



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL

EUCINETE DE MENEZES ALBUQUERQUE

**ENSAIOS SOBRE O COMPORTAMENTO DO MERCADO BRASILEIRO DE
CARNE BOVINA**

FORTALEZA

2023

EUCINETE DE MENEZES ALBUQUERQUE

ENSAIOS SOBRE O COMPORTAMENTO DO MERCADO BRASILEIRO DE CARNE
BOVINA

Dissertação apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre. Área de concentração: Economia Aplicada ao Agronegócio.

Orientador: Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa

Co-orientador: Prof. Dr. Pablo Urano de Carvalho Castelar

FORTALEZA

2023

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- A299e Albuquerque, Eucinete de Menezes.
Ensaio sobre o comportamento do mercado brasileiro de carne bovina / Eucinete de Menezes Albuquerque. – 2023.
76 f. : il. color.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação. Fortaleza, 2023.
Orientação: Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa.
Coorientação: Prof. Dr. Pablo Urano de Carvalho Castelar.
1. Bovinocultura. 2. Ciclos. 3. Clubes de Convergência. 4. Séries temporais. 5. Quebras estruturais. I. Título.

CDD 338.1

EUCINETE DE MENEZES ALBUQUERQUE

ENSAIOS SOBRE O COMPORTAMENTO DO MERCADO BRASILEIRO DE CARNE
BOVINA

Dissertação apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre. Área de concentração: Economia Aplicada ao Agronegócio.

Aprovada em: 30/01/2023.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Pablo Urano de Carvalho Castelar (Co-orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan (Membro)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto (Membro)
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

A Deus.

Aos meus pais, José Lima e Olindina de
Menezes.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por me dar saúde e força para superar as dificuldades.

Os meus queridos pais, minhas irmãs e cunhados, meus sobrinhos... eles que acreditaram em mim, no meu sucesso, e estiveram comigo nas minhas alegrias e tristezas.

Aos colegas da turma de mestrado, pelas reflexões, críticas e conselhos recebidos, em especial, a Érika e Laura, pela amizade, além da Universidade, e por toda colaboração, compartilhamento de experiências e todo o apoio oferecido por outros nesta caminhada.

Ao Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa, pela excelente orientação, bem como ao Prof. Dr. Pablo Urano de Carvalho Castelar, pela co-orientação.

Sou grata ao Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan e ao Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto, que participaram da Banca Avaliadora, por seu tempo, valiosa cooperação e aconselhamento.

Aos demais professores e funcionários do Departamento de Economia Agrícola que contribuíram para minha formação, pelo aprendizado, com toda dedicação e empenho.

À Universidade Federal do Ceará, pela oportunidade de eu haver realizado a pós-graduação stricto-sensu.

À CAPES - Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de auxílio.

RESUMO

A pecuária de corte brasileira torna-se cada vez mais competitiva, conduzindo o País a ocupar o segundo posto como produtor e o de maior exportador mundial de carne bovina. De tal modo, é relevante analisar o comportamento do preço do boi gordo, assim como dos fatores que o influenciam, pois tal compreensão auxilia no planejamento estratégico e nas tomadas de decisões dos *stakeholders* desse setor. Assente neste argumento, o conjunto de estudos agora sob relato examina, com detenção, três casos no mercado bovino brasileiro, recorrendo a indicadores de séries temporais dos preços de 12 Unidades Federativas (UFs) no período de 2004-2021. No primeiro ensaio, é estudada a convergência de preços, empregando-se a metodologia de análise de séries temporais de Phillips e Sul (2007). Os resultados mostraram que os preços estão convergindo para um determinado nível comum, isto é, o mercado bovino do Brasil denota uma convergência global, mostrando sólida integração entre os mercados. No estudo imediatamente seguinte, examinam-se os ciclos do comportamento dos preços nos principais mercados bovinos nacionais. As consequências deste exame demonstram que os ciclos de mercados bovinos brasileiros possuem características assimétricas quanto a duração e intensidade, bem como certo nível de sincronização entre eles. No terceiro experimento, investigou-se a existência de quebras estruturais nas séries do preço do boi gordo dos principais mercados brasileiros, por meio da metodologia desenvolvida por Ditzen *et al.* (2021), baseada em Bai e Perron (1998, 2003). Derivadas da sindicância efetivada, afloraram cinco quebras estruturais, sugerindo que os efeitos de determinados eventos históricos, inclusive intervenções governamentais, são passíveis de ter relação com as mudanças no preço da carne bovina no País.

Palavras-chave: bovinocultura; ciclos; clubes de convergência; séries temporais; quebras estruturais.

ABSTRACT

Brazilian beef cattle raising is becoming increasingly competitive, leading the country to occupy the second position as a producer and the world's largest exporter of beef. In this way, it is relevant to analyze the behavior of the price of live cattle, as well as the factors that influence it, as such an understanding helps in the strategic planning and decision-making of the stakeholders in this sector. Based on this argument, the set of studies now being reported examines, with care, three cases in the Brazilian beef market, using time series indicators of the prices of 12 Federative Units (FUs) in the period 2004-2021. In the first essay, price convergence is studied, using Phillips and Sul's (2007) time series analysis methodology. The results showed that prices are converging to a certain common level, that is, the beef market in Brazil denotes a global convergence, showing solid integration between markets. In the immediately following study, the cycles of price behavior in the main national bovine markets are examined. The consequences of this examination demonstrate that Brazilian cattle market cycles have asymmetric characteristics in terms of duration and intensity, as well as a certain level of synchronization between them. In the third experiment, the existence of structural breaks in the live cattle price series of the main Brazilian markets was investigated, using the methodology developed by Ditzen et al. (2021), based on Bai and Perron (1998, 2003). Derived from the effective investigation, five structural breaks emerged, suggesting that the effects of certain historical events, including government interventions, are likely to be related to changes in the price of beef in the country.

Keywords: cattle farming; cycles; convergence clubs; time series; structural breaks.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Mapa dos clubes de convergência	25
Gráfico 1 – Comportamento das séries estaduais do preço (em arrobas) da carne bovina	19
Gráfico 2 – Comportamento das principais séries estaduais do preço (em arrobas) da carne bovina	31
Gráfico 3 – Datação dos mercados brasileiros de carne bovina	40
Gráfico 4 – Datação de cada mercado bovino	43
Gráfico 5 – Comportamento das principais séries estaduais do preço (em arrobas) da carne bovina	52
Gráfico 6 – Comportamento das séries estaduais do preço do boi gordo divididas em segmento	62

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatística Descritiva e Taxa de Crescimento médio mensal das séries de preço (em arrobas) da carne bovina - 2004-2021	23
Tabela 2 – Formação do clube de convergência	24
Tabela 3 – Teste ADF de raiz unitária para as séries dos principais mercados bovinos do Brasil em nível, março de 2004 a junho de 2021	38
Tabela 4 – Teste ADF de primeira diferença para as séries dos principais mercados bovinos do Brasil em primeira diferença, março de 2004 a junho de 2021 ..	38
Tabela 5 – Estatísticas Descritivas dos Ciclos de Mercados Bovinos	42
Tabela 6 – Fatos Estilizados dos Ciclos de Mercados Bovinos	43
Tabela 7 – Correlação entre os Ciclos de Mercados Bovinos	45
Tabela 8 – Estatística Descritiva e Taxa de Crescimento médio mensal das séries de preço (em arrobas) da carne bovina - 2004-2021	52
Tabela 9 – Teste sequencial para várias quebras em pontos de interrupção desconhecidas	60
Tabela 10 – Datas das quebras identificadas	60
Tabela 11 – Relação Taxa de Câmbio x Preço da Carne Bovina	63

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	CLUBES DE CONVERGÊNCIA NO MERCADO BRASILEIRO DA CARNE BOVINA	13
2.1	Revisão de Literatura	14
2.1.1	<i>Mercado Bovino Brasileiro</i>	15
2.1.2	<i>Convergência</i>	16
2.2	Metodologia	18
2.2.1	<i>Dados e fontes de informações</i>	18
2.2.2	<i>O teste t log</i>	20
2.3	Resultados	23
2.4	Considerações Finais	25
3	CICLOS DO COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DOS PRINCIPAIS MERCADOS BRASILEIROS DE CARNE BOVINA	27
3.1	Revisão de Literatura	28
3.2	Metodologia	30
3.2.1	<i>Dados e fontes de informações</i>	30
3.2.2	<i>Decomposição de Beveridge-Nelson (BN)</i>	31
3.2.3	<i>Filtro Beveridge-Nelson (BN) segundo Kamber et al. (2018)</i>	34
3.2.4	<i>Datações de Bry-Boschan</i>	36
3.3	Resultados	37
3.3.1	<i>Decomposição das Séries Temporais em Tendências e Ciclos de Negócios</i>	39
3.3.2	<i>Datações dos Ciclos de Mercados Bovinos</i>	42
3.3.3	<i>Sincronização entre os Ciclos de Negócios</i>	45
3.4	Considerações Finais	46
4	ANÁLISE DE QUEBRAS ESTRUTURAIS NO MERCADO BRASILEIRO DA CARNE BOVINA	48
4.1	Revisão de Literatura	49
4.2	Metodologia	51
4.2.1	<i>Dados e fontes de informações</i>	51
4.2.2	<i>Método de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003) e Ditzen et al. (2021)</i>	53

4.3	Resultados	59
4.4	Considerações Finais	64
	REFERÊNCIAS	66
	APÊNDICE A – Séries das datações em algoritmo	73

1 INTRODUÇÃO

A pecuária de corte brasileira se faz sempre mais competitiva, levando o País a ser o segundo maior produtor e o maior exportador mundial de carne bovina. Nos últimos anos, a produção de bovinos no Brasil exibiu mudanças, como a inovação tecnológica, o melhoramento genético e o conseqüente aumento de produtividade. Estes fatores, por sua vez, proporcionaram a conquista de novos mercados internacionais, o desenvolvimento da indústria frigorífica e a inserção dos novos polos de produção e abate, justificando a necessidade de um estudo que analise o comportamento do preço da arroba do boi gordo e os fatores que o afetam, pois tal entendimento auxilia os *stakeholders* do setor no planejamento estratégico e na tomada de decisões.

Em decorrência da vulnerabilidade da economia brasileira a eventos como a crise financeira internacional de 2007/2008 e o crescimento das exportações, que nos últimos anos conseguiu dar um salto estrutural, o mercado de boi gordo passou por mudanças espaciais e estruturais, como com o aumento das exportações de carne bovina e do consumo interno, podendo-se questionar se esses eventos são capazes de alterar o comportamento dos preços dos principais mercados de bovinos de corte do Brasil. Nesse sentido, este estudo tem como objetivo analisar três casos do mercado brasileiro de carne bovina, utilizando dados de séries temporais de preços de 12 Unidades Federativas (UFs) para o período 2004-2021. No primeiro estudo, analisou-se a convergência de preços, utilizando o método de análise de séries temporais de Phillips e Sul (2007). Os resultados sugerem que os preços estão convergindo para um determinado nível comum, isto é, o mercado bovino brasileiro exprime uma convergência global, mostrando intensa integração entre os mercados.

No estudo seguinte, examinam-se os ciclos do comportamento dos preços em 8 UFs por decomposição e o filtro de Beveridge-Nelson (BN) desenvolvido por Kamber *et al.* (2018). Os resultados sugerem que, no longo prazo, os preços entre os mercados bovinos do Brasil tendem a convergir para o mesmo patamar, excluindo diferença nos custos de fretes. Também é evidente que os ciclos de mercados bovinos brasileiros são caracterizados por assimetria em duração e intensidade, e que existe um grau de sincronização entre eles.

No ensaio terceiro, estudam-se as quebras estruturais nas séries do preço do boi gordo dos principais mercados brasileiros, por meio da metodologia desenvolvida por Ditzen *et al.* (2021), com suporte em Bai e Perron (1998, 2003). Os resultados apontaram cinco quebras

estruturais e sugerem que os efeitos de alguns eventos históricos, incluindo intervenções governamentais, são conducentes a mudanças nos preços da carne bovina brasileira.

2 CLUBES DE CONVERGÊNCIA NO MERCADO BRASILEIRO DA CARNE BOVINA

A participação da pecuária no Produto Interno Bruto (PIB) do agronegócio brasileiro possui grande representatividade na economia do País. O setor movimenta bilhões de reais por ano, além de gerar emprego para milhares de pessoas. Em relação à produção de carne bovina, é válido ressaltar que ela está cada vez maior no País e suas exportações atingem níveis recordes desde 2018, ocasionando o favorecimento da balança comercial brasileira, abrindo espaço para o avanço do desenvolvimento contínuo do setor e tornando o Brasil o principal exportador de carne bovina no mundo no quesito de toneladas (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNE, 2018).

No que concerne a extensão territorial, rebanho, clima, solo fértil e todos os investimentos que recebem durante os últimos anos na área de criação de gado bovino, o Brasil ocupa uma posição de destaque no concerto internacional. As exportações do setor frigorífico contribuem para um superávit na balança comercial do País, funcionando como um arrecadador de moeda estrangeira, mesmo com a existência de barreiras comerciais e operacionais que dificultam a exportação de carnes para mercados estrangeiros. A competitividade no comércio internacional envolve o volume de produção, oferta, custo de produção, qualidade do produto e logística de exportação, em relação ao setor da carne bovina.

O Brasil é caracterizado pela desigualdade, e essa distribuição irregular de seus recursos no Território Nacional abrange as mais diversas partes, como renda, oportunidades educacionais, infraestrutura e tecnologia. Nesse sentido, para Porto Júnior e Ribeiro (2003), essa circunstância nacional possibilita a existência de uma tendência à formação de clubes de convergência¹, com polarização entre grupos econômicos. Portanto, a convergência entre estados com as condições semelhantes é passível de ser mais bem caracterizada pelo método da convergência de clubes, utilizável como base para melhores políticas e planos para o preço do boi gordo no Brasil (DIAS; MEDEIROS; MALAFAIA, 2021).

Pelo fato de que, no Brasil, existem grandes diferenças climáticas e de solo, além de outras particularidades capazes de influenciar diferenciadamente o desempenho agropecuário dos estados e regiões, alguns autores, como Penna e Linhares (2013), utilizaram a metodologia proposta em Phillips e Sul (2007) para identificar os clubes de convergência na

¹ Clubes de convergência são entendidos por Galor (1996) quando quaisquer duas economias que compartilhem as mesmas características estruturais e que tenham condições iniciais semelhantes tenderão a ter o mesmo nível médio de renda *per capita* no longo prazo.

agropecuária dos estados brasileiros. Spohr e Freitas (2011), também, fizeram testes da hipótese da convergência do PIB agropecuário *per capita* em termos de σ e β convergência absoluta e condicional.

Com vistas a dar continuidade à análise da convergência de preços agropecuários, e incluindo, também, no debate, a heterogeneidade do progresso tecnológico, este segmento da dissertação emprega a metodologia de análise de séries temporais de Phillips e Sul (2007) para estudar o comportamento do preço do boi gordo no mercado brasileiro. Mais especificamente, o trabalho testa a hipótese de convergência e/ou formação de clubes de convergência dos preços de cada Estado, considerando as possíveis diferenças tecnológicas entre regiões.

Como objetivos específicos, o ensaio tenciona: i) averiguar a existência de β e σ convergência (absoluta e/ou condicional), ou seja, testar a hipótese de convergência de que estados com preços da carne bovina mais baixo deve crescer mais rapidamente, e (ii) testar a hipótese de existência de clubes de convergência.

Essa metodologia é particularmente adequada para este tipo de variáveis, onde os conceitos de convergência absoluta e convergência aleatória e/ou determinística são suscetíveis de ser muito exigentes. Os testes de convergência estão diretamente relacionados à integração de mercados agropecuários, visando a mensurar o relacionamento entre o comportamento dos mercados (TABOSA *et al.*, 2020).

O conjunto de estudos está organizado consoante está à continuidade. A segunda seção é dedicada a uma breve revisão da literatura como base para uma discussão posterior; a terceira, a seu turno, cobre as bases de dados e métodos propostos no artigo; os resultados são expressos e discutidos na quarta seção; a última seção é utilizada para exprimir os comentários de fecho do trabalho global.

2.1 Revisão de Literatura

Os estudos sobre convergência são bastante variados no que diz respeito aos países ou regiões estudados, às metodologias utilizadas e aos resultados alcançados por cada pesquisador. Desse modo, para atingir este objetivo, esta parte é dividida em duas subseções. Na 2.1.1, apresenta uma explanação geral do mercado bovino brasileiro. Em seguida, a subseção 2.1.2 faz uma discussão sobre convergência.

2.1.1 Mercado Bovino Brasileiro

Segundo Caleman e Cunha (2011), o setor que compõe a pecuária brasileira é havido como bastante privilegiado, pois o País detém largas extensões territoriais, além do clima favorável à criação bovina e um custo de produção considerado mais baixo do que em outras regiões. Tudo isso contribui para que o preço da carne bovina daqui seja atraente para o mercado internacional, elevando as vantagens competitivas do País.

Em relação ao consumo mundial do bem sob comentário, a carne mais consumida do mundo é a de aves, seguida pela suína e, em terceira posição, a carne bovina. No Brasil, o consumo de carne bovina é de 24,4 kg/pessoa. Ainda no contexto do consumo *per capita* da carne bovina, a população brasileira é a terceira maior consumidora do mundo, estando em primeiro lugar a Argentina (38,1 kg/pessoa), seguida pelos Estados Unidos (26,2 kg/pessoa). Em comparação com 2019, no entanto, quando foram ingeridos 25,2 kg/pessoa, houve, no Brasil, redução de 3,2% no consumo de carne bovina (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT, 2021).

Muito disso sucede por causa dos privilégios que o Brasil ocupa, na primeira posição no efetivo de rebanhos, com mais de 217 milhões de cabeças, seguido pela Índia, com 190 milhões. Além disso, é o segundo maior produtor de carne bovina, com dez milhões de toneladas, respondendo por 14,8% do total, sendo superado apenas pelos Estados Unidos, que respondem por 17,6% da produção mundial. Ademais, também é o maior exportador, com 2,2 milhões de toneladas, respondendo por 14,4% do mercado internacional, seguido por Austrália, Estados Unidos e Índia (ARAGÃO; CONTINI, 2020).

Em se tratando de abate, o Estado do Mato Grosso obteve a maior quantidade de animais abatidos no terceiro trimestre de 2021, com 1.136.062 cabeças, que resultaram em 328.870.199 kg de carcaça; foi seguido por São Paulo, com 760.077 cabeças abatidas e 221.110.990 kg de carcaça produzidos, enquanto o Estado de Goiás foi o terceiro, que abateu 751.599 cabeças e produziu 211.243.563 kg de carcaça (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2021)

Malgrado o rebanho e a produção de carne bovina brasileira expressarem grande ascensão, Dias, Medeiros e Malafaia (2021) apontam que o consumo de carne bovina pela população dos países desenvolvidos diminuirá nos próximos anos em razão dos fatores de preços, pois esse produto ainda é uma opção mais dispendiosa do que a carne suína e de aves; de meio ambiente, em razão das crescentes discussões acerca da sustentabilidade; e pelo fato

de, no Brasil, a bovinocultura estar constantemente atrelada ao desmatamento da Amazônia², prejudicando a imagem da carne brasileira perante o consumidor interno e externo, e de saúde, visto que a pandemia da covid-19³ teria aumentado a preocupação com a sanidade dos alimentos, principalmente nos países desenvolvidos.

2.1.2 Convergência

O conceito de convergência originou-se do modelo de crescimento neoclássico de Solow (SOLOW, 1956), seguido por Baumol (1986), e posteriormente desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1992). A convergência, desde então, é utilizada em processos econômicos diversos, compreendendo grupos de países. A convergência absoluta, convergência condicional e convergência de clubes são as três que se destacam, embora muitas hipóteses tenham sido propostas neste contexto.

