 5% de significância.

No entanto, no Período III verificou-se 5 relações de co-integração para as regiões em análise em ambas as aplicabilidades dos testes. Portanto, para cada período verificou-se um determinado mercado comum, cabendo então identificar quais foram os respectivos estados. Os resultados dos números de vetores de co-integração entre as regiões analisadas, são apontados na Tabela 15.

Objetivando encontrar as quatro regiões pertencentes ao mercado comum do Período I, iniciou-se os testes de exclusão das regiões, possivelmente, menos integrada assim, como feito por Gonzáles e Rivera (2001) e os demais estudos sobre mercado central. Nesse caso, a primeira exclusão foi o Rio Grande do Sul, por ser uma região com características de consumo e venda locais, que por sua vez não alterou o resultado do teste, indicando que o estado não pertence ao mercado comum. Posteriormente, optou-se por retirar o Paraná, por pertencer à mesma região e os resultados também não se alteraram. O mesmo procedeu-se

para os estados da Região Norte, Tocantins e Rondônia. Então, pôde-se inferir que no primeiro período os estados do Norte e Sul não pertencem ao mercado comum da série.

Tabela 15 - Número de relações de co-integração entre as regiões analisadas conforme a aplicabilidade Traço

Estados Incluídos	Relações de Cointegração
PERÍODO I	
SP, MS, GO, MG (4 regiões)	3
4 regiões + MT	3
5 regiões + RO	3
6 regiões + TO	3
7 regiões +PR	3
8 regiões + RS	3
PERÍODO II	
SP, MS, GO, MG, MT (5 regiões)	4
5 regiões + RO	5
6 regiões + PR	6
7 regiões +TO	7
8 regiões + RS	7
PERÍODO III	
MT, MS, RO, RS, SP, MG (6 regiões)	5
6 regiões + GO	5
7 regiões + TO	5
8 regiões + PR	5

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, buscou-se testar a relação de co-integração entre as regiões do Centro-Oeste e Sudeste e, dentre os cinco estados em análise apenas a exclusão do Mato Grosso não alterou o número de três vetores de co-integração. Então, o resultado indicou que as regiões pertencentes ao mercado comum para o Período I foram, São Paulo, Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso do Sul

Como apenas uma região não pertenceu ao mercado comum do Período II, uma vez que o número de vetores de cointegração foi sete, iniciou-se novamente a exclusão pelo estado do Rio Grande do Sul e a relação se manteve. Além disso, não foi possível retirar nenhum outro estado sem que o número de vetores se reduzisse. Portanto, o mercado comum do Período II foi formado pelos Estados do Norte, Centro Oeste, Sudeste e Paraná.

Em relação ao Período III, a busca foi por 6 regiões pertencentes ao mesmo mercado comum. Nesse caso, não foi possível retirar o Rio Grande do Sul do modelo sem que se alterasse o número de vetores de cointegração. Desse modo optou-se por excluir o Paraná,

outro estado da região Sul, e nesse caso o número de vetores de cointegração se manteve. Posteriormente, optou-se em eliminar os estados do Norte, em que foi possível apenas retirar Tocantins sem alterar o resultado. Portanto, o primeiro indício foi que Rio Grande do Sul e Tocantins pertencem ao mesmo mercado comum. Dentre as cinco outras regiões (Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, São Paulo e Minas Gerais), optou-se por testar a exclusão de Goiás por acreditar que Mato Grosso e Mato Grosso do Sul e São Paulo e Minas Gerais são pares de mercados que apresentam características mais próximas. Desse modo, verificou-se que a exclusão de Goiás não alterou o resultado do teste. Portanto o mercado comum do Período III foi formado por Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, São Paulo, Rondônia e Rio Grande do Sul.

Os resultados do teste de co-integração, assim como o de Causalidade Granger, indicaram que as quebras estruturais nas séries de preços do boi gordo afetaram a formação do mercado comum, uma vez que no Período I o mercado sofreu influências no curto prazo do Estado de São Paulo e foi formado por São Paulo, Mato Grosso do Sul, Goiás e Minas Gerais. No Período II a influência do curto prazo ainda foi de São Paulo, mas o mercado comum se expandiu, abrangendo oito regiões. Por fim, no Período III, Mato Grosso passou a ser o estado com maior relações de causalidades no sentido de Granger e o mercado comum se reduziu, sendo formado por seis regiões.

Então, cabe identificar quais seriam os possíveis centro formadores de preços para os mercados comuns dos Períodos I, II e III. Conforme observado na Tabela 16, a Hipótese Nula de que a região não é influenciada pelas demais no longo prazo foi rejeitada para apenas um estado em cada período em análise, ao nível usual de significância estatística de 1%, indicando um único centro formador de preços para cada período. O Período I foi o que apresentou a região fracamente exógena com maior probabilidade estatística, ou seja, com probabilidade 68% de São Paulo não ser influenciado pelas demais regiões do Período I no longo prazo. Este resultado está de acordo com aqueles encontrados nos estudos de Pereira (2005) e Filgueira *et al.* (2006), de que São Paulo é centro formador de preços do mercado bovino de corte no Brasil, ou seja, estudos que contemplaram uma base de dados anterior ao Período I.

Tabela 16 - Teste de Exogeneidade Fraca para os Estados pertencentes ao mercado comum dos Períodos I e II

Estados Potenciais Exógenos	χ^2	Probabilidade
PERÍODO I		
GO	40,99189	0,000000
MS	21,77048	0,000073
SP	1,470860	0,688960
MG	23,52905	0,000031
PERÍODO II		
GO	25,66499	0,000578
MS	18,65419	0,010043
MT	53,60195	0,000000
RO	32,89789	0,000024
TO	33,00680	0,000026
PR	46,08681	0,000000
SP	36,26208	0,000006
MG	44,75265	0,000000
PERÍODO III		
MT	68,96577	0,000000
MS	12,17177	0,032508
RO	23,19195	0,000031
RS	26,59951	0,000068
SP	33,78375	0,000003
MG	15,76657	0,007543

Fonte: Informações da pesquisa.

No entanto, para os Períodos II e III, a única probabilidade estatisticamente significativa para exogeneidade fraca foi a do Mato Grosso do Sul, com 1,004% no Período II e 3,250% no Período III. Desse modo, essa estatística leva ao indício de que após a fusão entre Bertin e JBS e a crise financeira internacional, São Paulo deixa de ser um forte centro formador de preços e o mercado passa a ter uma nova referência, o Mato Grosso do Sul, porém com probabilidade estatística inferior.

Esses resultados corroboram com a metodologia, apontada por Mattos (2006), que escolhe mercados com os maiores volumes de comercialização como os formadores de preços. Desse modo, São Paulo, ao se destacar como o segundo estado com maior abate de bovino entre os anos de 2005 a 2009, foi o centro formador de preços do Período I. No Período II, entre 2009 a 2016, o Mato Grosso do Sul passa a ter o segundo maior volume abatido, perdendo apenas para o Mato Grosso, sendo então o novo centro formador. No

Período III Mato Grosso do Sul mantém o segundo maior valor de cabeças abatidas e a posição centro formador de preços.

Ao se analisar todos os resultados obtidos sobre a identificação do mercado comum e seu respectivo centro formador de preços, conclui-se que choques estruturais no comportamento dos preços do boi gordo nas diferentes regiões em análise alteraram os integrantes do mercado comum e o centro formador.

Conforme exposto, antes da primeira quebra estrutural o mercado comum formou-se por quatro estados e São Paulo mantinha-se como central. No entanto, após esse período e até o momento da severa estiagem de 2013/2014, outras regiões com destaque na produção de bovinos passaram a integrar o novo mercado comum, que no curto prazo ainda apresentou maiores influências de São Paulo, mas no longo prazo o destaque ficou com o Mato Grosso do Sul.

Ressalta-se que, nos últimos anos, o mercado bovino ao se recuperar da crise hídrica e enfrentar um momento de instabilidades políticas e econômicas internas, voltou a se reduzir, compondo-se por seis regiões e mantendo o mesmo centro formador de preços do período anterior, o Mato Grosso do Sul.

Portanto, essa análise permitiu concluir que o mercado do boi gordo no Brasil sofreu uma mudança regional e estrutural, apresentando novos pólos de produção e abate e, conseqüentemente, um novo centro formador de preços. Cabe então, estudar a integração espacial nos Períodos I, II e III.

5.2. Integração espacial

Após identificar os centros formadores de preços para os períodos em análise e os respectivos mercados comuns, realizou-se a análise a co-integração no longo prazo com a presença dos custos de transferências nesses mercados comuns. Os resultados iniciam-se com as análises descritivas de cada período, seguidas pelos testes de co-integração com *thresholds* do modelo TAR e do Modelo de Correção de Erro MCE-TAR, ou seja, modelos complementares, estimados com a finalidade de identificar os comportamentos de longo prazo. Por fim, buscou-se relacionar os resultados dos modelos com os possíveis determinantes da integração espacial indicados pela literatura. Para realização dos testes e verificação dos resultados utilizou-se o software estatístico Stata 12.0 da Statacorp LP e para a estimação do *threshold* o software estatístico EViews 9 da IHS Global Inc.

As estatísticas descritivas das séries temporais de preços diários da arroba do boi gordo para os três períodos identificados no teste de quebra estrutural da série são apresentadas na Tabela 17. O Período I compreende o início da série em 2006 até o começo do ano de 2009 ($n_I=745$), o Período II, os anos de 2009 a fim de 2013 ($n_{II}=1.262$) e o Período III o início de 2014 e final 28 de abril de 2017 ($n_{III}=868$), conforme apontado pelo teste Chow.

Tabela 17 - Estatísticas Descritivas dos preços reais da arroba do boi gordo no período para os três períodos em análise

	<i>Goiás</i>	<i>Mato Grosso do Sul</i>	<i>Mato Grosso</i>	<i>Rondônia</i>	<i>Tocantins</i>	<i>Paraná</i>	<i>Rio Grande do Sul</i>	<i>São Paulo</i>	<i>Minas Gerais</i>
Período I									
Média	115,15	115,92	113,24	109,79	116,75	100,15	118,91	121,23	103,17
Mediana	114,26	113,65	112,17	108,65	115,19	98,39	120,95	119,09	103,00
Máximo	145,92	146,64	146,58	145,28	150,38	136,34	142,12	154,94	135,43
Mínimo	92,51	96,53	86,69	87,12	88,77	69,55	92,10	94,56	76,94
Desvio-padrão	14,22	14,02	16,83	15,64	16,29	18,37	11,39	17,10	16,79
Observações	745	745	745	745	745	745	745	745	745
Período II									
Média	121,92	124,49	119,61	118,39	119,62	129,85	125,16	132,13	123,23
Mediana	119,42	122,03	116,98	116,58	117,69	127,44	124,29	129,54	120,31
Máximo	159,51	142,38	153,66	144,88	147,80	159,51	143,78	171,95	159,15
Mínimo	108,63	110,35	107,51	102,55	105,07	117,32	111,12	116,63	110,77
Desvio-padrão	8,61	8,10	8,00	7,95	7,18	7,88	7,29	9,30	8,50
Observações	1262	1262	1262	1262	1262	1262	1262	1262	1262
Período III									
Média	144,36	146,31	139,48	136,70	138,51	154,26	155,61	155,13	145,29
Mediana	144,29	143,76	137,91	133,44	138,53	152,68	153,74	155,90	145,62
Máximo	163,62	165,33	160,50	160,50	154,58	170,14	180,08	172,36	164,39
Mínimo	121,16	125,61	119,81	118,06	118,78	136,93	138,97	132,87	125,01
Desvio-padrão	9,69	9,47	9,46	10,61	9,40	8,98	9,75	8,87	9,16
Observações	868	868	868	868	868	868	868	868	868

Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2017), corrigidos pelo IGP-DI.

Os resultados da Tabela 17 apontaram que o Período III foi o que apresentou as maiores médias entre os Estados. São Paulo teve as maiores médias de preços nos Períodos I e II e, no Período III, coube ao Rio Grande do Sul a maior média nos preços. Já as menores médias foram do Paraná no Período I e de Rondônia nos Períodos II e III. Desse modo, para o Período II não foi possível confirmar a hipótese do centro formador que Estados com excesso de demanda apresentaram preços mais elevados e os com excesso de oferta, preços mais baixos, possibilitando a arbitragem até que o mercado volte ao equilíbrio, uma vez que Mato Grosso do Sul, o centro formador de preços, não teve a maior média, como normalmente é apontado pela teoria.

