

Universidade de São Paulo  
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

Especulação nos mercados futuros de boi gordo no Brasil

**Augusto Seabra Santos**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em  
Ciências. Área de concentração: Economia aplicada

Piracicaba  
2021

Augusto Seabra Santos  
Bacharel em Ciências Econômicas

**Especulação nos mercados futuros de boi gordo no Brasil**  
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador  
Prof. Dr. **ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em  
Ciências. Área de concentração: Economia aplicada

Piracicaba  
2021

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação**  
**DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP**

Santos, Augusto Seabra

Especulação nos mercados futuros de boi gordo no Brasil / Augusto Seabra Santos. -- versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. -- Piracicaba, 2021.

114 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Especulação 2. Derivativos futuros de boi gordo 3. Preços 4. Volatilidade L. . I. Título

## DEDICATÓRIA

*Dedico à minha mãe, Claudia. Minha amiga, conselheira, meu porto seguro. Obrigado por tudo! Todo meu sucesso é somente resultados dos seus esforços.*

*Dedico ao meu avô Antônio (em memória). Saudades eternas do meu companheiro e meu mestre.*

## AGRADECIMENTOS

*À minha mãe, por todo seu esforço e amor.*

*Aos meus avós, Izabel, José e Nadege, por todo o amor.*

*Ao meu pai Helder e meu irmão Pedro, pelo carinho.*

*Ao meu padastro Gilberto, por toda amizade.*

*Aos meus tios Cássio, Márcia, Améria e Aléssio, pelos incentivos ao meu crescimento profissional.*

*Aos meus padrinhos Dudu, Cidinha e Piquita, pelo apoio.*

*Aos meus tios, tias e primos.*

*À minha amada Camila, que me suportou neste período de quarentena, sustentando todo o companheirismo de um casal.*

*Ao meu orientador, Alexandre, que sempre acreditou no meu potencial e nas minhas ideias.*

*Aos avaliadores André Sanches, Geraldo Barros, José Cesar Cruz Júnior, Rodrigo Lana e Sérgio De Zen pelas contribuições na banca de defesa e qualificação.*

*Aos professores do Programa de Pós Graduação de Economia Aplicada da ESALQ, pelos seus ensinamentos e conselhos durante os seis anos de pós graduação.*

*Aos funcionários do LES, pelas suas dedicações ao departamento.*

*Aos meus amigos de pós graduação, Elder, João, Josimar, Miranda, Giovani, Willian e Adauto, pela agrabilíssima companhia e pelo compartilhamento do conhecimento.*

*Aos meus amigos de República Antônio, Cabelo, Felps, Sã, Henrique, Palmito, Tiozinho e Thierry, que sempre proporcionaram a melhor convivência.*

*Aos meus amigos economistas, Guti, Iago, Tuin, Emano, Mateus, Kassio, Geraldo, Guilherme e Felipe, pela duradoura amizade e pelos incentivos.*

*Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, pelo apoio financeiro em forma de bolsa de estudos.*

*Em geral, agradeço a todos que contribuíram direta e indiretamente para a conclusão deste trabalho.*

## EPÍGRAFE

*“Não procedas como se houveses de durar dez milênios, o fim inevitável pende sobre ti, enquanto vives, enquanto podes, torna-te um bom.”*

*Marco Aurelio*

## SUMÁRIO

<b>RESUMO</b> .....	<b>7</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>8</b>
<b>LISTA DE FIGURAS</b> .....	<b>9</b>
<b>LISTA DE TABELAS</b> .....	<b>10</b>
<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	<b>11</b>
1.1. CARACTERIZAÇÃO DO PROBLEMA.....	11
1.2. UM BREVE PANORAMA SOBRE O MERCADO FÍSICO DE BOI GORDO NO BRASIL.....	13
1.3. MERCADO FUTURO DE BOI GORDO .....	15
1.4. OBJETIVOS .....	17
<b>2. OS PREÇOS FUTUROS DE BOI GORDO REAGEM ÀS PRESSÕES ESPECULATIVAS?</b> .....	<b>19</b>
<b>RESUMO</b> .....	<b>19</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>20</b>
2.1. BREVE INTRODUÇÃO.....	20
2.2. REVISÃO DE LITERATURA .....	21
2.3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA .....	24
2.4. RESULTADOS E DISCUSSÕES .....	41
2.5. ROBUSTEZ.....	54
2.6. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	60
<b>3. DIFERENTES ESTRATÉGIAS DE ESPECULAÇÃO CAUSAM DISTINTOS IMPACTOS SOBRE A VOLATILIDADE DOS FUTUROS DE BOI GORDO?</b> .....	<b>63</b>
<b>RESUMO</b> .....	<b>63</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>64</b>
3.1. INTRODUÇÃO .....	64
3.2. REVISÃO DE LITERATURA .....	65
3.3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA .....	68
3.4. BASE DE DADOS .....	68
3.5. RESULTADOS .....	81
3.6. EFEITOS DA ESPECULAÇÃO SOBRE A VOLATILIDADE INTRADIÁRIA DOS CONTRATOS FUTUROS DE BOI GORDO .....	100
3.7. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	101
<b>4. CONCLUSÕES: OS RESULTADOS OBTIDOS E UMA PROPOSTA REGULATÓRIA</b> .....	<b>103</b>
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>109</b>

## RESUMO

### Especulação nos mercados futuros de boi gordo no Brasil

Desde os acontecimentos da crise do *subprime*, em 2008, luzes foram lançadas sobre as relações entre especuladores e as *commodities*. Na oportunidade, diversos segmentos da sociedade apontaram os especuladores, principalmente os fundos de índices, como desestabilizadores dos mercados globais de *commodities*. No cenário americano muita atenção foi dada a este tema, porém, poucas evidências endossaram as críticas sobre efeitos perversos da especulação em derivativos agrícolas, minerais e de energia. Por outro lado, no Brasil esta discussão ainda é incipiente, gerando poucas ferramentas para decisões regulatórias. Dado o contexto, o objetivo deste estudo é elucidar as relações dos especuladores com os preços e volatilidades dos futuros de boi gordo negociados no Brasil. Primeiro, é evidenciado que, na média, os preços futuros do boi respondem basicamente aos choques de demanda e oferta, tendo a especulação como um fator neutro na determinação dos preços. Já no que tange à volatilidade, para se afirmar que especuladores causam distúrbios nos mercados, deve-se definir qual a estratégia de especulação. Os resultados indicam que, em contratos próximos do vencimento, os especuladores *day trade* são possíveis desestabilizadores dos futuros de boi, principalmente quando ocorrem movimentos inesperados. A desestabilização por parte dos *day traders* traz à tona que estes *players* devem atuar nos mercados com poucas informações, ancorando-se somente pelas sinalizações dos preços. Por outro lado, os movimentos esperados de especuladores que mantêm suas posições (em grande parte investidores institucionais) tendem a estabilizar os mercados, diminuindo a volatilidade. Ou seja, as evidências apontam que os especuladores de médio prazo detêm boas informações acerca do mercado, assim, atuando na posição contrária às distorções, de modo a conduzir os preços para seus valores ditados pelos fundamentos. Estes resultados podem ser importantes no trato regulatório do mercado de derivativos agrícolas, em que os limites de posições de *day traders* tendem a ser mais efetivos para controlar excessos de volatilidades, do que estabelecer a paralisação total das operações.

**Palavras-chave:** Especulação; Derivativos futuros de boi gordo; Preços; Volatilidade L.



## ABSTRACT

### **Speculation in cattle future markets in Brazil**

Since the events of the subprime crisis in 2008, relations between speculators and commodities have been further analyzed. Various segments of society have pointed to speculators, especially index funds, as potential drivers of destabilizing global commodity markets. In the USA, this theme was well analyzed, however, so far little evidence has indicated perverse effects of speculation on agricultural, mineral and energy derivatives. On the other hand, in Brazil this discussion is still incipient, to support necessary instruments for regulatory decisions. Given the context, the objective in this PhD dissertation is to study the speculators' relations with the prices and volatilities of live cattle future markets. First, we find that the future prices of live cattle is basically due to shocks in demand and supply while speculation does not change prices substantially. In terms of volatility, in order to assume that speculators cause disturbances in the markets, it is necessary to define a specification strategy that they adopt. Our results indicate that, in expired contracts, day trade speculators can destabilize cattle futures, particularly when unexpected movements occur. The finance destabilization on the part of day traders shows that these players must act in the markets with information, being guided only by price signals. On the other hand, the expected movements of speculators that maintain their positions (mostly funds) tend to stabilize the markets, reducing volatility. In other words, the evidence points out that medium-term speculators have good market information, thus acting in a position against distortions, in order to drive prices to their values driven by their fundamentals. These results may be important in the regulation of the agricultural derivative markets, where the limits of day traders' positions tend to be more effective in controlling volatilities, than establishing a total shutdown of operations.

**Keywords:** Speculation, Live cattle futures, Prices and Volatility

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Painel de informações .....	14
Figura 2. Evolução temporal dos contratos em aberto e volumes negociados de futuros de boi gordo.....	16
Figura 3. Percentual de contratos em aberto por tipo de participante.....	17
Figura 4. Percentual de participação de especuladores nos contratos em aberto de Boi Gordo .....	17
Figura 5. Preços e volumes dos contratos de boi gordo.....	26
Figura 6. T de Working .....	28
Figura 7. Pressões de demanda .....	31
Figura 8. Pressões sobre a oferta.....	32
Figura 9. Curva de Working.....	34
Figura 10. Spreads entre os preços spot e os futuros t+3 .....	35
Figura 11. Taxa de câmbio entre real e dólar.....	36
Figura 12. IRF 1º contrato .....	48
Figura 13 IRF contrato de outubro .....	49
Figura 14. Decomposição histórica - primeiro contrato a vencer .....	53
Figura 15. Decomposição histórica - vencimento em outubro.....	54
Figura 16. Posição líquida dos especuladores.....	56
Figura 17. Outras medidas de especulação .....	56
Figura 18. Funções de impulso-resposta dos choques não antecipados de cada participante das negociações sobre os preços.....	58
Figura 19. Respostas dos preços futuros aos choques nas medidas especulativas em um VEC bivariado .....	59
Figura 20. Respostas dos preços aos choques de especulação em um SVAR em nível .....	60
Figura 21. Percentual de contratos futuros de boi gordo negociados em regime de day trade .....	71
Figura 22. Média anual dos percentuais de operações de day trade nos futuros de boi gordo.....	71
Figura 23. Volatilidade estimada .....	74
Figura 24. Componentes inesperados das medidas de especulação .....	76
Figura 25. Volatilidade intradiária .....	81

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Variáveis que compõe o PCA de pressões de demanda .....	30
Tabela 2. Variáveis que compõe o PCA de pressões de oferta.....	32
Tabela 3. Estatísticas descritivas .....	37
Tabela 4. Teste de cointegração .....	38
Tabela 5. Critérios de informação.....	38
Tabela 6. Testes para lag 2.....	39
Tabela 7. Decomposição de variância dos preços futuros de boi gordo – próximo vencimento.....	50
Tabela 8. Decomposição de variância dos preços futuros de boi gordo – contrato com vencimento em outubro .....	51
Tabela 9. Estatísticas descritivas e testes de raiz unitária.....	72
Tabela 10. Teste da qualidade de ajuste de Pearson.....	77
Tabela 11. Coeficientes estimados da equação 1 .....	83
Tabela 12. Coeficientes estimados da equação 2 .....	86
Tabela 13. Testes de autocorrelação e heterocedasticidade.....	87
Tabela 14. Testes de viés de sinal .....	88
Tabela 15. Teste de estabilidade de Nyblom.....	89
Tabela 16. Testes de Causalidade de Granger.....	90
Tabela 17. Outras medidas de especulação de longo prazo – equação 1 .....	92
Tabela 18. Outras medidas de especulação de longo prazo – equação 2.....	93
Tabela 19. Estimção dos componentes esperados e inesperados via otimização dos critérios de informação.....	94
Tabela 20. Equação da volatilidade com os controles de volumes e OI .....	95
Tabela 21. Resultados estimados utilizando outras variações do EGARCH - est 1 .....	96
Tabela 22. Resultados estimados utilizando outras variações do EGARCH - est 2.....	97
Tabela 23. Teste placebo.....	99
Tabela 24. Coeficientes estimados para volatilidade intradiária.....	100
Tabela 24. Coeficientes estimados – 1º contrato a vencer .....	105
Tabela 25. Coeficientes estimados – Contrato com vencimento em outubro.....	106

## 1. INTRODUÇÃO

### 1.1. Caracterização do problema

As *commodities* atraem a atenção de todo planeta dado que são matérias-primas de praticamente toda a gama de produtos existentes, desde alimentos, vestuários, energia, até mesmo produtos *high-tech*. Os preços das *commodities* possuem influência sobre as decisões de consumo e produção de toda a cadeia global de negócios, fazendo com que tais movimentos de preços tenham um elevado impacto direto sobre a vida das pessoas.

Pela constante interação entre preços de *commodities* e os padrões de vida da população, existe um grande anseio mundial em compreender as dinâmicas de preços que as cercam. Tradicionalmente, os diversos segmentos da população entendiam que as *commodities* eram precificadas a partir das interações entre demanda, oferta e estoque, transacionados no mercado físico (Hart e Kreps, 1986). Porém, com o avanço dos produtos financeiros, as *commodities* começaram a integrar um volumoso mercado de derivativos e as suas negociações que antes eram dadas no mercado físico, agora também são realizadas no mercado financeiro.

As mudanças no ambiente de negociação geraram questionamentos de diversos segmentos da sociedade. A dúvida pairou sobre a possibilidade das dinâmicas de preços também sofrerem mudanças e serem afetadas por este novo mercado de negociação (Hamilton e Wu, 2015). Assim, foram surgindo debates sobre a possibilidade das *commodities* sofrerem de “financeirização”, um processo no qual as *commodities* passam a se comportar como ativos financeiros.

As negociações de *commodities* em mercados financeiros foram idealizadas como um instrumento para que os produtores e demandantes destes produtos pudessem mitigar os riscos oriundos das variações de preços, além da função de descoberta de preços (Giambiagi, 2018). Neste sentido, mercados futuros e de opções surgiram para que os produtores se protegessem de vieses de baixa nos preços e os demandantes se precavessem de possíveis elevações (Hull, 2016). Desta forma, os agentes inseridos na cadeia poderiam possuir maior gerenciabilidade sobre os seus negócios, dado que seus preços podem ser “travados” (Hull, 2016). Os indivíduos que utilizam os derivativos como um instrumento de proteção de preços, são denominados *hedgers* (Marques et al., 2006).

Por outro lado, os mercados futuros e de opções não são factíveis sem os agentes que tomam os riscos que os *hedgers* necessitam (Marques et al., 2006). Estes agentes são os arbitradores e especuladores. Os arbitradores participam das negociações de contratos futuros agrícolas com o objetivo de aproveitar as diferenças de preços entre os mercados, lucrando com esta margem de diferença (Hull, 2016).

Já os especuladores, são agentes que participam das negociações com objetivos de obter ganhos pela diferença entre o preço de compra e o preço de venda, sem nenhuma intenção física ou de investimento no derivativo (Hull, 2016). Neste sentido, os especuladores geram um processo de transferência de riscos em troca de lucros nas variações dos preços (Tirole, 1982). No conceito da teoria de Keynes-Hicks, a especulação funciona como uma espécie de um bem substituto do mercado de seguros de preços (Tirole, 1982).

Face ao exposto, a maior característica de um especulador é assumir os riscos de variações dos preços que os *hedgers* intentam mitigar (Hull, 2016). Tais características tornam os especuladores fundamentais para o funcionamento dos mercados futuros agropecuários.

Apesar de um papel importante no funcionamento dos mercados futuros, os especuladores ainda sofrem uma resistência de diversos segmentos da sociedade. Esta resistência decorre pelo fato de que, enquanto no mercado físico os especuladores deveriam obter o produto para especular, no mercado financeiro a posse deste produto não é

mais necessária. Adicionalmente, os especuladores podem alavancar suas posições nos mercados futuros e de opções (Marques et al., 2006). A possibilidade de alavancagem permite que os especuladores possam transacionar as mercadorias em volumes muito maiores que no mercado físico. Estas transações podem criar ofertas e demandas fictícias de um produto que não necessariamente seria transacionado no mercado físico, incorrendo em uma influência não fundamentada pela economia nas dinâmicas dos preços das *commodities* (Gilbert, 2010). É neste sentido, que diversos segmentos da sociedade se questionam sobre a ocorrência do fenômeno de “financeirização das *commodities*”.

Desde o século XIX economistas possuem como objeto de análise a consequência de especulações sobre os mercados futuros de *commodities*, induzido pela homologação da regulamentação na Bolsa de Berlim, na qual limitaria as posições de especuladores. No século XX o tema se tornou central, sendo debatido por grandes economistas, como Keynes e Friedman (Haase et al., 2016).