A convergência absoluta, ou β , implica que os países ou unidades observadas no longo prazo convergem entre si, independentemente das suas condições iniciais, ao passo que a convergência condicional provoca uma condicionada aos países com características semelhantes. Em contrapartida, a convergência de clubes revela que um conjunto de economias com circunstâncias e características estruturais semelhantes (como, por exemplo, sistemas políticos, preferências e tecnologia) tende a convergir para o mesmo estado estacionário. Desse modo, como proposto do Quah (1996, 1997), o teste de clube de convergência decorre em provar a convergência absoluta em países que, *a priori*, possuem características estruturais comuns.

Desse modo, Durlauf e Johnson (1995), na tentativa de avançar na análise, utilizaram técnicas de *Classification and Regression Tree Analysis* (CART) para inquirir os efeitos da renda inicial e da escolaridade no método de convergência das economias e seu acondicionamento em chamados clubes de convergência. Eles rejeitaram a versão empírica linear, geralmente empregada na literatura em deferência de modelos econométricos que dispusessem a viabilidade de as economias se agruparem em múltiplos regimes de crescimento. O argumento expresso pelos autores para a formação de clubes de convergência é a

² Segundo o **Relatório Anual do Desmatamento** (2021), o agronegócio é o principal responsável pelo desmatamento ilegal no Brasil, correspondendo a mais 97% de perda de vegetação nativa, principalmente na Amazônia. Enquanto, a pecuária é a principal atividade responsável no território brasileiro (RIVERO *et al.*, 2009).

³ Segundo Pires Brito *et al.* (2020), a pandemia da doença causada pelo coronavírus 2019 (COVID-19), denominado SARS-CoV-2, tornou-se um dos grandes desafios do século XXI de influxo mundial, cujas influências negativas ainda são inestimáveis, afetando, direta e/ou indiretamente, a saúde e a economia da população mundial.

variabilidade do produto marginal do capital com relação ao nível de desenvolvimento da economia.

Durlauf, Kourtellos e Minkin (2001), também, sugeriram que o modelo de crescimento de Solow seria corroborado por uma função de produção agregada que integrasse as distinções estruturais entre as economias. Além do mais, essa caracterização é influenciada, tanto pelas características locais e efeitos de vizinhança, como pelos antecedentes regionais de desenvolvimento (DU *et al.*, 2018).

Ferreira e Ellery Jr. (1996) analisaram a convergência entre renda *per capita* dos estados brasileiros, de 1970 a 1985, tendo como metodologia a proposta de Barro e Sala-i-Martin (1992). Como principal resultado, foi identificada uma convergência mais vagarosa do que o encontrado por estes autores para os estados dos EUA.

Posteriormente, Fochezatto e Stülp (2008), visando a avaliar a hipótese de convergência da produtividade do trabalho no setor agropecuário dos estados brasileiros, empregaram a técnica de cadeias de Markov, com a finalidade de comparar o setor agropecuário com os demais, bem como aferir seu comportamento à extensão dos anos de 1990. Como resultado, teve-se a rejeição da existência de convergência da produtividade do trabalho no setor agropecuário, expondo que alguns estados progridem para um patamar superior de produtividade, enquanto outros para um patim inferior.

Considerando estudos no plano estadual, Spohr e Freitas (2011) realizaram testes da contingência da convergência do PIB agropecuário *per capita* em modo de σ e β convergência absoluta e condicional. Os autores demonstram que os testes da β convergência, tanto absoluta quanto condicional, sustentam a hipótese de convergência, mas, apesar disso, o teste com base na σ convergência gerido pelos autores contrapõe tal hipótese. Como resultado, a formação de clubes de convergência pode estar gerando esses resultados provavelmente contraditórios, sendo passível de conduzir à existência de múltiplos estados estacionários.

Outro trabalho que identifica os clubes de convergência na agropecuária dos estados brasileiros é o de Penna e Linhares (2013). Nele, os autores utilizaram a metodologia proposta em Phillips e Sul (2007), que identifica clubes de convergência sob a hipótese de vários tipos de heterogeneidade. Os resultados dos autores sugerem a formação de três grupos, validando igualmente a hipótese de β - convergência.

Ex positis, a teoria neoclássica é a base dos modelos de convergência, acarretando o progresso tecnológico, poupança exógena, taxas de retornos decrescentes dos fatores de produção e propensão a um estado estacionário (TABOSA *et al.*, 2020). Conforme a estrutura

de estudos teóricos e literários, se as economias em avaliação têm interesses e tecnologias semelhantes, aquelas mais pobres tendem a indicar crescimento do PIB mais rápido do que as mais ricas, diminuindo, assim, o *gap* de desenvolvimento entre elas (SPOHR e FREITAS, 2011).

No decorrer dos últimos anos, diversos estudos analisaram o comportamento dos preços do boi gordo no Brasil, seja ele entre estados, regiões ou até mesmo com os países vizinhos e, admitindo que, além de ser um dos principais determinantes da demanda, também delimita os lucros auferidos pelos agentes, portanto, atua como elemento do mecanismo com troca de elevada importância para os participantes do mercado, sejam eles compradores, vendedores ou estejam protegendo seus lucros. Desse modo, é possível questionar se períodos distintos de análises e centros formadores de preços são conducentes a distintos resultados, confirmando a importância da deste experimento em testar a hipótese de convergência e/ou formação de clubes de convergência dos preços de cada Estado, levando em consideração as possíveis diferenças tecnológicas entre regiões.

Vale ressaltar, por oportuno, que não se verificaram na literatura muitos estudos focados em todas as regiões brasileiras, pois a maioria enfatiza, especialmente, os estados das Regiões Centro-Oeste e Sudeste, em decorrência da maior concentração de produção bovina. Estados da Região Norte, no entanto - como o Pará - estão há alguns anos em ascensão, reforçando a contribuição deste experimento para a literatura.

2.2 Metodologia

Esta seção contém um lúbil resumo dos pontos metodológicos a serem abordados na realização do exercício empírico. Para cumprir esse fim, dividiu-se a seção em duas subseções. Na inicial 2.2.1, disponibilizam-se a fonte e a descrição dos dados coletados para caracterizar o comportamento temporal dos preços dos principais mercados do Brasil. Em seguida, a subseção 2.2.2 descreve a metodologia do teste *t log*.

2.2.1 Dados e fontes de informações

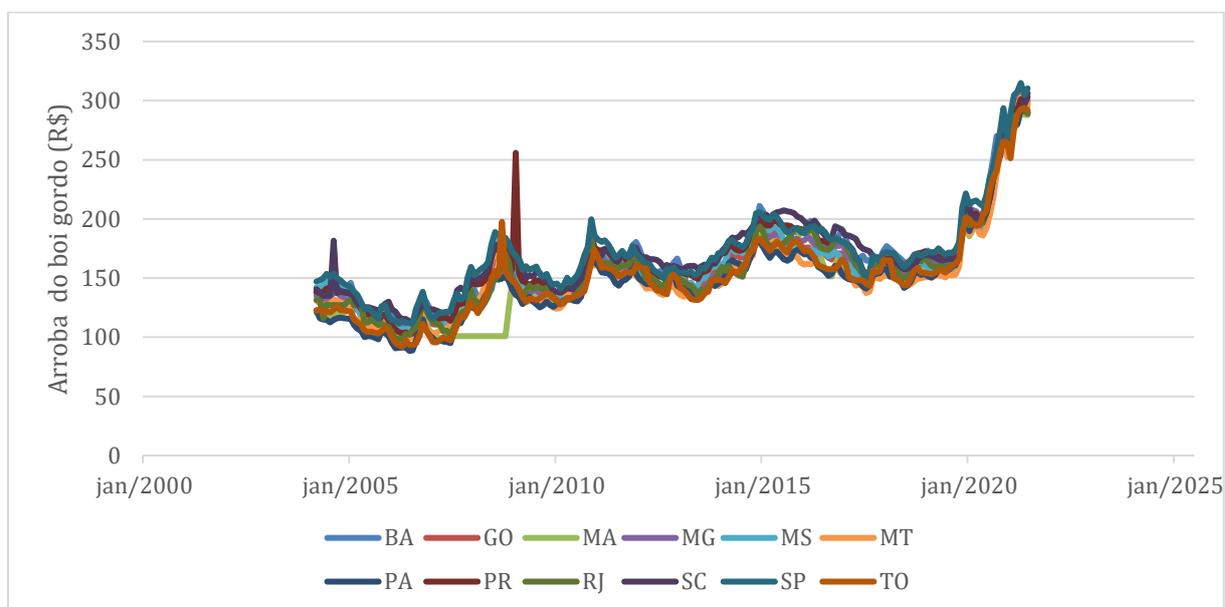
Para este estudo, utilizaram-se informações do Agrolink⁴, que disponibiliza preços de 12 UF's no banco de dados. São elas: Bahia (BA), Goiás (GO), Maranhão (MA), Mato

⁴ Disponível em: www.agrolink.com.br

Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS), Minas Gerais (MG), Pará (PA), Paraná (PR), Rio de Janeiro (RJ), Santa Catarina (SC), São Paulo (SP) e Tocantins (TO), e contempla o período de março de 2004 a junho de 2021⁵, totalizando 208 observações. Esses mercados representam grande parte da produção nacional, já que são os maiores produtores de carne bovina no Brasil. A cotação do preço mensal do boi gordo utilizado foi em arrobas (15 kg). Os valores foram deflacionados pelo índice IPCA com o período base de junho de 2021.

O Gráfico 1 apresenta o comportamento das séries mensais estaduais do preço da carne bovina (em arrobas) no Brasil. Observa-se que, a partir de setembro de 2019, os preços da carne apresentaram um crescimento exponencial em todos os estados. Um dos principais motivos é devido a aumentos da taxa de câmbio, estimulando ainda mais as exportações no setor. Segundo Nakabashi *et al.* (2008), quando o câmbio exerce impacto sobre um produto, a relação é inversa, ou seja, uma variação da taxa de câmbio no sentido de apreciação estimula a taxa de crescimento das exportações baseadas em recursos naturais. De acordo com a Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne (2019), o volume de exportação de carne bovina para a China aumentou em 54% do ano de 2018 para 2019. Em receita, o crescimento foi de 80%, com um total de US \$2,67 bilhões.

Gráfico 1 – Comportamento das séries estaduais do preço (em arrobas) da carne bovina



Fonte: Cotações Agrolink. Elaborado pela autora.

⁵ Utilizou-se esse período em decorrência da disponibilidade dos dados do Agrolink.

Quanto à diminuição da oferta de animais, a quantidade de fêmeas foi reduzida nos últimos anos por causa do abate. De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2020), nos meses de janeiro a junho de 2020, 14,55 milhões de cabeças de gado no Brasil foram abatidas, isto é, 8,63% menos que no mesmo período de 2019, e a quantidade mais baixa desde 2011. A reposição das matrizes ficou cara, e, dessa forma, os criadores diminuíram a oferta de vacas e seguraram as novilhas para recompor o rebanho. Além dos fatores citados, a redução dos estoques da indústria frigorífica para o abastecimento do mercado interno durante a pandemia relacionada à Covid-19 também contribuiu para o aumento desse produto. Isso ocorreu tanto por restrições no funcionamento dos frigoríficos quanto pelo fato de as indústrias acreditarem que a demanda interna diminuiria significativamente durante a pandemia, o que não ocorreu (CARVALHO; FELEMA, 2020).

A seguir, será apresentado o teste de convergência baseado em regressão desenvolvido por Phillips e Sul (2007), inicialmente apresentando o teste *log t*. O teste é baseado na variação transversal do preço do boi gordo ao longo do tempo. O ponto ímpar dessa metodologia é a não exigência de séries temporais cointegradas, permitindo assim que o comportamento individual seja transicionalmente divergente⁶. O método permite revelar endogenamente um amplo espectro de comportamento de transição entre os estados brasileiros, como convergência para um estado estacionário comum, divergência e convergência de clubes.

2.2.2 O teste *t log*

Phillips e Sul (2007) desenvolveram a metodologia do teste *t log*, a qual identifica os clubes de convergência do mercado brasileiro de carne bovina entre as unidades federativas do Brasil no período de março de 2004 a junho de 2021⁷, sob a hipótese de vários tipos de heterogeneidade. Como o Brasil expressa grande disparidade socioeconômica entre as UFs, além de outras particularidades capazes de influenciar diferenciadamente o desempenho agropecuário dos estados e regiões, tal método se mostrou adequado na investigação da convergência do mercado de carne bovina do País. Impõe-se ressaltar que, antes de aplicar o teste, foram filtrados os dados para remover o ciclo de negócios, usando o filtro de suavização Hodrick-Prescott (HODRICK; PRESCOTT, 1997), conforme sugerido por Phillips e Sul (2007). Normalmente, os dados em painel são decompostos como:

⁶ Rejeitar a cointegração não implica necessariamente em ausência de aprovação ou convergência. Para mais, ver, Phillips e Sul (2007), p.1779.

⁷ Iniciou-se a série em 2004, pois há dados disponíveis na plataforma.

$$\log y_{it} = \varphi_i \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1),$$

onde φ_i representa a unidade componente característica, μ_t o fator comum e ε_{it} o termo de erro.

Convergentemente, as especificações aplicadas aqui, no caso, o preço do boi gordo (15kg), $\log y_{it}$ tem um fator de representação de tempo variável passível de ser derivado com base na representação de dados em painel convencional. Na perspectiva de Phillips e Sul (2007), este novo método de estudo opera sob a hipótese de que o aprendizado tecnológico é diferente *pro rata temporis*, bem como entre as economias, sendo arrimado na formulação de um modelo de fatores não lineares composto de um elemento idiossincrásico variante no tempo, apropriado para mensurar os efeitos individuais de transição para o estado estacionário, e de um fator de tendência estocástica comum, que captura os efeitos da tecnologia comum. Assim:

$$\log y_{it} = \left(\varphi_i + \frac{\varepsilon_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t \quad (2),$$

onde δ_{it} absorve o termo de erro e o componente específico da unidade, representando, assim, a parte idiossincrásica que varia à medida temporal. A segunda abordagem visa a descrever o preço do boi gordo (15kg), medindo a partir de δ_{it} da trajetória de crescimento comum μ_t de que o estado i é alvo. Com a finalidade de modelar os coeficientes de transição δ , um coeficiente de transição relativo, h_{it} , é construído:

$$h_{it} = \frac{\log y_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \log y_{it}} = \frac{\delta_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (3).$$

Assim, h_{it} representa o caminho de transição do preço do boi gordo do estado i em relação à média da seção transversal, possuindo dupla interpretação: primeiro, mede o comportamento individual em relação a outros estados, e, segundo, descreve as saídas relativas do estado i da trajetória comum μ_t . No caso de convergência, que é quando o preço do boi gordo (15kg) de todas as unidades federativas se move para o mesmo caminho de transição, $h_{it} \rightarrow 1$ para todos os i com $t \rightarrow \infty$. Com efeito, a variação transversal de h_{it} , denotada por $V_t^2 = N^{-1} \sum_i (h_{it} - 1)^2$, converge para zero. No caso de não convergência, existem vários resultados possíveis. Por exemplo, V_t é conversível para um número positivo, típico de clubes de convergência, ou permanece delimitado acima de zero e não convergindo ou divergindo.

Com vistas, entretanto, a especificar a hipótese nula de convergência, Phillips e Sul (2007) modelam δ_{it} de maneira semiparamétrica para modelar os coeficientes de transição, assumindo que eles são tendências estocásticas lineares e permitindo heterogeneidade entre o preço à proporção do tempo:

$$\delta_{it} = \delta_i + \frac{\sigma_i \xi_{it}}{L(t)t^\alpha} \quad (4),$$

em que δ_i é fixo, σ_i é um parâmetro idiossincrásico escalar, ξ_{it} é *iid* (0,1), $L(t)$ é uma função de variação lenta (de tal modo $L(t) \rightarrow \infty$ que quando $t \rightarrow \infty$) e é a taxa de decaimento⁸. A hipótese nula e alternativa de convergência é escrita como:

$$\begin{aligned} H_0: \delta_i = \delta \text{ e } \alpha \geq 0 \\ H_A: \delta_i \neq \delta \text{ e } \alpha < 0 \end{aligned} \quad (5).$$

Na hipótese nula de convergência, vários padrões de transição do preço do boi gordo nas UF's i e j são possíveis, incluindo divergência temporal, que se refere ao período de $\delta_i \neq \delta_j$. Lembra-se que o método proposto por Phillips e Sul (2007) é habilitado a detectar convergência, mesmo se há divergência de transição, onde outros métodos, como testes de “estacionariedade”, aplicados por parte de Hobijn e Franses (2000) não foram eficazes.

Considerando a equação (4), Phillips e Sul (2007) mostram que, sob a convergência da variação da seção transversal do h_{it} , tem a forma limitante:

$$V_t^2 \sim \frac{A}{L(t)^2 t^{2\alpha}}, \text{ onde } t \rightarrow \infty \forall A > 0 \quad (6),$$

com amparo no qual o teste de convergência com base em regressão é deduzido:

$$\begin{aligned} \log \left(\frac{V_1^2}{V_t^2} \right) - 2 \log L(t) = a + b \log t + u_t, \\ \forall t = [rT], [rT] + 1, \dots, T \end{aligned} \quad (7),$$

⁸ Um melhor detalhamento sobre condições de regularidade relativa a i e it é encontrado em Phillips e Sul (2007), p. 1786-1787.

onde em geral $r \in (0, 1)$ e $L(t)$ estão variando lentamente a função. Por isso, Phillips e Sul (2007) sugerem o uso de $L(t) = \log t$ e $r = 0,3$ para tamanhos de amostra abaixo de $T = 50$. Por fim, usando $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$, um teste t unilateral robusto à heterocedasticidade e à autocorrelação (HAC) é aplicado para mostrar a desigualdade da hipótese nula $\alpha \geq 0$. A hipótese nula de convergência é rejeitar se $t_{\hat{b}} < -1,65$ (nível de significância de 5%). Se a convergência for rejeitada para a amostra geral, o procedimento de teste será replicado aos subgrupos, seguindo um procedimento de teste do mecanismo de agrupamento sugerido em Phillips e Sul (2007).

2.3 Resultados

Com esteio nos dados reais coletados, mostra-se a estatística descritiva na Tabela 1, ao exibir a realidade divisada em 208 observações de cada UF. Nota-se que o preço em São Paulo (SP) apontou a maior média (R\$170,29), enquanto o Pará exibiu a menor (R\$148,81). Outra informação relevante foi a de que as séries indicaram uma taxa de crescimento médio mensal positiva, apontando crescimento no setor bovino. Este ficou bastante homogêneo entre os mercados, variando de 0,24% no Mato Grosso do Sul e 0,33% no Maranhão (MA) e Pará (PA), resultado da expansão da área para rebanho bovino no sul do Maranhão e sul do Pará (região do MATOPIBA).

Tabela 1 – Estatística descritiva e Taxa de Crescimento médio mensal das séries de preço (em arrobas) da carne bovina - 2004-2021

Séries	Observações	Média	Desvio-Padrão	Min	Max	Tx. Cresc. Médio Mensal (%)
BA	208	165,59	37,78	109,13	295,47	0,30
GO	208	157,93	36,56	102,00	297,87	0,26
MA	208	149,87	39,72	91,28	289,9	0,33
MG	208	159,24	38,13	103,61	303,93	0,28
MS	208	160,05	35,61	105,13	299,84	0,24
MT	208	150,65	36,37	99,24	302,82	0,27
PA	208	148,81	39,08	88,47	293,05	0,33
PR	208	165,05	37,51	102,63	303,29	0,28
RJ	208	157,04	37,52	98,08	293,29	0,30
SC	208	168,59	34,99	112,46	306,29	0,25
SP	208	170,29	37,55	111,65	314,88	0,25
TO	208	150,9	38,08	91,93	293,79	0,31

Fonte: Elaboração própria, com suporte em Cotações Agrolink.