O preço máximo da arroba do boi gordo verificou-se no Rio Grande do Sul (R\$ 180,08/@) no Período III, no Período I e II o maior preço no Estado de São Paulo, com respectivamente, R\$154,94/@ e R\$171,95@. Quanto aos valores mínimos, a menor ocorrência foi no Período I com o Mato Grosso (R\$ 86,69/@) e nos períodos II e III, Rondônia com respectivamente R\$ 102,55/@ e R\$118,06/@.

A mediana dos preços foi maior no Período III no Estado de São Paulo e menor no Período I no Paraná. Quanto aos desvios-padrão nos preços em cada região, esse foi mais intenso no Período I e mais suave no Período II e eleva-se novamente no Período III. Portanto, o preço praticado em cada praça ao longo do tempo foi mais volátil no início da série, pois no Período I os preços sofreram diversos comportamentos de alta e queda ao longo dos 3 anos. Já no último Período II a série teve um pico em 2010 e novamente se estabilizou, justificando as diferenças nos desvios-padrão. O maior desvio-padrão foi no Paraná no Período I e o menor, em Tocantins, no Período II.

Desse modo, a análise descritiva aponta que as séries em cada período da amostra apresentaram comportamentos distintos, com diferentes médias e desvios-padrão, sendo o Período III caracterizado por preços mais elevados e menos voláteis, o Período I por preços menores e mais voláteis e o Período II por preços maiores com as menores volatilidades. Portanto, cabe realizar os testes empíricos para se testar a integração espacial entre os períodos por meio do teste de co-integração com a presença dos custos de transferências, ou seja, do Modelo de Correção de Erros MCE com *threshold*, onde o limiar representa os custos de transferências entre mercados espacialmente separados.

Segundo Anton *et al.* (2009), normalmente os preços de uma *commodity* entre dois mercados interligados diferem por diversas razões referentes aos custos de se transportar o produto de um mercado para o outro. No entanto, um choque de preços em um mercado somente causará diferenças se for maior que o custo de transferência (os diferenciais de preços cairão quando forem maiores que o *threshold*), ou seja, que compense a transferência da mercadoria do mercado mais barato para o mais caro até que essa ação dos arbitrageiros igualem os preços novamente.

Conforme Goodwin e Piggott (2001), ao se estimar um modelo com *threshold* assume-se que existe uma banda de custos de transferências e que pequenas mudanças entre pares de preços não alteram o regime, e os preços voltam ao equilíbrio. No entanto, se essa diferença ultrapassa o limiar, os preços entre esses mercados continuarão a se ajustar até que o novo preço não ultrapasse os limites do mercado. Inseridos nesse contexto, Cunha *et al.* (2010)

apontaram que em choques abaixo do limiar, os benefícios do ajustamento poderiam não cobrir os custos com as alterações nos preços. Assim, o valor estimado do *threshold* pode ser entendido como uma aproximação desse custo de transferência.

Desse modo, buscou-se analisar o comportamento dos preços na presença dos custos de transferências, por meio do *threshold* (limiar). Os valores dos limiares, estimados conforme metodologia de Bai e Perron (1998), estão expostos na Tabela 18, divididos entre os Períodos I, II e III, sendo que no Período I o mercado comum foi formado pelos Estados de São Paulo, como o centro formador de preços, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e Goiás. Já, no Período II identificou-se um mercado comum com Rondônia, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Paraná, Minas Gerais e São Paulo e o Mato Grosso do Sul como o centro formador de preços e o Período III composto por Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Rondônia, Rio Grande do Sul, São Paulo e Minas Gerais, sendo também Mato Grosso do Sul o centro formador de preços.⁷

Tabela 18 - Valores estimados dos *thresholds*

Pares de Mercados	Lags	$ \gamma $	N1	N2	Preço médio R\$	Limiar Monetário R\$
Período I						
<i>São Paulo e Goiás</i>	3	0,018938	631	111	115,15	2,18
<i>São Paulo e Mato Grosso do Sul</i>	2	0,017522	146	597	115,92	2,03
<i>São Paulo e Minas Gerais</i>	1	0,023018	116	628	103,17	2,37
Período II						
<i>Mato Grosso do Sul e Goiás</i>	2	0,023127	189	1071	121,92	2,82
<i>Mato Grosso do Sul e Mato Grosso</i>	2	0,019763	189	1071	119,61	2,36
<i>Mato Grosso do Sul e Rondônia</i>	3	0,026515	1062	197	118,39	3,14
<i>Mato Grosso do Sul e Tocantins</i>	2	0,033587	193	1067	119,62	4,02
<i>Mato Grosso do Sul e Paraná</i>	2	0,023811	185	1075	129,85	3,09
<i>Mato Grosso do Sul e São Paulo</i>	4	0,005228	556	702	132,13	0,69
<i>Mato Grosso do Sul e Minas Gerais</i>	2	0,019493	1017	243	123,23	2,40
Período III						
<i>Mato Grosso do Sul e Mato Grosso</i>	3	0,004739	501	364	139,48	0,66
<i>Mato Grosso do Sul e Rondônia</i>	3	0,003950	430	434	136,70	0,54
<i>Mato Grosso do Sul e Rio Grande do Sul</i>	2	0,014213	367	499	155,61	2,21
<i>Mato Grosso do Sul e São Paulo</i>	3	0,007312	335	530	155,13	1,13
<i>Mato Grosso do Sul e Minas Gerais</i>	3	0,008231	569	296	145,29	1,20

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁷ Os testes econométricos foram aplicados no item 5.1. Desse modo, verificou-se que as séries eram integradas de ordem 1, ou seja, I(1), permitindo as análises de longo prazo

Ao se comparar os resultados dos *thresholds* estimados do Período I, com os trabalhos que apresentaram São Paulo como centro formador de preços, como Soares e Lopes (2015), Cunha *et al.* (2010) e Mattos *et al.* (2009), e que também abordaram o mercado do boi gordo, nota-se uma redução nos valores dos limiares, indicando que os custos de transferências se reduziram ao longo do tempo. Conforme Cunha *et al.* (2010), baixos valores de *thresholds* seriam justificados pela ação de frigoríficos em estabelecerem unidades produtivas próximas às regiões produtoras, com intuito de reduzir custos com a compra do animal. Assim, custos relacionados com transportes, seguros, impostos e coleta de informações se reduzem.

No entanto, ao comparar os *thresholds* estimados para o Período I com os do Período II, nota-se que o valor do estado de Goiás se elevou e o de Minas Gerais reduziu quando o centro formador de preços passou a ser o Mato Grosso do Sul, indicando que, para o novo mercado comum, os custos de transferências se modificaram de um período para outro. Quanto às distribuições das observações, tanto no Período I quanto no Período II verificou-se uma concentração maior no regime $\rho_I(N1)$. Essa constatação significa que os desvios de equilíbrio na maioria das vezes foram de alta magnitude, capazes de serem transmitidos entre os mercados.

Ao se analisar o Período III verifica-se que os valores dos *thresholds* se reduziram quando comparado aos resultados anteriores, exceto para São Paulo. As distribuições das observações também se concentraram mais no regime $\rho_{II}(N2)$.

Quanto aos custos de transferências, o menor valor no Período I foi entre o centro formador de preços e São Paulo e o menor com Minas Gerais. Para o Período II o menor foi entre o São Paulo e o centro formador de preços, Mato Grosso do Sul. O maior custo de transferência estimado foi Mato Grosso do Sul com o Tocantins, uma região mais distante do mercado central. Quanto aos custos de transferência do Período III, verificou-se um elevado valor para Rio Grande do Sul em relação as outras regiões do período, ou seja, uma região com um mercado voltado para o abastecimento interno, com sistema de comercialização diferente ao que se pratica no restante do país. Já o menor valor foi entre Rondônia e o centro formador de preços, indicando que esse estado apresentou o menor custo de arbitragem em se deslocar o bovino para ser abatido no Mato Grosso do Sul.

Silva (2017) empregou em seu trabalho uma metodologia que pode ser considerada como "gatilho" da transmissão de preços entre regiões. Encontrado pela multiplicação do valor do *thresholds*, em módulo, com o preço médio do boi gordo praticado na praça em questão, apresenta, em valores financeiros, quais os desvios capazes de causar ajustamentos

nos preços. Optou-se, na presente pesquisa, por denominar esse valor por limiar monetário e seus valores estão na Tabela 18.

Portanto, para que choques de preços em São Paulo fossem transmitidos para Minas Gerais, no Período I, necessariamente, deveriam ser superiores à R\$ 2,73. Do mesmo modo, os choques devem superar os R\$ 2,18 para Goiás, e R\$ 2,03 para Mato Grosso do Sul. O maior limiar monetário do Período II foi do Tocantins, sendo necessário desvios superiores a R\$ 4,02 para induzir aos processos de ajustamentos nos preços. Já para São Paulo o valor foi de apenas R\$ 0,69, o menor do período. O Período III teve os menores limiares quando comparado aos Períodos I e II, nesse caso o menor valor foi de Rondônia com R\$ 0,54 e o maior do Rio Grande do Sul, R\$2,21.

Visando complementar os resultados dos *thresholds* e introduzir a análise de co-integração, os resultados do modelo TAR para a identificação da co-integração entre os mercados e assimetria na transmissão de preços em ambos os períodos estão na Tabela 19. Nesse caso, deve-se primeiramente analisar o resultado do teste de co-integração com a presença do custo de transferência reportado pelo modelo TAR, ou seja, testar a hipótese nula de não co-integração ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$).

Conforme reportado na Tabela 19, foi possível rejeitar a hipótese nula para todos os pares de mercado, indicando que no mercado comum todas as regiões se cointegram com o centro formador de preços no Período I, sendo o Estado de São Paulo o formador de preços. Uma vez identificada a co-integração, testou-se o ajustamento assimétrico nos preços, ou seja, $H_0: \rho_1 = \rho_2$. Assim, os casos em que se estatisticamente confirmou a assimetria foi nas relações entre São Paulo com Minas Gerais e com o Mato Grosso do Sul, portanto, o modelo não linear a presença de *threshold* tem a melhor especificação.

As velocidades em que os choques foram eliminados apresentaram comportamentos distintos. Assim, entre o par de mercados, centro formador de preços e Goiás os choques os choques de baixa magnitudes foram eliminados mais rapidamente, ou seja, $\rho_1 < \rho_2$. Já na relação com Mato Grosso do Sul, as perturbações foram mais persistentes pois, $\rho_1 > \rho_2$ choques de alta magnitudes foram mais persistentes. Não foi possível confirmar a transmissão de preços com Minas Gerais pois a estimativa do ρ_1 não foi significativa.

No Período II, tendo o Mato Grosso do Sul como centro formador de preços, não se rejeitou a hipótese nula de não co-integração ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$), apontando que nesse mercado comum todas as regiões se cointegraram. Quanto ao comportamento dos ajustamentos nos

preços, a assimetria confirmou-se entre os Rondônia e São Paulo, ou seja, para esses casos o modelo não linear com a presença de *threshold* é o mais indicado.