Alguns autores chegaram à conclusão de que os especuladores são potenciais desestabilizadores dos mercados futuros. Hart e Kreps (1986) afirmam que, mesmo sob expectativas racionais, os especuladores podem desestabilizar os mercados. Os autores baseiam na ideia de que especuladores agem no armazenamento, podendo, por exemplo, retirar suprimentos dos mercados caso esperam aumentos de preços, mesmo que os preços já estejam altos. Já Stein (1987), acrescenta que os especuladores desestabilizam os mercados principalmente quando possuem informações limitadas, de modo que tenderão a desviar ainda mais os preços dos seus fundamentos econômicos. Por outro lado, Friedman (1953) afirma que os especuladores tendem a estabilizar os mercados, pois estes compram quando os preços estão baixos e vendem quando os preços estão altos, assim, amortecendo os extremos dos preços.

Recentemente, estes debates ganham mais coro a partir do momento em que, juntamente com o aumento da atividade especulativa em mercados futuros, na década de 2000, ocorre também aumentos substanciais dos preços médios e aumento das volatilidades das *commodities* agrícolas e minerais, em todo o mundo (Hamilton e Wu, 2014). Um marco nos estudos científicos sobre a financeirização das *commodities*, foi o depoimento ao congresso americano de Michel W. Masters, gestor de fundos de hedge (*Master's Capital Management*) em 2008, indicando grande influência da especulação sobre o *boom* de preços das *commodities*.

Neste sentido, Masters (2008) argumenta que os investimentos em índices de *commodities* foram um dos principais propulsores dos aumentos dos seus preços entre 2003 e 2008, contracenando até mesmo com a alta da demanda de *commodities* por parte da China. Desta forma, Masters (2008) indica que a grande demanda dos fundos de índice criou uma bolha no setor de *commodities*, resultando em máximas de preços que estavam além de seus valores determinados pela relação econômica entre oferta e demanda.

As evidências levantadas por Masters (2008) fizeram com que vários pesquisadores canalizassem seus esforços para entender se os especuladores realmente poderiam causar algum distúrbio nos mercados futuros e *spot* de *commodities*. Neste sentido, com os avanços destas pesquisas, criam-se termos para o fenômeno, como “financeirização das *commodities*”, ou “financeirização dos alimentos” (Bruno et al., 2017). Este contexto é ainda mais importante, no sentido de que investimentos em *commodities* tendem a elevar os retornos em carteiras diversificadas (Silveira, 2008).

Muitos estudos sobre financeirização das *commodities* foram realizados, principalmente em *commodities* energéticas, como o petróleo WTI (*West Texas Intermediate*), por exemplo em Kilian e Murphy (2014) e Hamilton e Wu (2014). Recentemente, a financeirização agropecuária também tem sido um tema recorrente, como os casos de Pindyck e Rotemberg (1990), Sanders et al. (2010), Hamilton e Wu (2015), Janzen et al. (2018) e Etienne et al. (2018).

Apesar dos avanços desta temática, ainda não se tem um consenso sobre os impactos da especulação sobre os vários derivativos de *commodities* negociados ao redor do planeta. Enquanto estudos como os de von Braun e Tadesse (2012) e Juvenal e Petrella (2015) encontram evidências de que os movimentos especulativos podem afetar os

fundamentos de *commodities*, outros estudos como os de Irwin e Sanders (2012b) e Kilian e Lee (2014) não encontram nenhuma influência dos especuladores sobre os preços dos derivativos.

Outra característica dos estudos sobre a temática é que, majoritariamente, as pesquisas desenvolvidas são realizadas sobre os mercados futuros norte-americanos, que por sua vez abarca os maiores volumes de negociação em relação ao resto do mundo. No cenário brasileiro poucos estudos, como Silva et al. (2013) e Raniero (2018) abordaram o tema de especulação nos futuros agropecuários nacionais.

Devido ao não esgotamento da temática e à grande canalização sobre o mercado norte-americano, este estudo propõe abordar os efeitos especulativos sobre *commodities* agrícolas no Brasil. O mercado futuro analisado será o de boi gordo, um dos mercados futuros mais antigos e maduros do país. Esta temática no cenário Brasileiro também ganha importância, no sentido de que o país é um dos principais produtores e exportadores de carne bovina do mundo. Dados os baixos volumes financeiros dos derivativos futuros brasileiros, se comparados aos mercados norte-americanos, um excesso de especulação pode causar distúrbios dos preços e volatilidades dos mercados futuros de boi.

Face ao exposto, estudar os efeitos da especulação sobre os mercados de Boi Gordo no Brasil torna-se relevante uma vez que a formação de preços vá além da interação entre oferta e demanda e podem ser prejudiciais tanto aos produtores, quanto aos consumidores da proteína animal (Kilian e Murphy, 2014). Caso os preços se desviem das leis de oferta e demanda, as decisões de produção e armazenagem não serão otimizadas, assim, podendo incorrer prejuízos aos produtores (Pindyck e Rotemberg, 1990). Já no que tange aos consumidores, aumentos especulativos nos preços das *commodities* agrícolas podem aumentar substancialmente os níveis de pobreza no cenário global, visto que os alimentos são, relativamente, os bens de maior consumo por parte de pessoas com menor renda (Zoellick, 2011). No que concerne à cadeia global, fenômenos que alteram as condições de preços agrícolas no Brasil tendem a se refletir na cadeia do agronegócio mundial (Barros et al, 2014).

Neste sentido, torna-se essencial a discussão regulatória de mercados financeiros, caso sejam evidenciados que os especuladores possam gerar externalidades negativas à sociedade. O trato regulatório Brasileiro acerca da financeirização no país define um limite de posição que um único *player* pode atuar neste contrato, além de um limite de oscilação sobre os preços futuros (B3, 2019). Porém, novamente, a carência de estudos que providenciem resultados que direcionem uma regulação mais incisiva, no sentido de gerar corretos incentivos econômicos ao setor, se tornam cada vez mais necessários (Kilian e Murphy, 2014).

Por outro lado, a regulação dos mercados futuros, tendo em vista que os especuladores não afetam tais mercados, pode culminar em incentivos econômicos distorcidos, incorrendo em ainda menos liquidez nestes mercados, prejudicando os *hedgers* que buscam a mitigação dos riscos (Hamilton e Wu, 2015). No Brasil, é conhecido que os mercados futuros necessitam de liquidez para se desenvolver, assim, caso não haja relação entre preços e especuladores, qualquer regulação se torna infundada e prejudicial à esta ferramenta de gerenciamento de riscos para os produtores brasileiros.

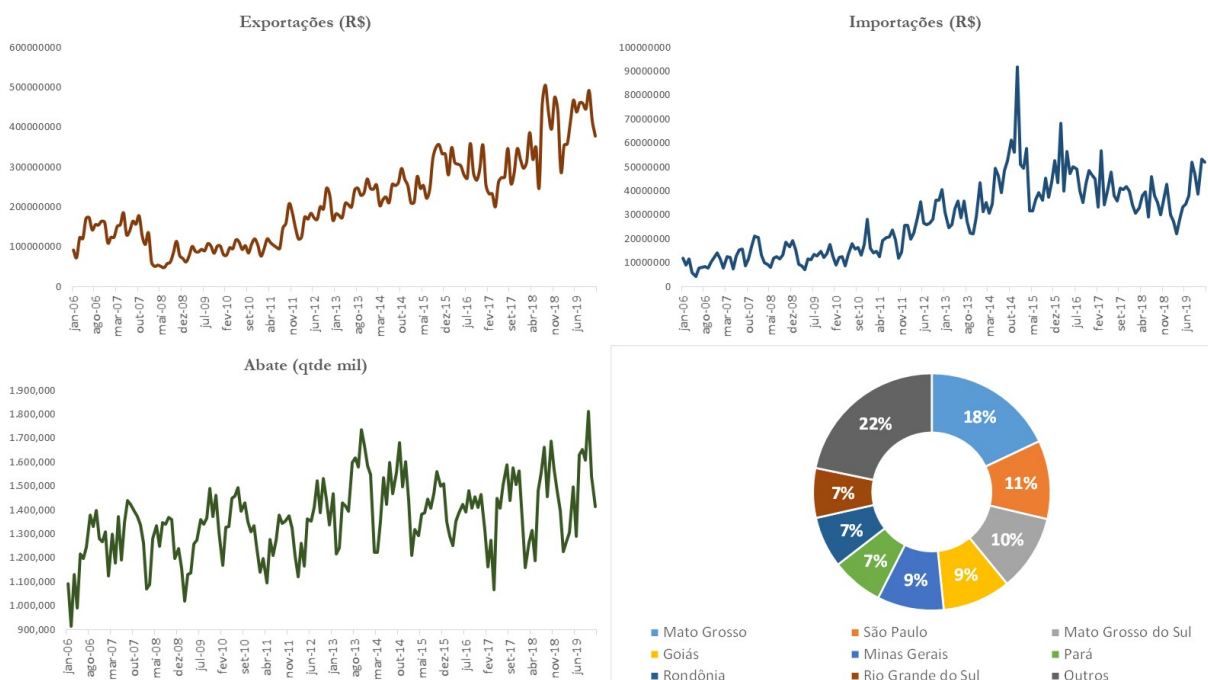
## **1.2. Um breve panorama sobre o mercado físico de boi gordo no Brasil**

A cadeia produtiva de boi gordo é um setor de importância ímpar para a economia brasileira Brasil. De acordo com ABIEC (2019) a cadeia do boi representou cerca de 8,5% do PIB brasileiro em 2019. O rebanho bovino brasileiro foi de aproximadamente 215 milhões de cabeças em 2019, de acordo com o PPM/IBGE (2019). Os maiores estados produtores são Mato Grosso, São Paulo e Mato Grosso do Sul.

No mercado externo, o Brasil toma a posição central, tendo o maior rebanho do mundo e também é o líder de exportação (Abrafrigo, 2020). Cerca de 20% de toda produção é exportada, tendo um volume muito baixo de

importação, assim, tornando um exportador líquido (ABIEC, 2019). O maior parceiro comercial brasileiro é a China, absorvendo 40% de todo volume exportado (MDIC, 2019).

Em 2019, os volumes de exportações para a China se elevaram devido à crise sanitária chinesa de peste suína africana, que dizimou rebanhos suínos, deixando o país em déficit de proteína. Assim, a carne bovina entrou no radar dos chineses como alternativa à carne suína. Deste modo, houve substancial elevação nas exportações de carne bovina brasileira. Neste período, os preços também se elevaram. As evoluções temporais das exportações, importações e abate, além da participação estadual da produção em 2019 estão disponíveis na Figura 1.



**Figura 1.** Exportações, importações de carne bovina, abate de bovinos e maiores estados exportadores.  
Fonte: Ipea; MDIC e IBGE.

A atividade da pecuária de corte pode ser caracterizada por dois momentos: “dentro da porteira” e “fora da porteira”. O primeiro momento se refere às atividades de cria, recria e engorda, praticada dentro dos estabelecimentos rurais. A cria é caracterizada pela produção do bezerro (ou reposição), enquanto a recria é a atividade relacionada à criação do boi magro, ao passo que a engorda (ou terminação) é o processo final de elevação de peso do animal, originando o boi gordo (Urso, 2007). Um mesmo estabelecimento pode tanto se especializar em cria, ou em recria, ou em engorda, quanto pode realizar todo o processo. De acordo com o Censo Agropecuário (2017), cerca de 2,5 milhões de estabelecimentos rurais praticam a atividade pecuária.

No Brasil, a grande maioria da produção animal é via sistema extensivo de pastagem. De acordo com o Censo Agropecuário (2017), as áreas de pastagens ocupam mais de 160 milhões de hectares. Do total de pastagens, cerca de 30% são pastagens naturais, ao passo que 70% são áreas de pastagens plantadas. O animal também pode ser criado em sistema de confinamento, que concerne em alojar o animal em piquetes e currais, com ampla disponibilidade de comida. O confinamento é mais comum na última etapa de produção, a engorda. Este sistema corresponde à aproximadamente 5% da produção animal no Brasil, segundo o Censo de Confinamento DMS (2019). A diferença marcante entre os dois sistemas é que, enquanto o sistema extensivo gera um menor custo ao produtor, o sistema intensivo eleva a produtividade e diminui o tempo de abate do boi.

O segundo momento da cadeia de produção da carne bovina é “fora da porteira”, que compreende do abate, desossa, corte, embalagem, logística até a venda no varejo. O processamento do animal (abate, desossa, corte e embalagem) é praticada pelo setor de frigoríficos, que também podem atuar verticalizados, realizando a exportação, venda em atacado e até mesmo venda em varejo. Nos frigoríficos, são criados vários produtos após o abatimento do animal, como cortes de carne in natura, carne processada, couro, sebo, etc. (Urso, 2007).

No Brasil, existem cerca de 1.500 frigoríficos habilitados. Apesar de um número considerável de frigoríficos, cerca de 55 % deste mercado está concentrado em 5 frigoríficos. De acordo com Urso e Barrionuevo Filho (2008), existe poder de mercado na aquisição dos animais por parte frigoríficos. Desse modo, enquanto “dentro da porteira” tem-se uma estrutura competitiva, “fora da porteira” é regida sob um mercado oligopolista.

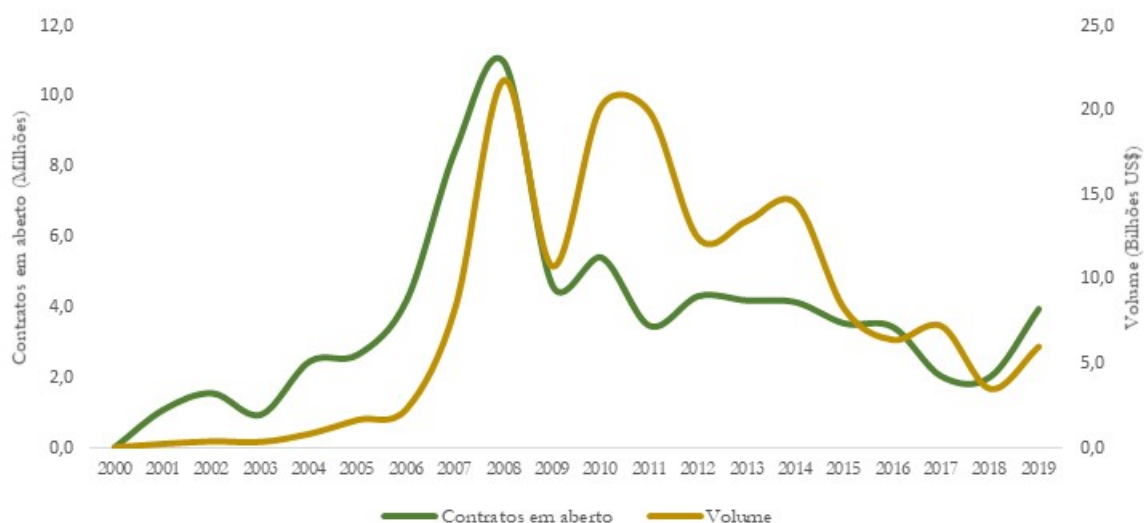
### **1.3. Mercado futuro de boi gordo**

Os contratos futuros de boi gordo no Brasil são negociados na B3 são negociados com vencimentos em todos os meses do ano. A sigla do contrato é BGI. O contrato especifica que devem ser negociados bovinos machos, com 16 arrobas líquidas com idade máxima de 42 meses. O contrato tem tamanho de 330 arrobas líquidas. Os futuros de boi gordo são cotados em reais por arroba líquida, com duas casas decimais. A variação mínima de apreçoção é de R\$ 0,05.

Não existe mais entrega física, tendo liquidação financeira, com o vencimento incidindo na última negociação do mês de vencimento do contrato. O indicador de preços futuros é calculado pelo CEPEA/ESALQ, caracterizando o Indicador de Preços do Boi Gordo Esalq/B3 através da média diária ponderada de preços à vista do boi gordo no estado de São Paulo. A B3 estabelece, como gerenciamento de riscos, um limite de oscilação de 3,5% do preço de ajuste do dia anterior.

Na Figura 2, são apresentadas as quantidades de contratos em abertos e os volumes financeiros, em dólar, por ano, negociados nos mercados futuros de boi gordo na B3. Os contratos, nos moldes que são negociados atualmente, começaram a ser oferecidos a partir de 2000. O ano em que houve o maior número de contratos em aberto e o maior volume de negociação foi em 2008, quando muitos fundos de investimentos incorporaram os derivativos agrícolas em seus portfólios (Hamilton e Wu, 2015). Neste ano foram constatados quase 11 milhões de contratos em aberto e um volume com cerca de 21 bilhões de dólares. Porém, após a crise do *subprime*, houve diminuição dos contratos e volumes negociados. Em 2017 o número de contratos futuros em aberto de boi gordo foi de apenas 2 milhões, cerca de 80% menor do que negociado no auge de 2008. Porém, entre 2018 e 2019 o número de contratos em aberto praticamente dobrou, indicando um reaquecimento de negociações dos futuros de boi no Brasil. Esta elevação em 2019 pode estar atrelada à maiores embarques para a China, que elevaram os preços e a incerteza sobre o boi gordo.