Ao analisar o preço do boi gordo aplicando o teste *t log*, a hipótese de convergência geral foi aceita no nível de significância de 5%, sendo a estimativa de $\beta = 0,313$, com $\tau = 0,452$. Assim, resta evidenciado o fato de que, em todos os mercados analisados, os preços convergem para o mesmo estado estacionário; ou seja, os preços estão convergindo em único clube. Analisando o resultado na área de economia agrícola, afirma-se que os mercados são integrados, pois bem informados e possuem os mesmos comportamentos. Esses resultados corroboram aqueles das taxas de crescimento médio mensal dos estados, que indicaram baixa variação entre eles.

Seguindo com os procedimentos oferecidos por Phillips e Sul (2007), restou identificado, apenas, um agrupamento dos mercados brasileiros de carne bovina, composto pelos 12 UFs (mercados). Os resultados do teste *t log* são expressos juntamente com a composição do clube na Tabela 2, onde também estão os parâmetros estimados e os erros-padrão correspondentes no período de 2004-2021.

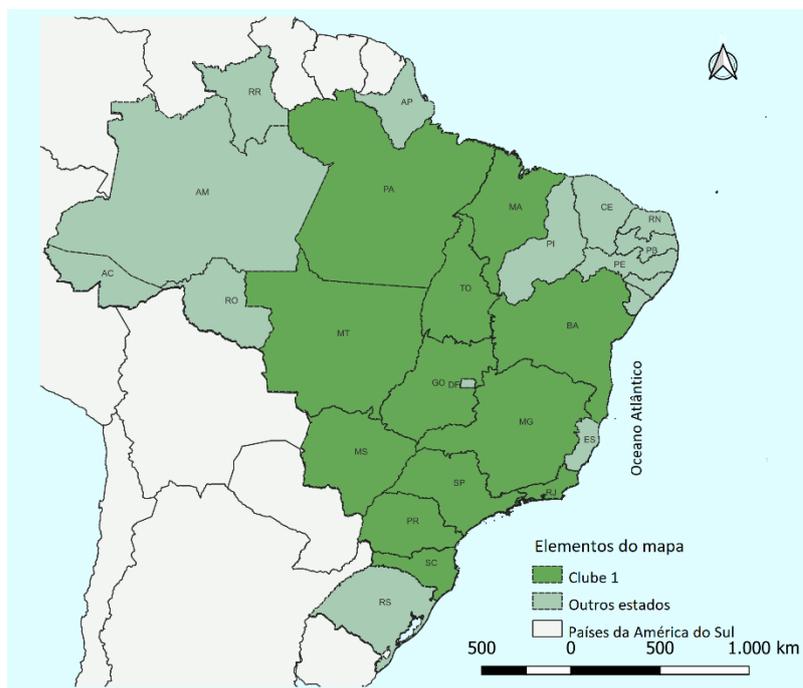
Tabela 2 – Formação do clube de convergência

Clube	Unidade Federativa	\hat{b}	<i>t – stas</i>	<i>P valor</i>	<i>s. e</i>
Preço do boi gordo					
Clube 1	SP, MG, PR, MT, GO, MS, SC, BA, RJ, PA, TO, MA	0,259	0,382	0,703	0,679

Fonte: Elaboração própria, com base nos indicadores da pesquisa.

Demais disso, para melhor visualização, é mostrada uma ilustração em formato de mapas dos associados do clube, em relação ao País, na Figura 1. Correspondem a 2 UFs da Região Norte, 3 da Região Nordeste, 3 da Região Centro-Oeste, 3 da Região Sudeste e 2 da Região Sul.

Figura 1 – Mapa dos clubes de convergência



Fonte: Elaboração própria, com base nos indicadores da pesquisa.

2.4 Considerações Finais

O objetivo deste segmento de estudo foi verificar a existência de formação de clubes de convergência no mercado brasileiro da carne bovina. Com este intento, recorreu-se a séries de tempo do preço da carne bovina de 12 estados brasileiros, assim como à metodologia oferecida por Phillips e Sul (2007).

Especialmente nos últimos anos, denota-se uma necessidade crescente de pesquisas empíricas sobre a hipótese de convergência de clubes, especialmente para determinar clubes convergentes entre Unidades Federativas brasileiras, impulsionadas pela alta demanda pelo produto, tanto no mercado interno, como no externo. Uma parte da literatura enfoca as decisões endógenas de grupos que convergem para o mesmo nível de estado estacionário. Neste texto, recomenda-se usar o procedimento de uma etapa para testar empiricamente a hipótese de convergência global de 12 UFs brasileiras de 2004 a 2021. Por meio do teste *log t* (PHILLIPS e SUL, 2007), foi estudado o comportamento do preço do boi gordo no mercado brasileiro sob a hipótese de convergência e/ou formação de clubes de convergência dos preços de cada estado, havendo-se concluído que a hipótese nula foi aceita de convergência global, indicando a existência de clube de convergência.

Na convergência em clubes, observa-se que, em economias que exprimem condições iniciais similares e características estruturais idênticas, os preços convergem para um mesmo nível de longo prazo. E, nesse caso em específico, sobrou identificado, apenas, um clube de convergência, onde todas as UFs seguem o mesmo padrão.

Esse é um dos poucos mercados onde ocorre este tipo de convergência, pois, na maioria, sucede a formação de mais clubes, como é o caso do milho, discutido por Tabosa *et al.* (2014). A formação desses clubes é explicável pela taxa de crescimento anual dos preços praticados pelos respectivos mercados. Em adição, a intensiva integração dos mercados corrobora os resultados obtidos, fato indicativo de que políticas públicas de incentivo ao mercado brasileiro da carne bovina, como acesso a crédito e seguro rural, por exemplo, são suscetíveis de agir, homogeneamente, entre as regiões brasileiras.

3 CICLOS DO COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DOS PRINCIPAIS MERCADOS BRASILEIROS DE CARNE BOVINA

Nos últimos anos, acontece, sistematicamente, um crescimento progressivo dos preços dos mercados bovinos na economia global. No Brasil, não foi diferente, em especial porque os preços da carne bovina incidem sobre o índice de preços geral, o qual interfere, por sua vez, na condução do regime de metas inflacionárias.

Investigações como os Sachs e Martins (2007) e Sachs e Pinatti (2007) apontam que o preço do boi gordo afeta outros segmentos da pecuária de corte, tornando o estudo do seu comportamento ainda mais relevante. Característica interessante é que o preço é diferente em cada estado onde é cotado (ou até mesmo dentro de um mesmo estado). Nesse âmbito, as variações de preços são importantes e influenciam tanto o pecuarista (produtor), quanto o consumidor final, além de movimentar os mercados atacadistas e varejistas de carne (CAMARGO *et al.*, 2018). Esse fato sugere que o preço é uma fonte rica para estudos sobre independência, custos de transação, modelos de transferência e equilíbrio de longo prazo entre os preços, como investigado em Mattos *et al.* (2009) e Cunha *et al.* (2010).

Existe espaço para a maior articulação da cadeia produtiva bovina no Brasil, vista o seu grande potencial de produção para o mercado interno e externo. Segundo a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OECD (2021), a média do consumo de carne bovina no Brasil foi de 24,6 kg de equivalente-carcaça/pessoa/ano em 2020, sendo superado na contextura internacional apenas pela Argentina (36,9kg) e pelos EUA (26,1kg). Deve-se, entretanto, ter cautela na análise dos dados de consumo *per capita* no Brasil, pelo fato de existir elevada concentração de renda e haver índices de desigualdade social.

Com base nisso, o módulo da Dissertação agora sob relato investiga os preços da pecuária brasileira com suporte na definição clássica de ciclos de negócios, estabelecida por Burns e Mitchell (1946). A decomposição das séries em componente permanente e componente transitória foi realizada via decomposição e filtro de Beveridge-Nelson (BN), desenvolvidos por Kamber *et al.* (2018). A principal contribuição deste escrito acadêmico *stricto sensu* é mostrar como conduzir a decomposição BN, impondo uma baixa relação sinal-ruído em um modelo autorregressivo (AR), uma abordagem chamada de filtro BN. A justificativa de escolha é baseada na decomposição de Beveridge-Nelson (BN), pelo fato de esta configurar um método proeminente de estimar valores cíclicos para séries temporais integradas (EKINCI, 2020),

acrescendo-se o fato de que o filtro BN é de fácil implementação ao ser cotejado com métodos relacionados.

Ex expositis, estudar o comportamento dos preços do boi gordo é de suma importância, por ser indispensável para o planejamento adequado da atividade sob foco. Por esta razão, este trecho dissertativo teve por objetivo o exame do comportamento dos preços do boi gordo na pecuária brasileira, de março de 2004 a junho de 2021.

O escrito está dividido em quatro partes, a primeira das quais consiste na introdução, enquanto a imediatamente seguinte retrata breve revisão de literatura. A terceira, a seu turno, explica a metodologia praticada no ensaio, na quarta são encontradas os resultados, e as discussões, ao passo que, a modo de remate, no quinto trecho, exprimem-se as considerações finais.

3.1 Revisão de Literatura

Os preços do gado vivo estão relacionados à disponibilidade do boi gordo, que, por sua vez, está relacionada à disposição de pastagens durante o ano. Este é conhecido como **ciclo pecuário**, que, segundo Toledo e Santiago (1984), é aquele em que a queda na cotação do boi acarreta redução das cotações das fases intermediárias até que as matrizes sejam descartadas, acentuando o excesso de oferta de carne bovina e queda nos preços.

A sazonalidade é observável tanto na produção quanto no consumo e é uma das características da maioria das cadeias produtivas agroindustriais, acarretando diversas consequências no funcionamento dos agentes da cadeia, principalmente na volatilidade dos preços (BATALHA; BUAINAIN, 2007).

Para analisar a sazonalidade e o ciclo da pecuária de gado de corte, é necessário examinar a evolução do preço da carne bovina. De acordo com Batalha & Buainain (2007), malgrado a conjuntura externa ser favorável ao crescimento das exportações brasileiras, em razão das mudanças tecnológicas implementadas (na indústria frigorífica, estão sendo difundidas ferramentas da gestão e tecnologia que levam a um melhor desempenho na produção, como práticas que permitem melhorar os controles sanitários e ambiental) e dos baixos custos da mão de obra e da terra, ainda existem obstáculos a serem superados, tais como eliminação das barreiras sanitárias; desenvolvimento de um padrão de qualidade e seu reconhecimento pelo mercado importador; constituição de uma cadeia mais bem coordenada;

superação de limitantes de exportação - como quotas, tarifas e concorrência subsidiada; e colocação de produtos de maior valor agregado.

Algumas variáveis são capazes de afetar o nível do preço recebido pelo pecuarista, desde os relacionados à produção - como clima, quantidade de pastagem e preço dos insumos - até aqueles relacionados aos consumidores - como preço de produtos substitutos e variáveis macroeconômicas (taxa de juros, taxa cambial, inflação e renda) - que afetam a demanda do produto. A carne de frango é a principal substituta da carne bovina, isto é, as oscilações em seu preço são passíveis de afetar o consumo e o preço da arroba do boi gordo (ZEN *et al.*, 2008).

Segundo Sabadin (2006), aproximadamente 80% da produção de carne bovina é destinada a abastecer o mercado interno. Números mais recentes fornecidos pela Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne (2019) corroboram esse fato. Projeções do agronegócio brasileiro para 2029, no entanto, elaboradas pela Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (2020), apontam que o País passará das 6,9 milhões de toneladas embarcadas em 2019 para 10,36 milhões de toneladas em 2029, somando-se os volumes exportados de carne bovina, suína e de frango, ou seja, existe a tendência de aumentar o volume de exportação de proteínas.

A bovinocultura de corte é um dos setores de maior relevância para a economia do Brasil. Em 2018, o Produto Interno Bruto (PIB) da pecuária brasileira atingiu R\$ 597,22 bilhões, isto é, 8,3% superior ao apurado em 2017, representando 8,7% do PIB total do País, segundo a Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes (ABIEC). No mesmo ano, houve um crescimento de 6,9% na quantidade de abates e um aumento de 12,8% no volume da produção de carne bovina, sendo 20,4% da produção exportada e 79,6% direcionada ao mercado interno, responsável por um consumo médio *per capita* de 42 kg/ano (ABIEC, 2019).

A modelagem das interações regionais e/ou setoriais no mercado bovino desde a decomposição em componentes permanentes e transitórios tem ganhado ainda pouca atenção na literatura de séries temporais. A literatura de ciclos de negócios instaurada após publicado o artigo seminal de Burns e Mitchell (1946) centra a análise das flutuações econômicas de curto prazo, em grande parte, com base em indicadores que servem como *proxy* da atividade econômica em termos de produção.

Desse modo, Shikida, Paiva e Araújo Júnior (2016) comentam em seu estudo a análise de quebras estruturais na série do preço do boi gordo no Estado de São Paulo, que, além do diagnóstico sobre a existência de sazonalidade e ciclos, o comportamento dele é passível de exprimir mudanças graduais ou abruptas conhecidas como quebras estruturais, sendo que a

existência de quebras no período de amostra utilizada é capaz de trazer vieses aos resultados e, conseqüentemente, às análises.

Com base nisso, Beveridge e Nelson (1981) definiram a tendência de uma série temporal como sua expectativa condicional de longo horizonte menos quaisquer movimentos futuros conhecidos *a priori* (ou seja, determinísticos) na série temporal. Ekinci *et al.* (2020), em seu trabalho sobre **Estimativas intuitivas e confiáveis do hiato do produto e dos ciclos da taxa de câmbio real para a Turquia**, mostraram que a decomposição BN fornece ciclos pequenos e ruidosos para ambas as séries, e as estimativas do filtro HP dominam essas alternativas ao produzirem estimativas intuitivas e confiáveis do hiato do produto persistentes e exibem uma amplitude maior, mas são alvos de um grande problema de viés de ponto final. O filtro BN método domina essas alternativas, ao produzir estimativas intuitivas e confiáveis do hiato do produto e ciclos RER.

3.2 Metodologia

Esta seção contém um lúbil resumo dos pontos metodológicos a serem abordados na realização do exercício empírico. Para cumprir esse fim, dividiu-se a seção em quatro subseções. Na inicial 3.2.1, disponibilizam-se a fonte e a descrição dos dados coletados para caracterizar o comportamento temporal dos preços dos principais mercados do Brasil. Em seguida, a subseção 3.2.2 descreve a decomposição BN, a subseção 3.2.3 explica o filtro BN desenvolvido por Kamber *et al.* (2018) e a 3.2.4 descreve as datações com a aplicação do algoritmo de Bry-Boschan. Com apoio nesta técnica, avalia-se a relação entre os preços do setor bovino ao largo das distintas frequências de um ciclo econômico.

3.2.1 Dados e fontes de informações

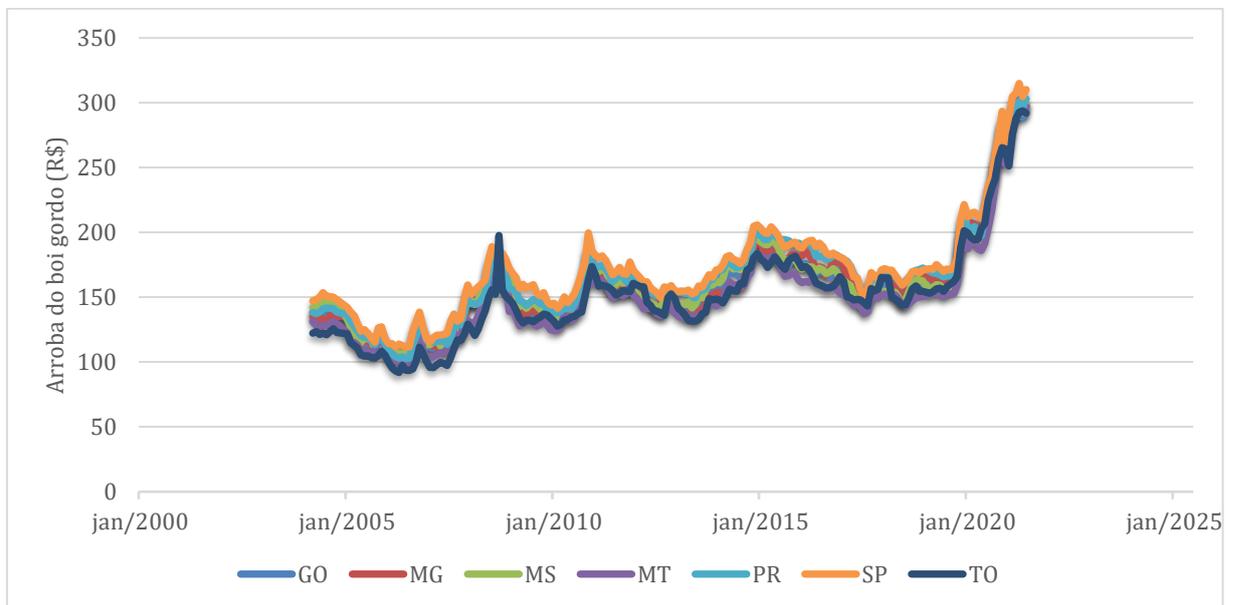
Recorreu-se, aqui, a uma série de dados dos principais mercados produtores de carne bovina no Brasil, que abrange o período de 2004-2021, disponibilizadas no Agrolink⁹: Goiás (GO), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS), Minas Gerais (MG), Paraná (PR), São Paulo (SP) e Tocantins (TO). O banco de dados Agrolink disponibiliza o histórico da cotação do preço do boi gordo em arrobas (15 kg), mensalmente, nos mercados. Os preços em valores monetários foram deflacionados pelo índice IPCA, com o período-base de junho de

⁹ Disponível em: www.agrolink.com.br

2021. Foram utilizadas as séries em algoritmos nos processos de testes e estimações aqui expressos no texto.

Os preços são calculados por arrobas. O Gráfico 2 retrata o comportamento das séries estaduais do preço da carne bovina (em arrobas) dos principais mercados no Brasil. Analisando a trajetória comum dos preços, notam-se movimentos oscilatórios similares de 2004 até o final de 2019 (setembro de 2019). Após isso, os preços registaram um crescimento exponencial em todos os mercados, influenciado pelo aumento das exportações.

Gráfico 2 – Comportamento das principais séries estaduais do preço (em arrobas) da carne bovina



Fonte: Elaboração própria, com base nas Cotações Agrolink.

Segundo os dados do IBGE (2020), os sete mercados (estados) selecionados representam mais de 57% da produção bovina do Brasil, totalizando 125 milhões de cabeças.