Tabela 19 - Parâmetros estimados para o modelo TAR, teste de co-integração e assimetria

Pares de Mercados	Lags	ρ_1	ρ_2	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$
Período I					
São Paulo e Goiás	1	0,073038 *	0,068199 *	13,36 *	0,02 ^{ns}
		(0,022627)	(0,018592)	[0,0000]	[0,8751]
São Paulo e Mato Grosso do Sul	3	0,056744 *	0,135185 *	22,93 *	6,25 *
		(0,016514)	(0,024922)	[0,0000]	[0,0126]
São Paulo e Minas Gerais	1	0,021 ^{ns}	0,106387 *	14,83 *	10,55 *
		(0,013571)	(0,021146)	[0,0000]	[0,0012]
Período II					
Mato Grosso do Sul e Goiás	8	0,077145 *	0,048719 *	25,09 *	2,14 ^{ns}
		(0,014017)	(0,012285)	[0,0000]	[0,1436]
Mato Grosso do Sul e Mato Grosso	15	0,141952 *	0,128062 *	63,67 *	0,33 ^{ns}
		(0,017529)	(0,016471)	[0,0000]	[0,5657]
Mato Grosso do Sul e Rondônia	11	0,135551 *	0,023008 *	30,85 *	31,99 *
		(0,018172)	(0,008625)	[0,0000]	[0,0000]
Mato Grosso do Sul e Tocantins	7	0,031626 *	0,06364 *	18,77 *	3,55 ^{ns}
		(0,009957)	(0,012905)	[0,0000]	[0,0599]
Mato Grosso do Sul e Paraná	7	0,065658 *	0,097141 *	31,37 *	2,13 ^{ns}
		(0,012516)	(0,017024)	[0,0000]	[0,1444]
Mato Grosso do Sul e São Paulo	3	0,149795 *	0,054203 *	37,65 *	9,06 *
		(0,024691)	(0,013646)	[0,0000]	[0,0027]
Mato Grosso do Sul e Minas Gerais	7	0,05844 *	0,058545 *	20,84 *	0 ^{ns}
		(0,017666)	(0,011263)	[0,0000]	[0,9962]
Período III					
Mato Grosso do Sul e Mato Grosso	1	0,271452 *	0,122251 *	60,43 *	6,86 *
		(0,035947)	(0,031241)	[0,0000]	[0,009]
Mato Grosso do Sul e Rondônia	1	0,058787 *	0,071021 *	11,27 *	0,2 ^{ns}
		(0,014248)	(0,025255)	[0,0000]	[0,6568]
Mato Grosso do Sul e Rio Grande do Sul	1	0,000786 ^{ns}	0,032469 *	5,1700 *	2,5 ^{ns}
		(0,011278)	(0,011827)	[0,0059]	[0,114]
Mato Grosso do Sul e São Paulo	1	0,057899 *	0,095176 *	21,25 *	0,81 ^{ns}
		(0,024738)	(0,023049)	[0,0000]	[0,3672]
Mato Grosso do Sul e Minas Gerais	1	0,073305 *	0,064132 *	18,46 *	0,08 ^{ns}
		(0,021583)	(0,017952)	[0,0000]	[0,7775]

Notas: * indica significativo a 5%; ^{ns} não significativo. Os valores entre parênteses referem-se ao erro-padrão; entre chaves, ao p-valor.

Fonte: Resultados da pesquisa.

No Período II, foi possível confirmar a transmissão de preços entre o Mato Grosso do Sul e os demais estados do mercado comum, pois as estimativas dos coeficientes de ρ_1 e ρ_2 foram significativas. Desse modo, as velocidades de ajustamentos apontaram que para o

Tocantins, Paraná e Minas Gerais os choques de baixas magnitudes foram eliminados mais rapidamente que os de alta magnitude, ou seja, $\rho_1 < \rho_2$. Já para Goiás, Mato Grosso, Rondônia e São Paulo, verificou-se o contrário, indicando que as perturbações foram mais persistentes.

Por fim, no Período III foi possível confirmar a cointegração entre todas as regiões do mercado comum. O ajustamento assimétrico foi estatisticamente significativo apenas para a relação entre o centro formador de preços, Mato Grosso do Sul, e Mato Grosso, sendo o modelo com *threshold* o mais indicado.

Não se confirmou a transmissão assimétrica de preços entre o Mato Grosso do e o Rio Grande do Sul, uma vez que a estimativa do ρ_1 não foi significativa. No entanto, para todos os outros estados, a transmissão foi estatisticamente significativa. Quanto às velocidades de ajustamento, para Rondônia e São Paulo os choques de baixa magnitude foram eliminados mais rapidamente que os de alta magnitude, ou seja, $\rho_1 < \rho_2$. Já para Mato Grosso e Minas Gerais verificou-se o contrário, indicando que as perturbações foram mais persistentes.

Uma vez analisada a co-integração e a transmissão de preços entre os pares de mercado, estimou-se o Modelo de Correção de Erros com *threshold* - MCE-TAR, cujos resultados estão na Tabela 20.

Ao especificar o modelo de correção de erros, verificaram-se alguns resultados diferentes aos encontrados no modelo TAR. Por exemplo, não foi possível confirmar a co-integração entre nenhum dos estados do Período I, impossibilitando análises de longo prazo para esse mercado comum. Já para o Período II a cointegração foi estatisticamente significativa entre todos os pares de mercados em análise, assim como verificado no modelo TAR.

No Período III a cointegração, por meio do MCE-TAR, não se confirmou para o par de mercados Mato Grosso do Sul e Mato Grosso e as relações do centro formador com São Paulo e Minas Gerais foram significativas apenas ao nível de 10% de significância.

No Período II a transmissão foi assimétrica entre Rondônia e São Paulo, pelo modelo TAR. Já na especificação MCE-TAR essa se confirmou para Mato Grosso do Sul com o Paraná e o Tocantins. Em relação à transmissão de preços, os únicos estados que apresentaram valores de ρ_2 e ρ_1 estatisticamente significativos foram Rondônia e Minas Gerais. Nesse caso, as velocidades de ajustamento dos choques de baixa magnitude foram maiores que os de alta magnitude, ou seja, $\rho_1 < \rho_2$.

A transmissão confirmou-se como assimétrica, no Período III, apenas para a relação do centro formador com o Rio Grande do Sul. Os estados de Rondônia, Rio Grande do Sul e

Minas Gerais foram os que apresentaram valores estatisticamente significativos para ρ_2 e ρ_1 , evidenciando que os choques de alta magnitude foram mais persistentes, ou seja $\rho_1 > \rho_2$.

Tabela 20 - Parâmetros estimados para o modelo MCE-TAR, teste de co-integração e assimetria.

Pares de Mercados	Lags	ρ_1	ρ_2	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$
Período I					
São Paulo e Goiás	1	-0,01221 ^{ns} (0,018489)	0,01916 ^{ns} (0,015536)	0,91 ^{ns} [0,4029]	1,55 ^{ns} [0,2142]
São Paulo e Mato Grosso do Sul	3	-0,00158 ^{ns} (0,0125)	-0,03239 ^{ns} (0,019084)	1,49 ^{ns} [0,2270]	1,67 ^{ns} [0,1971]
São Paulo e Minas Gerais	1	0,020468 ^{10%} (0,011694)	-0,01151 ^{ns} (0,018643)	1,64 ^{ns} [0,1945]	1,96 ^{ns} [0,1622]
Período II					
Mato Grosso do Sul e Goiás	1	-0,02877 [*] (0,0102)	-0,01252 ^{ns} (0,008546)	5,63 [*] [0,0037]	1,33 ^{ns} [0,2483]
Mato Grosso do Sul e Mato Grosso	1	-0,00937 ^{ns} (0,011871)	-0,03513 [*] (0,010113)	6,7 [*] [0,0013]	2,48 ^{ns} [0,1158]
Mato Grosso do Sul e Rondônia	1	-0,02562 ^{*10} (0,013502)	-0,01907 [*] (0,006598)	6,12 [*] [0,0023]	0,19 ^{ns} [0,6662]
Mato Grosso do Sul e Tocantins	1	-0,00037 ^{ns} (0,00741)	-0,02772 [*] (0,00931)	4,52 [*] [0,0111]	4,74 [*] [0,0297]
Mato Grosso do Sul e Paraná	1	-0,01151 ^{ns} (0,009621)	-0,04281 [*] (0,012295)	7,25 [*] [0,0007]	3,68 ^{*10} [0,0554]
Mato Grosso do Sul e São Paulo	1	-0,02455 ^{ns} (0,016802)	-0,02198 [*] (0,00911)	5,73 [*] [0,0033]	0,01 ^{ns} [0,9051]
Mato Grosso do Sul e Minas Gerais	2	-0,0305 [*] (0,01467)	-0,01807 [*] (0,008919)	4,75 [*] [0,0088]	0,48 ^{ns} [0,4902]
Período III					
Mato Grosso do Sul e Mato Grosso	1	-0,04634 ^{ns} (0,028311)	0,002644 ^{ns} (0,024022)	1,52 ^{ns} [0,2190]	1,24 ^{ns} [0,2649]
Mato Grosso do Sul e Rondônia	1	-0,02952 [*] (0,010322)	-0,04946 [*] (0,018248)	6,93 [*] [0,0010]	1,01 ^{ns} [0,3156]
Mato Grosso do Sul e Rio Grande do Sul	1	0,015006 ^{*10} (0,008527)	-0,02539 [*] (0,008934)	4,1100 [*] [0,0167]	7,12 [*] [0,0077]
Mato Grosso do Sul e São Paulo	1	-0,01216 ^{ns} (0,018215)	-0,03064 ^{*10} (0,017022)	2,31 ^{*10} [0,0994]	0,38 ^{ns} [0,5385]
Mato Grosso do Sul e Minas Gerais	1	-0,02271 [*] (0,019114)	-0,02487 [*] (0,015871)	2,38 ^{*10} [0,0927]	0,02 ^{ns} [0,9007]

Notas: * e *¹⁰ indicam significativo a 5% e 10%; ^{ns} não significativo. Os valores entre parênteses referem-se ao erro-padrão; entre chaves o p-valor.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Desse modo, pôde-se concluir que a metodologia MCE-TAR indicou um mercado comum do boi gordo no Período I não cointegrado, totalmente cointegrado no Período II e

parcialmente integrado no Período III. O modelo com *threshold* foi o mais indicado para 2 relações de cointegração do Período II e 1 no III

O emprego de duas metodologias levou a dois resultados distintos para os Períodos I e III. Ou seja, o modelo TAR apontou que no Período I o mercado foi integrado entre as 4 regiões, sendo São Paulo o centro formador de preços, e essa integração não se confirmou pela metodologia MCE-TAR. No Período III as cinco regiões se cointegraram com o centro formador de preços, Mato Grosso do Sul, conforme a primeira metodologia. Porém, pelo MCE-TAR a cointegração foi parcial, pois o Mato Grosso deixou de se cointegrar nesse período.

A principal evidência desse estudo foi que o mercado comum do Período II foi o único que totalmente se cointegrou conforme as metodologias TAR e MCE-TAR. Assim, diferentes períodos de tempo, separados por choques externos, podem levar a mercados comuns distintos, com cointegrações total, parcial e até mesmo nula.

5.2.1. Indicadores dos diferentes comportamentos nos preços

Conforme visto na Introdução, os preços das regiões em análise apresentaram diferentes padrões ao longo do tempo, que por sua vez implicou distintas formas de integração. O Período I se compôs em um mercado comum com quatro regiões, cointegrado pela metodologia TAR e não cointegrado pelo modelo MCE-TAR. O Período II teve o maior mercado comum, ou seja, com oito regiões; cointegrou-se por completo conforme modelo TAR e MCE-TAR. Já o mercado comum do Período III reduziu-se quando comparado ao período anterior, cointegrou-se por completo pela metodologia TAR e se cointegrou parcialmente pelo MCE-TAR.

Para melhor compreender os diferentes comportamentos nos preços e os resultados das relações de cointegração, a presente análise elencou os fatores capazes de explicar tais mudanças. Ressalta-se que para a análise dos determinantes da integração será empregado apenas os resultados do teste MCE-TAR, por apresentar uma especificação mais robusta. Com isso, o que se pretende é ir além dos resultados econométricos, com uma abordagem que busca complementar a compreensão dos efeitos captados até então.