**Figura 2.** Evolução temporal dos contratos em aberto e volumes negociados de futuros de boi gordo

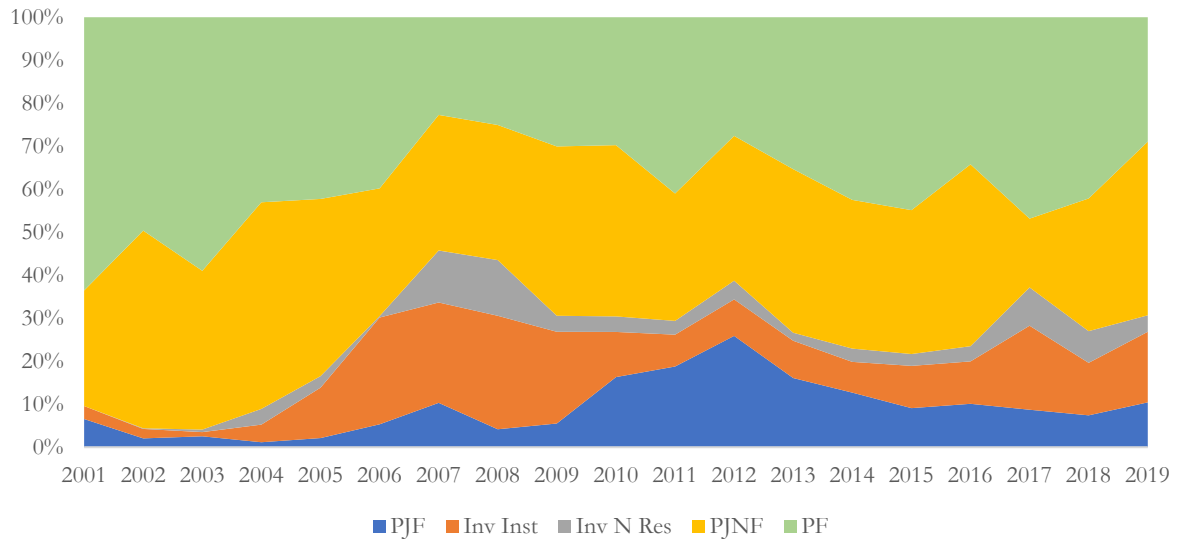
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados disponíveis na B3.

A B3 classifica os agentes que negociam os contratos futuros em 5 classes<sup>1</sup>: Pessoas Jurídicas Financeiras (PJF), Investidores Institucionais (Inv Inst), Investidores Não-Residentes (Inv N Res), Pessoas Jurídicas Não-Financeiras (PJNF) e Pessoas Físicas (PF). Na Figura 3, são sumarizados os percentuais de cada participante nos contratos em abertos do boi gordo, entre 2000 e 2019.

O maior número de participantes dos futuros de boi são pessoas físicas e pessoas jurídicas não-financeiras. De acordo com Urso (2007), estes são os participantes que possuem maior propensão à atuarem nos mercados como mitigadores de risco, ou, *hedgers*. Já as demais classes estão mais atreladas à especuladores (Urso, 2007). Cabe ressaltar que a maior participação dos investidores institucionais, compostos por fundos de *hedge*, foi justamente durante a crise do *subprime*, entre 2007 e 2009, compondo cerca de um quarto das negociações. Os investidores institucionais tiveram uma reaparição nos últimos anos da série, compondo cerca de 20% do mercado.

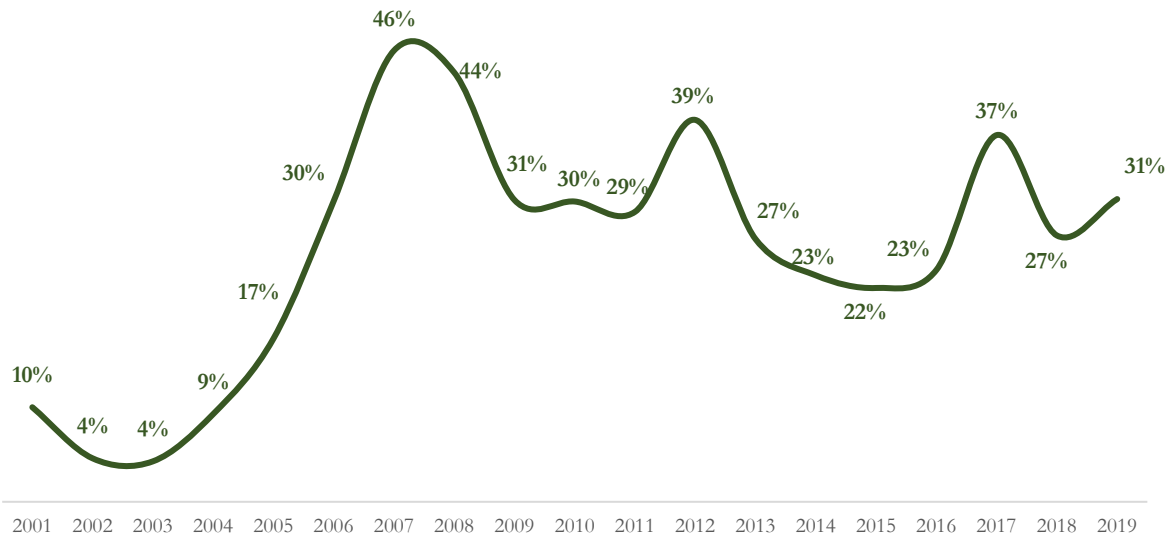
Somando as classes propensas à especulação, notadamente, Pessoas Jurídicas Financeiras, Investidores Institucionais e Investidores Não-Residentes, tem-se que quase metade dos contratos em aberto entre 2007 e 2008 tiveram cunho especulativo, de acordo com a Figura 4. Os especuladores voltaram a ter participação no mercado em 2012 e entre 2017 e 2019.

<sup>1</sup> A partir destas classificações que serão feitas inferências sobre os especuladores. Mais detalhes são delineados nos capítulos 2 e 3.



**Figura 3.** Percentual de contratos em aberto por tipo de participante

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados disponíveis na B3.



**Figura 4.** Percentual de participação de especuladores nos contratos em aberto de Boi Gordo

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados disponíveis na B3.

### 1.4. Objetivos

Esta tese possui como objetivo principal analisar se os movimentos especulativos podem gerar possíveis distúrbios nos mercados futuros de Boi Gordo (BGI). Divide-se em duas estratégias para fomentar as evidências sobre a financeirização das *commodities* agrícolas no Brasil, a saber: i) efeitos das posições de especuladores sobre os preços futuros; e ii) efeitos da especulação sobre as volatilidades dos futuros de boi gordo;

A primeira estratégia supracitada (capítulo 2) intenta analisar se as pressões das posições especulativas, medido pelo índice de Working (1960), está atrelado à algum padrão dos preços dos contratos futuros de boi gordo, através de uma abordagem de vetor de correção de erros estrutural (SVEC). Nesta estratégia surge a necessidade de criar *proxies* de frequência diária que representam os fundamentos econômicos. Ao final, são realizados uma série de testes de robustez.

A segunda estratégia (capítulo 3) concerne em mensurar e discernir os efeitos de especuladores de curto e longo prazo sobre as volatilidades dos preços futuros, via modelagem ARIMA-GARCH. Os efeitos intradiários também são considerados. Testes de robustez e testes placebo também são realizados.

Os resultados obtidos geram alguns *insights* sobre a atuação dos especuladores no mercado futuro de boi gordo no Brasil. Assim, este estudo se encerra no capítulo 4 guia-se em brevemente apresentar os resultados obtidos e conectá-los à um plano de ação regulatória.

## 2. OS PREÇOS FUTUROS DE BOI GORDO REAGEM ÀS PRESSÕES ESPECULATIVAS?

### RESUMO

#### Os preços futuros de boi gordo reagem às pressões especulativas?

Devido à importância das *commodities* nas cadeias de suprimentos global, muito se estuda a determinação de seus preços. Historicamente, os fundamentos de oferta, demanda e estoques estão entre os principais direcionadores de preços. Porém, após incidentes durante à crise do *subprime*, em 2008, a especulação ganhou mais notoriedade como um possível direcionador dos preços de *commodities*. Neste contexto, muitos estudos foram destinados à avaliação de impactos especulativos sobre os preços de diversos produtos, principalmente dos setores agrícolas, mineral e de energia. Tais estudos foram direcionados basicamente aos mercados futuros norte-americanos. Assim, este capítulo tem como objetivo trazer estas análises para o cenário brasileiro, focando especificamente nos futuros de boi gordo, que por sua vez é um produto em que o Brasil possui relevância internacional. Para avaliar os efeitos especulativos sobre os preços futuros do boi gordo (primeiro contrato a vencer e contrato de outubro), utiliza-se a metodologia SVEC (vetor de correção de erros estrutural), construindo *proxies* de frequência diária para demanda, oferta e estoques. Uma série temporal de pressão especulativa foi criada a partir do índice T Working. Os resultados apontaram que choques de pressões especulativas possuem efeitos estatisticamente iguais a zero sobre os futuros de boi gordo. Por outro lado, predominam-se os choques de demanda e oferta. Os testes de robustez, que utilizam outras medidas especulativas e outras especificações de modelagem, corroboram com os resultados encontrados. Estes resultados podem ser úteis para formulações de tratos regulatórios, em que limite de posições de especuladores podem não ser necessárias, dado que estes *players* não afetam os preços.

**Palavras-chave:** Especulação; Derivativos futuros de boi gordo; Preços; SVEC L.

## ABSTRACT

### Do speculators drive live cattle future prices?

Knowing the importance of commodities in global supply chains, there are many studies that investigate the determination of their prices. Historically, supply, demand and stocks have been the main drivers of prices. However, after price changes in the subprime crisis in 2008, speculation emerged as a possible driver of commodity prices. In this context, there have been many studies on the speculative impacts on the prices of various products, mainly agricultural, mineral and energy. Such studies were mainly directed at North American futures markets. Thus, this chapter aims to carry out these analyzes for the Brazilian scenario, focusing specifically on live cattle futures, that Brazil has international relevance, and its futures contracts are those that have the greatest liquidity among the commodities traded at B3. The speculative effects on the future prices of live cattle (first contract due and October contract) are estimated using the SVEC methodology (structural vector error correction), building high frequency proxies for demand, supply, and stocks. A time series of speculative pressure is constructed from the T Working index. Our results showed that speculative pressure shocks have zero effects on live cattle futures. On the other hand, demand and supply shocks are the drivers of prices. The robustness tests, which use other speculative measures and other modeling specifications, corroborate the results found. These results can be useful for formulating regulatory deals, in which limit speculators' positions may not be necessary, given that these players do not affect prices.

**Keywords:** Speculation, Live cattle futures, Prices and SVEC

### 2.1. Breve Introdução

A especulação em *commodities* agrícolas é alvo de diversos estudos como um fator que pode afetar a dinâmica dos mercados em diversas frentes, como preços, volatilidades e comovimentos. Os efeitos especulativos sobre os preços e retornos dos produtos agrícolas são os efeitos mais pesquisados entre os economistas que se relacionam com a temática (Boyd et al., 2018). Tal preocupação se deve pelo elevado impacto global de alterações nos preços agrícolas que não sejam justificadas pelos seus fundamentos (Pindyck e Rotemberg, 1990)

A função dos especuladores nos mercados futuros é a criação de liquidez e a mitigação dos riscos. Porém, elevações sincronizadas de pressões especulativas e preços futuros colocaram os *police makers* em alerta, principalmente após o depoimento de Masters (2008).

Caso especuladores sejam capazes de elevar os preços de grãos e proteínas, pessoas mais abastadas, ou seja, aquelas que dependem maior parte da sua renda à alimentação, seriam a parcela da sociedade mais prejudicada. Assim, uma pressão especulativa que aumenta os preços dos alimentos, pode causar maior desnutrição, pobreza e desigualdade (Gilbert, 2010). Por outro lado, diminuições dos preços agrícolas que são justificadas somente pela especulação, têm consequências diretas aos produtores, afetando suas rentabilidades. Logo, efeitos especulativos podem colocar em risco o incentivo que os produtores possuem de ofertarem alimentos (Pindyck e Rotemberg, 1990). Nestes casos em que os especuladores causam impactos nos preços, reguladores devem delinear tratos regulatórios que limitam estes impactos.

A especulação também pode não ter causalidade nas variações dos preços. Isto é, aumentos especulativos atrelados as elevações nos preços podem ser somente uma boa análise dos fundamentos por parte dos fundos, assim, lucrando com elevações, porém não causando estes movimentos nos preços (Irwin e Sanders, 2012b). Ou ainda, em uma análise micro, nem mesmo pode existir elevações de especulação seguido de variações do preço. Neste contexto,

uma regulação restritiva pode prejudicar os *hedgers*, limitando sua liquidez, causando efeitos perversos nesta ferramenta de mitigação de risco.

Face ao exposto, torna-se então bastante relevante compreender e quantificar o verdadeiro impacto especulativo sobre os preços das *commodities*. Tais pesquisas podem servir a sociedade no sentido de gerar evidências para que os reguladores atuem, tanto no sentido de restringir a atuação dos especuladores (caso estes possuam efeitos perversos no mercado), quanto no sentido de obter segurança de que regulações restritivas podem afetar negativamente os mercados futuros (caso não sejam encontrados efeitos especulativos que geram distúrbios nos mercados).

Neste sentido, este capítulo propõe a análise dos impactos especulativos sobre os preços futuros de boi gordo, negociados no Brasil. Dado que os especuladores podem atuar no mercado através da antecipação de eventos econômicos, suas participações podem se confundir com direcionamentos nos preços. Desta forma, para a correta inferência, será construído um modelo VEC estrutural, que engloba tanto os fundamentos econômicos, quanto medidas de pressões especulativas.

Uma atenção especial foi dada as variáveis de frequência diária, que podem constituir *proxies* de demanda, oferta e estoque. Além destas *proxies*, o câmbio e variáveis externas ao sistema, como sazonalidade e uma variável binária para capturar os efeitos da PSA (Peste Suína Africana). Com os fundamentos bem representados, diminui-se o risco de inferências errôneas.

Para representar pressões especulativas, foi construído o índice T de Working, que mensura a pressão especulativa sobre as posições de *hedge* (Working, 1960). Também se utiliza a posição líquida dos especuladores, além de diferentes conceitos de especulação.

Por fim, são realizados testes de robustez, com o objetivo de verificar os resultados obtidos. Nesta seção de robustez são empregadas outras metodologias, como o SVAR. Variações de medidas de especulação também são realizadas. Além disto, os componentes dos fundamentos são colocados à prova.

## 2.2. Revisão de literatura

Estudos que se dedicam na avaliação dos efeitos especulativos sobre os preços das *commodities* foram crescentes na última década, principalmente após o desencadeamento da crise do *subprime* e toda a discussão encabeçada pelo depoimento de Masters ao congresso norte americano. Apesar da maior parte dos estudos indicarem baixa ou nenhuma relação entre especulação e preços, o assunto está longe de ser exaurido.

Pode-se traçar um perfil para as pesquisas realizadas sobre a temática. Na maior gama de publicações, diferencia-se: i) a *commodity* analisada; ii) a frequência e o horizonte temporal; iii) a medida de especulação; iv) a metodologia empregada; e v) o impacto especulativo. Um resumo sobre os artigos pesquisados é encontrado no Quadro 1.

Constata-se que prevalecem os artigos focam nos mercados futuros de forma mais ampla, sem direcionar o foco em apenas um produto, como em Sanders e Irwin (2010) e Capelle-Blancard e Coulibaly (2011). Assim, tem-se que poucos artigos focam na relação entre especulação e preços para um produto específico, e quando ocorrem, são geralmente direcionados aos mercados de grãos e de petróleo cru, como em Kilian e Murphy (2014) e Etienne et al. (2018). No caso do boi gordo é mais corriqueiro ser analisado conjuntamente com outras *commodities*, sendo raros os estudos que dedicam exclusivamente à relação entre especulação e preços do boi gordo. Os estudos analisados englobaram as seguintes *commodities*: boi gordo, bezerro, porco magro, milho, trigo, soja, algodão, colza, gás natural, petróleo cru e minerais, como cobre, ouro e minério.

Outro padrão entre os *papers* é a utilização de uma frequência semanal e a análise de um horizonte temporal que englobe a crise do *subprime*, como em Irwin (2013) e Palazzi et al. (2020). O padrão semanal se deve à divulgação das informações do CFTC (*Commodity Futures Trading Commission*) sobre posição dos negociantes não comerciais, que se dá todas as sextas-feiras, assim, criando uma frequência semanal para os dados de especulação. Já em relação ao horizonte temporal, a maioria dos artigos analisados centram suas análises sobre os aumentos dos preços de *commodities* pré e pós crise do *subprime*, sendo resultado da disponibilização dos dados e da discussão de necessidade de regulação criada pelo depoimento de Masters (2008).