3.2.2 Decomposição de Beveridge-Nelson (BN)

Segundo Beveridge e Nelson (1981), uma série temporal integrada é expressa como a soma de dois componentes

$$y_t = \tau_t + c_t \quad (1),$$

onde y_t representa a tendência de longo prazo que segue um passeio aleatório com uma deriva, e c_t denota o componente cíclico. O comportamento de tendência na decomposição BN é definido como a expectativa do horizonte infinito da série temporal: $\tau_t \equiv \lim_{h \rightarrow \infty} E_t[y_{t+h} - h\mu]$ onde μ é o termo de deriva. Como y_t é um processo I(1), a diferença da série é estacionária. Assim, definimos o desvio da média incondicional como $\Delta\tilde{y}_t \equiv (\Delta y_t - \mu)$. E, para ilustrar a decomposição BN para um caso simples, suponha-se que a primeira diferença é expressa como um processo AR(1) dado por

$$\Delta\tilde{y}_t = \phi_1 \Delta\tilde{y}_{t-1} + e_t \quad (2)$$

onde $|\phi_1| < 1$ e $e_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$. Para este processo, o componente de tendência é

$$\tau_t = y_t + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \Delta\tilde{y}_t \quad (3)$$

Dada a tendência. A componente cíclica é

$$c_t = -\frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \Delta\tilde{y}_t \quad (4).$$

Considerando o caso generalizado, suponha-se que a primeira diferença da série de dados seja caracterizada por um processo descrito como

$$\phi(L)\Delta\tilde{y}_t = \theta(L)e_t, \quad (5),$$

onde ϕ e θ são polinômios autorregressivos e de média móvel no operador de defasagem L , respectivamente. Escreve-se este modelo na forma de espaço de estados para calcular o componente cíclico. A equação de transição é

$$\begin{pmatrix} \Delta \tilde{y}_t \\ \Delta \tilde{y}_{t-1} \\ \Delta \tilde{y}_{t-2} \\ \dots \\ \Delta \tilde{y}_{t-p+1} \\ e_t \\ e_{t-1} \\ e_{t-2} \\ \dots \\ e_{t-q+1} \end{pmatrix}_{p+q \times 1} = \begin{pmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_{p-1} & \phi_p & \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 & \dots & \theta_{q-1} & \theta_q \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \tilde{y}_t \\ \Delta \tilde{y}_{t-1} \\ \Delta \tilde{y}_{t-2} \\ \dots \\ \Delta \tilde{y}_{t-p+1} \\ e_t \\ e_{t-1} \\ e_{t-2} \\ \dots \\ e_{t-q+1} \end{pmatrix}_{p+q \times 1} + \begin{pmatrix} e_t \\ 0 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \\ e_t \\ 0 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix}_{p+q \times 1}$$

De maneira mais compacta, escreve-se a equação de transição da seguinte maneira:

$$X_t = FX_{t-1} + v_t, \quad (6)$$

onde $v_t \sim N(0, \Omega)$. A equação de medição é

$$\Delta \tilde{y}_t = HX_t = [1 \ 0 \ \dots \ 0] X_t \quad (7)$$

A previsão mínima do MSE para o j -período é dada por

$$E_t[\Delta \tilde{y}_{t+j}] = HF^j E_t[X_t] \quad (8)$$

O vetor de estado contém alguns elementos não observados e o filtro de Kalman oferece essa expectativa sobre uma suposição de normalidade. Segundo Morley (2002), o ciclo de Beveridge-Nelson é calculado

$$c_t = -HF(I - F)^j X_{t|t} \quad (9)$$

Para analisar a participação das flutuações cíclicas na série, definiu-se uma relação sinal/ruído. Para expressar essa proporção, uma representação global do processo ARMA(p, q) subjacente é mais útil.

$$\Delta y_t = \mu + \psi(L)e_t \quad (10)$$

Neste caso, o componente de tendência expresso como

$$\tau_t = \mu t + \psi^*(1) \sum_{s=1}^t e_s \quad (11),$$

onde o multiplicador de longo prazo para nosso processo ARMA (p, q) é

$$\psi^*(1) = \frac{1 + \theta_1 + \theta_2 + \dots + \theta_q}{1 - \phi_1 + \phi_2 - \dots - \phi_p} \quad (12)$$

A relação sinal-ruído para a decomposição BN é definida como a variância dos choques de tendência como uma fração da variação geral do erro de previsão

$$\delta \equiv \frac{\sigma_{\Delta\tau}^2}{\sigma_e^2} \quad (13)$$

Usando os resultados de representação global acima, a relação sinal-ruído é

$$\delta \equiv \psi^*(1)^2 \quad (14),$$

que indica a relação sinal-ruído como o quadrado do multiplicador de longo prazo obtido da representação global.

3.2.3 Filtro Beveridge-Nelson (BN) segundo Kamber et al. (2018)

Abordagens diferentes para estimar o hiato do produto ensejam resultados distintos, suscetíveis de ter, potencialmente, implicações políticas conflitantes. Um método popular desenvolvido por parte de Hodrick e Prescott (1980) produz ciclos grandes e altamente persistentes. As estimativas do filtro HP, no entanto, são alvo do ponto final viés, e estimativas atualizadas, após revisões de dados, submetem a dúvida a confiabilidade desse método. Por outro lado, a decomposição BN, normalmente, dá ciclos pequenos e ruidosos.

Para conciliar essas diferenças, Kamber et al. (2018) investigam como são gerados grandes componentes cíclicos usando a decomposição BN. Eles descobrem que, definindo o ruído-para-sinal razão ser grande, em vez de estimá-la a partir dos dados, os ciclos obtidos são grandes e o tempo dos cochos coincide com a cronologia datada pelo NBER.

De uma perspectiva técnica, o filtro BN depende da percepção de que a relação sinal-ruído depende dos coeficientes autorregressivos de um modelo AR(p). Este resultado conduz a se concluir que é corrigível a relação sinal-ruído, restringindo os coeficientes autorregressivos. Considera-se um AR(p) modelo dado por

$$\Delta\tilde{y}_t = \phi_1\Delta\tilde{y}_{t-1} + \phi_2\Delta\tilde{y}_{t-2} + \dots + \phi_p\Delta\tilde{y}_{t-p} + e_t \quad (15),$$

assim reorganizado:

$$\Delta\tilde{y}_t = \rho\Delta\tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^*\Delta\tilde{y}_{t-j} + e_t \quad (16),$$

onde $\rho \equiv \phi_1 + \phi_2 - \dots - \phi_p = 1 - \phi(1)$ e $\phi_j^* \equiv -(\phi_{j+1} + \dots + \phi_p)$. Então, o modelo AR(p) dado acima é estimado, restringindo a relação-ruído $\bar{\delta}$ como segue:

$$\bar{\rho} = 1 - 1/\sqrt{\bar{\delta}} \quad (17)$$

Os valores para os coeficientes AR(p) são ajustados utilizando uma contração chamada Priors de 'Minnesota' antes da maior defasagem do modelo, segundo Litterman (1980)¹⁰, para a probabilidade de um VAR com erros normalmente distribuídos, onde

$$\phi_j^* \sim N\left(0, \frac{0.5}{j^2}\right) \quad (18)$$

Condicional em σ_e^2 , a disposição posterior para $\{\phi_j^*\}_{j=1}^{p-1}$ tem uma solução de forma fechada e pode ser calculado sem a necessidade de simulação posterior. Na prática, o número de atrasos é definido como 12, $p = 12$. Definindo a amplitude implícita para a razão de ruído,

$$\alpha(\delta) \equiv \frac{\sigma_c^2(\delta)}{\sigma_e^2(\delta)} \quad (19)$$

¹⁰ Segundo Litterman (1980), a prior Minnesota baseia-se na crença de que o modelo de passeio aleatório para cada variável no sistema é um "centro" razoável para as crenças sobre o comportamento das séries temporais.

$\bar{\delta}$ é escolhido para maximizar esta razão como segue,

$$\bar{\delta} = \inf\{\delta > 0 : \alpha'(\delta) > 0, \alpha''(\delta) < 0\} \quad (20)$$

O procedimento é resumido em três etapas.

1. Defina um $\bar{\delta}$ baixo. Repita os passos 2 e 3 para aumentos incrementais em $\bar{\delta}$ a partir de um incremento inicial apenas acima de zero até que o $\alpha(\delta)$ estimado diminua.
2. Dado $\bar{\delta}$, estime o modelo AR(p) impondo uma contração do tipo “Minnesota” antes de $\{\phi_j^*\}_{j=1}^{p-1}$ definido $p = 12$.
3. Dado $\bar{\delta}$ e estimativas de $\{\phi_j^*\}_{j=1}^{p-1}$, resolva para estimativas restritas de $\{\phi_j\}_{j=1}^{p-1}$ aplicando a decomposição BN.

3.2.4 Datações de Bry-Boschan

Para obter as datações mensais dos picos e vales, caracterizando os ciclos de negócios das séries de tempo dos preços, aplica-se o algoritmo Bry-Boschan (BRY; BOSCHAN, 1971).

Estão na sequência os principais passos relacionados ao algoritmo¹¹.

1. No primeiro instante, são determinados os valores aberrantes (*outliers*) da série analisada, tendo-se como base 3,5 desvios-padrão da média.
2. Os *outliers* são substituídos por valores derivados a partir de uma curva de Spencer, correspondente a uma média móvel contendo sete observações passadas e futuras da série, conforme a expressão abaixo:

$$S_t = \frac{1}{320} (-3x_{t-7} - 6x_{t-6} - 5x_{t-5} + 3x_{t-4} + 21x_{t-3} + 46x_{t-2} + 67x_{t-1} + 74x_t \\ = 67x_{t+1} + 46x_{t+2} + 21x_{t+3} + 3x_{t+4} - 5x_{t+5} - 6x_{t+6} - 3x_{t+7}).$$

3. Determinam-se os máximos e mínimos locais da série de média móvel em 12 meses. Nesse contexto, o máximo (mínimo) local corresponderá à maior (menor) observação entre cinco observações anteriores e cinco observações posteriores. Em caso de ocorrência de dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor).

¹¹ A exposição baseia-se em Hollauer, Issler e Notini (2009, *Apêndice A2*).

4. Pontos de inflexão determinados no passo anterior são refinados com base na utilização da curva de Spencer. Especificamente, para cada máximo (mínimo) determinado anteriormente, seleciona-se a maior (menor) observação da curva de Spencer, que dele diste até cinco observações. Em caso de ocorrência de dois máximos (mínimos) consecutivos, seleciona-se o maior (menor). Adicionalmente, eliminam-se máximos e mínimos de modo que a distância entre dois máximos (mínimos) seja maior ou igual a 15 meses.
5. Computa-se a estatística denominada “Mês de Dominância Cíclica” (MDC), obtida como o menor valor $MDC(j)$ que seja menor do que a unidade, obtida desde diferença entre a série original e a curva de Spencer.
6. Pontos de inflexão determinados no passo anterior são refinados desde a série de média móvel em MDC meses.
7. Identifica-se, para cada máximo (mínimo) determinado no passo anterior, a maior (menor) observação da série que esteja localizada a uma distância de até $Máx(4, MDC)$ observações.

Em termos gerais, o algoritmo Bry-Boschan corresponde a uma série de procedimentos utilizados na detecção de pontos de inflexão de uma série de tempo, cuja elaboração foi financiada pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER). Gomes e Magalhães (2015) ressaltam que a principal vantagem relacionada a este algoritmo se deve a sua ampla utilização em análises aplicadas.

3.3 Resultados

Antes de se realizar qualquer análise econométrica com dados de séries temporais, é necessário investigar as propriedades de “estacionariedade” das séries envolvidas. Se, ao realizar o teste de raiz unitária, identifica-se que a série contém uma raiz unitária (ordem de integração de I (1), transforma-se esta variável em estacionária por meio da diferenciação, antes da sua inclusão no modelo econométrico.

Segundo Aurélio Neto (2001), este consiste em testar a significância dos coeficientes da última defasagem incluída, utilizando um teste *t* bicaudal, a 5% de significância estatística. Desse modo, optou-se por efetuar a metodologia de Vogelsang (1993), para o teste de raiz unitária no intercepto e tendência na série em nível – teste Dickey Fuller Aumentado (ADF) – a fim de avaliar a existência de integração e qual a ordem. Perron e Vogelsang (1993,

1998) mostram testes de raiz unitária quando o período da quebra estrutural é desconhecido. Para tanto, desenvolvem metodologias para determinar endogenamente o período da quebra, partindo da ideia de que a quebra estrutural é um evento que gera efeitos sobre o comportamento da série e é modelada de variadas maneiras.

A Tabela 3 mostra os resultados encontrados do teste ADF de raiz unitária em nível para o teste das sete séries com única quebra estrutural (*dummy* tipo *pulse* em setembro de 2019). Os resultados do teste indicam que as séries são consideradas não estacionárias em nível, com nível de significância de 5%, pois é visto que a probabilidade é maior do que 0,05 para todas as variáveis.

Tabela 3 - Teste ADF de raiz unitária para as séries dos principais mercados bovinos do Brasil em nível, março de 2004 a junho de 2021

Variável	Estatística	<i>p-value</i>
GO	-3,380402	0,6931
MG	-3,699364	0,5221
MS	-3,192711	0,7710
MT	-3,360156	0,7023
PR	-2,898777	0,8611
SP	-3,056596	0,8170
TO	-2,812217	0,8184

Nota: O valor crítico para o modelo com a constante e com a tendência ao nível de 5% de significância é igual a 4,841970.

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

Conforme a Tabela 4 indica o teste ADF para a primeira diferença, mostrando que a hipótese nula foi rejeitada, então, se conclui que as séries se expressam integradas mesmo havendo quebra estrutural. A tabela mostra que as séries são estacionárias, indicando que estas são de ordem I (1) em primeira diferença.

Tabela 4 - Teste ADF de primeira diferença para as séries dos principais mercados bovinos do Brasil em primeira diferença, março de 2004 a junho de 2021

continua

Variável	Estatística	<i>p-value</i>
Em Primeira Diferença		
GO	-10,27528	< 0,01
MG	-10,26049	< 0,01
MS	-11,14723	< 0,01

Tabela 4 - Teste ADF de primeira diferença para as séries dos principais mercados bovinos do Brasil em primeira diferença, março de 2004 a junho de 2021

Variável	Estatística	<i>p-value</i>
Em Primeira Diferença		
MT	-10,20340	< 0,01
PR	-10,92284	< 0,01
SP	-11,94917	< 0,01
TO	-13,96840	< 0,01

Nota: O valor crítico para o modelo com a constante e com a tendência em primeira diferença de 5% (- 4,432140).
Fonte: Elaboração própria, com base nos indicadores da pesquisa.

Com efeito, afirma-se que os preços recebidos de cada mercado exprimem relação de equilíbrio de longo prazo com os preços no Brasil. Ou seja, os mercados são integrados. Assim, infere-se haver evidências de que todas as séries, sem exceção, são não estacionárias em nível, mas estacionárias quando diferenciadas em primeira ordem, e, portanto, são de ordem I (1). Isto corrobora o trabalho de Cunha *et al.* (2008) sobre convergência de preços do boi sob presença de quebra estrutural, no período de 1990 a 2003, exprimindo que as séries são integradas de primeira ordem e existe uma relação de longo prazo mesmo havendo quebra.

Os mercados estão sujeitos aos mais diversos tipos de choque e com tamanhos diversificados. Tem destaque o ocorrido em setembro de 2019, em decorrência da pandemia (covid-19), quando houve intensivo aumento das taxas de inflação e de câmbio, o que provocou elevação, *abruptu*, no preço da carne bovina, bem assim intenso influxo sobre a trajetória das variáveis. Suspeita-se, então, que o referido choque exógeno seja representativo de quebra estrutural na série da variável.

3.3.1 Decomposição das Séries Temporais em Tendências e Ciclos de Negócios

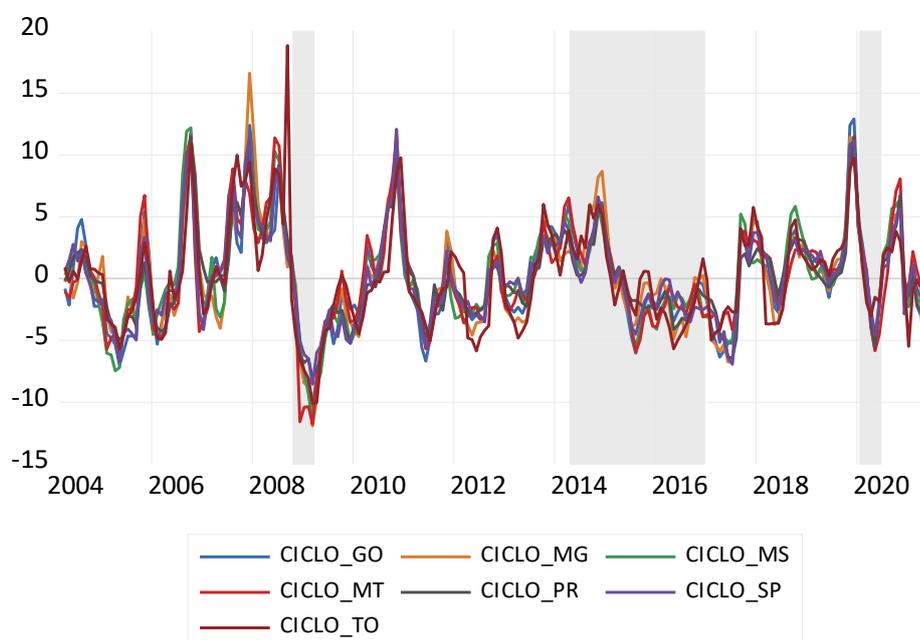
O Gráfico 3 indica a evolução temporal das séries analisadas, bem como as suas respectivas tendências de longo prazo. É notório que as trajetórias temporais das séries são fortemente conectadas às suas tendências de longo prazo em grande parte do tempo, um indicador de que elas são predominantemente influenciadas pelos seus fundamentos econômicos. Resultam de choques econômicos de curto prazo, haja vista a grande oscilação observada nos mercados bovinos.

Os ciclos dos mercados bovinos denotam um comportamento temporal próximo ao extenso do intervalo temporal de análise, quando quedas mais intensas ocorreram nos períodos

de recessões econômicas do PIB do Brasil datados pelo CODACE, com destaque para os períodos 2008-2009 (de outubro de 2008 a março de 2009), em decorrência da crise mundial do *Subprime* e 2020 (de janeiro a junho de 2020), em consequência da pandemia da covid-19.

Já no período 2014-2016 (de abril de 2014 a dezembro de 2016), em razão da crise brasileira fiscal e política, os ciclos dos preços permaneceram em um período mais longo em patamares negativos dos ciclos, indicando uma permanência maior dos preços abaixo de suas respectivas tendências.

Gráfico 3 – Datação dos mercados brasileiros de carne bovina



Nota: As áreas sombreadas correspondem aos períodos de recessões econômicas do PIB do Brasil datados pelo CODACE¹².

Fonte: Elaboração própria, com base nos indicadores da pesquisa.

Divisa-se no Gráfico 3 que, no período de 2008, o ciclo bovino estava numa fase de baixa nos preços. Este intervalo descendente é capaz de ser um reflexo da crise econômica internacional iniciada em meados de setembro de 2008. Durante o período de análise, essa recessão econômica – a primeira - resultou na redução no consumo de carne bovina, principalmente no mercado externo, provocando retração nas exportações, fazendo com que os frigoríficos direcionados para este mercado passassem a vender seus produtos no mercado interno. O aumento na oferta de carnes bovinas para o mercado interno reduziu os preços no atacado e, conseqüentemente, os preços do boi gordo. Segundo Schuntzemberger (2010), outro

¹² CODACE é o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos e tem como finalidade estabelecer cronologias de referência para os ciclos econômicos brasileiros (FGV, 2022).

fator que contribuiu é o fato de que em 2009, o inverno foi mais chuvoso do que o normal, havendo pastagens em quantidade e qualidade praticamente o ano todo, possibilitando uma oferta constante de animais para o abate.

O ano de 2015 foi marcado por incertezas e instabilidade política, causadores de intensos sintomas de crise econômica, tendo afetado, diretamente, a economia brasileira, apesar de que, na pecuária de corte, foram observados avanços. A recessão de 2015 foi consequência do ajuste fiscal implantado naquele ano, bem como da política monetária também contracionista – políticas equívocas, seja isso expresso - quando a economia já estava debilitada. Desse modo, o brasileiro passou a pagar mais caro por todos os grupos de produtos e serviços que compõem a inflação oficial. Com a carne não foi diferente.

Na compreensão de Paula (2019), o Brasil entrou em recessão desde o segundo trimestre de 2014, que durou até o quarto trimestre de 2016, depois de exprimir um ligeiro crescimento em 2014 (crescimento real do PIB de 0,5%). Em 2015, houve uma contração, em termos reais, de 3,8%, e de 3,6% em 2016. Assim, atribui-se ao papel fundamental ao robusto ajuste fiscal, além da elevação da taxa de juros pelo Banco Central do Brasil.

No período de 2019, diversos fatores influenciaram no aumento do preço da carne, como quando a China aumentou muito a compra de carnes brasileiras, principalmente a bovina, por causa de uma doença que matou milhões de porcos na Ásia; o preço da arroba do boi gordo disparou, em um movimento que junta uma recuperação esperada pelo mercado e a especulação por causa da alta nas exportações; a oferta de bezerras não estava acompanhando a demanda dos produtores e da indústria, e o preço deles também aumentou; com a carne mais cara, a procura por frango, porco e ovos subiu, e o preço dessas proteínas também; e, mesmo com aumento da venda para fora, os frigoríficos descartaram risco de desabastecimento no País.