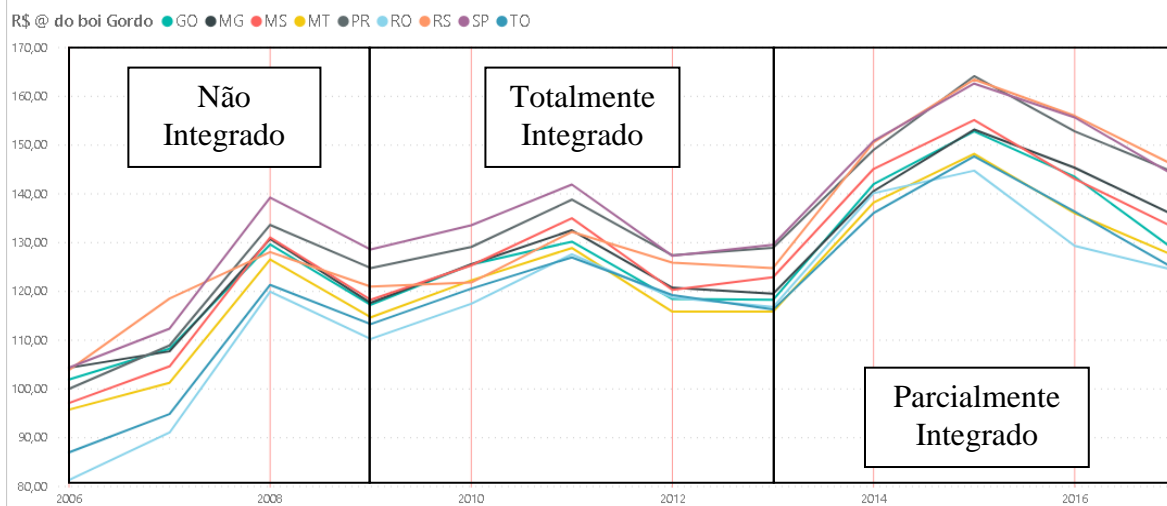
Desse modo, realizou-se análise das variáveis apontadas por Goodwin e Schroeder (1991) como possíveis determinantes da integração espacial, como distância, volume de produção e índices de concentração, com o objetivo de encontrar os fatores que influenciaram

integração espacial. Conforme também exposto no subitem 2.7, a literatura indicou que os preços do boi gordo podem ser influenciados por sete variáveis: estoque de animais, preço no período anterior, câmbio, estoque mundial, preço do bezerro, abate de vacas e pluviosidade. Desse modo, supõe-se que esses fatores, bem como os determinantes da integração espacial, podem ajudar a explicar os distintos comportamentos nos preços para cada período em análise.

No entanto, como câmbio e estoque mundial são variáveis macroeconômicas, então, seus impactos em cada região foram os mesmos, não justificando seu emprego como diferenciador no comportamento dos preços em cada estado e,consequentemente, nas relações espaciais dos mercados. Portanto, a análise seguiu apenas com fatores que se diferem para cada região e pela possibilidade de obtenção do dado nesse nível de desagregação. Desse modo, as variáveis estabelecidas foram efetivo de rebanho (produção) e percentual do abate de vacas em relação ao total e clima.

Antes da análise dos possíveis determinantes da integração espacial, cabe comparar os comportamentos nos preços do boi gordo em valores médios anuais e a integração, para cada Período. Os resultados estão no Gráfico 08.

Gráfico 8 - Preços médios da arroba do boi gordo para os anos de 2006 a 2017 e as relações da integração espacial



Fonte: Resultados da Pesquisa. Preços deflacionados pelos IGP-DI.

Observa-se que, quando os preços apresentam comportamentos mais próximos, a integração foi maior, como foi o caso do Período II, e ao passo que se distanciam a integração espacial diminui como no Período III ou até mesmo, não existiu, Período I. Desse modo, os

resultados obtidos pelo modelo empírico estão em conformidade com a teoria da Lei do Preço Único.

Em relação aos possíveis determinantes da integração espacial, as distâncias rodoviárias, em quilômetros, entre as regiões abordadas no estudo e os centros formadores de preços são apresentados na Tabela 21.

Tabela 21 - Distâncias entre os centros formadores de preços e as principais regiões produtoras de bovinos

Regiões	SP (Araçatuba)
Período I	
MS (Campo Grande)	470 km
GO (Goiânia)	663 km
MG (Triângulo Mineiro)	426 km
Regiões	MS (Campo Grande)
Período II	
RO (Ji Paraná)	1.795 km
TO (Gurupi)	1.462 km
GO (Goiânia)	844 km
MG (Triângulo Mineiro)	775 km
MT (Cuiabá)	708 km
PR (Noroeste Paranaense)	537 km
SP (Araçatuba)	470 km
Regiões	MS (Campo Grande)
Período III	
RO (Ji Paraná)	1.795 km
RS (Passo Fundo)	1.146 km
MG (Triângulo Mineiro)	775 km
MT (Cuiabá)	708 km
SP (Araçatuba)	470 km

Fonte: Google Maps (2017).

Ao se analisar os valores dos limiares estimados, normalmente utilizados como o custo de transferência, verificou-se que no Período I estados mais próximos ao centro formador de preços apresentaram valores de *thresholds* mais elevados, indicando que a distância geográfica não interferiu na integração.

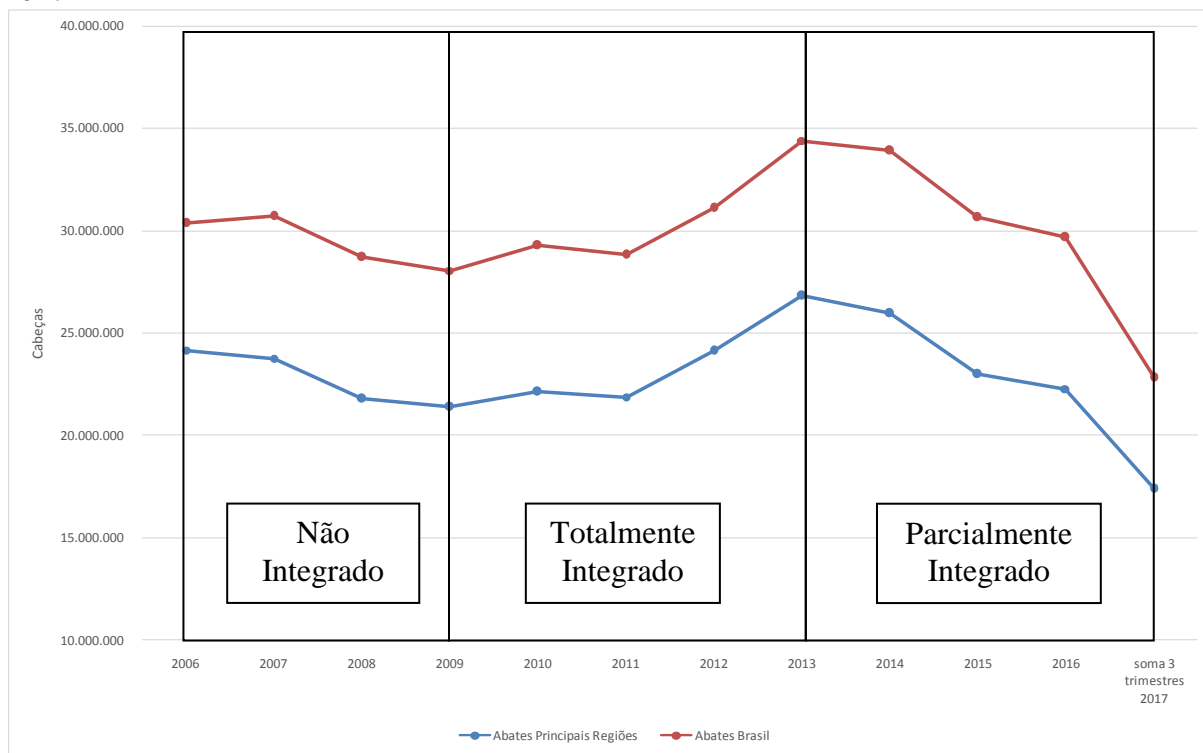
Já no Período II essa relação confirmou-se entre alguns pares de análise, sendo eles, entre o centro formador de preços, Mato Grosso do Sul, com Tocantins e Rondônia. Para essas regiões os custos de transferência foram maiores, por serem mais distantes do centro formador de preços. Já para São Paulo e Mato Grosso, regiões mais próximas do centro

formador de preços, a relação entre distância e custos de transferência foi direta. Portanto, nesses estados, a distância foi um influenciador da co-integração.

No Período III o único par de mercados que apresentou relação direta entre distância e valor do limiar foi o Rio Grande do Sul, indicando que para os demais estados outros fatores são determinantes dos custos de transferências. Portanto, pôde-se verificar que a distância foi capaz de explicar parte dos custos de transferências dos Períodos II e III, indicando que esse seja um possível indicador da integração. Desse modo, verifica-se que os custos de transferência podem se elevar conforme algumas regiões em análise se distanciam do centro formador de preços.

A segunda variável estudada foi o volume comercializado de bovinos. Nesse caso utilizou-se os números de abate como *Proxy* da variável para cada região. O abate de bovinos para as nove regiões em análise nos três Períodos do estudo é apresentado no Gráfico 9.

Gráfico 9 - Evolução dos números de abates de bovinos para o mercado comum de 2009 a 2017



Fonte: IBGE - Pesquisa Trimestral do Abate de Animais (2016). Elaboração da autora

Os resultados do volume comercializado apresentaram uma interessante relação entre os comportamentos da co-integração espacial e os mercados comuns identificados. O Período II foi o mais integrado, o Período III menos integrado e no Período I não existiu integração.

Desse modo, a análise gráfica permitiu concluir que, em momento de quedas nos preços, como observado nos Períodos I e III, a cointegração se reduz ou até mesmo deixa de existir. Conforme os preços se elevam, o mercado comum aumenta e se cointegra por completo (Período II).

Portanto, o volume comercializado relacionou-se com o comportamento da cointegração no mercado do boi gordo. A conclusão é que em momentos de queda no volume de abate, cada região segue seu próprio mercado e nos momentos de alta as regiões seguem o centro formador de preços. Para melhor compreensão dessa dinâmica, calculou-se as taxas de crescimento anual acumulada - CAGR do número de abates para os Períodos I, II e III. O comportamento da CAGR em cada região, mercado comum e integração são apresentados na Tabela 22.

Tabela 22- Evolução do volume comercializado por regiões entre os Períodos I, II e III.

Mercados	Abate total					
	Período I		Período II		Período III	
	CAGR 2006-2008	Mercado comum	CAGR 2009-2013	Mercado comum	CAGR 2014 - 3º trim. 2017	Mercado comum
Goiás	2.48%	Pertence	8.10%	Pertence	-12.29%	-
Mato Grosso	-10.56%	-	9.45%	Pertence	-14.19%	Pertence
Mato Grosso do Sul	-7.14%	Pertence	5.84%	Pertence	-14.44%	Pertence
Minas Gerais	9.56%	Pertence	5.23%	Pertence	-15.47%	Pertence
Paraná	-8.34%	-	4.20%	Pertence	-15.22%	-
Rio Grande do Sul	-15.77%	-	5.35%	-	-10.95%	Pertence
Rondônia	1.61%	-	6.13%	Pertence	-6.54%	Pertence
São Paulo	-6.14%	Pertence	-0.02%	Pertence	-16.71%	Pertence
Tocantins	-12.12%	-	7.87%	Pertence	-12.88%	-

Fonte: IBGE - Pesquisa Trimestral do Abate de Animais (2016). Elaboração da autora

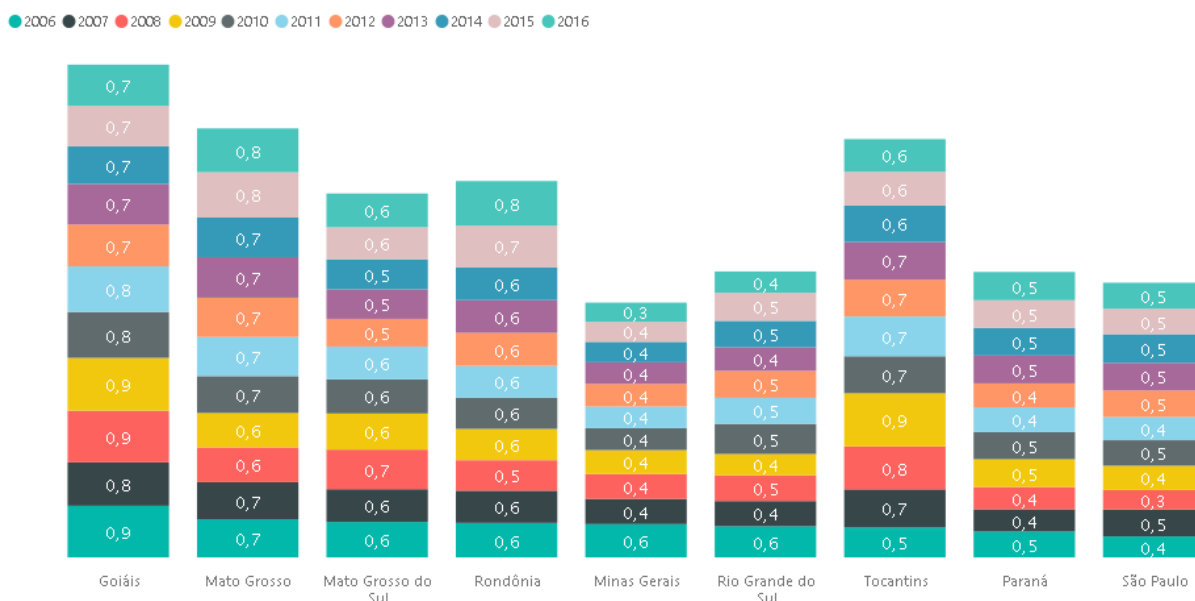
Ao analisar os comportamentos do abate por estados, verificou-se o Período I apresentou diferentes intensidades de queda e até mesmo aumentos nos números de abates em cada região e as regiões desse mercado comum também diferenciaram seus comportamentos. Já nos Períodos II e III as regiões apresentaram os mesmos desempenhos, de alta no primeiro e queda no segundo.