Especulação não é um fator observável, fazendo com que os autores utilizem métricas ou *proxies* que os possibilitem a análise. A medida de especulação utilizada torna-se um fator central, diferenciando-se entre os variados artigos. Cada medida de especulação leva à uma diferente análise interpretativa dos resultados (Etienne et al., 2018). Dentre os artigos analisados, é muito comum a utilização de duas medidas em particular: a posição líquida e o T de Working (1960). Em resumo, a posição líquida é obtida através da diferença entre o número de contratos comprados e o número de contratos vendidos pelos participantes não-comerciais, enquanto o T de Working é uma medida proposta por Working (1960), que tem como objetivo a mensuração a pressão especulativa em relação aos contratos firmados pelos *hedgers*. Ademais, também são utilizadas medidas indiretas de especulação (como variáveis binárias em períodos conhecidamente com excesso de especulação), posição *long* e o valor nocional das posições *long* (valor de mercado dos contratos em posse dos especuladores comprados na *commodity*), como em (Hamilton e Wu, 2015).

As estratégias metodológicas empregadas possuem ampla variabilidade entre os estudos. Constatou-se que embora a grande parte dos artigos utilizem metodologias pertencentes à econometria de séries temporais, as técnicas são bastante variadas. A Causalidade de Granger é a técnica mais observada, mas também se destacam a utilização de SVAR e de VECM. Ademais, também pode-se encontrar artigos que utilizem regressão linear simples, modelos de painel, modelos de probabilidade linear e análises de correlações simples.

Apesar das diversas mensurações de especulação e utilização de diferentes metodologias, predominam os artigos que encontram poucas ou nenhuma relação entre preços das *commodities* e especulação, como em Sanders e Irwin (2011) e Main et al. (2018). Estas pesquisas corroboram com a hipótese de que os mercados são eficientes, assim, contrariando a hipótese de Masters (2008). Tais resultados convergem no sentido de que qualquer regulação que restrinja a participação de traders comerciais, deve ser homologada com cautela, pois pode não surtir efeitos sobre os preços e ainda, diminuir a liquidez dos contratos tornando os mercados futuros não funcionais aos agentes que queiram proteger os preços de suas operações (Main et al., 2018).

Por outro lado, existem alguns artigos que encontram alguma relação significativa entre especulação e preços de *commodities*, como em Gilbert (2010), Hamilton e Wu (2014) e Kilian e Murphy (2014). Cabe ressaltar que grande parte destes resultados são relacionados aos mercados físicos e futuros do petróleo bruto. Ademais, para o mercado agrícola, ainda que Etienne et al. (2018) encontram evidências de que a especulação pode afetar os preços futuros de milho, tal impacto é muito baixo, quantificado em no máximo US\$0,30 por *bushel*. No que concerne aos mercados futuros de boi gordo, nenhum artigo encontrou comprovação de que a especulação pode afetar seus preços.

**Quadro 1.** Revisão de literatura

Artigos	<i>Commodities</i>	Boi	Periodicidade	Período	Medida de espec	Metodologia	Impacto especulativo
Etienne et al. (2018)	Milho futuro	Não	Mensal	1995-2015	T de Working;	SVAR	Sim

Artigos	<i>Commodities</i>	Boi	Periodicidade	Período	Medida de espec	Metodologia	Impacto especulativo
					índice Tadesse; e posições líquidas		
Main et al. (2018)	19 futuros agrícolas armazenáveis	Não	Diário	1961-2014	Indireto	Modelo de prêmio de risco e <i>carry trade</i>	Não
Palazzi et al. (2020)	10 futuros agrícolas	Sim	Semanal	2006-2018	T de Working	Causalidade de Granger linear e não linear	No geral, fracas evidências
Etienne et al. (2015)	Futuros de milho, soja e trigo	Não	Diário	2004-2013	T de Working	Teste de bolha de Phillips, Shi e Yu e logit multinomial	Impacto zero ou negativo
Sanders e Irwin (2014)	4 futuros de energia	Não	Diário	2007-2012	Posição líquida	Correlação, diferenças de média e causalidade de Granger	Não
Irwin (2013)	12 futuros agrícolas	Sim	Semanal	2004-2009	Posição líquida	Causalidade de Granger e regressão linear	Não convergem com a hipótese de Masters (2008)
Hamilton e Wu (2015)	12 futuros agrícolas	Sim	Semanal	2006-2009	Valor nocional	Regressão linear	Não
Hamilton e Wu (2014)	Futuros de petróleo	Não	Semanal	1990-2011	Indireto	Função de Verossimilhança	Sim
Gilbert (2010)	7 futuros agrícolas, minerais e energia	Não	Diário	2006-2008	Posição líquida	VAR – Causalidade de Granger	Sim
Sanders e Irwin (2011)	Futuros de milho, soja e trigo	Não	Semanal	2004-2009	Posição líquida	Causalidade de Granger	Não



Artigos	<i>Commodities</i>	Boi	Periodicidade	Período	Medida de espec	Metodologia	Impacto especulativo
Sanders et al. (2010)	10 futuros agrícolas	Sim	Semanal	1995-2008	T de Working	Diferenças de médias	Não
Sanders e Irwin (2010)	12 futuros agrícolas	Sim	Semanal, mensal e trimestral	2005-2008	Percentual líquido comprado	Regressões transversais de Fama-MacBeth	Não
Dimpfl et al. (2017)	Futuros e à vista de 8 produtos agrícolas	Sim	Mensal	1992-2014	T de Working	VECM	Não
Capelle-Blancard and Coulibaly (2011)	12 futuros agrícolas	Sim	Semanal	2006-2010	Posição líquida	SUR	Não
Andreasson et al. (2016)	16 futuros agrícolas, energia e metais	Não	Semanal	1990-2014	T de Working	Causalidade de Granger não linear	Não
Kilian e Murphy (2014)	Mercado à vista de petróleo	Não	Mensal	1973-2009	Indireto	SVAR com restrição de sinais	Parcial
Raniero (2018)	Futuros de milho	Não	Diário	2004-2016	Indireto	Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller	Foram evidenciadas evidências de bolhas de curto prazo

Fonte: resultados da pesquisa.

O maior número de artigos pesquisados aborda a temática são focados nos mercados futuros americanos. Para os futuros negociados no Brasil, a literatura é restrita, destacando-se o trabalho de Raniero (2018), que evidenciou a ocorrência de bolhas de curto prazo nos preços futuros de milho.

Dado a restrita literatura sobre os impactos especulativos sobre os preços futuros brasileiros, e a importância do mercado do boi gordo no país, este estudo torna-se mais um componente científico que tem a capacidade de subsidiar tanto discussões regulatórias, como debates públicos sobre o papel da especulação sobre os alimentos.

### 2.3. Estratégia Empírica

Para verificar a relação entre preços futuros do boi e especulação é importante especificar um modelo econométrico de acordo com a teoria econômica, que abarque todos os fundamentos de demanda, oferta e estoque.

A modelagem de um sistema de preços que contenham os seus fundamentos teóricos é de suma importância para isolar os efeitos de demais potenciais direcionadores dos preços, como a especulação.

Dada a utilização de um sistema especificado pela relação entre fundamentos, preços e especulação, a modelagem econométrica deve considerar o caráter endógeno das variáveis. Ainda que as variáveis sejam endógenas, podem existir certas relações que não são dadas contemporaneamente. Assim, tal modelagem deve ser municiada de uma estrutura de determinação de relações contemporâneas.

Levando em consideração a estrutura endógena, a organização temporal das variáveis e a necessidade de restrições de relações contemporâneas, utiliza-se os modelos multivariados de séries temporais estruturais. Muitos artigos utilizam modelos SVAR, como em Bruno et al. (2017) e Etienne et al. (2018). Porém, como será visto na seção 2.3.2, existe um vetor de cointegração entre as variáveis, de modo que a modelagem econométrica utilizada é o SVEC.

Assim, o primeiro passo da estratégia empírica é a escolha das variáveis que compõe o sistema de estrutura endógena. O segundo passo é a determinação de uma matriz de restrição de relações contemporâneas. Por fim, o terceiro passo é a escolha do modelo econométrico, que leva em consideração o número de lags e a ocorrência de vetores de cointegração.

### **2.3.1. Escolhendo as variáveis para a construção do modelo**

Para estabelecer um modelo econométrico consistente, que gere resultados confiáveis acerca da relação entre especulação e preços futuros de boi gordo, deve-se estabelecer uma modelagem que englobe os principais fatores que direcionam os preços do boi no Brasil. Neste sentido, deve-se obter variáveis ou *proxies* de oferta, demanda, câmbio e estoque, além de uma medida para especulação e preços dos contratos futuros do boi gordo.

O estudo é recorrente à um horizonte temporal de janeiro de 2006 a dezembro de 2019. Tal horizonte é selecionado de acordo com a maturidade de negociações atingidas nos contratos do BGI, que começaram a ser comercializados no início do ano 2000. Ademais, este período engloba inúmeros eventos importantes sobre os preços do boi gordo, como a alta demanda chinesa por *commodities* nos anos 2000, a crise do *subprime* em 2008/2009, a crise brasileira em 2016/2018 e a peste suína africana em 2019.

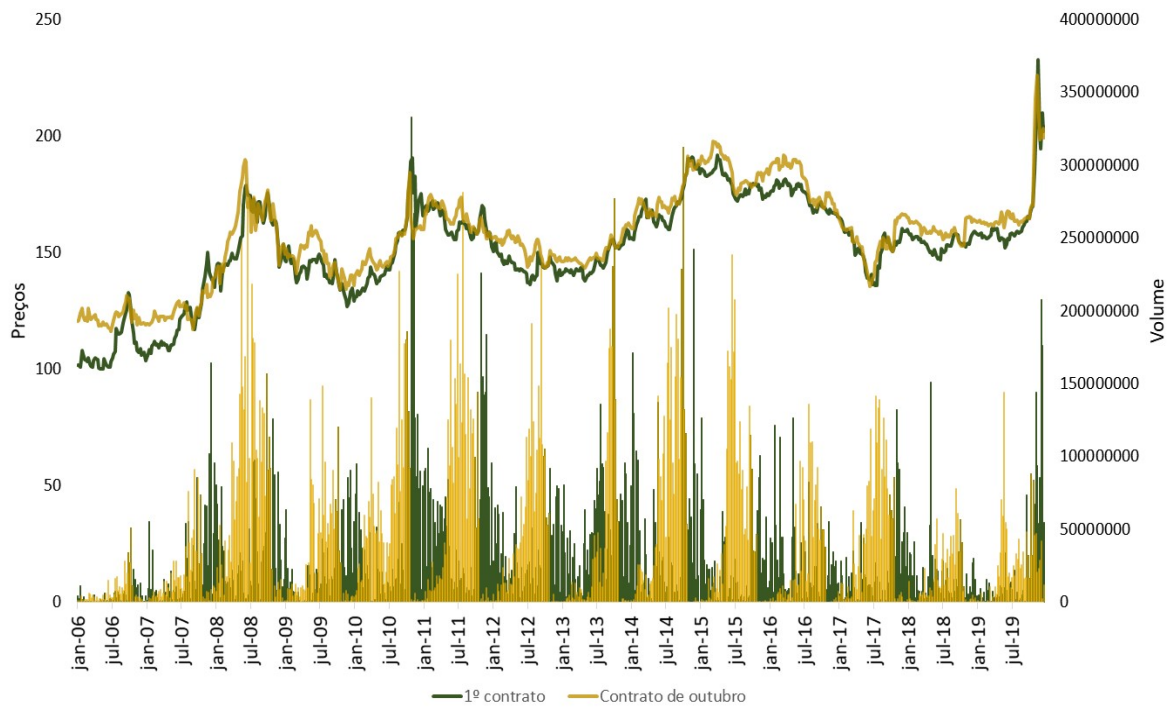
Ademais, é utilizada uma frequência semanal. Tal periodicidade é justificada pela divulgação semanal dos contratos em posse por tipo de participante, que é divulgado toda sexta feira pela B3, referente à posição no final da quinta feira anterior. Assim, cada variável conta com 730 observações.

#### **2.3.1.1. Os preços futuros de boi gordo**

Os preços futuros são determinados de acordo com seus vencimentos. É mais corriqueiro entre os estudos o foco da análise no primeiro vencimento, com em Palazzi et al. (2020) e Sanders e Irwin (2010). Neste estudo também é analisado o primeiro contrato a vencer de boi gordo, dado que é o contrato que geralmente possui maior volume de negociação.

Porém, dado a especificidade dos futuros de boi negociados, também são analisados os contratos com vencimento em outubro. Tal vencimento também possui grande volume de negócios durante todo o ano, dado que é bastante utilizado pelos comercializadores da proteína animal. De acordo com Miceli (2017), em outubro ocorre a entressafra bovina concomitantemente com a maior demanda de fim de ano pela proteína. Assim, os preços de outubro são travados pelos comercializadores que firmaram contratos de exportação.

Para ambos os contratos, utiliza-se o preço de ajuste. Todos os preços de ajuste são deflacionados de acordo com o IGP-DI. Os preços e os volumes dos contratos estão na Figura 5.



**Figura 5.** Preços e volumes dos contratos de boi gordo

Fonte: resultados da pesquisa.

### 2.3.1.2. Mensurando a especulação

Para mensurar a especulação, parte-se da divisão dos contratos em aberto por categoria de participantes, realizada pela B3. Os participantes são agrupados em: pessoas físicas, pessoas jurídicas não financeiras, pessoas jurídicas financeiras, investidores institucionais e investidores não residentes. As descrições de cada classe são sumarizadas no Quadro 2.

**Quadro 2.** Categoria dos participantes das negociações de contratos futuros

Sigla	Participante	Descrição
PJF	Pessoas Jurídicas Financeiras	Bancos, DTVMs, Corretoras de Valores e outras Pessoas Jurídicas Financeiras
II	Investidores Institucionais	Investidores Institucionais Nacionais e Estrangeiros, Fundo de Conversão de Capital Estrangeiro e Fundos de Investimentos.

Sigla	Participante	Descrição
InR	Investidores Não Residentes	Investidores Não Residentes (agropecuários 2687) e Investidores Não Residentes (2689).
PJnF	Pessoas Jurídicas não Financeiras	Pessoas Jurídicas que não possuem como atividade principal o mercado financeiro, como por exemplo, frigoríficos e produtores rurais.
PF	Pessoas Físicas	Pessoas físicas, como por exemplo, produtores rurais.

Fonte: resultados da pesquisa. Adaptado a partir das informações disponíveis na B3.

Os especuladores são os participantes que não possuem a intenção de comercialização do produto físico (Hull, 2016). Os investidores institucionais constituem a classe mais citada na literatura como especuladores de papéis agrícolas, principalmente em razão dos fundos de índices, como retratado em Masters (2008), Sanders e Irwin (2010) e Hamilton e Wu (2014). Ademais, os segmentos de pessoas jurídicas financeiras e de investidores não residentes também possuem baixa propensão à comercialização no mercado físico de boi gordo. Desta forma, define-se como especuladores: i) investidores institucionais; ii) pessoas jurídicas financeiras; e iii) investidores não residentes. Tal definição de especuladores nos mercados futuros negociados no Brasil converge com Urso (2007).

Ressalta-se que as classes das pessoas físicas também podem conter especuladores, porém, tal classe é composta por inúmeros agentes, com características de baixos volumes individuais, tornando-se um grupo heterogêneo com motivações tanto de *hedge*, quanto de arbitragem ou especulação. Já o segmento de pessoas jurídicas não financeiras geralmente possui a intenção de *hedge*, de modo a se posicionar em contratos futuros para mitigar riscos. Assim, classifica-se as pessoas físicas e pessoas jurídicas não financeiras como não-especuladores.

Cabe ressaltar que as informações disponíveis não estão agrupadas por vencimento, sendo reportadas de forma agregada (para todos os contratos vigentes). Por consequência, este estudo possui a premissa que o primeiro contrato a vencer e o contrato com vencimento em outubro possuem a mesma distribuição entre especuladores e não-especuladores.

Dado a definição dos participantes que possuem propensão a atuar como especuladores, utiliza-se o T de Working, proposto por Working (1960) como uma métrica de pressão especulativa sobre as posições *hedge*. Tal mensuração é bastante utilizada na literatura (ver Quadro 1). O índice T de Working é dado como:

$$T_{i,t} = \begin{cases} 1 + \frac{SS_{i,t}}{HL_{i,t} + HS_{i,t}} & \text{se } HS_{i,t} \geq HL_{i,t} \\ 1 + \frac{SL_{i,t}}{HL_{i,t} + HS_{i,t}} & \text{se } HL_{i,t} \geq HS_{i,t} \end{cases} \quad (1)$$

em que  $HL_{i,t}$  é o número de contratos em posse dos *hedgers* em posição *long*,  $HS_{i,t}$  é o número de contratos em posse dos *hedgers* em posição *short*,  $SL_{i,t}$  é o número de contratos em posse dos especuladores em posição *long* e  $SS_{i,t}$  é o

número de contratos em posse dos especuladores em posição *short*. A série histórica construída do índice semanal de pressão especulativa para os futuros de boi gordo é expressa na Figura 2.