Com o objetivo de caracterizar os ciclos de mercados bovinos filtrados, a Tabela 5 contém algumas estatísticas descritivas. As estatísticas de valores máximos e mínimos evidenciam que as demais séries indicam, em termos absolutos, valores mínimos inferiores aos seus respectivos valores máximos, sugerindo que as expansões no mercado bovino são caracterizadas por maior severidade, comparativamente às respectivas recessões. O desvio-padrão apontou relativa heterogeneidade, tanto sob o prisma global, quanto do *via videndi* intrarregional, oscilando de 3,671 (PR) a 4,289 (MG).

Os ciclos de mercados possuem coeficientes de assimetria nas mesmas direções, diferindo entre si na intensidade. Salvante o ciclo de Goiás, todos os ciclos de mercados bovinos apontaram uma distribuição de probabilidade mais achatada do que a normal – leptocúrtica.

Com base na assimetria e na curtose, o teste utilizado refutou para todos mercados as hipóteses nulas das séries indicarem distribuição normal.

Tabela 5 – Estatísticas Descritivas dos Ciclos de Mercados Bovinos

	GO	MG	MS	MT	PR	SP	TO
Média	0,055	0,059	0,045	0,066	0,051	0,051	0,043
Mediana	-0,323	-0,399	-0,452	-0,329	-0,253	-0,367	-0,095
Máximo	12,867	16,562	12,156	11,469	11,380	12,030	18,799
Mínimo	-10,341	-11,980	-11,528	-11,802	-8,164	-8,611	-10,170
Desvio-Padrão	4,186	4,289	4,114	4,162	3,671	3,801	4,130
Coef. de Var.	7569,34	7272,93	9241,19	6268,84	7214,95	7453,12	9672,62
Assimetria	0,474	0,611	0,515	0,349	0,646	0,665	0,734
Curtose	3,370	4,078	3,594	3,688	3,608	3,615	4,549
Probabilidade	0,012	0,000	0,002	0,016	0,000	0,000	0,000
Observações	207	207	207	207	207	207	207

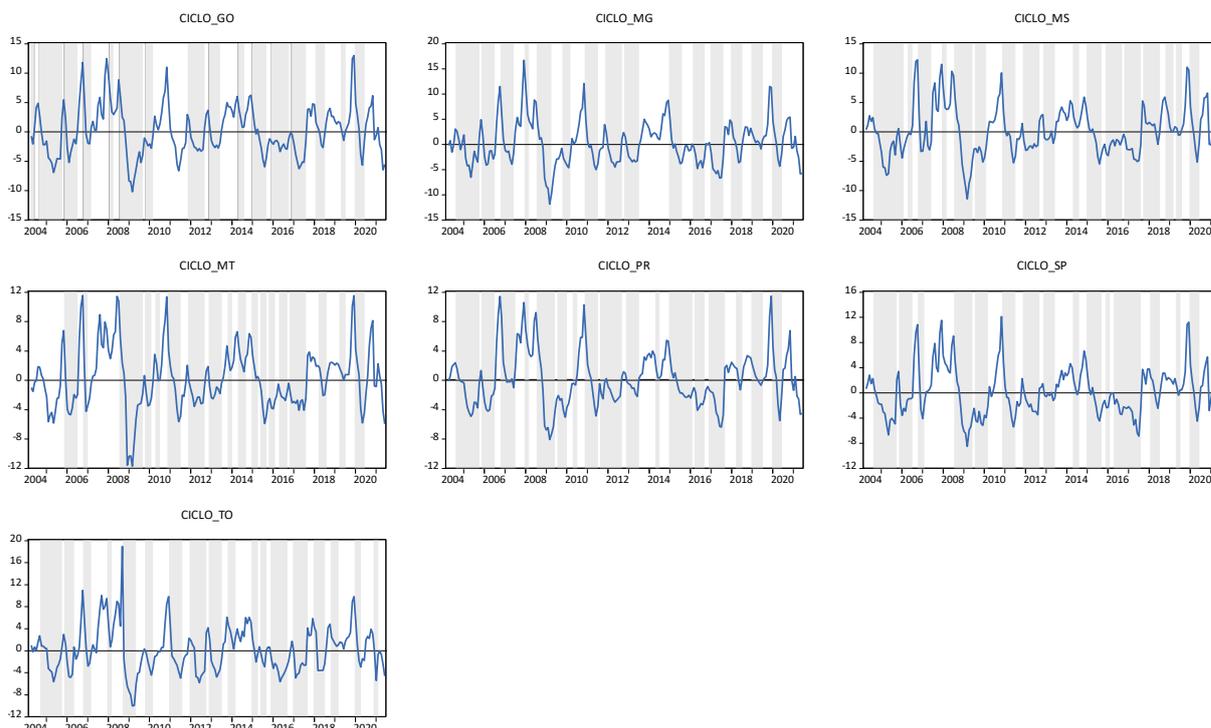
Fonte: Elaboração própria, com base nos indicadores da pesquisa.

3.3.2 Datações dos Ciclos de Mercados Bovinos

Para verificar a adequabilidade dos ciclos extraídos com amparo na decomposição e filtro BN, no Gráfico 4, está a comparação dos períodos de recessões datados pelo algoritmo de Bry e Boschan (1971) com o comportamento temporal dos ciclos de negócios filtrados para os sete mercados produtores. As barras cinzas sinalizam os períodos de recessão; isto é, o intervalo temporal em que a atividade produtiva sai de um pico de produção até o período em que atinge um vale.

As comparações realizadas demonstram um grau de ajuste satisfatório da técnica de decomposição adotada. Em geral, é relevante dizer que os valores máximos e mínimos locais dos ciclos filtrados corresponderam aos picos e vales datados. Ainda é possível notar um elevado sincronismo entre os ciclos de mercados bovinos, com quantidades próximas de períodos de recessão, com os seus respectivos picos e vales diferindo, no máximo, em três meses.

Gráfico 4 – Datação de cada mercado bovino



Nota: As áreas sombreadas correspondem aos períodos de recessão datados via algoritmo de Bry e Boschan (1971).

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 6 contém informações relacionadas à persistência e à severidade das flutuações econômicas ocorridas nos ciclos de mercados bovinos durante o período de 2004 – 2021. Em relação à persistência dos ciclos, as fases de expansão exprimiram duração média de 4,56 meses (MS e PR) a 6,53 meses (MG e SP), com a Região Sudeste demonstrando, em média, os ciclos de expansão mais duradouros.

Quanto ao tempo médio de duração dos ciclos, com duração média das fases de recessão sendo mais longas do que os ciclos de expansão, a assimetria observada segue o padrão já observado na literatura, com duração média das fases de expansão sendo mais curtas do que os ciclos de recessão, com exceção dos ciclos de Mato Grosso e Tocantins, que possuem expansão mais longa e igual à recessão, respectivamente.

Tabela 6 – Fatos Estilizados dos Ciclos de Mercados Bovinos

continua

	Fases do Ciclo	Duração	Amplitude	Acumulação	Excesso
GO	Expansão	6,50	0,17	0,85	5,36
	Recessão	6,60	-0,13	-0,65	11,04

Tabela 6 – Fatos Estilizados dos Ciclos de Mercados Bovinos

					conclusão
	Fases do Ciclo	Duração	Amplitude	Acumulação	Excesso
MG	Expansão	6,53	0,19	0,79	-5,49
	Recessão	6,80	-0,14	-0,63	9,70
MS	Expansão	4,56	0,14	0,43	-5,18
	Recessão	6,82	-0,11	-0,62	5,18
MT	Expansão	5,16	0,15	0,61	-10,67
	Recessão	5,00	-0,10	-0,44	12,57
PR	Expansão	4,56	0,12	0,36	0,42
	Recessão	6,82	-0,09	-0,46	9,43
SP	Expansão	6,53	0,17	0,82	4,37
	Recessão	6,80	-0,12	-0,59	7,98
TO	Expansão	5,50	0,16	0,51	-15,90
	Recessão	5,50	-0,12	-0,54	5,49

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

Em resumo, com esteio nos coeficientes estimados para a duração média dos ciclos e taxa de inclinação, conclui-se que os ciclos econômicos estaduais demonstram os padrões verificados pela literatura especializada, com os ciclos de recessão sendo menos persistentes, porém mais violentos do que os ciclos de expansão, que se mostram mais duradouros e graduais.

De acordo com a quarta coluna da Tabela 6, todas as variáveis demonstraram assimetria no coeficiente de amplitude, no sentido de que o crescimento observado no mercado bovino nos períodos de expansão é superior à queda ocorrida em fases de recessão. Para os ciclos de mercados de Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso e São Paulo, em termos absolutos, o valor acumulado de expansão é relativamente maior do que o da recessão, enquanto, para os demais, se altera com valor acumulado de expansão menor se comparado com o de recessão.

Em resumo, com suporte nos coeficientes estimados para a duração média dos ciclos e taxa de inclinação, remata-se que os ciclos de mercados bovinos indicam os padrões verificados pela literatura especializada, no geral, com os ciclos de recessão sendo mais persistentes, porém menos violentos do que os ciclos de expansão, que se expressam mais duradouros e graduais.

3.3.3 Sincronização entre os Ciclos de Negócios

A Tabela 7 aponta que todas as correlações diretas entre os ciclos de mercado foram estatisticamente significantes a um nível de cinco por cento. Expressaram-se positivas e estatisticamente significantes, o que sugere um alinhamento na resposta dos movimentos de curto prazo dos ciclos de mercados bovinos perante choques temporários.

O ciclo de Tocantins mostrou os níveis menos elevados de correlação com as demais variáveis, de 0,79, indicando maior independência no comportamento temporal desse Estado com relação aos demais. Para os outros ciclos individuais, o índice de correlação variou de 0,83 a 0,95, com as séries GO, MG, SP e MS possuindo o nível mais elevado de correlação.

Tabela 7 – Correlação entre os Ciclos de Mercados Bovinos

	GO	MG	MS	MT	PR	SP	TO
GO	1,00 -----						
MG	0,95 0,00	1,00 -----					
MS	0,93 0,00	0,91 0,00	1,00 -----				
MT	0,91 0,00	0,88 0,00	0,92 0,00	1,00 -----			
PR	0,93 0,00	0,93 0,00	0,92 0,00	0,90 0,00	1,00 -----		
SP	0,95 0,00	0,93 0,00	0,95 0,00	0,92 0,00	0,94 0,00	1,00 -----	
TO	0,83 0,00	0,84 0,00	0,79 0,00	0,81 0,00	0,83 0,00	0,80 0,00	1,00 -----

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

Um aspecto importante para explicar o menor grau de interação do ciclo TO com os demais diz respeito ao baixo grau de desenvolvimento econômico da pecuária da região, com níveis de produção e tecnificação robustamente inferior aos demais mercados demarcados na amostra.

O nível médio de correlação dos estados das Regiões Sudeste e Centro-Oeste, *in alia manu*, foi igual a 0,95, respectivamente, o que indica intensiva sincronização intrarregional. A homogeneidade observada na composição da matriz produtiva dos mercados tende a contribuir para que os distúrbios transitórios transbordem entre elas, contexto no qual a

proximidade geográfica e o grau de comercialização interestadual devem acentuar ainda mais o efeito **transbordamento**, contribuindo, também, para a robusta sincronização.

3.4 Considerações Finais

Como visto, o objetivo deste texto foi examinar o comportamento dos preços dos principais mercados bovinos do Brasil, com arrimo na abordagem clássica dos ciclos de negócios. Para cumprir este objetivo, a decomposição das séries em componente permanente e componente transitória foi realizada via decomposição e filtro de Beveridge-Nelson (BN), desenvolvidos por Kamber *et al.* (2018).

De início, quando se analisa a integração de preços entre os principais mercados bovinos do Brasil usando o teste de raiz unitária ADF, é possível incorrer em resultados enviesados, considerando o comportamento da quebra estrutural, em que a pandemia do covid-19 exerceu forte influência sob as séries econômicas. E, quando se utilizam testes econométricos mais robustos, a hipótese de convergência global de preços é aceita, indicando a existência de um clube de convergência. Ou seja, no longo prazo, os preços entre os diversos mercados bovinos do Brasil tendem a convergir para o mesmo patamar, excluído a diferença de fretes. Assim expresso, com assento no que foi aqui exposto, a estabilização dos preços da economia pelo Governo deve ser considerada na modelagem econométrica, em que, usando testes apropriados, os mercados são integrados ou “caminham” juntos ou exprimem relações de longo prazo.

Os ciclos de mercados bovinos extraídos demonstraram-se bem ajustados a datações de recessões e expansões realizadas via algoritmo de Bry e Boschan (1971), validando a metodologia utilizada. Evidenciou-se, adicionalmente, a ideia de que os ciclos de mercados bovinos brasileiros possuem características assimétricas quanto à duração e à intensidade. Em particular, observou-se que, no geral, as fases de expansão possuem uma duração inferior aos períodos de recessão para a maioria dos ciclos (a única exceção observada foi o ciclo de Mato Grosso e Tocantins), bem como a intensidade de queda durante as recessões econômicas expressou-se inferior à velocidade de crescimento de todos os ciclos de mercados durante os períodos de expansão.

Em termos gerais, os resultados sugerem que os mercados bovinos denotam sincronização, com destaque para os ciclos de Goiás, Minas Gerais, São Paulo e Mato Grosso do Sul. Indica-se, *in alia manu*, que Tocantins não oferece integração com a dinâmica de curto

prazo dos demais setores. A associação dos ciclos de mercados sugere ativa sincronização entre eles, denotando um nível de correlação superior elevado, o que corrobora a hipótese de que a proximidade geográfica e a similaridade na composição da matriz produtiva estão diretamente relacionadas com o grau de sincronização entre as flutuações cíclicas dos mercados bovino brasileiros.

Em suma, este texto – é disso que se guarda certeza - contribui com a literatura, ao investigar o comportamento dos ciclos dos principais mercados bovinos brasileiros, ressaltando-se, todavia, o fato de que alguns resultados destacados, tais como a assimetria dos ciclos econômicos e a sincronização, merecem observação mais larga e conformação mais formal.

4 ANÁLISE DE QUEBRAS ESTRUTURAIS NO MERCADO BRASILEIRO DA CARNE BOVINA

A bovinocultura é parte importante da atividade agropecuária do Brasil, por ser um setor de grande relevância para a sua economia. Segundo o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada e a Confederação Nacional da Agricultura e Pecuária (2022), a pecuária passou a corresponder a aproximadamente 28% da parcela do valor bruto de produção da agropecuária, mesmo depois de retrair cerca de 8,6% no último ano de 2021. Ainda assim, em 2021, somente o agronegócio da pecuária de corte movimentou mais de R\$ 913,14 bilhões, com um rebanho estimado em 196,47 milhões de cabeças, e abate de 39,14 milhões de cabeças, segundo a Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes (2022).

O Brasil também desempenha um papel importante no cenário internacional em relação à carne bovina, pelo fato de ser o segundo maior produtor de carne bovina, com quase 10 milhões de toneladas, sendo superado apenas pelos Estados Unidos. Ademais, também é o maior exportador com 2,2 milhões de toneladas, respondendo a 14,4% do mercado internacional, seguido pela Austrália, Estados Unidos e Índia (ARAGÃO; CONTINI, 2020).

Shikida, Paiva e Araújo Júnior (2016) apontaram que o preço do boi gordo se comporta diferentemente em cada praça de mercado, sugerindo que sua análise é uma rica fonte de estudo sobre a independência, custos de transação, bem como modelos de integração espacial. Os autores, porém, alertaram que os comportamentos dos preços, via de regra, demonstram quebras estruturais.

A respeito de quebras estruturais, Hansen (2001) apontou que estudos empíricos de séries temporais têm como hipótese a “estacionariedade” da série, ou seja, que os valores dos parâmetros sejam constantes à medida do tempo (média, variância e tendência). Portanto, ignorar possíveis quebras estruturais em estudos de séries de tempo é um tanto quanto perigoso, pois as inferências sobre as relações econômicas são passíveis de vieses e as previsões sobram imprecisas, levando, então, a conclusões equivocadas.

Nas análises de séries temporais, identificam-se, em alguns casos, mudanças estruturais (valores não constantes para os parâmetros) entre a variável dependente e as explanatórias. Então, uma maneira 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 (DITZEN *et al.*, 2021).

Pancera e Alves (2020) lembram que as quebras estruturais acontecem 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; fenômenos naturais, como grandes secas e até mesmo alterações na estrutura do mercado sob escólio.

Desse modo, impõe-se evidenciar que a pecuária bovina passou por diversas modificações nos últimos anos. Com isso, o escopo desta segmento dissertativo é fazer a análise de quebra estrutural nas séries do preços dos principais mercados brasileiros de carne bovina por intermédio da metodologia para identificação e estimação das quebras de Ditzen *et al.* (2021), com suporte em Bai e Perron (1998, 2003). Segundo a literatura econométrica, Bai e Perron desenvolveram o tratamento mais consagrado para a identificação de múltiplas quebras estruturais endógenas. Esses autores inovaram com relação aos testes de quebras estruturais, ao considerarem a estimação de múltiplas quebras estruturais em modelos estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO).

O restante do escrito está assim organizado: a segunda parte é uma breve revisão da literatura que serve de base para uma discussão mais aprofundada; a terceira parte apresenta sequencialmente as bases de dados e métodos propostos neste artigo; os resultados são apresentados e discutidos na quarta parte; e a última parte é usada para expressar as considerações finais do trabalho global.

4.1 Revisão de Literatura

Além de a bovinocultura ser parte importante da atividade agropecuária brasileira, ela possui várias especificidades interessantes para estudos econômicos, tais como: possuir cadeia altamente integrada, haver diferenças de preço entre estados produtores, possuir ciclos (interanuais e intra-anuais) e exibir preços com variância inconstante. Por consequência, algumas dessas características foram razões para estudos econométricos comentados a seguir.

Segundo Oliveira (2022), estudos de quebras estruturais, normalmente, estão associados à econometria e, quando utilizados em dados de séries temporais, encontram mudanças nos níveis ou no mecanismo gerador das séries temporais. E alguns estudos fazem inferências sobre acontecimentos históricos que sejam motivos para tais mudanças, como, *exempli gratia*, Shikida, Paiva e Araújo Júnior (2016).

Este trabalho fez uso do método de detectar quebras estruturais proposto por Bai e Perron (1998, 2003) para analisar a existência de quebras estruturais na série do preço do boi gordo no Estado de São Paulo, no período de 1954-2012. Foram levadas em consideração a importância da bovinocultura na agropecuária brasileira e as características que sua série é obsequiosa em mostrar. Os resultados obtidos por Shikida, Paiva e Araújo Júnior (2016), segundo os autores, foram intervenções governamentais, tais como desestruturação do mercado bovino em decorrência do Plano Cruzado e a estabilização de preços após o Plano Real, que ajudaram a conduzir mudanças significativas no comportamento da série do preço do boi gordo.

Sachs e Pinatti (2007) verificaram avanços tecnológicos na cadeia produtiva da pecuária, principalmente na fase de produção, o que se refletiu no aumento da produção, disponibilidade de cabeças de abate e aumento dos lucros para o pecuarista. Ressalta-se que as mudanças na produção brasileira de carne bovina focam, recorrentemente, no melhoramento genético dos animais e no manejo correto das plantas forrageiras, resultando em melhor lotação dos animais e aumento da eficiência alimentar, fazendo crescer o consumo de ração em períodos de estiagem, levando a um aumento da carcaça e consequente elevação do volume produzido (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT, 2015).

Consoante exprimem De Zen e Barros (2005), a indústria de processamento de carne, em geral, transitou por intensa evolução administrativa. Na perspectiva dos autores, a proeminência do Brasil como exportador de carnes levou essas empresas a expandir seus territórios de atuação e implantar mais unidades regionais para a operacionalização de compras eficientes e reduzir a arbitragem regional de preços.