Portanto a integração se estabelece total ou parcial quando as regiões apresentam as mesmas tendências de abate e, ao passo que esses comportamentos diferem, a integração deixa de existir. Uma possível explicação para um mercado comum menor e menos integrado no Período III é de que elevadas demandas por abate proporcionam aumentos nos preços pagos ao produtor e esse apresentou mesma intensidade dentre as regiões produtoras, porém,

uma queda na demanda reduz os preços praticados e os diferenciais entre eles aumentam de maneira desuniformes.

Conforme apontado por Goodwin e Schroeder (1991), um fator capaz de interferir na co-integração é o grau de concentração das indústrias do setor. Desse modo, em maiores níveis de concentração os preços seriam mais estáveis e a co-integração poderia aumentar. Assim, calculou-se as Razões de Concentração CR₄, para os quatro maiores Frigoríficos com abate de bovinos, como a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE principal e declarados na Relação Anual de Informações Sociais – RAIS (2018), combinados com os dados do Departamento de Inspeção de Produtos de Origem Animal – DIPOA (2018). As Razões de Concentração CR₄ foram computadas para os anos de 2006 a 2016 e para cada estado em análise. Os resultados estão no Gráfico 10.

Gráfico 10- Razão de Concentração (CR) para os Estados do mercado comum nos anos de 2006 a 2016



Fonte: Resultados da Pesquisa, com dados da RAIS/TEM (2018) e DIPOA (2018)

Ao analisar o Gráfico 11, verificou-se que o estado com a maior concentração da indústria frigorífica de bovinos foi Goiás, sendo essa mais intensa nos anos de 2006 a 2009. Tocantins, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Rondônia também apresentaram valores elevados para o CR₄. Já os estados com as menores valores de concentração foram São Paulo, Minas Gerais e Rio Grande do Sul.

Em vista de relacionar os resultados da integração espacial com os da razão de concentração, calculou-se os *markets shares* das quatro maiores empresas de cada período em análise⁸. Os resultados estão na Tabela 23.

As razões de concentração por período indicaram que o Mato Grosso, Paraná, Rondônia e São Paulo ficaram mais concentrados. Já, Goiás e Minas Gerais eram mais concentradas no Período I e reduziram suas concentrações ao longo dos outros dois períodos. Desse modo, essas regiões ficaram mais competitivas. O Rio Grande do Sul era mais concentrado no Período I, ficou mais competitivo no Período II mas, no Período III elevou sua concentração, ressalta-se que na evolução, o estado ficou mais concorrido. Mato Grosso do Sul aumentou sua concentração do Período I para II e voltou a reduzir no Período III porém, em proporção menor, indicando menor concorrência para o estado ao longo desses anos. O Tocantins apresentou um comportamento mais concorrencial com maior concentração no Período II e a menor no Período III.

Comparando os resultados dos testes da co-integração entre os períodos, observou-se que a concentração aumentou do Período I para II na maioria das regiões e a integração passou a existir. A concentração no Período III foi maior que a do Período I e menor que o II e a integração, por sua vez, foi parcial. Então, o primeiro indício sobre a razão de concentração é que, quanto mais concentrado for mercado, maior a integração espacial. Confirmando a evidência de Goodwin e Schroeder (1991), que o poder de mercado pode elevar integração espacial, uma vez que os preços passam a ser mais estáveis.

Ao se comparar os resultados dos cálculos dos CR₄ com a evolução no número de empresas, apontados no item 2.6 e volume de abate, verificou-se que os quatro estados que elevaram a razão de concentração - Mato Grosso, São Paulo, Rondônia, Paraná - foram impulsionados pela queda no número de estabelecimentos de empresas de Médio e Grande Porte. Tocantins teve um pequeno aumento no número de estabelecimentos em todos tamanhos de empresa, queda na concentração e redução no número de abates. Já os mercados de Goiás, Rio Grande do Sul e Minas Gerais ficaram mais concorrenciais em razão do aumento de médias e grandes empresas. Por fim, no Mato Grosso do Sul, o aumento das Micros e Pequenas empresas proporcionou melhor concorrência ao longo do período.

⁸ O cálculo da razão de concentração por período foi contabilizado pela soma do total de empregados para ano que compõem o Período I, II e III e posteriormente, identificou-se sua proporção em relação ao total de cada período, ou seja, os valores dos *markets shares*. Assim, a adição dos 4 maiores valores resultaram nos CR₄ em análise.

Tabela 23 - Evolução das Razões de Concentração em cada Período

Ano	Market Share				CR ₄	Mercado comum
	1	2	3	4		
Goiás						
Período I	41,1%	19,8%	13,6%	11,5%	86,1%	Pertence
Período II	30,4%	19,8%	16,8%	12,7%	79,6%	Pertence
Período III	31,0%	15,5%	14,8%	9,1%	70,5%	
Minas Gerais						
Período I	22,5%	12,4%	6,5%	5,5%	46,8%	Pertence
Período II	16,1%	12,4%	5,2%	3,9%	37,7%	Pertence
Período III	14,1%	9,2%	6,7%	5,3%	35,3%	Pertence
Mato Grosso do Sul						
Período I	34,7%	12,4%	2,7%	1,2%	51,0%	Pertence
Período II	34,0%	11,5%	6,5%	3,7%	55,8%	Pertence
Período III	33,4%	12,7%	4,5%	3,1%	53,7%	Pertence
Mato Grosso						
Período I	26,8%	18,8%	13,9%	3,6%	63,1%	
Período II	32,5%	15,2%	13,3%	6,0%	67,0%	Pertence
Período III	44,1%	14,1%	14,1%	1,8%	74,2%	Pertence
Paraná						
Período I	15,0%	6,9%	6,2%	6,1%	34,2%	
Período II	20,5%	12,5%	6,5%	5,7%	45,1%	Pertence
Período III	19,7%	15,2%	8,1%	6,5%	49,5%	
Rondônia						
Período I	19,3%	17,9%	12,1%	5,8%	55,1%	
Período II	22,3%	17,9%	13,7%	6,3%	60,1%	Pertence
Período III	28,1%	22,9%	13,1%	8,5%	72,7%	Pertence
Rio Grande do Sul						
Período I	24,6%	7,3%	7,0%	9,7%	48,6%	
Período II	27,3%	7,7%	5,8%	1,6%	42,4%	
Período III	25,8%	11,7%	4,6%	3,1%	45,2%	Pertence
São Paulo						
Período I	12,3%	10,4%	5,7%	4,1%	32,5%	Pertence
Período II	16,5%	15,9%	6,5%	5,1%	43,9%	Pertence
Período III	18,9%	16,1%	5,3%	5,3%	45,6%	Pertence
Tocantins						
Período I	24,8%	15,5%	11,5%	9,1%	61,0%	
Período II	25,7%	13,7%	13,3%	13,3%	66,1%	Pertence
Período III	23,0%	13,9%	12,2%	10,7%	59,8%	

Fonte: Resultados da Pesquisa, com dados da RAIS/TEM (2018) e DIPOA (2018)

Portanto, ficou evidente que a indústria de abate de bovinos passou por mudanças estruturais, tornando-se mais oligopolizada em alguns Estados e com maior concorrência em outros. Além disso, vale destacar a compra do frigorífico Bertin pela JBS e os incentivos do BNDES junto aos grandes frigoríficos em meados de 2009 estimularam a primeira quebra

estrutural das séries e, supostamente, impactaram nas mudanças do centro formador de preços e dos componentes do mercado comum

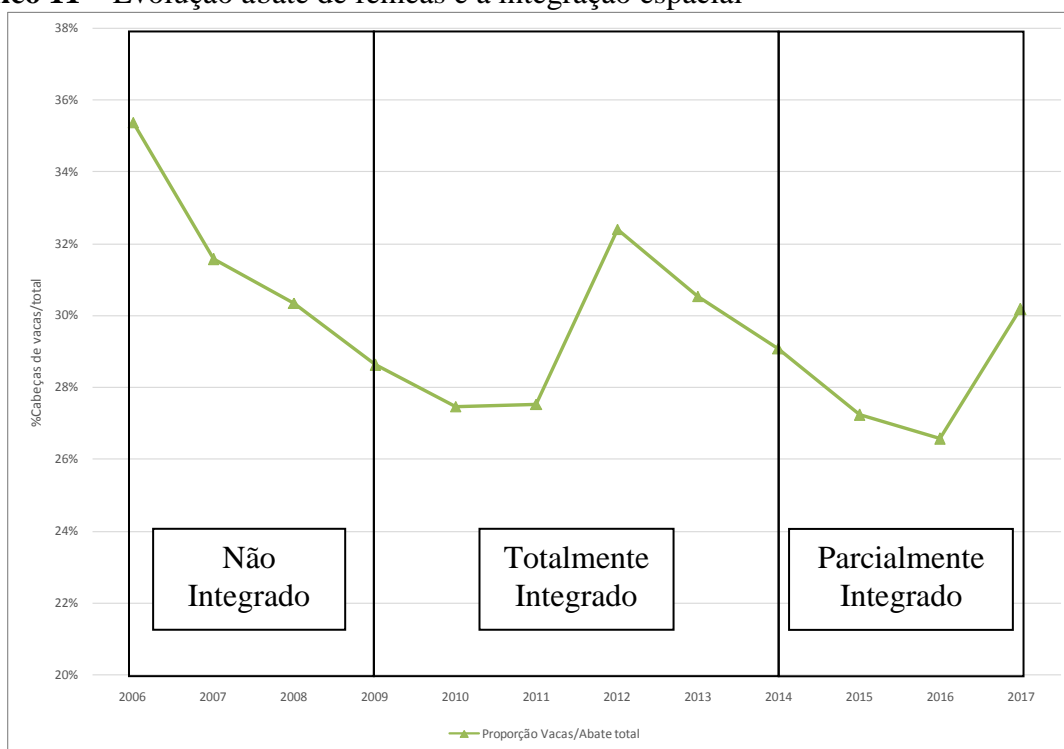
Desse modo, Mato Grosso do Sul, região em que o grupo JBS apresentou uma das maiores fatias de mercado no período em análise (cerca de 34%), passou a ser o novo centro formador de preços e com um mercado totalmente integrado no momento da elevação do abate (Período II). No entanto, a queda na oferta de bois e do abate, em consequência da seca de 2013/2014, reduziu capacidade do Mato Grosso do Sul em influenciar os preços das demais regiões produtoras, reduzindo o mercado comum e a integração.

Então, ao analisar os resultados obtidos dos modelos de co-integração com a presença dos custos de transferência, e as possíveis variáveis determinantes da integração espacial, concluiu-se que as distâncias das regiões produtoras de bovinos com o Centro Formador de preços do mercado comum explicou diferenças no padrão da co-integração para algumas regiões em análise. Já o volume de comercialização esteve diretamente relacionado com a integração, pois em períodos de queda no volume comercializado a integração diminuiu ou até mesmo tornou-se nula e em momentos de elevação a integração aumentou.