**Figura 6.** T de Working

Fonte: resultados da pesquisa.

De acordo com a Figura 6, verifica-se que a pressão significativa dos especuladores sobre os *hedgers* ao longo de alguns períodos da série temporal analisada. O índice especulativo possui grandes elevações entre o início de 2007 e o final de 2008, com o maior ponto histórico da série em novembro de 2008. Por outro lado, entre 2009 e 2012 são verificados baixos níveis de especulação em relação ao volume *hedge*. Tal fato é condizente com os movimentos especulativos evidenciados nos EUA, durante a crise do *subprime*.

Podem ser destacados outros períodos de elevação da especulação, como: i) início de 2012 até meados de 2013 – início da crise brasileira e o *taper tantrum* (aumento da curva dos juros de títulos americanos de longo prazo, dada a redução da política de *quantitative easing* instaurada na crise de 2008); ii) meados de 2017 até meados de 2018 – indefinição eleitoral brasileira; e iii) final de 2019 – peste suína africana. Também são verificados alguns pontos isolados de aumento de especulação, como no início de 2014 (crise brasileira e eleições), meados de 2016 (*impeachment* do presidente brasileiro) e meados de 2017 (*Joiesley day*). Assim, ressalta-se que as principais pressões especulativas no mercado futuro de boi gordo no Brasil, podem ser atreladas à eventos geradores de incertezas sobre a economia e a cadeia de suprimento de proteínas.

Uma das desvantagens do T de Working é que a pressão especulativa pode ocorrer não somente por movimentos dos especuladores, mas também por diminuição do volume de *hedge*. O índice T de Working não faz distinção entre a posição *long* e *short* dos especuladores. Logo, tal índice pode não ser suficiente para verificar a hipótese de que posições *long* dos especuladores estão diretamente atreladas a elevações dos preços das *commodities*. Desta forma, utilizar-se-á, perante o capítulo destinado aos testes de robustez, outras medidas de especulação que possam corroborar com a aplicação dos objetivos deste estudo.

### 2.3.1.3. Pressões da demanda sobre os preços: uma mensuração de frequência diária

As *commodities* possuem características de serem elásticas às mudanças de oferta, demanda e paridade da moeda. Para o mercado de boi gordo no Brasil, Resende Filho et al. (2012) indicam que a carne bovina é caracterizada como um bem normal em relação ao consumo. Ou seja, elevações do poder de compra do consumidor indica elevações do consumo de carne de boi e, *ceteris paribus*, aumentos dos preços da proteína bovina.

Historicamente, a maior parte da demanda por carne bovina brasileira é proveniente do mercado interno, correspondendo à praticamente 80% de todo o consumo (ABRAFRIGO, 2020). O consumo per capita da proteína bovina no Brasil é de cerca de 42kg/hab/ano (ABIEC, 2019). Por outro lado, nos últimos anos o Brasil vem batendo recordes de exportações, dado o substancial comércio com a China (responsável por absorver 40% das exportações), elevando as exportações em 20%, quando comparados os anos de 2018 e 2019 (ABRAFRIGO, 2020).

Para uma *proxy* de demanda, busca-se mensurar dimensões de frequência diária para: i) mercado consumidor nacional; ii) mercado consumidor chinês; iii) ciclo de negócios globais; e iv) bens substitutos. O grande desafio é que como a estimação possui periodicidade semanal (com dados diários), a maior parte das informações tradicionais de demanda não estão disponíveis, como a renda nacional e o consumo de carne.

Dado este contexto, elabora-se uma *proxy* com periodicidade diária, que visa quantificar as pressões<sup>2</sup> de demanda na modelagem. Objetiva-se também representar toda a pressão de demanda em apenas uma única variável, dado que a estimação de modelos multivariados de séries temporais são mais sensíveis ao número de variáveis endógenas (Sims et al., 1990).

A estratégia para a construção de pressões de demanda é coletar uma gama de informações e reduzi-las em apenas uma variável, através do primeiro componente principal. A análise dos componentes principais (PCA) possui o objetivo de eliminar sobreposições de uma gama de variáveis correlacionadas, as reduzindo em menos componentes (Tukey, 1977).

No caso da demanda, utiliza-se informações semanais que podem indicar tendências de ciclos econômicos no Brasil e na China (principal importador), informações sobre os ciclos reais de negócios global e informações sobre os bens substitutos. Os ciclos econômicos de Brasil e China são expressos pelo ETF (Exchange Traded Funds) da bolsa de São Paulo e Xangai, negociados na Bolsa de Nova Iorque. Os ETF's são uma representação das flutuações das maiores empresas listadas nestas bolsas, sendo uma *proxy* de ciclos econômicos também utilizada em Juvenal e Petrella (2015).

Já para o ciclo global de negócios, utiliza-se o Índice de Mensuração da Atividade Global de Kilian (2009). Tal indicador utiliza as informações do índice BDI (*Baltic Dry Index*), no qual é um índice de preços dos fretes de navios que transportam *commodities* no mar Báltico. A lógica do Índice<sup>3</sup> de Kilian (2009) é que, retirados os componentes de inflação e a tendência (dado que com os avanços tecnológicos, o transporte de mercadorias tende a se baratear), os preços de frete do mar Báltico são sensíveis somente às variações de demanda por frete, ou seja, os ciclos de negócios global. Tal índice é utilizado em Juvenal e Petrella (2015) e Bruno et al. (2017).

Ainda em relação à demanda, utiliza-se os preços de frango e porco, ambos deflacionados, como representação dos bens substitutos do boi gordo. Resende Filho et al. (2012), via um sistema de equações simultâneas, constata a natureza substituta entre os consumos de carnes de boi, porco e frango. Espera-se que quanto maior o preço dos substitutos, *ceteris paribus*, maior tende a ser a demanda pela carne de boi.

<sup>2</sup> Neste caso, cabe ressaltar que as pressões pelo lado da demanda não são equivalentes à curva de demanda.

<sup>3</sup> O Índice de Mensuração econômica de Killian (2009) é o desvio idiossincrático da seguinte regressão:  $\log(BDI_t) - \log(CPI_t) = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$ . Em que, BDI é o índice de frete do mar Báltico; CPI é o índice de preços americanos e t é o componente de tendência.

Desta forma, realiza-se a análise do PCA, via método da covariância<sup>4</sup> de: i) ETF BR; ii) ETF CN; iii) índice de Killian; iv) preços deflacionados da carne de frango; e v) preços deflacionados da carne de porco. Na Tabela 1 são sumarizadas as estatísticas descritivas das variáveis supracitadas.

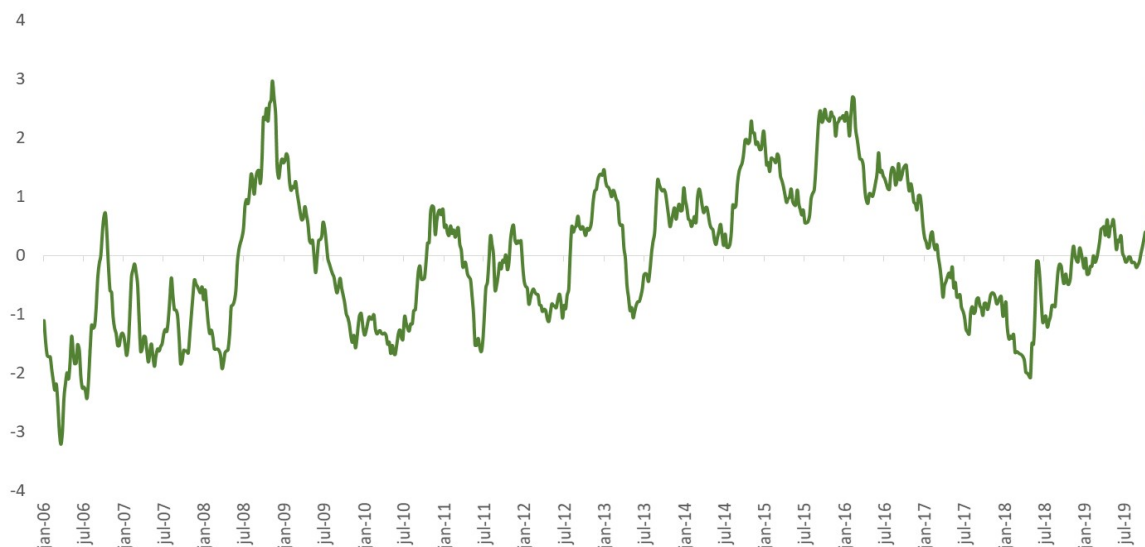
**Tabela 1.** Variáveis que compõe o PCA de pressões de demanda

Var	Máx	Mín	Média	DP	Assim	Curt	Fonte
<i>ETF<sub>BR</sub></i>	4,59	2,85	3,85	0,33	0,21	-0,33	NYSE
<i>ETF<sub>CH</sub></i>	4,26	3,10	3,65	0,18	-0,10	1,22	NYSE
<i>Rea</i>	0,60	-0,58	0,02	0,26	-0,04	-0,52	Investing
<i>Frango<sub>R\$</sub></i>	5,92	2,59	4,51	0,53	0,62	0,26	CEPEA
<i>Porco<sub>R\$</sub></i>	5,93	2,74	4,13	0,63	-0,22	-0,63	CEPEA

Fonte: resultados da pesquisa.

A série temporal das pressões de demanda sobre o boi gordo no Brasil é apresentada na Figura 7. Primeiramente, observa-se que a sazonalidade da demanda por proteína bovina tende a ser bem representada pela variável construída, tendo notadamente maiores pressões de demanda nos finais de ano (provável efeito dos bens substitutos). Constata-se também que as crises econômicas são bem caracterizadas pela variável, como a crise global do *subprime* em 2008/2010 (provável efeito do índice de mensuração da atividade global e ETF's) e a crise econômica brasileira entre 2016 e 2018 (possivelmente atrelado ao ETF brasileiro). Ademais, a variável oriunda do PCA capta o aumento da demanda por carne bovina devido à crise sanitária do PSA na China em 2019 (possível efeito dos bens substitutos, principalmente da carne suína). Assim, visto que a variável de pressão de demanda estimada tende a representar bem os ciclos de consumo da carne bovina, insere-se esta variável no sistema de equações.

<sup>4</sup> Mais informações podem ser acessadas em Tukey (1977).



**Figura 7.** Pressões de demanda estimada

Fonte: resultados da pesquisa.

### 2.3.1.4. Pressões de oferta: uma análise fatorial

Outro fundamento de importância ímpar no sistema é a oferta de boi gordo. A oferta bovina tem a característica de ser inelástica em relação aos preços, dado que a disponibilidade do animal tende a ter uma dinâmica mais lenta. Por outro lado, os preços tendem a ser elásticos às condições de oferta, visto que o consumo é altamente dinâmico.

A oferta de boi gordo é dada basicamente pelo tamanho do rebanho terminado. O total de rebanho bovino no Brasil foi de aproximadamente 215 milhões de cabeças em 2019, de acordo com o PPM/IBGE (2019). Outros fatores como preços dos insumos, clima e doenças são preponderantes para o rebanho e o número de animais terminados.

Assim como a demanda por carne bovina no Brasil, as informações de oferta também não estão disponíveis para análises de frequência diária. Neste contexto, utiliza-se a mesma estratégia para as pressões de demanda, reduzindo em uma única dimensão variáveis de frequência diária que se relacionam com pressões de oferta.

Elegem-se duas dimensões que tendem a refletir as condições de oferta do boi gordo: i) custos de produção – representados pelos preços deflacionados da reposição, do milho e da soja – e ii) condições climáticas de pastagens e doenças, representadas pelo componente de peso do bezerro.

No caso dos pesos do bezerro, tem-se que com o avanço das tecnologias e pesquisa de manejo da reposição, o bezerro tende a ter cada vez mais ganhos de peso. Desta forma, para captar as flutuações dos pesos do animal referentes às condições externas, como condições de pastagens e doenças, retira-se o componente de tendência da série<sup>5</sup>. Também inverte-se o sinal desta variável, com o intuito de alinhar os impactos com as demais variáveis de condições de oferta.

Estas duas dimensões tendem a abranger tanto as pressões de oferta oriundas do sistema extensivo – com os preços da reposição e condições de pastagens – quanto sistemas intensivos, caracterizados por altos custos com

<sup>5</sup> O impacto externo sobre o peso do bezerro é dado pelo desvio idiossincrático da seguinte regressão:  $-Bez_{kg} = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$ , em que  $t$  é a tendência linear.



rações, obtidas através de misturas de milho e soja. Na Tabela 2 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis que compõe o PCA que origina as pressões de oferta de boi gordo.

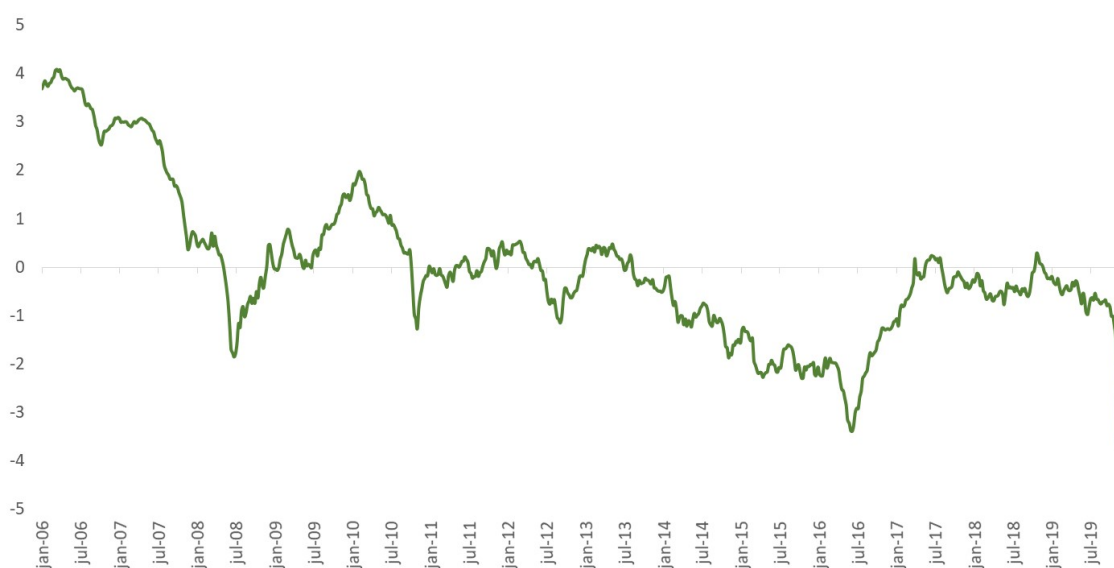
**Tabela 2.** Variáveis que compõe o PCA de pressões de oferta

Var	Máx	Mín	Média	DP	Assim	Curt	Fonte
<i>Bez<sub>kg</sub></i>	222,00	168,57	191,76	9,24	-0,05	0,48	CEPEA
<i>Bez<sub>R\$</sub></i>	1.791,94	705,70	1.213,00	241,81	0,68	-0,16	CEPEA
<i>Soja<sub>R\$</sub></i>	129,75	50,53	80,72	13,17	-0,48	0,99	CEPEA
<i>Milho<sub>R\$</sub></i>	67,43	27,55	41,21	7,54	0,43	0,01	CEPEA

Fonte: resultados da pesquisa.

Cabe ressaltar que, para a obtenção das pressões de oferta<sup>6</sup> do boi gordo multiplica-se por (-1) o primeiro componente principal do PCA das variáveis da Tabela 2. A inversão do PCA obtido deve-se basicamente à questões interpretativas, dado que quanto maior o PCA, mais restrita tende a ser a oferta. Assim, quando os preços da soja aumentam, os custos e consequentemente os preços do boi tende a aumentarem, consequências de restrições de oferta.

Na Figura 8 é apresentada a série temporal obtida para as pressões de oferta. São observados três períodos de pressões para a diminuição da oferta de boi gordo: i) em meados de 2008 (possível relação com os custos de grãos), convergindo com as altas reais dos custos no período (CEPEA, 2008); ii) meados de 2016, que de acordo com CEPEA (2016) houve um aumento expressivo nos custos de produção dado as elevações do preço do milho e a dificuldade imposta pelas condições climática (*El niño*) para o término do rebanho; e iii) final de 2019, na qual a oferta foi pressionada pelos preços da reposição, dado o elevado abate de fêmeas em anos anteriores, pressionando os sistemas de recria e engorda (CEPEA, 2019).



**Figura 8.** Pressões sobre a oferta estimada

<sup>6</sup> Cabe ressaltar que o objetivo é obter pressões de oferta sobre os preços e não uma curva de oferta.

Fonte: resultados da pesquisa.

### 2.3.1.5. Mensurando a demanda por estoques: a propensão em manter o boi no pasto

Os preços de equilíbrio das *commodities* estocáveis são reflexos não só da interação entre oferta e demanda, mas também do incentivo para manter o produto em estoque. Tal incentivo é reflexo de uma expectativa de que as condições futuras de demanda e oferta serão afetadas, de modo a reestabelecer o preço de equilíbrio (Williams e Wright, 1991).