Desse modo, alguns autores, como Pancera e Alves (2020), aportaram à conclusão de que, no correr dos últimos anos, aconteceram mudanças na pecuária de corte no Brasil, como inovações tecnológicas, melhorias genéticas e consequentes aumentos de produtividade. No seu entendimento, esses fatores transportaram à conquista de mais mercados internacionais, ao desenvolvimento da indústria de processamento de carnes e à inserção de outros polos de produção e abate, justificando a necessidade de um estudo que se ocupe dessas mudanças na principal relação de preços da carne bovina brasileira entre as áreas de produção.

Este escrito investiga, de modo mais específico, as quebras estruturais, identificando os principais eventos suscetíveis de a elas estarem associados.

4.2 Metodologia

Os estudos de quebras estruturais relacionados à econometria utilizam dados em séries temporais, com vistas detectar mudanças no nível da série (OLIVEIRA, 2022). Neste relato de teor acadêmico, procede-se à análise nas séries dos preços do boi gordo (em arrobas) dos principais mercados produtores de carne bovina, no período de 2004-2021, com o objetivo de determinar se nas séries determinaram mudanças e se foram influenciadas por algum acontecimento.

4.2.1 Dados e fontes de informações

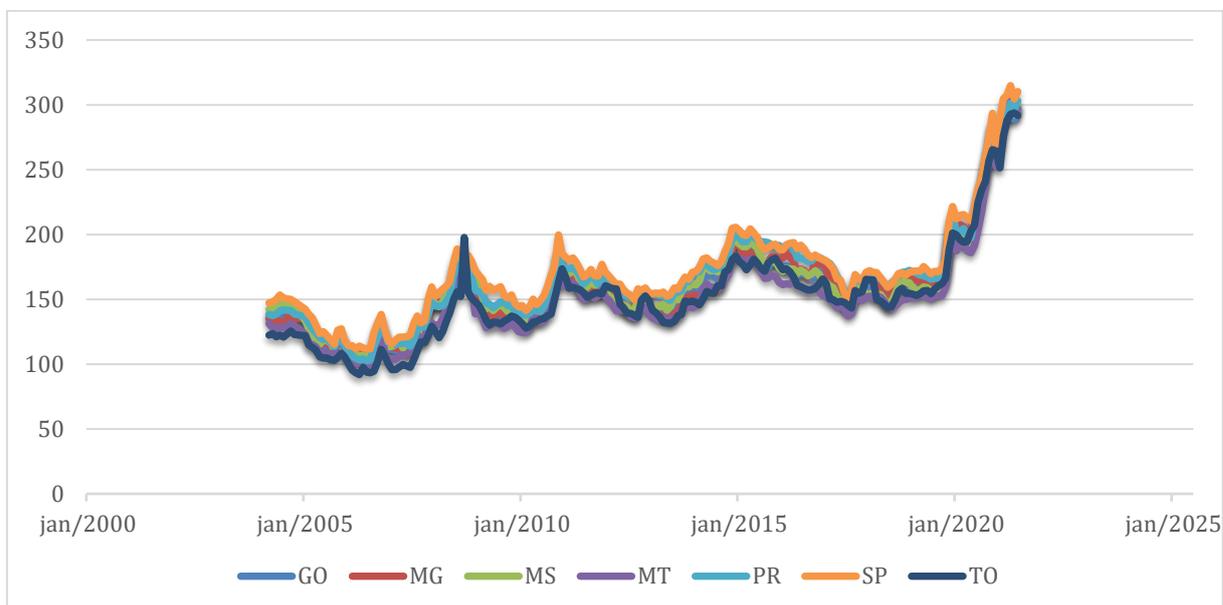
Para este estudo, foram apropriadas as informações do Agrolink¹³, que disponibiliza preços de 7 UF's no banco de dados, no período de março de 2004 a junho de 2021¹⁴, totalizando 207 observações. São elas: Goiás (GO), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS), Minas Gerais (MG), Paraná (PR), São Paulo (SP) e Tocantins (TO). Esses mercados representam grande parte da produção nacional, já que são os maiores produtores de carne bovina no Brasil. Segundo os dados do IBGE (2020), os sete mercados (estados) selecionados representam mais de 57% da produção bovina nacional, totalizando 125 milhões de cabeças. Procedeu-se à cotação do preço mensal do boi gordo em arrobas (15 kg), enquanto os valores foram deflacionados pelo índice IPCA, com o período-base de junho de 2021.

O Gráfico 5 retrata o comportamento das séries estaduais do preço da carne bovina (em arrobas) dos principais mercados no Brasil. Analisando a trajetória comum dos preços, são notórios os movimentos oscilatórios similares de 2004 até o final de 2019. Após isso, os preços exibiram um crescimento exponencial em todos os mercados.

¹³ Disponível em: www.agrolink.com.br

¹⁴ Utilizou-se esse período em decorrência da disponibilidade dos dados do Agrolink.

Gráfico 5 – Comportamento das principais séries estaduais do preço (em arrobas) da carne bovina



Fonte: Cotações Agrolink. Elaborado pela autora.

Com suporte nos dados reais, descreveu-se a estatística descritiva na Tabela 8. Observa-se que São Paulo (SP) mostrou a maior média de preço (R\$170,29), enquanto Mato Grosso registou a menor média (R\$150,65). É oportuno evidenciar, também, que as séries exprimiram uma taxa de crescimento médio mensal positivo, indicando o crescimento no setor bovino. Esse crescimento ficou muito homogêneo entre os mercados, variando de 0,24% no Mato Grosso do Sul e 0,31% no Tocantins, resultado da expansão da fronteira agrícola na região e com a incorporação de novas terras para rebanho bovino (região do MATOPIBA).

Tabela 8 - Estatística descritiva e Taxa de Crescimento médio mensal das séries de preço (em arrobas) da carne bovina - 2004-2021

Séries	Observações	Média	Desvio - Padrão	Min	Max	Tx. Cresc. Médio Mensal (%)
GO	208	157,93	36,56	102,00	297,87	0,26
MG	208	159,24	38,13	103,61	303,93	0,28
MS	208	160,05	35,61	105,13	299,84	0,24
MT	208	150,65	36,37	99,24	302,82	0,27
PR	208	165,05	37,51	102,63	303,29	0,28
SP	208	170,29	37,55	11,65	314,88	0,25
TO	208	150,90	38,08	91,93	293,79	0,31

Fonte: Elaboração própria, com suporte na Agrolink.

Para a análise empírica da relação preço/taxa de câmbio, foram utilizadas as reais, recorrendo-se às taxas de câmbio real via Banco Central. As séries foram trabalhadas com seus valores em logaritmo natural (ln), pois, conforme apontado por Shikida, Paiva e Araújo Júnior (2016), esse procedimento é comum na literatura econômica geral e, em específico, aos estudos sobre os preços do boi gordo e, ainda, suavizam a variância da série. No experimento sob relato, foram escolhidos o período e as regiões de acordo com disponibilidade de dados para os mercados analisados e período de abrangência.

4.2.2 Método de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003) e Ditzgen et al. (2021)

Na literatura, há registros de alguns métodos para a procura de quebras estruturais, entretanto o método de quebras estruturais proposto por Bai e Perron (1998), além de ser o mais atual, mostrou-se ser mais eficaz nos resultados dos trabalhos examinados na Revisão de Literatura. De acordo com Zeileis *et al.* (2003) *apud* Shikida, Paiva e Araújo Júnior (2016), foi o trabalho de Bai (1994) que estabeleceu para Shikida, Paiva e Araújo Júnior os primeiros fundamentos para os testes de estimação de quebra, seguidos de ensaios de Bai (1997a), Bai (1997b) *apud* Zeileis *et al.* (2003) e Bai e Perron (1998, 2003).

Bai e Perron (1998, 2003) desenvolveram um teste de quebras estruturais que leva em conta a estimação de múltiplas quebras e modelos estimados por mínimos quadrados ordinários. Considera-se o seguinte modelo com N unidades, T períodos e s quebras estruturais:

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + \omega'_{i,t}\delta_j + e_{i,t}, \quad (1)$$

onde $t = T_{j-1}, \dots, T_j$ e $j = 1, \dots, s + 1$ com $T_0 = 0$ e $T_{s+1} = T$. Portanto, existem s quebras, ou $s + 1$ regimes com regime j cobrindo as observações T_{j-1}, \dots, T_j . Para enfatizar a estrutura de ruptura, pode-se escrever (1) em termos de regime:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + \omega'_{i,t}\delta_1 + e_{i,t} \text{ para } t = T_0, \dots, T_1 \\ y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + \omega'_{i,t}\delta_2 + e_{i,t} \text{ para } t = T_1, \dots, T_2 \\ &\vdots \\ y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + \omega'_{i,t}\delta_{s+1} + e_{i,t} \text{ para } t = T_s, \dots, T_{s+1}. \end{aligned}$$

Para $N = 1$, este é um modelo de série temporal, enquanto para $N > 1$, seria um modelo de dados em painel. A variável dependente $y_{i,t}$ e o erro de regressão $e_{i,t}$ são escalares, enquanto $x_{i,t}$ e $\omega_{i,t}$ são vetores $p \times 1$ e $q \times 1$, respectivamente, de regressores. Os coeficientes dos regressores em $x_{i,t}$ não são afetados pelas quebras, enquanto os de $\omega_{i,t}$. É possível que todas as variáveis independentes quebrem, caso em que $x'_{i,t}\beta$ é definido como zero. As datas de pausa são comuns para todas as unidades. Esta é uma suposição muito comum, razoável em ambientes onde a frequência dos dados não é alta. Seja $T_s = \{T_1, \dots, T_s\}$ uma coleção de s datas de quebra tais que $T_j = [\lambda_j T]$, onde $\lambda_0 = 0 < \lambda_1 < \dots < \lambda_s < \lambda_{s+1} = 1$. Ao especificar as quebras dessa maneira, assegura-se que elas sejam distintas umas das outras e delimitadas do início ao fim da amostra. Isso é importante porque é necessária a capacidade para estimar o modelo dentro de cada regime.

Caso os dados tivessem uma estrutura de painel ($N > 1$) (o que não é nosso caso), aceitava-se a heterogeneidade não observada na forma de efeitos interativos:

$$e_{i,t} = f'_t \gamma_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (2),$$

onde f_t é um vetor $m \times 1$ de fatores e γ_i é um vetor conformável de cargas fatoriais.¹⁵ O fato de f_t ser comum às unidades de seção transversal i significa que são os erros de regressão passíveis de ser correlacionados transversalmente. Esta especificação é muito geral e aninha os modelos usuais de efeitos fixos unidirecionais e bidirecionais como casos especiais. Ambos f_t e $\varepsilon_{i,t}$ podem ser fracamente correlacionados serialmente, mas não correlacionam entre si e $\varepsilon_{i,t}$ não se relacionam transversalmente. Isso garante que qualquer dependência de seção transversal em $e_{i,t}$ se origine com f_t .

Normalmente, há muito “co-movimento” transversal, não apenas nos erros de regressão, mas também nos regressores. Para explicar isso, assume-se que $x_{i,t}$ e $\omega_{i,t}$ são gerados da seguinte maneira:

$$x_{i,t} = \Gamma'_{x,i} f_t + u_{x,i,t}, \quad (3)$$

$$\omega_{i,t} = \Gamma'_{\omega,i} f_t + u_{\omega,i,t}, \quad (4),$$

¹⁵Recorre-se à expressão “heterogeneidade não observada”, embora f_t possa ser conhecido.

onde $\Gamma_{x,i}$ e $\Gamma_{\omega,i}$ são matrizes $p \times m$ e $q \times m$, respectivamente, de cargas fatoriais, enquanto $u_{x,i,t}$ e $u_{\omega,i,t}$ são vetores $p \times 1$ e $q \times 1$, respectivamente, de idiossincrásicos (peculiares), erros independentes de todos os outros elementos aleatórios do modelo. O modelo descrito por (1)-(4) acima é o mesmo considerado por Ditzén *et al.* (2021).¹⁶

O fato de que $x_{i,t}$ e $\omega_{i,t}$ carregam no mesmo conjunto de fatores que $e_{i,t}$ significa que eles são endógenos. Este tipo de endogeneidade por meio de heterogeneidade não observada é padrão em dados em painel. Aqui se consideram efeitos interativos, mas a ideia é a mesma no caso de efeitos fixos; os efeitos dos erros também estão nos regressores, o que significa que eles devem ser removidos antes da estimativa.

No caso de efeitos fixos, aumenta-se (1) por variáveis *dummy*, o que equivale a transformar as variáveis em desvios das médias. Aqui é necessária uma abordagem de aumento mais elaborada, como seria de esperar, uma vez que os efeitos interativos são mais gerais do que os efeitos fixos. Se os fatores fossem conhecidos, o que seria o caso, ou seja, a heterogeneidade não observada sendo composta de termos determinísticos conhecidos, ter-se-ia estimado

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + \omega'_{i,t}\delta_j + f'_t\gamma_i + \varepsilon_{i,t}. \quad (5)$$

por mínimos quadrados ordinários (MQO). Isso é possível porque, com f_t como regressor, o erro de regressão não é mais dado por $e_{i,t}$, mas por $\varepsilon_{i,t}$, que é independente dos regressores.

Se, por outro lado, f_t não for conhecido, então se precisa de uma *proxy* para usar em seu lugar.¹⁷ Ditzén *et al.* (2021) sugerem usar $\bar{x}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N x_{i,t}$ e $\bar{\omega}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N \omega_{i,t}$, e, portanto, se propõe, também.¹⁸ A versão apropriadamente aumentada de (1) é, portanto, dada por

¹⁶ A condição fator-in-regressores exclui defasagens da variável dependente como regressora no caso do painel. Variáveis dependentes defasadas, entretanto, não são descartadas no caso de séries temporais (veja Bai e Perron 1998).

¹⁷ Tome-se o chamado modelo de “curva salarial”, que relaciona o salário do trabalhador com a taxa de desemprego, e é o exemplo motivador mais comum na literatura (ver, por exemplo, Bai, 2009). Aqui as cargas fatoriais representam habilidades não observáveis dos trabalhadores, como habilidade inata, perseverança e motivação, e os fatores representam o preço dessas habilidades, não necessariamente constantes conforme o tempo.

¹⁸ A intuição de por que a argumentação por x_t é necessária é simples. Inicia-se notando que por (3), $x_t = \Gamma x_{i,t} + u_{x,i,t}$, onde $x_{i,t}$ e $u_{x,i,t}$ são as médias das seções transversais de $x_{i,t}$ e $u_{x,i,t}$, respectivamente. Assim, desde que $u_{x,i,t}$ seja média zero e independente em i , por uma lei de limite central, $x_t \rightarrow_p \Gamma \bar{x}_t$ como $N \rightarrow \infty$, onde “ \rightarrow_p ” significa convergência em probabilidade. Diz-se que x_t é “rotacionalmente consistente” para \bar{x}_t , o que é suficiente se o propósito é controlar f_t . A intuição de por que \bar{x}_t é necessária é análoga.

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + \omega'_{i,t}\delta_j + \bar{x}'_t a_i + \bar{w}'_t b_{i,j} + \text{erro}. \quad (6)$$

Para observar assintoticamente as médias de corte transversal, é necessário observar os fatores verdadeiros, onde os regressores em (6) são assintoticamente exógenos. Isso significa que a estimativa é realizada usando MQO. Esta é a mesma ideia do estimador de “efeitos correlacionados comuns” (CCE) (PESARAN, 2006), com a diferença de que aqui não se inclui a média transversal de $y_{i,t}$ como regressor em (6). Se f_t não for completamente conhecido, nem completamente desconhecido, como geralmente é o caso na prática, então as médias transversais cuidarão dos fatores desconhecidos e os fatores conhecidos serão adicionados a (6) como regressores adicionais.¹⁹

Então, se $N = 1$, tal que (1) é um modelo de série temporal, por definição, não há variação transversal a explorar para estimar fatores desconhecidos. Portanto, neste caso, f_t deve ser conhecido e, assim, o modelo a ser estimado é dado por (5), que é então o mesmo de Bai e Perron (1998, 2003).

Em particular, consideram-se testes de três hipóteses, rotulados “(A)” – “(C)”, e um teste sequencial para determinar s . Inicia-se por mostrar as hipóteses de interesse.

H_0 - sem pausas *versus* H_1 : s pausas, onde o número de pausas sob H_1 , s , é especificado pelo pesquisador.

H_0 - sem quebras *versus* H_1 : $1 \leq s \leq s_{max}$ quebras, onde o número máximo de quebras em H_1 , s_{max} , é especificado pelo pesquisador.

H_0 - s pausas *versus* H_1 : $s + 1$ pausas, onde s é especificado pelo pesquisador.

Para testar as hipóteses (A)–(C), emprega-se uma série de estatísticas de teste. As versões de séries temporais desses testes apareceram em Bai e Perron (1998, 2003), enquanto as versões em painel apareceram em Ditzen *et al.* (2021).

Hipótese (A)

Se as datas dos intervalos são conhecidas, o teste que se vai considerar para a hipótese (A) é simplesmente um teste de Chow. Vai-se, portanto, denotar por $F(\tau_s)$ a estatística F para testar o nulo de nenhuma quebra *versus* a alternativa de s quebras conhecidas nas datas τ_s , que no caso da série temporal é baseada em (5), enquanto no caso do painel ela é baseada

¹⁹ As médias transversais podem, em princípio, capturar todos os fatores, independentemente de serem observados (conhecidos) ou não. Uma condição importante para que isso funcione é, no entanto, que o número de médias de seção transversal não seja menor do que o número de fatores que elas substituem. Por isso, é uma boa ideia tratar fatores conhecidos como regressores adicionais em (6), pois permite estimar mais fatores desconhecidos.

em (6). Valores críticos apropriados são obtidos da distribuição F com s graus de liberdade do numerador e $N(T - p(s + 1)q) - p - s(s + 1)q$ graus de liberdade do denominador.

Se τ_s for desconhecido, o que é mais provável na prática, então, a seguinte estatística suprema é usada:

$$\sup F(s) = \sup_{\tau_s \in \tau_{s,\epsilon}} F(\tau_s) \quad (7);$$

aqui

$$(\tau_{s,\epsilon}) = \{(T_1, \dots, T_s): T_{j+1} - T_j \geq \epsilon T, T_1 \geq \epsilon T, T_s \leq (1 - \epsilon)T\} \quad (8)$$

é o conjunto de datas de interrupção permitidas sendo um parâmetro de corte definido pelo usuário. Ao se definir $\epsilon \in (0, 1)$, assegura-se que as quebras consideradas no teste sejam distintas e limitadas dos pontos finais da amostra, conforme assumido.

Hipótese (B)

A hipótese (B) é testada usando a seguinte estatística de máximo duplo:

$$WDmaxF(s_{max}) = \max_{1 \leq s \leq s_{max}} \frac{C_{\alpha,1}}{C_{\alpha,s}} \sup F(s), \quad (9),$$

onde $C_{\alpha,s}$ é o valor crítico de $\sup F(s)$ no nível de significância de α e s quebras. A ponderação de $\frac{C_{\alpha,1}}{C_{\alpha,s}}$ aqui garante que os p-valores marginais das estatísticas supremas ponderadas sejam todos iguais. Isso contrabalança a diminuição no valor p marginal de $\sup F(s)$ que vem do aumento de s e a perda de potência resultante quando s é grande. A estatística de teste também pode ser não ponderada, caso em que se define $\frac{C_{\alpha,1}}{C_{\alpha,s}} = 1$ para todos os s .