Por fim, verificou-se que a indústria de abate apresentou mudança estrutural nos últimos anos. Algumas regiões tornaram-se mais oligopolizadas e outras apresentaram maior concorrência. Nesse caso, a análise descritiva dos dados, juntamente dos diferentes resultados obtidos após a quebra estrutural de 2009, possibilitou relacionar positivamente a concentração do mercado das indústrias e a integração espacial. Portanto, espera-se em estudos futuros testar empiricamente essas relações.

Quanto às relações dos fatores determinantes do preço do boi gordo, a seguinte pesquisa abordou a proporção de abates de fêmeas em relação ao total, estoques de bovinos, representando pelo efetivo de rebanho e o clima, analisado pelos fenômenos climáticos El Niño e La Nina. A evolução da primeira variável em questão, ou seja, do número de abates de fêmeas em proporção ao total abatido em todas as regiões é apresentada no Gráfico 11.

Gráfico 11 – Evolução abate de fêmeas e a integração espacial



Fonte: Resultados da pesquisa e IBGE - Pesquisa Pecuária Municipal (2017). Elaboração da autora.

Desse modo, observou-se no Gráfico 11 que o volume de fêmeas para o abate apresentou picos nos anos de 2006, 2012 e 2017. Nesses períodos, a oferta de animais para o abate se elevou, proporcionando queda nos preços praticados. Ressalta-se que, ao longo desses 10 anos em análise, as vacas tornaram-se mais produtivas em consequência do aumento de tecnologias na fase reprodutiva. Assim sendo, mesmo com o aumento de vacas criadeiras para o abate, a oferta de bezerros se manteve, indicando que essas vacas seriam aquelas menos produtivas. Cabe analisar como foi sua evolução do abate de fêmeas por estado, os resultados estão na Tabela 24.

No Período I a maioria das regiões apresentou queda no abate de fêmeas, ou seja, nesse momento as matrizes foram destinadas para a cria. No Período II a quantidade de vacas abatidas se eleva de tal forma que as matrizes menos produtivas acabam se destinando ao abate. No Período III o volume de vacas abatidas reduz, mas a proporção aumenta, justificado pela restrição da oferta gado observada no período. Como os Períodos I e III apresentaram queda no abate de fêmeas e foram menos integrados, reforça-se a importância do volume de animais comercializado para a integração espacial.

Tabela 24 - Variações nas proporções de vacas abatidas em relação ao total em cada Período e respectiva presença no mercado comum

	Abate fêmeas					
	Período I		Período II		Período III	
	CAGR 2006-2008	Mercado comum	CAGR 2009-2013	Mercado comum	CAGR 2014 - 3 trim. 2017	Mercado comum
Goiás	-8,43%	Pertence	11,93%	Pertence	-7,99%	-
Mato Grosso	-24,84%	-	11,84%	Pertence	-11,16%	Pertence
Mato Grosso do Sul	-13,34%	Pertence	8,92%	Pertence	-16,37%	Pertence
Minas Gerais	18,75%	Pertence	7,00%	Pertence	-16,07%	Pertence
Paraná	-12,36%	-	4,24%	Pertence	-15,28%	-
Rio Grande do Sul	-22,12%	-	2,23%	-	-8,24%	Pertence
Rondônia	-4,61%	-	4,36%	Pertence	-2,42%	Pertence
São Paulo	-12,88%	Pertence	3,02%	Pertence	-20,27%	Pertence
Tocantins	-17,28%	-	14,06%	Pertence	-14,99%	-

Fonte: Resultados da pesquisa e IBGE - Pesquisa Pecuária Municipal (2017). Elaboração da autora.

A evolução no número de efetivos de rebanho bovino para cada período está na Tabela 25. Aqui ela é utilizada como *Proxy* de estoque de animais, assim como em Silva Neto (2011).

Tabela 25- Variação no número efetivo de rebanho bovino nos Períodos I, II e III e respectiva presença no mercado comum

Mercados	Efetivo de Rebanho					
	Período I		Período II		Período III	
	CAGR 2006-2008	Mercado comum	CAGR 2009-2013	Mercado comum	CAGR 2014 - 3 trim. 2017	Mercado comum
Goiás	-0,44%	Pertence	0,83%	Pertence	3,07%	-
Mato Grosso	-0,09%	-	0,94%	Pertence	2,94%	Pertence
Mato Grosso do Sul	-2,91%	Pertence	-1,46%	Pertence	1,88%	Pertence
Minas Gerais	0,37%	Pertence	1,87%	Pertence	-0,15%	Pertence
Paraná	-0,92%	-	-0,44%	Pertence	1,65%	-
Rio Grande do Sul	0,50%	-	-0,58%	-	-1,32%	Pertence
Rondônia	-1,35%	-	1,68%	Pertence	3,61%	Pertence
São Paulo	-6,48%	Pertence	-1,63%	Pertence	4,26%	Pertence
Tocantins	-2,40%	-	1,72%	Pertence	3,59%	-

Fonte: Resultados da pesquisa e IBGE - Pesquisa Pecuária Municipal (2017). Elaboração da autora.

Os resultados da Tabela 25 permitiram concluir que o Período I foi o que apresentou a maior queda no estoque de bois, que por sua vez pôde ser justificado pelo primeiro grande pico de fêmeas para o abate e a consequente redução da oferta de animais nos períodos seguintes. No Período II alguns estados voltaram a elevar o efetivo de rebanho, porém, Mato Grosso do Sul, Rio Grande do Sul, São Paulo e Paraná não conseguiram voltar aos níveis de

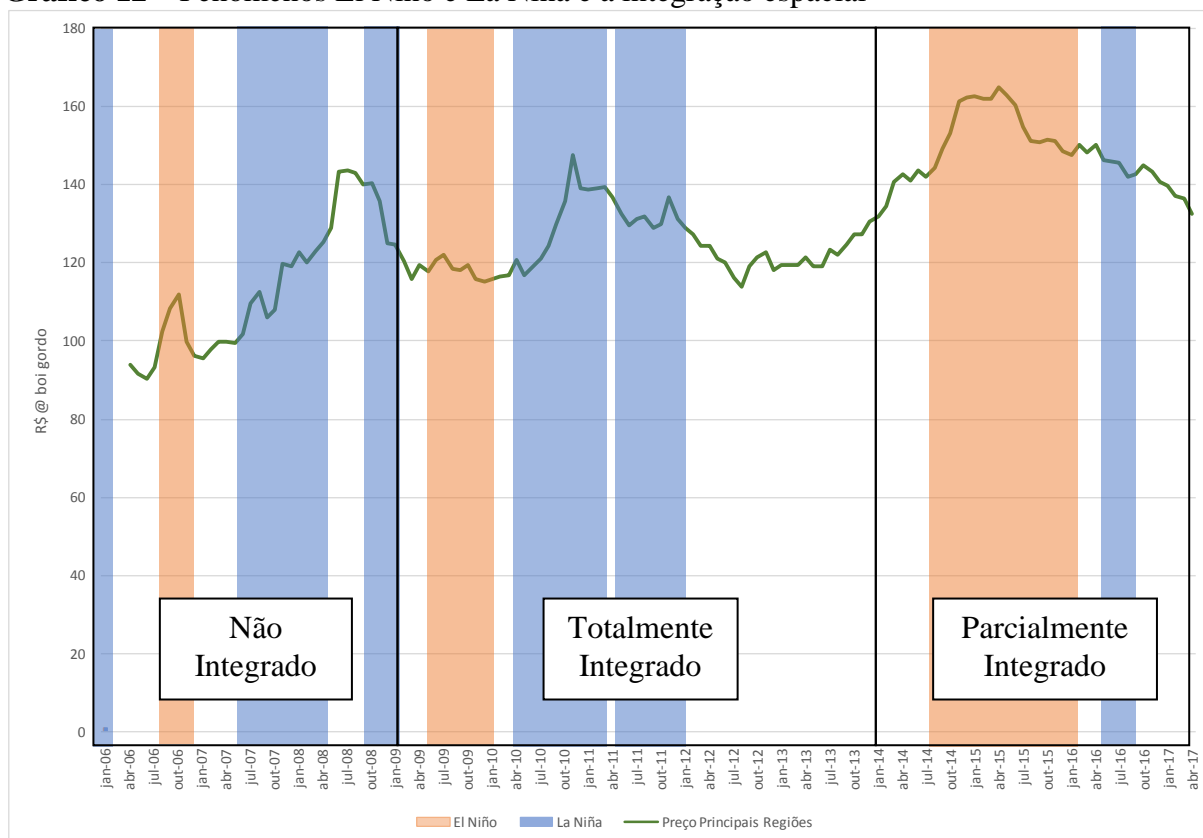
oferta praticados em 2006 e reduziram novamente os rebanhos. Já no Período III o estoque elevou-se em praticamente em todos os estados, com exceção de Minas Gerais e Rio Grande do Sul. Portanto, a queda no estoque do Período I pode ser um possível explicador do aumento nos preços pagos na arroba do boi gordo, juntamente na queda no volume do abate. Desse modo, estados com elevada capacidade produtiva como Mato Grosso do Sul, Goiás e Minas Gerais conseguiram manter seus preços mais próximos do centro formador de preços, São Paulo, justificando a cointegração no Período I.

No Período II, cinco regiões aumentaram seus estoques e quatro reduziram, porém, os preços elevaram-se em todas as praças e o volume de abate reduziu-se apenas em duas regiões. Desse modo, conforme o estoque de rebanho se elevou, os abates aumentam e os preços subiram nas praças, desse modo, o aumento nos preços aconteceu de forma mais intensa em uma região do que em outra estabelecendo a integração espacial.

No Período III, mesmo com um aumento no estoque de animais, o abate se reduziu juntamente com os preços. Indicando que, a queda nos preços aconteceu em proporções diferentes para cada região, levando à integração espacial parcial e um mercado comum reduzido.

Quanto à análise do comportamento das chuvas e sua relação com os preços e a integração espacial, essa foi realizada por meio da ocorrência dos fenômenos El Niño e La Niña. Segundo o Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos – CEPETEC (2018) o fenômeno El Niño é caracterizado por um clima mais seco no Norte, quente no Centro-Oeste e chuvoso no Sul entre os meses de dezembro, janeiro e fevereiro; nos meses de julho, agosto e setembro o clima fica mais quente no Centro-oeste e chuvoso no Sul. O CEPETEC (2018) aponta que para o La Niña os meses de dezembro, janeiro e fevereiro são caracterizados por maiores volumes de chuvas no Norte e frio no Sul; e o Sul fica mais seco nos períodos de junho, julho e agosto. Os resultados estão expostos no Gráfico 12, juntamente com a média ponderada dos preços para as regiões em análise, denominada por Preço Principais Regiões e os três Períodos em análise.

Gráfico 12 – Fenômenos El Niño e La Niña e a integração espacial



Fonte: Resultados da pesquisa e Climate Prediction Center's - CPC (2018). Elaboração da autora.

As análises do Gráfico 12 não apontaram relação direta entre o comportamento dos preços e fenômeno La Niña. Já para o fenômeno El Niño os preços apresentaram comportamentos de queda. Com base no Gráfico 12, buscou-se relacionar na Tabela 26 o tipo de fenômeno predominante em cada Período e as relações de integração, sendo então, o Período I predominantemente La Niña, Período II Regular e o Período III de El Niño.

Os comportamentos dos fenômenos climáticos nas Regiões dos mercados comuns indicaram que estados com climas regulares foram mais propícios a pertencerem ao mercado comum. Ou seja, no Período I, as regiões que se integraram foram as de clima predominantemente regular, e o mesmo aconteceu no Período II. Já no Período III não foi possível estabelecer uma relação entre o comportamento climático e as regiões do mercado comum.