Em teoria, o boi gordo é tratado como um produto agrícola não armazenável, porém, no que tange à modelagens de preços futuros não existe um consenso acerca do boi gordo da inserção de um componente de propensão à estoque. Enquanto Bruno et al. (2017) consideram o boi como passível de armazenamento, Main et al. (2018) já colocam o boi no grupo das *commodities* não-estocáveis, juntamente com os porcos e os bezerros. O argumento de Main et al. (2018) é que os suínos são perecíveis, dado que são entregues em carcaça e os contratos de boi gordo têm pesos específicos para entrega e sua janela de elegibilidade é limitada.

Porém é notado a prática do produtor de “manter o animal no pasto” quando espera maiores lucros futuros. Nos contratos futuros, ainda que a liquidação seja financeira, determina-se que sejam negociados bois de no máximo 42 meses. Com o avanço tecnológico, o animal já pode ser comercializado com o peso ideal em apenas 24 a 30 meses (Figueiredo et al., 2007).

Ou seja, o produtor consegue manter o gado em sua produção por aproximadamente um ano, podendo eleger o melhor momento para comercializá-lo, sem ter margens negativas (Figueiredo et al., 2007). Tal janela de comercialização é semelhante com o intervalo de armazenamento dos produtores de milho ou soja, no qual conseguem reter o produto também por no máximo 12 meses após a colheita.

Apesar dos custos de manter o boi no pasto serem muito superiores aos custos de armazenagem de grãos, tem-se que ambas as *commodities* possuem potencial de “estocagem” entre 12 a 18 meses. Assim, existem evidências de que o produtor de boi gordo pode basear sua decisão de comercialização do animal de acordo com os preços futuros, de modo análogo aos produtores de grãos. Neste contexto, insere-se no sistema uma variável que representa à propensão do produtor em manter o boi no pasto.

Autores como Williams e Wright (1991) e Deaton e Laroque (1996) cunharam o modelo de armazenamento competitivo sob expectativas racionais, em que, além da interação da demanda e oferta, os preços também são regidos pelos incentivos ao armazenamento da *commodity*. As *commodities* armazenáveis são conduzidas por uma função inversa da demanda. Por outro lado, os preços também são direcionados pelas decisões de produção, na qual dependem da maximização dos lucros sob a ótica da expectativa racional. Os produtores também contabilizam o lucro esperado de manter os estoques entre dois períodos. Logo, o preço de equilíbrio é dado pela quantidade de produto disponível igual à quantidade demandada mais a produção estocada para o período seguinte (Janzen et al. 2018) como:

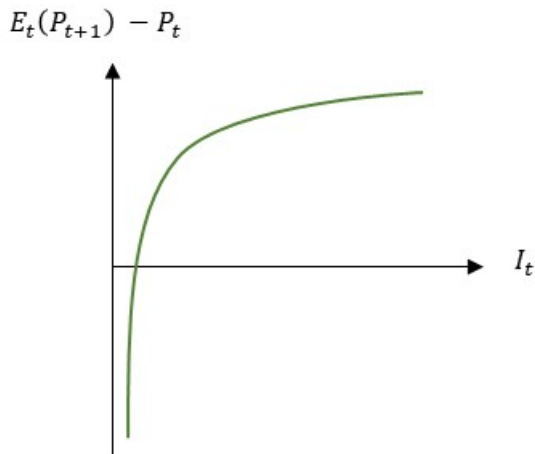
$$S_t + I_{t-1} = D_t + I_t. \quad (2)$$

Em que,  $S_t$  é a oferta do produto,  $D_t$  é a demanda,  $I_t$  e  $I_{t-1}$  são os estoques no período  $t$  e  $t-1$ . Cabe ressaltar que os estoques nunca serão negativos. Os preços futuros para o período seguinte ( $F_t^{t+1}$ ) são iguais à expectativa dos preços *spot* para o mesmo período ( $E_t(P_{t+1})$ ).

$$F_t^{t+1} = E_t(P_{t+1}) \quad (3)$$

Da solução do problema de maximização, tem-se que a função dos estoques é inversamente proporcional à relação entre preços à vista e preços futuros. Assim, se os produtores esperam que os preços reais vão diminuir, menor vai ser a propensão à estocagem. Por outro lado, quanto maior expectativa de preços futuros, maior será a demanda por armazenagem Janzen et al. (2018) denomina a demanda por estocagem como *demanda especulativa*, uma vez que as condições de estoque se baseiam na especulação sobre as condições futuras de demanda e oferta.

Dado que a demanda por estocagem decorre da relação entre preço *spot* e preço esperado, muitos artigos utilizam o *spread* entre os preços *spot* e preços futuros como uma *proxy* para o estoque (Fama e French, 1987; Kilian e Murphy, 2014; Bruno et al., 2017; e Janzen et al., 2018). A relação entre a estrutura a termo e a propensão à estocar foi observada por Working (1933), através da curva de Working (Figura 9), em que, quanto maior a expectativa futura em relação aos preços à vista, maior tende a ser a armazenagem, porém com um custo marginal crescente em relação aos estoques.



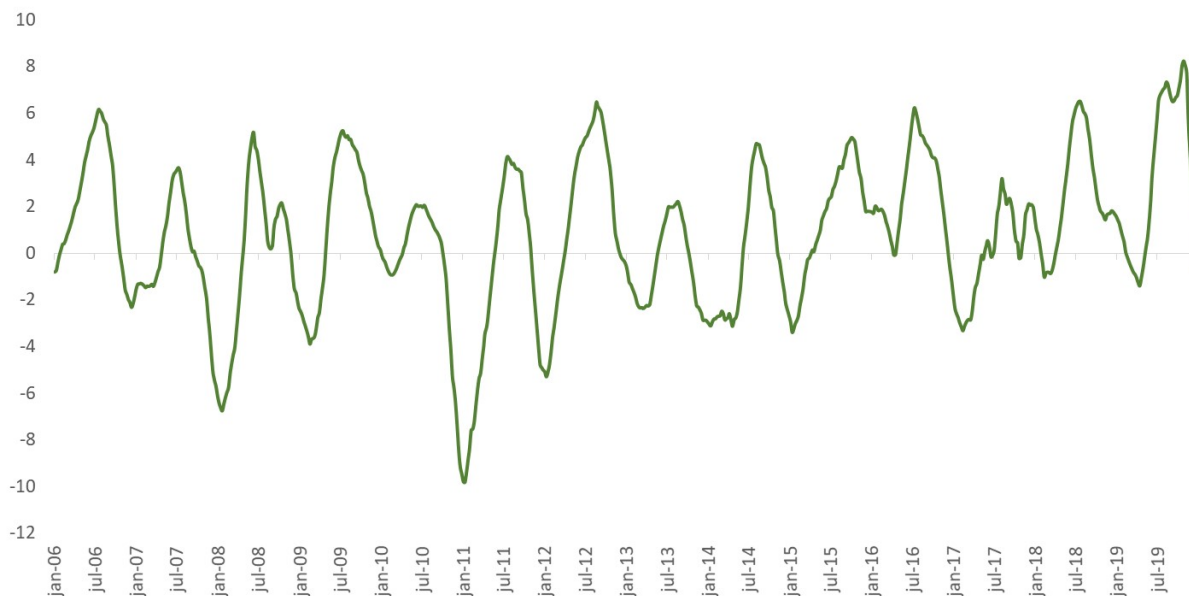
**Figura 9.** Curva de Working

Fonte: elaboração própria.

Dado que as informações de estoques de rebanho no Brasil não possuem a frequência semanal, é proposto a utilização dos *spreads* entre os preços *spot* e os preços futuros como uma *proxy* da propensão dos produtores a estocar. Assim, realiza-se a diferença entre os preços *spot* e o terceiro contrato a vencer.

A escolha do terceiro contrato a vencer decorre do fato de que em um sistema de semiconfinamento o boi é “terminado” entre 90 a 100 dias após a entrada no sistema (Figueiredo et al., 2007). O produtor tende a pautar sua decisão de estoque observando os preços futuros de três meses em diante. Como o *spread* torna-se volátil devido à característica da série, utiliza-se como *proxy* a média móvel do *spread* das últimas 4 semanas. Utilizar a média móvel faz com que variações atípicas do *spread* sejam suavizadas, assim, aproximando a *proxy* da decisão real de ofertar ou não o boi gordo.

Na Figura 10 apresenta-se a série temporal da demanda por estoques. Tal série é caracterizada por forte sazonalidade. No período de safra, quando as condições de pastagens estão ideais para o término – de janeiro à junho – a variável indica que o produtor possui incentivos de manter o boi no pasto. Por outro lado, a demanda especulativa é sempre menor no período da entressafra, dado que as condições de comercialização são melhores para o produtor, incentivando-o a vender seus animais.



**Figura 10.** Spreads entre os preços spot e os futuros t+3

Fonte: resultados da pesquisa.

### 2.3.1.6. O câmbio

Em 2019 o Brasil se consolidou como o maior exportador de carne bovina do mundo e vem tendo expressivos aumentos de *market-share* neste segmento (ABRAFRIGO, 2020). Os principais destinos de importação da proteína bovina são a Ásia e a União Europeia, com destaque recente para a China, que absorve 40% das exportações de carne bovina brasileira (ABIEC, 2019).

Além dos estoques no resto do mundo, as exportações tendem a ser elásticas ao preço relativo do boi entre o importador e os exportadores. Assim, variações do câmbio tendem a ser correlacionadas com as dinâmicas de exportação.

Cabe ressaltar que, além do efeito de preço relativo, o câmbio também pode trazer implicitamente ao modelo efeitos de cenários econômicos, em que, em um sistema de câmbio flutuante sujo, variações cambiais refletem o fluxo de investimento estrangeiro no país, que por sua vez é induzido pelo cenário econômico.

Ainda que somente cerca de 25% do rebanho são destinados ao mercado externo, o câmbio pode ter efeitos sobre os preços do boi (ABRAFRIGO, 2020). Neste contexto, utiliza-se a relação cambial entre real e dólar para compor o sistema de determinação de preços futuros de boi no Brasil. A série histórica da taxa de câmbio é representada na Figura 7.



**Figura 11.** Taxa de câmbio entre real e dólar

Fonte: resultados da pesquisa.

### 2.3.1.7. Variáveis externas ao sistema

Nas subseções anteriores foram detalhadas as variáveis endógenas do modelo de preços futuros do boi gordo. Ainda que seja construído um modelo de determinação endógena, algumas variáveis estritamente externas podem ser importantes na determinação dos componentes do modelo.

No caso em questão, dois tipos de choques externos são mapeados: sazonalidade e eventos atípicos. A sazonalidade está relacionada tanto com a oferta, quanto com a demanda. Pelo lado de oferta, a sazonalidade está atrelada ao clima, que modifica as condições de pastagem, gerando uma “safra” e “entressafra” para os pecuaristas de produção extensiva. Já no que tange à demanda, verifica-se um maior consumo nos últimos meses do ano, devido às festividades, concomitantemente com a elevação de liquidez na economia.

Os eventos atípicos também constituem uma importante variável externa ao sistema. Um evento atípico tende a ser caracterizado por crises sanitárias, que podem tanto diminuir a oferta, em caso de baixas nos rebanhos, quanto diminuir a demanda, caso ocorram embargos sanitários. Apesar dos preços bovinos no Brasil sofrerem algum impacto da encefalopatia espongiforme bovina e da febre aftosa, todos estes impactos não estão relacionados ao histórico em estudo (2006/2019).

Por outro lado, a única doença com algum impacto expressivo sobre os preços entre 2006 e 2019, foi a Peste Suína Africana (PSA), que elevou a demanda chinesa pelo boi brasileiro. A Peste Suína Africana é um vírus com alta taxa de contágio que afetam os rebanhos suínos. Tal vírus pode ser transmitido de porcos selvagens para porcos domésticos, elevando a propagação geográfica da doença (Tao et al., 2020). Até o final de 2019, a PSA dizimou cerca de 700 milhões de suínos na China, correspondendo à 20% do plantel (Tao et al., 2020). Esta restrição de oferta afetou toda a cadeia de proteína animal, assim, elevando a demanda chinesa também por proteínas substitutas, como o frango e a carne bovina.

Concomitantemente com o PSA, a Austrália, maior parceiro chinês de carne bovina, sofreu grandes restrições de oferta devido questões climáticas. Desta forma, a China utilizou o boi brasileiro como alternativa para

suprir sua demanda de proteína animal. Logo, no final de 2019 houve uma grande pressão externa nos preços globais de boi gordo.

Neste contexto, utiliza-se como fatores externos variáveis binárias de mês (equação 4) para representar sazonalidade e uma variável binária entre agosto e dezembro de 2019 (equação 5), que representa o cenário de alta demanda chinesa por carne bovina, devido à PSA.

$$B_x = \begin{cases} 1, & \text{se } x = \text{mês} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4)$$

$$B_{PSA} = \begin{cases} 1, & \text{se mês} \geq \text{ago}/2019 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (5)$$

### 2.3.2. Panorama geral das variáveis utilizadas: estatísticas descritivas, estacionariedade e cointegração

Por fim, na Tabela 3 estão sumarizadas todas as variáveis do sistema, assim como suas estatísticas descritivas e os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em nível e em primeira diferença. Cabe ressaltar que somente a variável de propensão à estoques foi estacionária em nível, considerando um intervalo de confiança de 95%.

**Tabela 3.** Estatísticas descritivas

Var	Máx	Min	Média	DP	Assim	Curt	ADF - Nível	ADF - 1ª Dif	Fonte
$F_t^1$	232,85	100,23	152,19	21,31	-0,39	0,33	-2,83	-18,54***	B3
$F_t^p$	226,12	116,44	157,32	19,50	-0,38	-0,08	-3,01	-18,86***	B3
$D_t$	3,02	-3,20	0,00	1,20	0,74	-0,65	-3,21*	-11,14***	-
$US\$_t$	4,21	1,55	2,54	0,80	1,78	-1,05	-2,03	-18,31***	B3
$S_t$	4,10	-3,64	0,00	1,52	0,22	0,54	-2,93	-15,08***	-
$E_t$	10,66	-11,79	0,82	3,77	-0,04	0,18	-6,28***	-14,90***	-
$TW_t$	1,62	1,01	1,18	0,11	0,64	0,86	-0,29	-20,18***	B3

Fonte: resultados da pesquisa. P-valor: \* 10%; \* \*5%; \*\*\*1%.

### 2.3.3. O modelo econométrico

Para cumprir com os objetivos propostos, abre-se um leque de possibilidades econométricas. Na literatura científica encontram-se variados procedimentos estatísticos, como correlações (Sanders e Irwin, 2014), regressões lineares (Hamilton e Wu, 2015), regressões transversais de Fama-MacBeth (Sanders e Irwin, 2010), diferenças de média (Sanders e Irwin, 2014), Seemingly Unrelated Regressions SUR (Capelle-Blancard e Coulibaly, 2011), função de verossimilhança (Hamilton e Wu, 2014), logit multinomial (Etienne et al., 2015), entre outras metodologias. Porém, em estudos que relacionam se as especulações e os preços das commodities, predominam-se a utilizações de modelos VAR e VEC, tanto com a imposição de matrizes estruturais de choques (SVAR e SVEC), como em Etienne et al. (2018), quanto modelos sem tal estrutura, como em Gilbert (2010).

Para este estudo também julga-se pertinente a utilização de modelos econométricos de séries temporais multivariados, notadamente VAR/VEC. Porém, a escolha entre ambos é pautada na cointegração entre as variáveis (Tabela 4). De acordo com Engle e Granger (1987), quando a combinação linear elimina a tendência estocástica das series, tem-se que tais variáveis são cointegradas, ou seja, no sentido econômico, estas variáveis possuem uma relação de equilíbrio a longo prazo.

Neste contexto, caso sejam evidenciados vetores de cointegração entre as variáveis do sistema, a utilização do VAR com variáveis estacionárias em I(1) tende a eliminar este equilíbrio de longo prazo (Lütkepohl e Krätzig, 2004). Caso os testes indiquem que as variáveis são cointegradas, a relação entre elas pode ser expressa por um mecanismo de correção de erros, adicionando-se um “erro de equilíbrio”, inserido nos modelos VEC.

Dado que as variáveis utilizadas na identificação possuem a mesma ordem de estacionariedade (Tabela 3), e de acordo com a Tabela 4, estas apresentaram três vetores de cointegração<sup>7</sup> (para o primeiro contrato a vencer e contrato de outubro), utiliza-se o modelo estrutural de correção de erros.

**Tabela 4.** Teste de cointegração

Teste	Hipótese	1º Contrato	Contrato de outubro
Autovalores	$r \leq 5$	5,54	5,55
	$r \leq 4$	8,45	8,64
	$r \leq 3$	<b>14,38</b>	<b>20,51</b>
	$r \leq 2$	30,29*	40,38*
	$r \leq 1$	44,33***	44,32***
	$r = 0$	77,24***	65,71***
Traço	$r \leq 5$	5,54	5,55
	$r \leq 4$	13,98	14,19
	$r \leq 3$	28,36	<b>34,69</b>
	$r \leq 2$	<b>58,66</b>	75,08*
	$r \leq 1$	102,99**	119,39***
	$r = 0$	180,23***	185,1***

Fonte: resultados da pesquisa. \*\*\* Significativo à 1% \*\* Significativo à 5% \* Significativo à 10%.