Hipótese (C)

Seja $\hat{\tau}_s = \{\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_s\}$, seja o conjunto de quebras estimadas obtidas com base nesse procedimento. Para o teste da hipótese (C), aplica-se a seguinte estatística:

$$F(s + 1|s) = \sup_{1 \leq j \leq s+1} \sup_{\tau \in \hat{T}_{j,\epsilon}} F(\tau | \hat{T}_s) \quad (10),$$

onde $\hat{\tau}_s$ contém estimativas de quebras s estipulada sob a hipótese de casco, τ é o adicional $(s + 1)$ -ésima quebra sob a alternativa, e

$$\hat{T}_{j,\epsilon} = \{\tau: \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\epsilon \leq \tau \leq \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\epsilon, \hat{T}_0 = 0, \hat{T}_{s+1} = 1\} \quad (11)$$

é o conjunto de quebras permitidas entre as quebras estimadas $(j - 1)$ -ésima e j -ésima. Portanto, $F(s + 1|s)$ está testando o nulo de s quebras *versus* a alternativa de que há uma quebra adicional em algum lugar dentro dos regimes estipulados no nulo. Finalmente, $F(\hat{T}_s)$ é a estatística F baseada em tomar as datas de interrupção estimadas em \hat{T}_s como dadas e testadas para um adicional em τ .

O $F(s + 1|s)$ é aplicável, sequencialmente, para estimar o número de quebras. Nesse caso, inicia-se testando o nulo de nenhuma quebra contra a alternativa de uma quebra apenas usando $F(0|1)$. Se o nulo for aceito, configura-se $\hat{s} = 0$ e encerra-se o procedimento. Se, no entanto, o nulo for rejeitado, estima-se o ponto de interrupção, denotado \hat{T}_1 , e divide-se a amostra em duas \hat{T}_1 . Em seguida, testa-se a presença de uma quebra em cada um dos duas subamostras, usando $F(1)$. Se nenhuma quebra for encontrada, define-se $\hat{s} = 1$ e se para, enquanto, se forem detectadas as quebras, estima-se sua localização e divide a amostra novamente. Este processo continua até que o teste não seja rejeitado.

As distribuições assintóticas dos testes acima nas séries temporais puras e casos de painel são encontradas em Bai e Perron (1998, 2003), e Ditzen *et al.* (2021), respectivamente. Como as distribuições são as mesmas, os valores críticos também são. Nesse caso, usam-se os valores críticos de Bai e Perron (1998) e Bai e Perron (2003), que são aplicáveis para $\epsilon \in \{0.05, 0.10, 0.15, 0.2, 0.25\}$. Em teoria, a validade dos valores críticos requer $T \rightarrow \infty$ no caso da série temporal e $N, T \rightarrow \infty$ com $T/N \rightarrow 0$ no caso do painel, o que na prática significa que T deve ser “grande” em ambos os casos, e que N deve ser ainda maior no caso do painel. Para algumas evidências de Monte Carlo sobre a precisão dessas previsões, faz-se referência a Bai e Perron (2003) e a Ditzen *et al.* (2021).

Assim que um número de quebras é detectado, o interesse se volta para sua localização, pois são as datas das quebras que os pesquisadores usam para identificar a causa subjacente da mudança. A abordagem-padrão na literatura é estimar quebras, minimizando a soma dos quadrados dos resíduos. Bai e Perron (1998, 2003) e Ditzen *et al.* (2021) fazem o mesmo. O estimador de data de interrupção é, portanto, dado por

$$\hat{T}_s = \arg \min_{T_s \in T_{s,\epsilon}} SSR(T_s), \quad (12),$$

onde $SSR(T_s)$ é a soma dos resíduos quadrados com base em s quebras. No caso da série temporal, os resíduos são retirados de (5), enquanto, no caso do painel, são retirados de (6). Se s for “pequeno”, a minimização é feita por procura em grade. Se, no entanto, s for “grande”, então a pesquisa em grade, que requer operações $O(T^s)$ OLS, torna-se computacionalmente muito cara e, possivelmente, até inviável. Nesses casos, a programação dinâmica eficiente - algoritmos de Bai e Perron (1998, 2003) e Ditzen *et al.* (2021), que limitam o número de operações para $O(T^2)$ para qualquer s - pode ser usada.

Uma vez que \hat{T}_s foi obtido, os intervalos de confiança para cada data de interrupção estimada podem ser estabelecidos, usando as fórmulas dadas em Bai e Perron (1998, 2003) e Ditzen *et al.* (2021).

O modelo utilizado para simular a existência de quebras estruturais no mercado brasileiro da carne bovina será o seguinte:

$$P_t = C + TCR_{t-1} \quad (13),$$

onde P_t é o preço de cada mercado no período t ; TCR_{t-1} é a taxa de câmbio real, defasada em 1 período. A taxa de câmbio real defasada é um fator relevante no comportamento do preço da carne bovina, principalmente nas exportações. Esse procedimento também segue Ditzen *et al.* (2021)²⁰.

4.3 Resultados

Nesta seção, o teste identificou quebras estruturais nas séries dos preços dos principais mercados bovinos brasileiros no período de março de 2004 a julho de 2021. Para isso, foram usados dados mensais sobre o preço do boi gordo (em arrobas). De início, foram estimados automaticamente o número e a localização do intervalo, sem nenhum conhecimento prévio do número de quebras ou de suas datas exatas, conforme mostram os resultados na Tabela 9 e Tabela 10, respectivamente.

²⁰ Os autores testam o modelo entre casos e óbitos por covid-19.

Tabela 9 – Teste sequencial para várias quebras em pontos de interrupção desconhecidas

Teste Estatístico de Quebras					
	<i>F</i> (1)	<i>F</i> (2)	<i>F</i> (3)	<i>F</i> (4)	<i>F</i> (5)
GO	154,05	58,00	98,26	99,77	124,73
MS	137,79	51,81	124,72	94,8	118,88
MT	145,99	63,91	116,17	130,65	150,13
MG	182,60	54,12	93,25	112,96	116,58
SP	177,76	50,95	112,44	88,55	106,35
PR	221,88	31,56	103,27	90,44	108,84
TO	252,50	51,52	116,17	86,99	105,07
Valores Críticos de Bai e Perron					
1%	12,29	13,89	14,80	15,28	15,76
5%	8,58	10,13	11,14	11,83	12,25
10%	7,04	8,51	9,41	10,04	10,58
Número detectado de quebras = 5					

Fonte: Elaboração própria, com os dados da pesquisa.

Conforme descrito na metodologia, o número máximo de quebras usando a abordagem de teste sequencial é $s_{max} = 5^{21}$. Ele relata o valor de teste em cada etapa da sequência e o valor crítico apropriado. O número de quebras é aumentado em 1, toda vez que o teste é capaz de rejeitar o nulo, começando em 0 quebra. Assim, percebe-se que 0 quebra é rejeitada em favor de pelo menos 1 quebra e que 1 quebra é rejeitada em favor de pelo menos 2 quebras, e, mesmo ao testar 4 quebras contra 5 ou mais quebras, o teste continua rejeitando. Conclui-se, portanto, que existem 5 quebras. O procedimento de teste foi em 5 pausas, mas, com 15% de corte (padrão), este também é o número máximo de pausas permitidas.

De acordo com os resultados, não há rejeições ao nível de 5%, sugerindo um modelo sem pausas. Isso, entretanto, parece improvável, dada a evidência de quebras relatadas tão distantes, evidenciando as 5 pausas. Na Tabela 10, estão expressas as datas de interrupção estimadas, ou seja, a localização do intervalo e os intervalos de confiança associados.

Tabela 10 – Datas das quebras identificadas

continua

Estimativa de pontos de interrupção					
	1	2	3	4	5
GO	2007m9	2010m7	2013m8	2016m3	2018m10

²¹ O número máximo permitido de quebras depende do comprimento mínimo das subamostras considerado e, portanto, no parâmetro de corte. O número máximo de pausas é dado pela fórmula 1-2, onde $[\cdot]$ é a menor função de interior maior. Para $\epsilon=0,15$, o permitido de quebras é 5, enquanto para $\epsilon=0,10$ é 8 e para $\epsilon=0,05$ é 18.

Tabela 10 – Datas das quebras identificadas

conclusão					
Estimativa de pontos de interrupção					
	1	2	3	4	5
MS	2007m9	2010m7	2013m8	2016m3	2018m10
MT	2008m9	2010m7	2013m8	2016m3	2018m10
MG	2008m9	2010m7	2013m8	2016m3	2018m10
SP	2008m9	2010m7	2013m8	2016m3	2018m10
PR	2007m9	2010m7	2013m8	2016m3	2018m10
TO	2008m10	2010m8	2013m3	2016m2	2018m10

Fonte: Elaboração própria, com os dados da pesquisa.

A primeira quebra estrutural foi detectada em setembro de 2007 nos estados de Goiás, Mato Grosso do Sul e Paraná, enquanto no Mato Grosso, Minas Gerais e São Paulo, só foi notada em setembro de 2008, e no Tocantins em outubro de 2008, decerto, como resultados da crise financeira de 2007/2008. Conforme discutido por Soares e Lopes (2015), ao estudarem quebras estruturais por meio da abordagem proposta por Qu e Perron (2007), no mercado bovino entre o Sudeste e Centro Oeste, os autores identificaram uma quebra estrutural no início de 2007 e a justificaram como consequência da crise financeira internacional.

A crise internacional em 2007/2008 carregou efeitos negativos em todos os países. Logo, o mercado bovino, assim como os demais setores da economia, prejudicaram-se com a redução das linhas de crédito, que, conseqüentemente, diminuiu os investimentos agropecuários, e com intensa desvalorização cambial, que encareceu a importação dos insumos necessários à produção. Com isso, comprometeu a oferta de gado no período e, conseqüentemente, registou aumento nos preços.

A segunda quebra foi nos meses julho e agosto de 2010, em todas as séries analisadas. A explicação se dá pela entressafra severa a partir de julho e agosto, quando os pastos ficaram muito prejudicados pela falta de chuva, bem como pelo aumento da demanda. Também é válido ressaltar que a inflação de 2010 foi a maior de cinco anos, contribuindo para o crescimento do custo de produção e para um aumento dos valores dos insumos. No médio e longo prazos, os preços tendem a se equilibrar e, com isso, em consequência das mudanças estruturais do mercado e com custos mais altos de produção, os produtores menos competitivos saem do mercado e a oferta de carne se equilibra no novo padrão de preços do boi, que acompanha o aumento do IPCA.

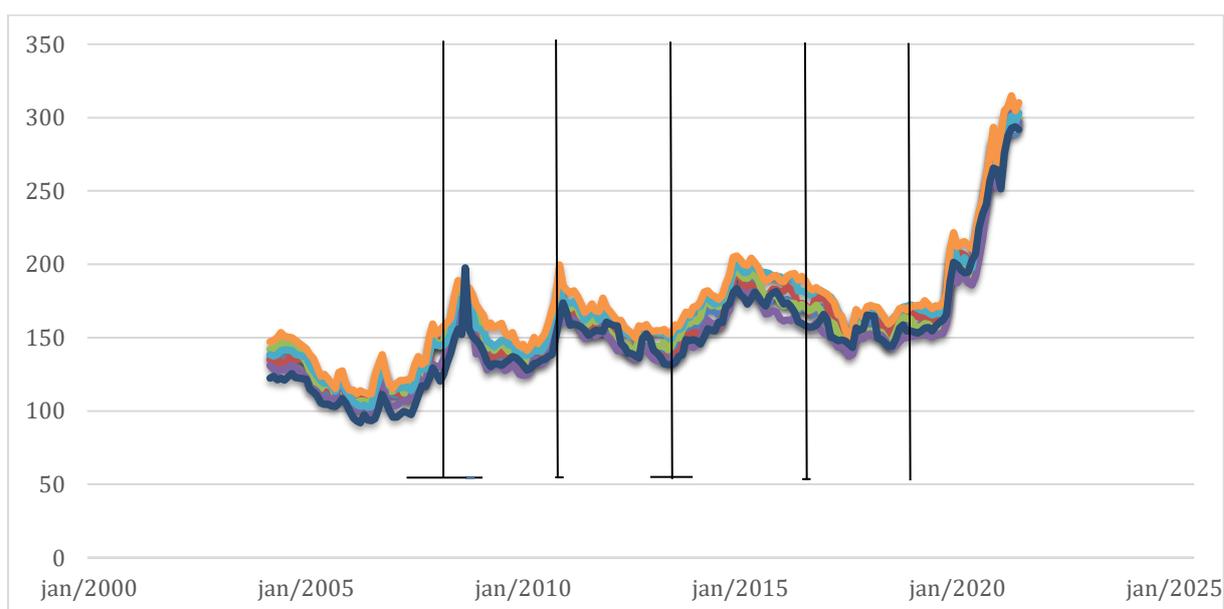
A terceira quebra aconteceu em março de 2013, em Tocantins, porém nas demais séries só aconteceu em agosto de 2013, fase acometida por uma das maiores secas dos últimos

anos, comprometendo a oferta de gado no período, e, conseqüentemente, ocasionando aumento nos preços. Ressalta-se que as diferenças nos períodos de quebras de cinco meses indicam um descolamento das praças em análise.

A quarta quebra foi detectada em fevereiro e março de 2016 em todas as séries analisadas. É importante lembrar que a retração econômica ocorrida nos anos de 2015 e 2016 fez a economia brasileira encolher 3,6% em 2016, em decorrência da desaceleração das *commodities*, do represamento de preços, da alta inflação e dos juros baixos. Com isso, houve baixo investimento no setor, diminuindo a produção, de tal modo ser conveniente afirmar que o preço da carne subiu bastante porque a oferta de boi para o abate estava menor do que a demanda de consumo.

Em outubro de 2018, não foi muito diferente. Aconteceu a quinta quebra estrutural no mercado, porém, desta vez, decorreu de as exportações de carne bovina do Brasil terem alcançado um nível recorde nesse ano em meio à forte demanda asiática, como a China. Segundo a Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes (2019), as exportações de carne bovina (*in natura* e processada) totalizaram o recorde de 1,639 milhão de toneladas em 2018, alta de 10% no comparativo anual.

Gráfico 6 – Comportamento das séries estaduais do preço do boi gordo dividida em segmentos.



Nota: As quebras foram identificadas em meses diferentes nas séries estudadas, exceto a última quebra.

Fonte: Elaboração própria, com os dados da pesquisa.

Recorre-se a essas informações para desenhar o Gráfico 6, onde as datas de interrupção estimadas são plotadas no mesmo gráfico das séries dos preços. A análise gráfica dos segmentos ótimos escolhidos denota intervalos curtos, exceto na primeira e terceira quebras. A confrontação das datas de quebra estimadas com os registros históricos enseja se proceder a uma interpretação mais rica do comportamento da série, conforme discutido anteriormente.

De acordo com a literatura, um crescimento da taxa de câmbio aponta para o aumento do preço pago aos produtores de carne bovina. Santos *et al.* (2016) mencionam que os aumentos nos preços são explicados por alguns fatores: quando o real se desvaloriza ante o dólar, o preço da carne brasileira se torna mais barato no Exterior, tornando as exportações mais atrativas, e um aumento da demanda externa acelera a escalada de preços do boi gordo no Brasil; e esse aumento do IPCA contribui para o do custo de produção e para um aumento dos valores dos insumos da produção, o que encarece o produto, havendo necessidade de aumentar os preços. Com arrimo neste fato, tem-se a Tabela 11, mostrando a relação da taxa de câmbio e o preço da carne bovina.

Tabela 11 – Relação Taxa de Câmbio x Preço da Carne Bovina

	GO	MS	MT	MG	SP	PR	TO
L_Intcr1	-0,096*	-0,085*	-0,102*	-0,089*	-0,089*	-0,097*	-0,082*
L_Intcr2	0,000	0,011	-0,021	0,004	0,014*	0,000	0,050
L_Intcr3	0,015	0,028	0,016	0,028	0,032*	0,044*	0,120*
L_Intcr4	0,075*	0,079*	0,066*	0,081*	0,081*	0,094*	0,110*
L_Intcr5	0,023*	0,022	0,019	0,040*	0,029*	0,040*	0,062*
L_Intcr6	0,084*	0,082*	0,084*	0,095*	0,085*	0,085*	0,11*
_cons	4,987*	4,992*	4,951*	4,970*	5,048*	5,007*	4,850*

Nota: O símbolo (*) indica nível de significância estatística a 10% de probabilidade.

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 11 mostra que o mercado bovino é periodicamente influenciado pela taxa de câmbio. Os valores dos coeficientes na primeira interação sugerem efeito negativo, em todos os mercados, de tal modo que o aumento na taxa de câmbio reduz significativamente o preço, em decorrência do choque no período – em virtude da relação inversa com o mercado europeu. Já os coeficientes com sinal positivo nas demais interações sugerem efeito contrário, quando se tem um aumento no preço da carne bovina. A taxa de câmbio real é claramente uma variável relevante para o desempenho do setor, contribuindo na formação do preço. Tem destaque a

última quebra, ocorrida em 2018, quando, por exemplo, o aumento de 1% na taxa de câmbio defasada proporcionou um aumento de 0,11% no mercado bovino de Mato Grosso.

4.4 Considerações Finais

Estudos para o comportamento do preço da carne bovina estão se tornando a cada dia mais importantes, não só para compreender melhor como o mercado funciona, mas também entender a trajetória de preço, como se sucedeu e o que levou à ocorrência de aumentos abusivos nos últimos anos. Desse modo, este ensaio, certamente, vai ajudar no entendimento dos acontecimentos que serviram de causas para tais quebras estruturais na série dos preços da carne bovina.

O método proposto por Bai e Perron (1998, 2003) para detectar quebras estruturais em séries temporais identificou o fato de que as datas estimadas para as quebras de preço do boi gordo nos principais mercado bovinos aproximam-se a datas de eventos que, por sua vez, colaboraram com oscilações na série. Por exemplo, no tempo da primeira quebra, que ocorreu de setembro de 2007 a outubro de 2008, o Governo encontrava-se em período de crise financeira, razão pela qual a série mostrava uma elevação e, logo em seguida, uma queda nos preços. A segunda quebra, em 2010, sucedeu em decorrência da alta na inflação. A terceira ocorreu em 2013, por causa da seca, que influenciou indiretamente a retração econômica de 2015-2016, ocasionando uma nova quebra em 2016. Quanto à última quebra, em 2018, esta foi gerada pela alta demanda de produção, especialmente para exportação.

As quebras estruturais acontecem por diversos fatores, como, *exempli gratia*, por forças externas, como a crise financeira internacional de 2007/2008, com o aumento das exportações, o crescimento do consumo interno de carne bovina, a variação cambial, grandes secas e até mesmo a concentração do mercado de frigoríficos. Todas as mencionadas causas são passíveis de explicar a flutuação dos preços da arroba bovina. Portanto, haja vista o fato de que a economia brasileira esteve a reboque desses eventos nos últimos anos, este experimento relativo às quebras estruturais é de grande valia.

É oportuno, ainda, o momento de exprimir a ideia de que os preços nos principais mercados bovinos brasileiros reagiram à taxa de câmbio nos últimos anos, sendo a maior reação na última quebra ocorrida em 2018.

Os resultados obtidos neste ensaio universitário em sentido estrito mostram a necessidade da colaboração do Governo em propor medidas de controle da inflação que

reduzam consideravelmente o aumento de itens essenciais de consumo doméstico, como a carne bovina. Mesmo que arrimado noutros experimentos acadêmicos de assemelhado teor, este trabalho, com muitos acréscimos de circunstâncias e indicadores novos, sem dúvida, é prestativo a ser base para surgentes estudos sobre o mercado bovino brasileiro, com vistas a produzir um melhor entendimento a respeito das distintas ondas de aumentos nos preços.