Tabela 26- Predominância dos fenômenos climáticos e o comportamento do clima e respectiva presença no mercado comum

Mercados	Fenômenos Climáticos e os Comportamentos do Clima					
	Período I - La Niña		Período II - Regular		Período II- El Niño	
	Clima	Mercado comum	Clima	Mercado comum	Clima	Mercado comum
Rondônia	Chuvoso	-	Regular	Pertence	Seco	Pertence
Tocantins	Chuvoso	-	Regular	Pertence	Seco	-
Mato Grosso	Regular	-	Regular	Pertence	Quente	Pertence
Mato Grosso do Sul	Regular	Pertence	Regular	Pertence	Quente	Pertence
Goiás	Regular	Pertence	Regular	Pertence	Quente	-
São Paulo	Regular	Pertence	Regular	Pertence	Regular	Pertence
Minas Gerais	Regular	Pertence	Regular	Pertence	Regular	Pertence
Paraná	Frio e Seco	-	Regular	Pertence	Chuvoso	-
Rio Grande do Sul	Frio e Seco	-	Regular	-	Chuvoso	Pertence

Fonte: Resultados da pesquisa e Climate Prediction Center's - CPC (2018). Elaboração da autora.

Portanto, as análises dos possíveis fatores determinantes da integração e dos diferentes comportamentos nos preços permitiram elencar três variáveis, o volume comercializado, oferta de bovinos e clima, que por sua vez é um dos determinantes da oferta. Vale destacar que essas influenciaram a integração conjuntamente.

A queda nas exportações, o aumento da demanda interna por carne bovina nos anos de 2007 e 2008 (OECD, 2018), juntamente da redução no efetivo bovinos, possibilitou a elevação nos preços pagos pela arroba do boi gordo e a redução no volume comercializado. Nesse caso, apenas os Estados com elevada oferta de rebanho bovino mostraram-se integrados, como visto no Período I.

Por outro lado, ao passo que os abates se elevaram e os preços praticados em todas as regiões também, o mercado reduz suas instabilidades e as regiões passam a se integrar espacialmente, como no caso do Período II. Porém, no momento da crise política e econômica do Brasil, e a consequente queda no consumo, aliados ao clima seco nas principais praças ofertantes de boi gordo, o volume de abate volta a reduzir, os preços caem. Nesse caso, algumas regiões deixam de manter os mesmos comportamentos de preços, aumentando a dispersão das séries e a integração se reduz (Período III).

Então os resultados apontaram que o comportamento da integração espacial esteve associado aos diferenciais nos comportamentos dos preços, ou seja, quando os preços apresentaram um padrão mais próximo entre si a integração aumentou e a passo que os valores nos preços se distanciaram, a integração diminui ou mesmo, deixou de existir.

Indicando que o modelo empírico apresentou resultados em conformidade com o comportamento dos preços.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Muitos são os estudos que abordam a integração espacial entre mercados, pois a existência de integração favorece técnicas de comercialização, reduz os riscos de base, auxilia as indústrias nas instalações de novas plantas industriais e atrai investidores internacionais. No entanto, poucos foram os que testaram o tamanho do mercado comum e, apenas nos últimos anos, os trabalhos passaram a considerar a presença de quebras estruturais nas séries. Desse modo, ao se analisar os resultados obtidos na literatura nacional sobre o boi gordo, verificou-se que diferentes períodos de tempo e distintos centros formadores de preços podem levar a diversos resultados.

Portanto, a presente pesquisa traz como inovação acadêmica a aplicação da metodologia do mercado comum juntamente do teste de quebra estrutural, pois presume-se uma modificação no centro formador de preços, em consequência dos diversos choques exógenos pelos quais a pecuária bovina passou nos últimos dez anos. Por exemplo, a crise financeira internacional de 2007/2008, fusão entre os frigoríficos Bertin e JBS, internacionalização das indústrias frigoríficas, restrição hídrica nos anos de 2013/2014 e até mesmo a crise política e econômica iniciada em 2014 no Brasil.

Então, a tese iniciou-se com a hipótese de que mudanças estruturais e espaciais na produção interferiram na integração espacial do mercado do boi gordo, modificando o mercado comum, o centro formador de preços e as correspondentes regiões formadoras de preços, proporcionando diferentes relações de integração espacial entre as regiões produtoras de carne bovina ao longo do tempo.

Desse modo, a presente pesquisa vai além dos testes da integração e busca compreender a dinâmica espacial do mercado na presença de choques exógenos, em específico, mudanças na estrutura da cadeia produtiva. Assim, pode auxiliar os tomadores de decisão públicos e privados de toda a cadeia produtiva.

Os objetivos específicos da pesquisa foram testar a presença de quebras estruturais; delimitar espacialmente o mercado do boi no Brasil e identificar os centros formadores de preços; verificar a co-integração entre as séries de preços na presença dos custos de transferências e analisar as variáveis que pudessem justificar a integração do mercado e os diferentes comportamentos dos preços.

Por meio do teste de quebra estrutural de Chow foi possível verificar duas quebras estruturais conjuntas, uma no início do ano de 2009 e outra no final de 2013, que dividiram a

pesquisa em três distintos períodos: o Período I, do início da série até a primeira quebra no início do ano de 2009, o Período II compreendido entre as duas quebras e o Período III com início em janeiro de 2014 e fim em 28 de abril de 2017.

Os resultados dos testes empíricos para o Período I apontaram São Paulo como o centro formador de preços e um mercado comum com apenas quatro regiões produtoras, ou seja, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Goiás e São Paulo. Os resultados dos testes da co-integração com a presença dos custos de transferências dos modelos TAR e MCE-TAR, apontaram a existência de co-integração entre os integrantes do mercado com o centro formador de preços para a especificação TAR e a não co-integração para o MCE-TAR.

O Período II apresentou mudanças em todos os resultados dos testes empíricos verificados. Mato Grosso do Sul tornou-se o novo centro formador de preços e o mercado comum formou-se com as outras sete regiões (Goiás, Rondônia, Tocantins, Mato Grosso, Paraná, São Paulo e Minas Gerais). Portanto, essa primeira evidência indicou que o choque exógeno no mercado do boi gordo alterou o centro formador de preços. Quanto aos resultados dos modelos da integração espacial, verificou-se que todas as regiões se cointegraram com o centro formador de preços Mato Grosso do Sul confirmando a integração espacial do período conforme os modelos TAR e MCE-TAR.

Por fim, para o Período III o mercado comum se reduz, englobando Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Rondônia, Rio Grande do Sul, São Paulo e Minas Gerais e o Mato Grosso do Sul mantêm-se como o centro formador. Nesse caso, um novo choque exógeno modificou o comportamento do mercado. Os testes apontaram integração total pela metodologia TAR e parcial pela MCE-TAR

Quanto à mudança na estrutura produtiva da indústria, constatou-se que algumas regiões tornaram-se mais oligopolizadas e outras mais concorridas. Nesse caso, a análise descritiva dos dados, juntamente dos diferentes resultados obtidos após a quebra estrutural de 2009, possibilitou relacionar positivamente a concentração do mercado das indústrias e a integração espacial.

Assim, foi possível confirmar hipótese central de que mudanças estruturais e espaciais na produção interferiram na integração espacial do boi gordo, modificando o mercado comum, o centro formador de preços e as correspondentes regiões formadoras de preços. Proporcionando diferentes relações de integração espacial entre as regiões produtoras de carne bovina ao longo do tempo.

Quanto às análises dos possíveis fatores capazes de explicar a integração espacial e os diferentes comportamentos dos preços, verificou-se que o volume comercializado, representado na pesquisa pelo número de cabeças abatidas o estoque de bovinos, pelo efetivo de rebanho e o clima foram variáveis que conjuntamente apresentaram os maiores poderes explicativos.

Desse modo, conforme os volumes de abate caíram a regiões se cointegraram menos ou não se cointegraram e conforme os níveis de abate se elevaram a co-integração aumentou. Momentos de alta do estoque de bovinos, somados às elevações no abate e aumento nos preços, resultaram em um mercado espacialmente integrado, porém ao passo que a relação entre algumas dessas variáveis se modificaram a integração reduziu ou até mesmo deixou de existir.

Visto que o mercado do boi gordo está em constante mudança e que alterações regionais e mudanças estruturais interferem na integração, sugere-se a replicação desse estudo para os próximos anos, com a finalidade de se explorar o período atual que a pecuária está passando.

REFERÊNCIAS

ALVES, L. S. **Modelagem univariada e regressão múltipla na análise da oferta e do preço do boi gordo no mercado brasileiro**. Dissertação apresentada ao curso de Mestrado do Programa de Pós-graduação Agronegócios, da Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária da Universidade de Brasília (UnB) Brasília, p. 141, 2016.

ASCHE, F.; GJOBORG, O.; GUTTORMSEN, A. G. Testing the central market hypothesis: a multivariate analysis of Tanzanian sorghum markets. **Agricultural Economics**, n. 00, v. 1, p. 1-9, 2012.

AZEVEDO, P. F.; POLITI, R. B. Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural – RESR**, v. 46, n. 03, p. 767-802, jul/set 2008.

BAILEY D. V; BRORSEN; W. Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. **Western Journal of Agricultural Economics**, n.14, v. 2, p. 246-252, 1989

BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.

BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Threshold Cointegration. **International Economic Review**, v. 38, n. 3, p. 627-645, 1997.

BARRETT, C.B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.

BARRETT, C.B., LI .R. **Distinguishing between Equilibrium and Integration in Market Analysis**. International Agricultural Trade Research Consortium, 1999 (Working Paper). Disponível em <http://www.umn.edu/iatrc>. Acesso em: 26 abril 2017.

CALEMAN, S. M. Q.; ZYLBERSZTAJN, D. Garantias, coordenação e conflito: evidências do sistema agroindustrial da carne bovina para a compreensão das falhas de coordenação. In: _____. **48º Congresso SOBER, julho de 2010**. Disponível em: <http://www.sober.org.br>. Acesso em: 19 abr 2017.

CAMPOS, S. K.; SILVA, A. F.; COSTA, J. S. ; ZILLI, J. B. Análise da cointegração e causalidade dos preços de boi gordo em diferentes praças nas regiões Sudeste e Centro-oeste do Brasil. In: In: XLVI CONGRESSO DA SOBER, julho 2008. Disponível em: <http://www.sober.org.br>. Acesso em: 19 abr 2017.

CARVALHO, T. B. C.; DE ZEN, S. **A cadeia de Pecuária de Corte no Brasil: evolução e tendências**, Revista iPecege, n. 3, v. 1, p. 85-99, fev. 2017.

CARVALHO, R.V.A.;MULER, C. A. S.; BORRERO, M. A. V. Análise de integração dos preços da arroba do boi gordo entre o mercado de São Paulo e Rondônia. In: 48º Congresso da SOBER - Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Campo

Grande, Mato Grosso do Sul, julho 2009.

Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA, Escola Superior Luiz de Queiroz - ESALQ. **Preços Agropecuários**. Piracicaba, 2017.

CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **A influência de variáveis de mercado e de programas governamentais na determinação dos preços de produtos agrícolas**, Texto para Discussão, IPEA, No 1221 Brasília, outubro de 2006.

CONFORTI, P. Price transmission in selected agricultural markets. **Fao Commodity And Trade Policy Research**, Working Paper No. 7, 91 p., mar. 2004.

CUNHA, D. A.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J. Integração espacial do mercado brasileiro de boi Gordo: uma Análise de Cointegração com Threshold. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 28, n. 53, p. 251-267, mar. 2010.

DE ZEN, S. Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões centro-oeste e sudeste do Brasil. 1997. 87p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 1997.

DE ZEN, S.; BARROS, G. S. C. **Formação de preços do boi, uma perspectiva histórica**; Visão Agrícola n. 3, p. 120-122, jan/jun 2005.

DE ZEN, S.; CARVALHO, T. B.; CORRER, G. N. Elasticidade-renda da demanda e do consumo de carne bovina. **In: 52º Congresso SOBER, Goiânia, Goiás, julho de 2014**. Disponível em: <http://www.sober.org.br>. Acesso em: 19 abr 2017.

DE ZEN, S. A pecuária mudou. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/opiniaocpepea/a-pecuaria-mudou.aspx>. Acesso em: 17 abr. 2018.

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. 1, p. 427-431, 1979

ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series**. England: John Wiley & Sons, 2004, p. 429.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and Threshold Adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, Carolina do Norte, v. 19, n. 2, p. 166-176, 2001.