Para a determinação da ordem de defasagem, utiliza-se os critérios de informação de Akaike (1974), Schwarz (1978) e Hannan e Quinn (1979), de modo que quanto menor o critério, mais evidências de que o *lag* correspondente se ajusta melhor ao modelo. De acordo com a Tabela 5, tanto para a equação do primeiro contrato, quanto para o contrato de outubro, os critérios de informação SC e HQ indicam um modelo com a ordem de defasagem das variáveis igual a dois, enquanto o critério de AIC indica, nos dois contratos, defasagens de ordem 3. Assim, de acordo com a maioria dos critérios, utiliza-se duas defasagens.

**Tabela 5.** Critérios de informação

<sup>7</sup> Utiliza-se o procedimento de Johansen para avaliar os vetores de cointegração. Nos procedimentos são utilizados os testes com autovalores e o teste traço (para mais informações, ver Johansen e Juselius (1990)), com as variáveis contendo duas defasagens, conforme é indicado pelos critérios da Tabela 5.

Primeiro contrato a vencer										
lags	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC	-19,86	-21,17	<b>-21,23</b>	-21,19	-21,17	-21,19	-21,19	-21,15	-21,15	-21,12
HQ	-19,58	<b>-20,80</b>	-20,78	-20,64	-20,53	-20,47	-20,38	-20,25	-20,16	-20,05
SC	-19,14	<b>-20,22</b>	-20,05	-19,77	-19,53	-19,32	-19,09	-18,82	-18,59	-18,34
Contrato de outubro										
lags	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC	-19,84	-20,92	<b>-21,00</b>	-20,97	-20,98	-20,94	-20,94	-20,90	-20,90	-20,86
HQ	-19,56	<b>-20,55</b>	-20,54	-20,42	-20,35	-20,22	-20,13	-20,00	-19,91	-19,79
SC	-19,11	<b>-19,96</b>	-19,82	-19,56	-19,34	-19,07	-18,84	-18,57	-18,34	-18,08

Fonte: resultados da pesquisa.

Por fim, verifica-se que os modelos com a ordem de defasagem igual a 2 são isentos de heterocedasticidade e autocorrelação residual, de acordo com os testes Ljung-Box, Box-Pierce e ARCH, vide a Tabela 6. Assim, é evidenciado que a ordem de defasagem, indicada pelos critérios de informação, produzem modelos eficientes.

Por outro lado, para ambas as equações, tem-se que o teste de Jarque-Bera indica que os resíduos não possuem uma distribuição normal. Tais resultados podem ser induzidos por períodos discrepantes, considerados *outliers* (Lütkepohl e Krätzig, 2004). Como em modelos de séries temporais, para não gerar descontinuidade da série, não são retirados os *outliers*, é comum a utilização de variáveis binárias (Enders, 2014). Porém, como o exercício econométrico não é destinado às previsões robustas (caso em que a normalidade dos resíduos é de suma importância) e o modelo já possui muitas variáveis (além do controle de sazonalidade e do período de PSA) a inserção de mais variáveis binárias pode levar o modelo à sobrespecificação, decidindo-se manter a formulação original, mesmo com problemas de não normalidade residual.

**Tabela 6.** Testes para lag 2

Teste	1º contrato	Contrato de outubro
Ljung Box	0,5749	0,105
	(0,4483)	(0,746)
Box Pierce	1,0989	0,609
	(0,5773)	(0,737)
JB	3760,8***	1454,5***
	(< 2,2e-16)	(< 2,2e-16)
ARCH	20,744	20,533
	(0,1886)	(0,1972)

Fonte: resultados da pesquisa.

Dado a pré-identificação delineada acima, a forma reduzida de um modelo econométrico do vetor de correção de erros, tanto para o primeiro contrato, quanto para o contrato com vencimento em outubro segue como:

$$\Delta y_t = \alpha\beta'y_{t-1} + \Gamma_1\Delta y_{t-1} + \Gamma_2\Delta y_{t-2} + \Lambda D_t + u_t \quad (6)$$



em que,  $\Delta y_t$  é o vetor da primeira diferença das variáveis do sistema,  $\Gamma_1$  e  $\Gamma_2$  são matrizes de coeficientes de impactos defasados das variáveis do sistema,  $A$  é a matriz de coeficientes das variáveis externas e  $u_t$  é o vetor de desvios idiossincráticos. Já a primeira expressão do lado direito da equação é oriunda da combinação linear entre as variáveis (evidenciada através dos testes de cointegração), em que  $z_t = \beta y_t$ .

Em alguns casos, os modelos VEC não são condizentes com a teoria econômica, dado que nem todas as variáveis possuem relações contemporâneas entre si (Lütkepohl e Krätzig, 2004). Uma forma de contornar este aspecto teórico é a imposição de uma matriz de restrição de relações contemporâneas (Lütkepohl e Krätzig, 2004). Assim, o modelo de correção de erros estrutural pode ser representado como:

$$A\Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \Gamma_2^* \Delta y_{t-2} + \Lambda^* D_t + B\varepsilon_t \quad (7)$$

em que,  $A$  é uma matriz de restrição ( $K \times K$ ), em que  $K$  é o número de variáveis endógenas do sistema, no caso, seis variáveis. Pode-se reescrever a (7) na forma reduzida:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \Lambda D_t + u_t \quad (8)$$

em que,  $\Pi = A^{-1}\Pi^*$ ,  $\Gamma_i = A^{-1}\Gamma_i^*$  e  $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$ . Representando a equação (8) na forma MA, tem -se:

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^T u_t + \sum_{j=1}^{\infty} \Xi^* u_{t-j} + y_0^* \quad (9)$$

em que, os efeitos de longo prazo são dados por  $\Xi = \beta_{\perp} [\alpha'_{\perp} (I_k - \sum \Gamma_i) \beta_{\perp}]^{-1} \alpha'_{\perp}$ , que possui *rank* ( $K-r$ ), em que  $r$  é o número de vetores de cointegração. Já os efeitos transitórios são dados por  $\Xi^*$ . Assim, dado que  $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$ , um choque de longo prazo no modelo estrutural é definido como  $\Xi A^{-1}B$ , enquanto um choque de curto prazo é definido como  $\Xi^* A^{-1}B$ . A forma MA do SVEC permite a estimação das funções de impulso-resposta.

No estudo, será imposta somente restrições na matriz  $B$ , dado que  $A$  é uma matriz identidade,  $A = I_k$ . Um dos pontos centrais da matriz de restrição é a ordem das variáveis, na qual é requerido um ordenamento que contemple a variável mais exógena na primeira linha, enquanto a variável mais endógena esteja na última linha (Lütkepohl e Krätzig, 2004).

Neste contexto, elege-se a variável que representa as pressões de demanda como a variável mais exógena, pois tal variável é construída a partir de variáveis macroeconômicas, que possuem um caráter mais exógeno que as demais variáveis. A segunda linha da matriz é composta pelas relações do câmbio, seguido das pressões de oferta. A quarta linha matriz é composta pelo *spread*. Por fim, nas duas últimas linhas estão concentradas as variáveis de interesse, a especulação e os preços, respectivamente. A ordenação escolhida da matriz de restrição é condizente com Kilian e Murphy (2014), Juvenal e Petrella (2015) e Janzen et al. (2018), que estruturam de forma que os fundamentos são as variáveis mais exógenas, seguidas do *spread*, da atividade especulativa e dos preços futuros. Assim, a matriz  $B$  é uma matriz triangular inferior.

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^D \\ \varepsilon_t^{US\$} \\ \varepsilon_t^S \\ \varepsilon_t^E \\ \varepsilon_t^{TW} \\ \varepsilon_t^F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_t^D \\ u_t^{US\$} \\ u_t^S \\ u_t^E \\ u_t^{TW} \\ u_t^F \end{bmatrix} \quad (10)$$

Um dos grandes problemas das estimações SVEC é interpretabilidade dos coeficientes estimados. O modelo apresentado na equação 8 possui uma ampla gama de coeficientes, dados que são inseridas defasagens, além do “termo de equilíbrio”, das variáveis externas e por fim, matrizes estruturais. Ou seja, interpretar cada coeficiente é uma tarefa exaustiva e complexa. Neste contexto, surgem três métodos de análise que auxiliam a contornar toda esta complexidade, entregando resultados mais intuitivos: i) funções impulso-resposta; ii) decomposição da variância dos resíduos e iii) decomposição histórica.

As funções de impulso-resposta (IRF) são funções que permitem analisar como cada choque não antecipado de uma variável no sistema impacta as demais variáveis durante um certo horizonte temporal, dado as relações estimadas entre todos os componentes do sistema (Lütkepohl e Krätzig, 2004). A interpretação do impulso-resposta é: “*dado um choque não antecipado na variável Z, qual a resposta da variável X ao longo do tempo*”.

Os impulsos-respostas são estimados a partir de um *bootstrapping* com dez mil replicações, utilizando um intervalo de 95% de confiança. Além disto, são simuladas as repostas de choques inesperados de um desvio-padrão, com respostas dissipadas ao longo 24 semanas (cerca de 4 meses).

Já a decomposição de variância é uma ferramenta de análise de que remete o percentual do erro de previsão ao longo de certo horizonte temporal, que é correspondente ao choque não antecipado de cada variável do sistema (Lütkepohl e Krätzig, 2004). A interpretação da decomposição de variância é: “*dado um choque na variável Z, qual o erro de previsão causado na variável X ao longo do tempo*”. A decomposição de variância é importante no sentido de verificar quais variáveis são endógenas e exógenas entre si (Tsay, 2011).

Por fim, também estima-se a decomposição histórica, que contabiliza as contribuições dos choques estruturais do conjunto de variáveis do sistema sobre a trajetória temporal de determinada variável (Fackler e McMillin, 1998). A decomposição histórica é obtida através de dois passos: i) cálculo do erro de previsão do sistema estimado, em que é realizada através da previsão de uma subamostra (no caso, utiliza-se 10% das primeiras observações); ii) atribuir uma parcela do erro de previsão à cada choque estrutural das variáveis do sistema, assim quantificando quais variáveis tiveram maior influência neste erro de previsão (Balcilar et al., 2018). Tal análise é importante para identificar quais variáveis foram determinantes para a incorrência dos erros de previsão dos preços futuros de boi gordo, assim, quantificando em cada momento históricos qual a origem dos desvios nos preços.

## 2.4. Resultados e Discussões

Para cumprir com os objetivos propostos neste estudo, deve-se elaborar abordagens econométricas que utilizam informações de fundamentos, especulação e preços futuros de boi gordo. Em grande parte da literatura os estudos da temática se concentram nos preços futuros dos contratos mais próximos do vencimento, como em Hamilton e Wu (2015) e Etienne et al. (2018), porém, no caso do boi gordo negociado no Brasil, nota-se um grande volume de negociações no contrato de outubro, devido características supracitadas da *commodity*. Desta forma, são

estimados dois modelos, em que um contempla o primeiro contrato a vencer, enquanto um segundo modelo analisa os preços futuros do contrato com vencimento em outubro.

Na seção anterior afere-se que as variáveis não são estacionárias em nível, sendo necessária a diferenciação para atingir a estacionariedade (Tabela 3). Além disto, o conjunto de variáveis utilizadas possuem vetores de cointegração (Tabela 4), para os dois contratos analisados, indicando uma relação de longo prazo entre as variáveis. Somando-se a presença de vetores de cointegração com a necessidade de imposição de uma matriz da estrutura de relações contemporâneas (seção 2.3.3), opta-se pela utilização de modelos estruturais de correção de erros, SVEC.

Ainda na seção 2.3.3, identifica-se, mediante à critérios de informação, que os dois modelos SVEC possuem uma melhor adequação quando são inseridos dois *lags* no conjunto de variáveis do sistema. Por fim, os testes de autocorrelação e heterocedasticidade indicam que os modelos SVEC selecionados produzem coeficientes consistentes e eficientes. Dado o contexto, estima-se o SVEC de ordem dois, com três vetores de cointegração, tanto para os preços futuros do próximo vencimento, quanto para o vencimento de outubro.

Os coeficientes estimados nos dois modelos SVEC possuem difícil interpretabilidade, dado o número de *lags* e de variáveis, além de matrizes de relações contemporâneas e de longo prazo. Os coeficientes, quando analisados separadamente possuem interpretações restritas, dado as relações temporais. Para contornar estes problemas, os modelos SVEC são discutidos através de informações mais objetivas, como as funções de impulso-resposta, decomposição de variância e decomposição histórica. Na seção 2.4.1 são apresentadas as funções de impulso-resposta, ao passo que nas seções 2.4.2 e 2.4.3 são destinadas para a discussão da decomposição de variância e a decomposição histórica, respectivamente. Por fim, na seção 2.5 são realizadas estimativas que agregam robustez nos resultados, sendo discutidas novamente funções de impulso-resposta. Os coeficientes estimados podem ser verificados no ANEXO A.

## 2.4.1. Função de impulso-resposta

As funções de impulso-resposta são apresentadas na Figura 12 e na Figura 13, para o primeiro vencimento e para os preços futuros com vencimento em outubro, respectivamente. Os resultados analisados podem ser divididos em: i) relações entre especulação e preços futuros de boi gordo; ii) relações entre preços futuros e fundamentos; e iii) demais relações do sistema.

### 2.4.1.1. Especulação é um driver dos preços futuros de boi gordo?

Estudos se debruçam nas relações entre especulação e *commodities* essenciais às atividades de produção, como energia e alimentação. Diante da seção 2.2 tem-se a percepção de que, apesar de muitos artigos não encontrarem impactos da especulação nas *commodities*, o assunto está longe de ser exaurido, principalmente no que tange aos mercados emergentes, como no Brasil. Na Figura 12 e Figura 13 são realizadas contribuições para esta discussão, tendo como diferencial o foco no mercado de boi gordo e o Brasil como a praça de negociação.

Os resultados oriundos do SVEC, indicam que choques positivos não antecipados de especulação geram respostas negativas nos preços futuros de boi gordo, tanto para contratos do primeiro vencimento, quanto para contratos com vencimentos em outubro. Todavia, as respostas dos preços futuros são estatisticamente indistinguíveis de zero. Ou seja, os resultados apontam que as pressões especulativas, medidas pelo T Working, não geram quaisquer respostas dos preços futuros de boi gordo.

Os resultados encontrados convergem com muitos estudos para as *commodities* agrícolas, como em Irwin e Sanders (2011), Sanders e Irwin (2011), Main et al. (2018) e Hamilton e Wu (2015). Mesmo sem significância estatística,

Etienne et al. (2015) também encontraram relação negativa entre preços de *commodities* agrícolas e especulação. Especificamente para o boi gordo, Hamilton e Wu (2015) e Palazzi et al. (2020) também não encontraram efeitos da pressão especulativa sobre os preços.

Em alguns estudos como em Gilbert (2010) são evidenciados que quando a pressão especulativa é elevada, os preços de diversas *commodities* também sofrem choques positivos. Porém, Irwin e Sanders (2012b) argumentam que os especuladores são agentes racionais, de modo que, caso enxerguem que os fundamentos econômicos impulsionarão os preços, então eles vão aumentar suas posições no mercado. Irwin e Sanders (2012b) complementam que, como informações de fundamentos são difíceis de serem obtidas em alta frequência, as pressões especulativas podem sobrepor aos fundamentos, indicando relações positivas entre especulação e elevações dos preços, mesmo que estes agentes não sejam os direcionadores de preços.

Nesta linha, Juvenal e Petrella (2015) alertam que quando os preços de contratos futuros com vencimentos mais distantes estão com preços mais elevados do que contratos mais próximos dos vencimentos, os especuladores tendem a atuar mais no mercado, esperando a convergência de preços futuros. Concomitantemente, nos mercados físicos, os produtores tendem a adiar a produção dado que esperam melhores preços no futuro, assim, gerando escassez de oferta e definindo as elevações dos preços. Neste caso, ao mesmo tempo em que especuladores atuaram mais acintosamente nos mercados, os preços também se elevaram devido à escassez de oferta.

A questão, tanto em Juvenal e Petrella (2015), quanto em Irwin e Sanders (2012b) é que em alguns casos, as elevações de especulação nos futuros de *commodities* geralmente são precedidas de elevações nos preços. Porém, as elevações nos preços seguem os princípios econômicos que os rodeiam e não são causados simplesmente porque os especuladores atuaram mais veemente nestes contratos. Neste contexto, dado que este estudo se propõe a realizar a cobertura dos impactos de oferta, demanda e propensão à estocagem, a pressão especulativa, mesmo que racional, tende a não ter efeitos sobre os preços, dados que os fundamentos estão controlados. Desta forma, os resultados apontam que a pressão especulativa, descontada das informações de mercado, não causam quaisquer mudanças nos preços futuros brasileiros de boi gordo.