REFERÊNCIAS

- AGROLINK. **Cotações**. Disponível em: <https://www.agrolink.com.br/cotacoes/historico/go/boi-gordo-15kg>. Acesso em: 10 ago. 2021.
- ARAGÃO, A.; CONTINI, E. **O agro no Brasil e no mundo: uma síntese do período de 2000 a 2020**. 2020. Embrapa Sire. Disponível em: <https://www.embrapa.br/documents/10180/62618376/O+AGRO+NO+BRASIL+E+NO+MUNDO.pdf/41e20155-5cd9-f4ad-7119-945e147396cb>. Acesso em: 31 out. 2021.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNE. **Beef Report 2022: perfil da pecuária no Brasil**. São Paulo: 2020. Disponível em: <http://abiec.com.br/publicacoes/beef-report-2022/>. Acesso em: 9 jun. 2022.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNE. **Exportações 2019**. Disponível em: <http://abiec.com.br/exportacoes>. Acesso em: 02 out. 2021.
- AURÉLIO NETO, O. O Brasil no mercado mundial de carne bovina: análise da competitividade da produção e da logística de exportação brasileira. **Ateliê GeoFigura**, Goiânia, v. 12, n. 2, p. 183-204, ago. 2018. DOI: 10.5216/ag.v12i2.47471. Disponível em: <https://www.revistas.ufg.br/atelie/article/download/47471/2657>. Acesso em: 18 out. 2021.
- BACCHI, M. R. P. Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, **Anais [...]**. Foz do Iguaçu, Paraná.
- BAI, B. Y. J.; P. PERRON. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, [s. l.], v. 66, n. 1, p. 47-78, 1998. DOI: 10.2307/2998540. Disponível em: <https://www.econometricsociety.org/publications/econometrica/1998/01/01/estimating-and-testing-linear-models-multiple-structural>. Acesso em: 10 out. 2022.
- BAI, J.; P. PERRON. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, [s. l.], v. 18, n. 1, p. 1-22, 2003. DOI: 10.1002/jae.659. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/jae.659>. Acesso em: 10 out. 2022.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of political economy**, [s. l.], v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992. DOI: 10.1086/261816. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2138606>. Acesso em: 05 nov. 2021.
- BATALHA, M. O.; BUAINAIN, A. M. **Cadeia produtiva de produtos orgânicos**. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, Secretaria de Política Agrícola, Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura. Brasília, v. 5, p. 39-73, 2007.
- BEVERIDGE, S., NELSON, C. R. A. New approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, [s. l.], v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981. DOI: 10.1016/0304-3932(81)90040-4. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304393281900404>. Acesso em: 10 jan. 2022.

- BRY, G.; BOSCHAN, C. **Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs**. **NBER**, Nova York, p. 7-63, 1971. Disponível em: <https://www.nber.org/books-and-chapters/cyclical-analysis-time-series-selected-procedures-and-computer-programs>. Acesso em: 17 fev. 2022.
- BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C. **Measuring business cycles**. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.
- CALEMAN, S.; CUNHA, C. Estrutura e conduta da agroindústria exportadora de carne bovina no Brasil. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 13, n. 1, p. 93-108, 2011. Disponível em: <http://www.revista.dae.ufla.br/index.php/ora/article/view/308>. Acesso em: 5 fev. 2022.
- CAMARGO, F. P.; FREDO, C. E.; BUENO, C.R.F.; BAPTISTELLA, C. S. J.; CASER, D. V.; ANGELO, J. A.; MIURA, M.; COELHO, P. J.; MARTINS, V. A. Previsões e estimativas das safras agrícolas do Estado de São Paulo, intenção de plantio do ano agrícola 2018/19 e levantamento final ano agrícola 2017/18, setembro de 2018. *In: Análises e Indicadores do Agronegócio*, São Paulo, v. 13, n. 11, p. 1-10, nov. 2018. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=14539>. Acesso em: nov. 2018.
- CANOVA, F. Detrending and business cycle facts. **Journal of Monetary Economics**, [s. l.], v. 41, n. 3, p. 475-512, 1998. DOI: 10.1016/S0304-3932(98)00006-3. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304393298000063>. Acesso em: 07 nov. 2022.
- CARVALHO, M. L. P.; FELEMA, J. Projeção do preço da arroba do boi gordo no estado de São Paulo utilizando modelos lineares dinâmicos. **Revista de Economia e Sociologia Rural** 60(spe): e249166, 2022. DOI: 10.1590/1806-9479.2021.249166. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rest/a/pvDgFZ684QDgCsjqRDB5RHv/>. Acesso em: 03 dez. 2022.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA E CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA E PECUÁRIA. **PIB do agronegócio brasileiro de 1996 a 2021**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>. Acesso em: 31 maio 2021.
- CUNHA, C. A.; CUNHA, A. A.; ARAÚJO, K. D. Convergência de preços do boi sob presença de quebra estrutural. *In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL*, 46., 2008, Rio Branco. **Anais [...]**, Rio Branco: SOBER, 2008.
- CUNHA, D. A.; LIMA, J. E.; BRAGA, J. M. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com *threshold*. **Análise Econômica**, [s. l.], v. 28, n. 53, p. 251-267, 2010. DOI: 10.22456/2176-5456.8103. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/view/8103>. Acesso em: 25 set. 2022.
- DE ZEN, S.; BARROS, G. S. C. Formação de preços do boi, uma perspectiva histórica. **Visão Agrícola**, Piracicaba, v. 3, p. 120-122, 2005.
- DIAS, F. R. T.; MEDEIROS, S. R.; MALAFAIA, G. C. **Consumo mundial de carne bovina com crescimento menor nos próximos anos**. 2021. Disponível em: <https://www.cicarne>

.com.br/wp-content/uploads/2021/05/Boletim-CiCarne-43-2021.pdf. Acesso em: 31 out. 2021.

DITZEN, J.; KARAVIAS, Y.; WESTERLUND, J. **Testing and estimating structural breaks in time series and panel data in Stata**. Pré-impressão arXiv arXiv:2110.14550 [econ.EM], 2021. DOI: 10.48550/arXiv.2110.14550. Disponível em: <https://arxiv.org/abs/2110.14550>. Acesso em: 27 out. 2022.

DU, Q.; WU, M.; XU, Y.; LU, X.; BAI, L.; YU, M. Club convergence and spatial distribution dynamics of carbon intensity in China's construction industry. **Natural Hazards**, [s. l.], v. 94, n. 2, p. 519-536, 2018. DOI: 10.1007/s11069-018-3400-2.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. Multiple regimes and cross-country growth behavior. **Journal of applied econometrics**, [s. l.], v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995. DOI: 10.1002/jae.3950100404. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/jae/japmet/v10y1995i4p365-84.html>. Acesso em: 02 nov. 2021.

DURLAUF, S. N.; KOURTELLOS, A.; AND MINKIN, A. The local Solow growth model. **European Economic Review**, [s. l.], v. 45, n. 4-6, p. 928-40, 2001. DOI: 10.1016/S0014-2921(01)00120-9. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0014292101001209>. Acesso em: 16 jul. 2022.

EKINCI, M. F. Intuitive and reliable estimates of output gap and real exchange rate cycles for turkey. **Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi**, [s. l.], v. 55, n. 2, p. 772-783, 2020. DOI: <http://dx.doi.org/10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.20.04.1308>. Disponível em: <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/94698/>. Acesso: 03 maio 2022.

FERREIRA, P. C; ELLERY JÚNIOR, R. G. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996. DOI: <https://doi.org/10.12660/bre.v16n11996.2881>. Disponível em: https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/439/0000629_81.pdf. Acesso em: 06 dez 2021.

FOCHEZATTO, A.; STÜLP, V. J. Análise da convergência da produtividade da mão-de-obra agropecuária entre os estados brasileiros: aplicação de matrizes de Markov, 1990-2000. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba, v. 46, n. 03, p. 739-765, jul.-set./2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000300007>. Acesso em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032008_000300007. Acesso em: 06 dez 2021.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **CODACE**. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/codace>. Acesso em: 02 dez. 2022.

GALOR, O. Convergence? inferences from theoretical models. **The Economic Journal**, [s. l.], v. 106, n. 437, p. 1056-1069, 1996.

GOMES, F. A. R.; MAGALHÃES, M. A. Construindo uma cronologia mensal de recessões para o estado do Espírito Santo. **Brazilian Business Review** (Port. ed., Online), Vitória, v. 12, n. 2, Art. 2, p. 26-48, mar./abr. 2015. DOI: <http://dx.doi.org/10.15728/bbr.2015.12.2.2>.

Disponível em: <http://www.spell.org.br/documentos/ver/34690/construindo-uma-cronologia-mensal-de-recessoes-para-o-estado-do-espírito-santo-i/pt-br>. Acesso em: 03 abr. 2022.

HANSEN, B. E. The new econometrics of structural change: dating breaks in U.S. labor productivity. **The Journal of Economic Perspectives**, [s. l.], v. 15, n. 4, p. 117-128, 2001. DOI: 10.1257/jep.15.4.117. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2696520>. Acesso em: 19 abr. 2022.

HARDING, D.; PAGAN, A. Dissecting the cycle: a methodological investigation. **Journal of monetary economics**, [s. l.], v. 49, n. 2, p. 365-381, 2002. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00108-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00108-8). Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304393201001088>. Acesso em: 19 abr. 2022.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Postwar U.S. Business Cycles: an empirical investigation, **Carnegie Mellon University discussion paper**. [s. l.], n. 451, 1980. DOI: <https://doi.org/10.2307/2953682>. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2953682?origin=JSTOR-pdf>. Acesso 03 maio 2022.

HOLLAUER, G.; ISSLER, J.V.; NOTINI, H.H. Novo indicador coincidente para a atividade industrial brasileira. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 1, p. 5-27, jan./mar. 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502009000100001>.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa trimestral do abate de animais**. 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9203-pesquisas-trimestrais-do-abate-de-animais.html?=&t=o-que-e>. Acesso em: 12 dez. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa trimestral do abate de animais**. 2021. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1092>. Acesso em: 12 dez. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Produção da pecuária municipal 2020**. Rio de Janeiro, v. 48, p. 1-12, 2020. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/84/ppm_2020_v48_br_informativo.pdf. Acesso em: 12 jun. 2022.

KAMBER, G.; MORLEY, J.; WONG, B. Intuitive and reliable estimates of the output gap from a Beveridge-Nelson Filter. **The Review of Economics and Statistics**. [s. l.], v. 100, n. 3, p. 550-566, 2018. DOI: http://dx.doi.org/10.1162/REST_a_00691. Disponível em: https://econpapers.repec.org/scripts/redirector.php?u=http%3A%2F%2Fwww.mitpressjournals.org%2Fdoi%2Fpdf%2F10.1162%2Frest_a_00691;h=repec:tpr:restat:v:100:y:2018:i:3:p:550-566. Acesso em: 29 set. 2022.

LITTERMAN, R. B. **A bayesian procedure for forecasting with vector autoregression**. Working Paper- Massachusetts Institute of Technology, Department of Economics. 1980.

MORLEY, J. C. A state-space approach to calculating the Beveridge-Nelson Decomposition. **Economics Letters**. [s. l.], v. 75, p. 123-127, 2002.

NAKABASHI, L.; CRUZ, M. J. V.; SCATOLIN, F. D. Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira. **Revista Econ. contemp.**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 433-461, set.-dez. 2008.

OLIVEIRA, F. C. A. **Análise de quebra estrutural no número de casos de Covid-19 no Rio Grande do Norte**. 2022. 28f. – Monografia (Bacharelado) - Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Exatas e da Terra, Departamento de Estatística. Natal, 2022.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Meat consumption (indicator)**. 2021. Disponível em: <https://data.oecd.org/agroutput/meat-consumption.htm>. Acesso em: 03 nov. 2021.

PANCERA, A. Q. A. A.; ALVES, A. F. Testando a hipótese do mercado central: uma análise dos preços do boi gordo na presença de quebras estruturais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 58, n. 4, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.206751>.

PAULA, F. A. **As causas da grande recessão brasileira (2014-2016)**. 2019. 58f. – Monografia (Bacharel em Ciências Econômicas) - Universidade Federal de Uberlândia, Instituto de Economia e Relações Internacionais, 2019.

PENNA, C.; LINHARES, F. Uma nota sobre "Teste da convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil". **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 51, n. 1, mar. 2013.

PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. **Econometrica**, [s. l.], v. 74, n. 4, p. 967-1012, 2006.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. A note on the asymptotic distributions of unit root test in the additive outlier model with breaks. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 13, p. 181-201, 1993. DOI: 10.12660/bre.v13n21993.2981.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica, Econometric Society**, [s. l.], v. 75, n. 6, p. 1771-1855, nov. 2007. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2007.00811.

PIRES BRITO, S. B.; BRAGA, I. O.; CUNHA, C. C.; PALÁCIO, M. A. V.; TAKENAMI, I. Pandemia da COVID-19: o maior desafio do século XXI. **Vigil Sanit Debate**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, 54-63, 2020. DOI: 10.22239/2317-269X.01531.

PORTO JÚNIOR, S.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica espacial da renda per capita e crescimento entre os municípios da região Nordeste do Brasil - Uma análise Markoviana. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 34, n. 3, jul./set. 2003.

QU, Z.; PERRON, P. Estimating and testing structural changes in Multivariate regressions. **Econometrica**, [s. l.], v. 75, n. 2, p. 459-502, 2007.

QUAH, D. T. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of economic growth**, [s. l.], v. 2, n. 1, p. 27-59, 1997.

QUAH, D. T. Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. **The economic journal**, [s. l.], v. 106, n. 437, p. 1045-1055, 1996.

RELATÓRIO ANUAL DE DESMATAMENTO 2021. São Paulo, **Brasil MapBiomias**, 2022. 126 páginas. Disponível em: <http://alerta.mapbiomas.org/>. Acesso em: 5 jul. 2022.

RIVERO, S.; ALMEIDA, O.; ÁVILA, S.; OLIVEIRA, W. Pecuária e desmatamento: uma análise das principais causas diretas do desmatamento na Amazônia. **Nova Economia**, [s. l.], v. 19, n. 1, 2011. Disponível em: <https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/1037>. Acesso em: 5 jul. 2022.

RUA, A. Money growth and inflation in the euro area: a time-frequency view. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, [s. l.], v. 74, n. 6, p. 875–885, 2012.

SABADIN, C. **O comércio internacional da carne bovina brasileira e a indústria frigorífica exportadora**. 2006. 123f. - Dissertação (Mestrado em Agronegócios) - Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Programa de Pós-graduação em Agronegócios, 2006.

SACHS, R. C. C.; MARTINS, S. S. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do bezerro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006: uma aplicação do modelo VAR. **Revista de Economia Agrícola**, [s. l.], v. 54, n. 1, p. 75-85, 2007.

SACHS, R. C. C.; PINATTI, E. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**, [s. l.], v. 5, n. 3, p. 329-352, 2007. DOI: 10.25070/rea.v5i3.108. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/7432>. Acesso em: 21 maio. 2022.

SCHUNTZEMBERGER, A. M. S. **Análise do comportamento dos preços do boi gordo na pecuária de corte paranaense: período 1994-2009**. 2010. 99f. – Dissertação (Mestrado em Ciências Veterinárias) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós Graduação em Ciências Veterinárias, 2010.

SHIKIDA, C.; PAIVA, G. L.; ARAÚJO JÚNIOR, A. F. Análise de quebras estruturais na série do preço do boi gordo no estado de São Paulo. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 20, n. 2, p. 265-286, 2016.

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, v. 53, n. 2, p. 343-360, 2015.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The quarterly journal of economics**, [s. l.], v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

SPOHR, G.; FREITAS, C. A. Teste da convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 49, p. 341-368, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000200004>.

TABOSA, F. J. S.; FERREIRA, R. T.; ALMEIDA, A. N.; SOUZA, H. G.; CASTELAR, P. U. C. Convergência do PIB agropecuário per capita dos estados. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 28, n. 4, p. 21, 2020.

TABOSA, F. J. S.; IRFFI, G. D.; PENNA, C. M. Análise de clube de convergência para o mercado brasileiro do milho. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v.11, n. 1, 2014.

TOLEDO, Y. I. M.; SANTIAGO, M. M. D. Análise do comportamento de preços na pecuária bovina, Estado de São Paulo, 1970-83. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 14, n. 6, p. 21-28, jun. 1984.

VOGELSANG, T. J. **Essays on testing for nonstationarities and structural change in time series models**, Ph.D. Dissertation, Princeton University, 1993.

VOGELSANG, T. J.; PERRON, P. Additional test for unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. **International Economic Review**, [s. l.], v. 39, p. 1073-1100, 1998.

YOGO, M. Measuring business cycles: A wavelet analysis of economic time series. **Economics Letters**, [s. l.], v. 100, n. 2, p. 208-212, 2008.

ZEN, S.; MENEZES, S. M.; CARVALHO, T. B. Perspectivas de consumo de carne bovina no Brasil. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, **ANAIS [...]**. Rio Branco, Acre. Acesso em: 22 set. 2022. p. 13.

APÊNDICE

APÊNDICE A: Séries das datações em algoritmo

Turning points for LN_GO:	Turning points for LN_MG:	Turning points for LN_MS:	Turning points for LN_MT:	Turning points for LN_PR:	Turning points for LN_SP:	Turning points for LN_TO:
peaks	troughs	peaks	troughs	peaks	troughs	peaks
2004M08	2004M05	2004M08	2005M09	2004M08	2006M01	2005M11
2005M11	2005M09	2005M11	2006M06	2006M04	2006M06	2006M10
2006M10	2006M06	2006M10	2007M05	2006M10	2007M05	2008M07
2008M01	2007M02	2007M12	2008M02	2007M12	2008M02	2009M10
2008M07	2008M03	2008M07	2009M03	2008M07	2009M05	2010M04
2009M10	2009M08	2009M10	2010M02	2009M07	2010M01	2010M11
2011M11	2010M02	2010M11	2011M06	2010M11	2011M06	2011M11
2012M11	2012M08	2011M11	2012M08	2011M11	2012M08	2012M11
2014M04	2013M05	2012M10	2013M06	2012M11	2013M05	2013M10
2014M12	2014M07	2014M12	2015M07	2014M04	2014M07	2014M04
2015M11	2015M08	2016M02	2016M08	2014M12	2015M08	2014M12
2016M11	2016M09	2016M12	2017M07	2015M11	2016M08	2015M05
2018M01	2017M07	2017M12	2018M06	2016M10	2017M07	2015M10
2019M04	2018M06	2018M12	2019M06	2017M09	2018M06	2016M04
2019M12	2019M06	2019M12	2020M05	2018M10	2019M02	2016M10
2021M04	2020M05	2021M04		2019M04	2019M07	2018M03
				2019M12	2020M05	2019M03
Duration:		Duration:			2019M12	2019M06
expansion	6,50	expansion	6,53	Duration:		2021M04
						2020M05
						Duration:
						expansion
						6,53
						2021M01

contraction 6,60	contraction 6,80	expansion 4,56		expansion 4,56	contraction 6,80	Duration:
		contraction 6,82	Duration:	contraction 6,82		expansion 5,50
Amplitudes:	Amplitudes:		expansion 5,16		Amplitudes:	contraction 5,50
expansion 0,17	expansion 0,19	Amplitudes:	contraction 5,00	Amplitudes:	expansion 0,17	
contraction -0,13	contraction -0,14	expansion 0,14		expansion 0,12	contraction -0,12	Amplitudes:
		contraction -0,11	Amplitudes:	contraction -0,09		expansion 0,16
Cumulation:	Cumulation:		expansion 0,15		Cumulation:	contraction -0,12
expansion 0,85	expansion 0,79	Cumulation:	contraction -0,10	Cumulation:	expansion 0,82	
contraction -0,65	contraction -0,63	expansion 0,43		expansion 0,36	contraction -0,59	Cumulation:
		contraction -0,62	Cumulation:	contraction -0,46		expansion 0,51
Excess:	Excess:		expansion 0,61		Excess:	contraction -0,54
expansion 5,36	expansion -5,49	Excess:	contraction -0,44	Excess:	expansion 4,37	
contraction 11,04	contraction 9,70	expansion -5,18		expansion 0,42	contraction 7,98	Excess:
		contraction 5,18	Excess:	contraction 9,43		expansion -15,90
			expansion -10,67			contraction 5,49
			contraction 12,57			