ENGEL, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representations, Estimation and Testing. *Econometrica*, v. 55, n. 1, p. 251-276, 1987.

FACKLER, P. L.; GOODWIN B. K. Spatial Price Analysis. In: GARDNER, B. L.; RAUSSER, G. C. (Ed.) **Handbook of Agricultural Economics**. North-Holland: Elsevier, 2001, v. 01, part B, chap. 1, p. 972-1018.

FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of Spatial Markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.

FERREIRA FILHO, J. B. 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, n. 4, p. 11-26, maio 2000.

FILGUEIRAS, G. C.; QUEIROZ, J. C. B.; SANTOS, R. B.; DINIZ, M. B.; DINIZ, M. J. T.. Causalidade de preço do mercado de carne de boi gordo para seis estados brasileiros, 1994 a 2003. **In: XLIV CONGRESSO DA SOBER, julho 2006**. Disponível em: <http://www.sober.org.br>. Acesso em: 19 abr 2017.

GAIO, L. E.; CASTRO JÚNIOR, 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.

GOMES, M. F. (2002) **Formação de Preços de Commodities no Brasil**. Dissertação de Mestrado, FGV -Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Área de Concentração: Economia de Empresas, São Paulo, 52 p.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market. **Amer. J. Agr. Econ.**, n.83,v. 3, p. 576-592, 2001.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. **Economic Development and the determinants of Spatial Integration in Agricultural Markets**. Riverside: Department of Economics, University of California, 2001. (Working Paper)

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. 302-327, 2001.

GOODWIN, B.K.; HOLT, M.T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n.3, p. 630-637, Aug. 1999.

GOODWIN, B.K.; SCHROEDER, T.C. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, n. 2, p. 452-464, May 1991.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v 37, p.424-438, 1969.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. 5º ed. Prentice Hall, 2003.

GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; LIM, G. C. **Using Eviews for Principles of Econometrics**. 3a ed., 2007.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

HANSEN, B. E.; SEO, B. Testing for Two Regime Threshold Cointegration in Vector Error-

Correction Models. **Journal of Econometrics**, v. 110, n. 1, p. 293-318, 2002.

HARRIS, R. **Cointegration Analysis en Econometric Modelling**. England: Prentice Hall – Harvest Wheat sheaf, 1995, p. 176.

HARRIS, R.; SOLLIS, R. **Applied Time Series Modeling and Forecasting**. England: John Wiley& Sons, 2003, p. 302.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Contagem da População**, Rio de Janeiro, 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **IBGE inicia a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017/2018**. Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/2013-agencia-de-noticias/releases/10448-ibge-inicia-a-pesquisa-de-orcamentos-familiares-pof-2017-2018.html>. Acesso em: 17 janeiro 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa de Orçamento Familiar 2008-2009**, Rio de Janeiro, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa Pecuária Municipal**, Rio de Janeiro, 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa Trimestral do Abate de Animais**, Rio de Janeiro, 2016.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 1, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimations and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bull. Econ. Statist.*, v. 52, p. 169 - 210, 1990.

JOHANSEN, S. JUSELIUS, K. Identification of the long-run and the short-run structure: an application to the IS-LM model. **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1994.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the hull hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1, p. 159-178, 1992.

LAFRANCO, B. A.; FERRARO, B.; ROSTÁN, F. Beef Cattle in the MERCOSUR bloc: Integrated or Separate Markets?. In: 29th International Conference of Agricultural Economists, Milan, Italy, Aug. 2015.

LIPCZYNSKI, J. WILSON, J. GODDARD. **Industrial Organization. Competition, Strategy, Policy**. 2 ed. Prentice Hall, New Jersey, 2005

MARGARIDO, M. A.; KATO, H. T.; BUENO, C. R. F.; CAMBON JÚNIOR, E. Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, n. 50 v.2, p. 255-78, abr/jun 1996.

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

MATTOS, Leonardo Bornackide, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2008. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. Orientadora: Viviani Silva Lírio. Co-orientadores: Antônio Carvalho Campos e João Eustáquio de Lima.

MEDEIROS, A. L. **Regressão múltipla e o modelo ARIMA na previsão do preço da arroba do boi gordo**. 2006. 110f. Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Itajubá, Itajubá-MG, 2006.

MENDONÇA, T. G.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S.; PEREIRA, V. F. Integração Espacial no Mercado Brasileiro de Soja em Grão, no período de 1994-2008. **Análise Econômica**, v. 29, n. 55, p. 235-258, mar 2011.

MELO, G. B. Integração entre os mercados de boi para o abate na Argentina e no Brasil. Dissertação Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, p. 82, 2010

MENEZES, A. H. **Efeitos de variáveis macroeconômicas no preço do boi gordo no Estado de São Paulo**. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. 2016. 37 f.

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs – a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v. 31, p. 327-334, 2004.

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

MINISTÉRIO DO TRABALHO. Relação anual de informações Sociais - RAIS. Disponível em: <http://bi.mte.gov.br>. Acesso em: 07 ago. 2017.

OLIVEIRA, A. R.; GAIO, L. E.; BITENCOURT, W. A.; LIMA, A. L. R.; PESSANHA, G. R. Um estudo dos principais aspectos produtivos e mercadológicos da pecuária de corte brasileira. In: **44th Congresso Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER)**, Julho 23-27, 2006, Fortaleza, Ceará, Brasil.

OLIVEIRA, D. B. O.; PROCÓPIO, D. P. Interdependência e formação dos preços de boi gordo nos estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás no período de 1980 a 2015. In: **54º Congresso da SOBER - Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**, Maceió, AL., agosto 2016

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT - OCDE; FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF UNITED NATION - FAO. **Agricultural Outlook**, 2017.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT - OECD;
FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF UNITED NATION - FAO.
Agricultural Outlook, 2015.

PEREIRA, L. R. R. **Integração Espacial no mercado do boi gordo**. Tese Doutorado (Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada), Universidade Federal de Viçosa, fev. 2005.

PHILLIPS, P. C. B. Time Series Regression with a Unit Root. **Econometrica**, v. 55, n, 1, p. 277-301, 1987.

PIERCE, R.; TREBILCOCK, M.; THOMAS, E. **Beyond Gridlock: the case for greater integration of regional electricity markets**. Toronto: C.D. Howe Institute, mar 2006, 25 p. (Commentary, 228) .

PIMENTEL, L. **A história do boi gordo – ciclos pecuários**. BEEFPOINT, 2011 Disponível em: <http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/espaco-aberto/a-historia-do-boi-gordo-iclospecuarios-763696>. Acesso em: 18 abril 2017.

PINATTI, E. Efeito das cotações do dólar comercial e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo, no período após Plano Real. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 55, n. 1, p. 77-88, jan./jun. 2008.

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 1, p. 102-109, Feb. 1986.

SACHS, R. C. C.; MARGARIDO, M. A. Análise da volatilidade dos preços do boi gordo no estado de São Paulo: uma aplicação dos modelos ARCH/GARCH. In: **XLV CONGRESSO DA SOBER**, julho 2007. Disponível em: <http://www.sober.org.br>. Acesso em: 19 abr 2017.

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**, vol.5, nº 3, p. 329-352, 2007.

SAITH, W.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L.. Transmissão e integração de preço no mercado de boi gordo entre a região Centro-Oeste e o estado de São Paulo. *Revista de Administração e Negócios da Amazônia*, v.5, n.1, jan/abr. 2013.

SANTOS, J. C. ; GOMES, S. C. Padrões sazonal e cíclico para preço de boi gordo no estado de São Paulo. 1976-2004. In: **XLIV CONGRESSO DA SOBER**, julho 2006. Disponível em: <http://www.sober.org.br>. Acesso em: 19 abr 2017.

SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR - SECEX. **Balança Comercial Brasileira**, Brasília, 2017.

SEPHTON, P. S. Spatial market arbitrage and threshold cointegration. **American Journal of Agricultural Economics** , v. 85, n. 4, p. 1042-1046, 2003.

SEXTON, R.J.; KING, C.L.; CARMAN, H.F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, n. 4, p. 568-580, Nov. 1991.

SILVA, J. R.; MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado de mandioca. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 8, n. 4, p. 464-484, out./dez 2009.

SILVA, A. S.; VASCONCELOS, C. R. F.; VASCONCELOS, S. P.; MATTOS, R. Transmissão assimétrica de preços: o caso do mercado de gasolina a varejo nos municípios do Brasil. In: Encontro Nacional de Economia ANPEC. 39. 2011. Foz do Iguaçu. **Anais eletrônicos**. Foz do Iguaçu, 2011. 1 CD-ROM.

SILVA, F. B. A.; FREITAS, T. R.; SOUSA NETO, R.; SILVA NETO, W. A.; SCALCO, P. R. Análise da Concentração de Mercado no Setor de Abate e Processamento de carne bovina em Goiás. In: 52º Congresso da SOBER. 2014. Goiânia. **Anais eletrônicos**. Goiás, 2014. Disponível em: <http://icongresso.itarget.com.br/useradm/anais/?clt=ser.4>. Acesso em: 16 de abril de 2018.

SILVA, W. V.; MAZON, F. S.; DEL CORSO J. M., Relação de Cointegração entre os Preços de Boi Gordo nos Estados do Rio Grande do Sul e de São Paulo. **Revista Gestão e Desenvolvimento**, v. 5, n. 2, p. 53- 62, 2008.

SILVA NETO, W. A.; FRAGA, G. J.; MARQUES, P. V. Eficiência de mercado: evidências empíricas para os preços spot e futuro de boi gordo. **Revista de Economia**, v. 36, n. 3 (ano 34), p. 7-24, set./dez. 2010

SILVA NETO, W.; PARRÉ, J. L. Assimetria na Transmissão de Preços: Evidências Empíricas. **Documentos Técnico-Científicos**, v. 43, n.1, Jan-Mar 2012.

SILVA NETO, W. A. Relação de longo prazo entre os preços do tomate nos estados de São Paulo e Goiás. **Informações Econômicas**, v. 44, n. 2, mar./abr. 2014.

SOARES; T. C.; LOPES, L.S. Quebras Estruturais Sistêmicas e Efeito Threshold na Dinâmica dos Preços do Boi Gordo: o caso das regiões Sudeste e Centro-Oeste. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba-SP, Vol. 53, Nº 02, p. 343-360, Abr/Jun 2015.

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C. Transmissão de Preços no Mercado Brasileiro de Soja. In: 46º CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. Rio Branco, AC, 2008. **Anais eletrônicos**. Rio Branco, 2008.

TIRADO, G.; COSTA, S. J.; BLISKA, F. M. M.; IGREJA, A. B. M. Caracterização da cadeia produtiva da carne bovina no estado de São Paulo. In: **XLVI Congresso Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural- SOBER**. Rio Branco, Acre. julho 2008.

UNITED NATION CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT - UNCTAD. **UNCTAD STAT**, Switzerland, 2017. Disponível em: <http://unctadstat.unctad.org/EN/>. Acesso em: 18 de maio de 2017.

VAREJÃO NETO, E. S. **Análise teórica e empírica da sazonalidade na agropecuária brasileira**. Dissertação submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, p. 38, 2008.

WANE, A.; GILBERT, S.; DIBOGLU, S. Critical values of the empirical *F-distribution* for *threshold* autoregressive and momentum threshold models. **Open SIUC**, Department of Economics Southern Illinois University, Illinois, n. 13 (discussion papers), 2004. 18 p.

WEDEKIN, I. W. **Entenda como funciona o ciclo pecuário**. Palestra Workshop *Beef Point* de Pecuária de Cria, 2009. Disponível em: <http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/pecuaria-de-cria/entenda-como-funciona-o-ciclo-pecuario-video-slides-e-artigo-58166/>. Acesso em: 18/04/2017.

WILLAMSON, O. E. **The Economic Institutions of Capitalism: firms, markets, relational contracting**. New York: The free Press, 1985.

ZILLI, J. B.; SILVA, A. F.; CAMPOS, S. K.; COSTA, J. S. Análise da Cointegração e Causalidade dos Preços de Boi Gordo em Diferentes Praças nas Regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. **Rev. de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 55, n. 2, p. 105-119, jul./dez. 2008.