Ainda que a atividade especulativa antecipe os fundamentos e o controle destes tende a gerar não significância para a especulação, não se descartam que estes resultados sejam espúrios. Mais três fatores da modelagem podem influenciar os resultados encontrados.

O primeiro fator é que os especuladores podem não estar devidamente representados no estudo. Conforme apontado na seção 2.3.1.2, os especuladores são compostos pelas classes de investidores institucionais, investidores não residentes e pessoas jurídicas financeiras, enquanto os *hedgers* são compostos por pessoas jurídicas não-financeiras e pessoas físicas. Nesta composição de *hedgers* e especuladores, paira a dúvida sobre o papel da classe de pessoas físicas, em que, parcela desta classe pode agir como especuladores, de modo a gerar ineficiência do T Working na captação das pressões especulativas. Assim, aumento especulativo via pessoas físicas causa elevação somente do denominador do índice T de Working, de modo a ser representado como uma falsa diminuição da pressão especulativa.

A segunda narrativa concerne ao fato de que os movimentos de pressão especulativa podem estar atrelados aos *hedgers*. Por exemplo, os especuladores podem elevar suas posições e mesmo assim o índice T de Working diminuir, desde que os *hedgers* elevem ainda mais a participação nos contratos.

Por fim, a terceira possível influência dos resultados não significativos é a simetria de atuação dos especuladores. Caso os *traders* não comerciais consigam influenciar os mercados, os preços tenderiam a ser direcionados pela estratégia destes *players*. Por sua vez, o T Working não leva em consideração se a pressão especulativa é para diminuições ou elevações de preços. Por exemplo, em alguns períodos podem haver pressões especulativas do lado

vendido e isto influenciar os preços negativamente e em outros períodos o aumento especulativo pode estar atrelado às posições compradas, elevando os preços do boi (Gilbert, 2010). Assim, dado a alternância de estratégia dos especuladores, uma mesma elevação da pressão especulativa pode elevar ou diminuir os preços, fazendo com que na média os efeitos de elevação da especulação tenham influências nulas sobre os preços.

Estes três fatores que podem causar um resultado falso negativo são contornados na seção de robustez de resultados. Para a influência de pessoas físicas, calcula-se um índice T de Working desconsiderando estes *traders* no lado de *hedge*. Já os segundo e terceiro fatores indicados, são contornados a partir da adoção de outros índices de especulação, como as posições líquidas dos especuladores.

Se por um lado os resultados apontam que os choques especulativos não tendem a influenciar os preços futuros, cabe também avaliar se os patamares de preços alteram as condições de especulação. Estudos como Palazzi et al. (2020) apontam que a relação entre preços agrícolas e especulação ocorrem no sentido de que os preços são os direcionadores dos movimentos especulativos. Irwin e Sanders (2012b) indicam que os especuladores, sob aspectos da teoria racional, compram contratos quando os preços estão baixos (esperando que eles vão subir) e vendem quando os preços estão altos (esperando que eles vão diminuir), de modo que, os níveis de preços podem direcionar os movimentos especulativos.

Os resultados estimados indicam que choques não antecipados nos preços futuros de boi, dos dois contratos analisados, geram diminuições das pressões especulativas. Tal relação inversa é estatisticamente significativa somente no curto prazo, especificamente até o terceiro período após o choque.

Conforme será abordado no Capítulo 3, presume-se que os participantes que compõem o T de Working possuem boas informações acerca do mercado. Assim, altos preços podem diminuir o apetite dos especuladores, dado que estes atuam majoritariamente em posições *long*, e quanto maior o nível de preços, menor a probabilidade destes se elevarem, assim, diminuindo o incentivo à especulação (Palazzi et al., 2020). Esta explicação está atrelada à racionalidade do mercado.

Uma explicação alternativa é que choques de preços podem gerar oportunidades para os produtores realizarem o *hedge* sobre um preço mais elevado, assim aumentando suas participações no mercado. Uma maior participação do lado de *hedge* reduz a pressão especulativa, assim incorrendo em um menor valor do T de Working.

Outra forma de relação entre especuladores e preços futuros pode ser de forma indireta, via demanda por estoques, medida pelos *spreads* entre os preços *spot* e do terceiro contrato consequente. Tal relação pode ser concebida pois uma das estratégias típicas de especuladores é operação de compra e venda simultâneas em dois contratos futuros, denominada de operação de *spread intramercado*, de forma a lucrar com as diferenças nos preços (Hull, 2016). Os resultados indicam que a demanda por estoques (*spreads*) responde de forma positiva aos choques inesperados de excesso de especulação. Porém, tal relação positiva não é significativa do ponto de vista estatístico.

Por outro lado, choques de demanda por estoques tendem a reduzir a pressão especulativa no curto prazo, com significância estatística. Analogamente aos preços, maior demanda por estoques significa que os preços futuros estão mais vantajosos que os preços no mercado físico. Assim, a pressão de especulação pode ser diminuída pela pressão dos *hedgers*.

Por fim, não são evidenciadas nenhuma relação estatística entre pressões de demanda, oferta e dólar com as pressões especulativas. Assim, face aos resultados oriundos dos modelos SVEC, não se tem indícios de que os choques não antecipados dos excessos de especulação podem direcionar fundamentos ou preços futuros de boi gordo. Por outro lado, preços e demandas estoques podem induzir as pressões especulativas, indicando que, dado que

majoritariamente os especuladores atuam no lado comprado, estes possuem a racionalidade de participar dos mercados quando os preços estão baixos e diminuindo suas posições quando os preços estão elevados.

#### 2.4.1.2. Respostas dos preços em relação aos choques dos fundamentos

Apesar do principal objetivo deste estudo ser a relação entre preços futuros e especulação, a análise dos preços e seus fundamentos econômicos é de suma importância na modelagem. Ainda que modelos de séries temporais tenham como trunfo variáveis defasadas – que minimizam o problema da má especificação – deve-se isolar efeitos dos fundamentos, de forma a obter resultados consistentes. Além disso, a proposição de *proxies* de frequência diária que representam os fundamentos dos preços é de suma importância para o tanto mercado de boi gordo, via enriquecimento das informações que compõe a inteligência de mercado, quanto para o ambiente científico, gerando informações que possam ser utilizados em modelos com maior frequência temporal.

As simulações da IRF (Figura 8 e Figura 9) mostram que choques não antecipados das *proxies* de pressões de demanda e oferta nos preços futuros de boi gordo cumpriram com os objetivos propostos, convergindo com os efeitos previstos pela teoria econômica, tanto para o primeiro contrato a vencer, quanto para os vencimentos em outubro.

Evidencia-se que os choques de pressões de demanda elevam os preços futuro de boi. Para o primeiro contrato a vencer a relação é estatisticamente significativa, sendo o maior impacto observado dois períodos após o impulso. Já para o contrato com vencimento em outubro, choques de demanda só são estatisticamente significativos no curto prazo, perdendo a significância com a dissipação dos choques.

Por outro lado, os preços futuros de boi respondem negativamente aos choques de pressões do lado da oferta. Tais choques são estatisticamente significativos para os dois contratos analisados, porém, o primeiro contrato se mostrou mais elástico aos choques de oferta.

Os resultados geram evidências de que os preços futuros do vencimento mais próximos são mais sensíveis aos choques de demanda e de oferta do que os preços futuros do contrato com vencimento fixado em outubro. Tal sensibilidade é mais evidente em relação aos choques de demanda, onde são observados somente impactos de curto prazo nos contratos de outubro. Estes resultados são esperados dado que os preços futuros do primeiro vencimento tendem a responder mais às conjecturas atuais dos fundamentos em relação à contratos mais longínquos, em que os preços estão atrelados às expectativas para o mês de referência, que podem ser mais difusas.

Em suma, os choques de oferta tendem a afetar mais os preços futuros com vencimentos mais longos do que choques de demanda. Isso pode ser explicado pela rigidez das condições de oferta em relação à condições de demanda, podendo gerar choques mais significativos em contratos com vencimentos mais longos. Ademais, os contratos de outubro são bastante utilizados em função da restrita oferta no período, elevando a importância das condições de oferta para este contrato.

Já no que concerne aos choques não antecipados dos preços, as *proxies* de demanda e oferta apresentaram respostas indistinguíveis de zero. Estes resultados podem ser reflexos das variáveis utilizadas na análise dos componentes principais, em que, em sua maioria, são variáveis com caráter exógeno (como o índice de ciclos globais de negócios e os pesos da reposição). Assim, é pouco provável que os preços consigam ter alguma influência sobre as *proxies* dos fundamentos.

Já os choques não antecipados dos estoques, representados pelos *spreads*, geram respostas na forma de U-invertido sobre os preços dos dois contratos analisados. Em ambos os contratos estes movimentos são significativos do ponto de vista estatístico. A partir do segundo período após o choque não antecipado na demanda por estoques,

verificam-se elevações dos preços futuros de boi gordo. Estes resultados convergem com a teoria da estocagem sob expectativas racionais, indicando que quando os produtores possuem o incentivo para não vender a sua produção, mantendo o boi em seu sistema de produção, os preços se elevam (Williams e Wright, 1991).

Ressalta-se também, no que concerne ao primeiro vencimento, após 12 semanas do choque de demanda por estoques (15 semanas para o vencimento de outubro), os preços passam a responder negativamente, dado que os produtores que seguraram o término dos seus rebanhos tendem a comercializar seus produtos. Estes resultados podem ser reflexos da característica de armazenagem do boi gordo. Conforme se discute na seção 2.3.1.5, a armazenagem do boi gordo é dada pela decisão de manter o boi no pasto, postergando o término da engorda. Logo, um choque não antecipado de demanda por estoques, ao mesmo tempo que diminui a oferta disponível do animal no curto prazo, gera um maior número de gado no pasto, prontos para serem terminados. Dado que o produtor possui uma janela de armazenagem restrita, a comercialização do gado retido é realizada após cerca de três meses, de modo a causar um excesso de oferta do boi gordo no longo prazo, assim, diminuindo os preços.

Por outro lado, os choques não antecipados nos preços futuros tendem a diminuir a demanda por estocagem. Este resultado é esperado no sentido de que os produtores terão maior propensão a ofertar o gado no mercado, caso os preços futuros do próximo vencimento forem relativamente maiores que os preços futuros de vencimentos mais adiante, assim, reduzindo a demanda por estocagem.

Por sua vez, os choques não antecipados do câmbio geraram respostas nos preços somente no longo prazo, porém, os efeitos são não significativos, para ambos os contratos. A não influência do câmbio pode ser reflexo de que, apesar do Brasil ser um dos maiores exportadores globais de carne bovina, a maior parte da demanda ainda é oriunda do mercado interno (ABIEC, 2019). Ademais, a *proxy* de demanda já contém uma parcela de demanda externa, via índice de Killian e as ETF's negociadas em dólar.

Sumarizando, têm-se que os preços futuros de boi gordo, para os dois vencimentos analisados, respondem aos fundamentos inseridos no sistema. Neste contexto, o grande desafio era criar *proxies* que correspondem aos fundamentos e que gerassem informações com uma frequência periódica maior, a partir de dados públicos. Até então, grande parte dos estudos em âmbito nacional só mapeavam os fundamentos do boi gordo a partir de dados mensais, como a divulgação de rebanhos, pelo lado da oferta, e o desemprego e a renda, pelo lado da demanda. Assim, a criação de *proxies* para fundamentos que podem ser construídas com frequências diárias, tendem à auxiliar os setores da sociedade como, pesquisadores e analistas, na modelagem dos fenômenos que rodeiam os mercados de boi gordo no Brasil.

#### **2.4.1.3. Outras relações em destaques**

Além dos resultados acerca de preços e estoques, a modelagem SVEC também contribuem na análise de demais dimensões do mercado de gado. As relações entre oferta e demanda por estoques possuem uma convergência com a teoria e cabe ser analisada com mais detalhes.

Para o primeiro contrato a vencer, choques não antecipados de pressões de oferta tendem a gerar repostas positivas e estatisticamente significativas nos estoques (ainda que a relação contemporânea seja significativa). Estes resultados podem ser cercados de dois efeitos: i) efeito direto, em que quanto melhor as condições de oferta, maior a disponibilidade efetiva de boi no pasto, porém, o produtor vai tender a reter o animal por causa do ii) efeito indireto, que está atrelado à diminuição dos preços *spot* causados pelos choques positivos na oferta, assim, incentivando o produto a “segurar o boi no pasto”. Por outro lado, choques de estoques tendem a reduzir as pressões de oferta, sendo

este resultado tendo somente o efeito direto de que, quanto mais a retenção de animais no pasto, menor é a pressão de oferta sobre os preços.

Os resultados também convergem com a teoria no sentido de que, choques de demanda tendem a diminuir a demanda por estocagem, dado que tais choques possuem a capacidade de elevar os preços no curto prazo, de modo a induzir a venda do animal em “armazenagem”. Todavia, estes choques não possuem significância estatística.

Por fim, os choques de oferta e demanda não causam impactos entre si, resultados induzidos pelas características mais exógenas destas *proxies*. Além disto, verifica-se baixos impactos de choques não antecipados no dólar sobre as demais variáveis do sistema.



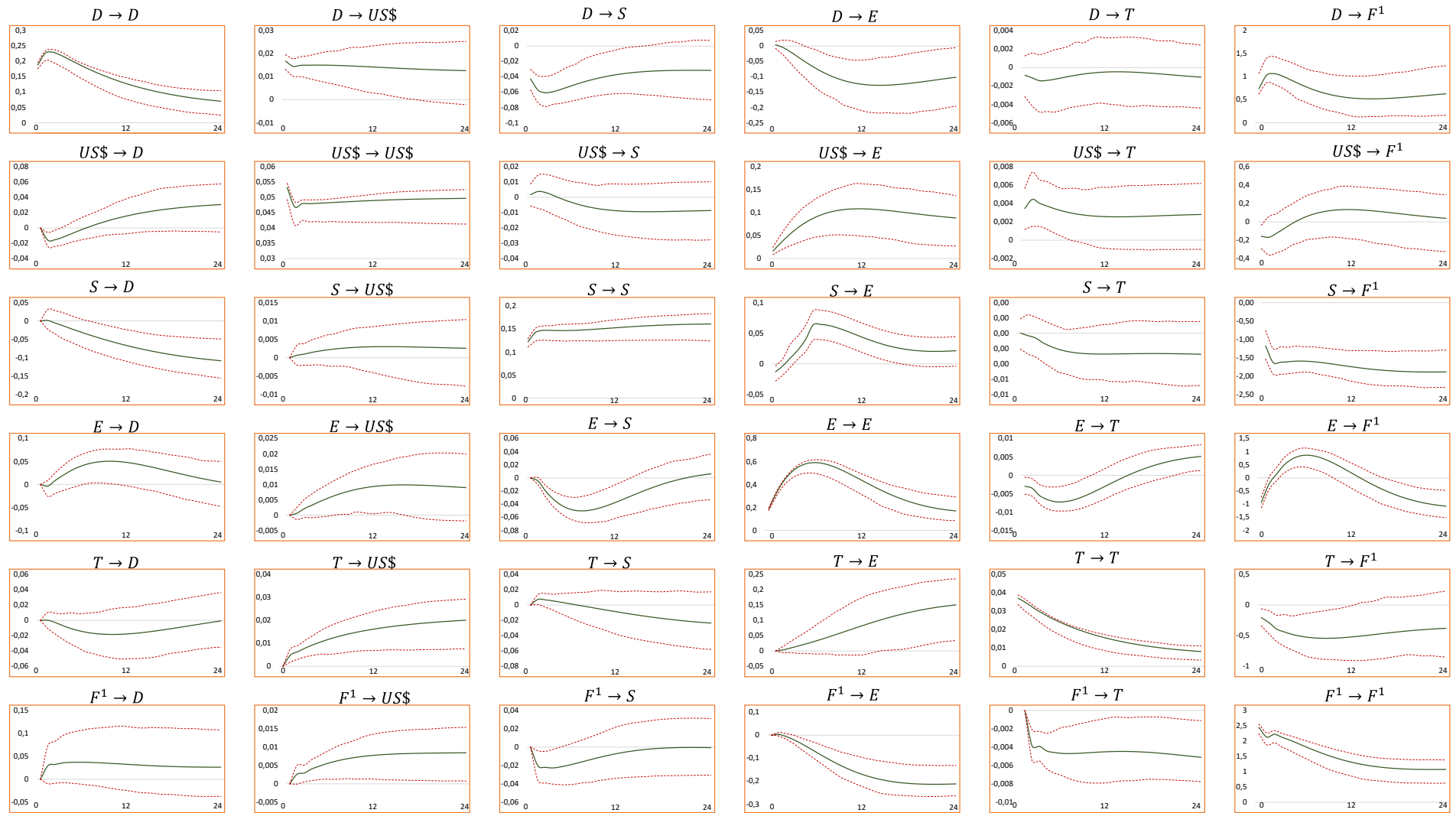


Figura 12. IRF 1° contrato

Fonte: resultados da pesquisa.

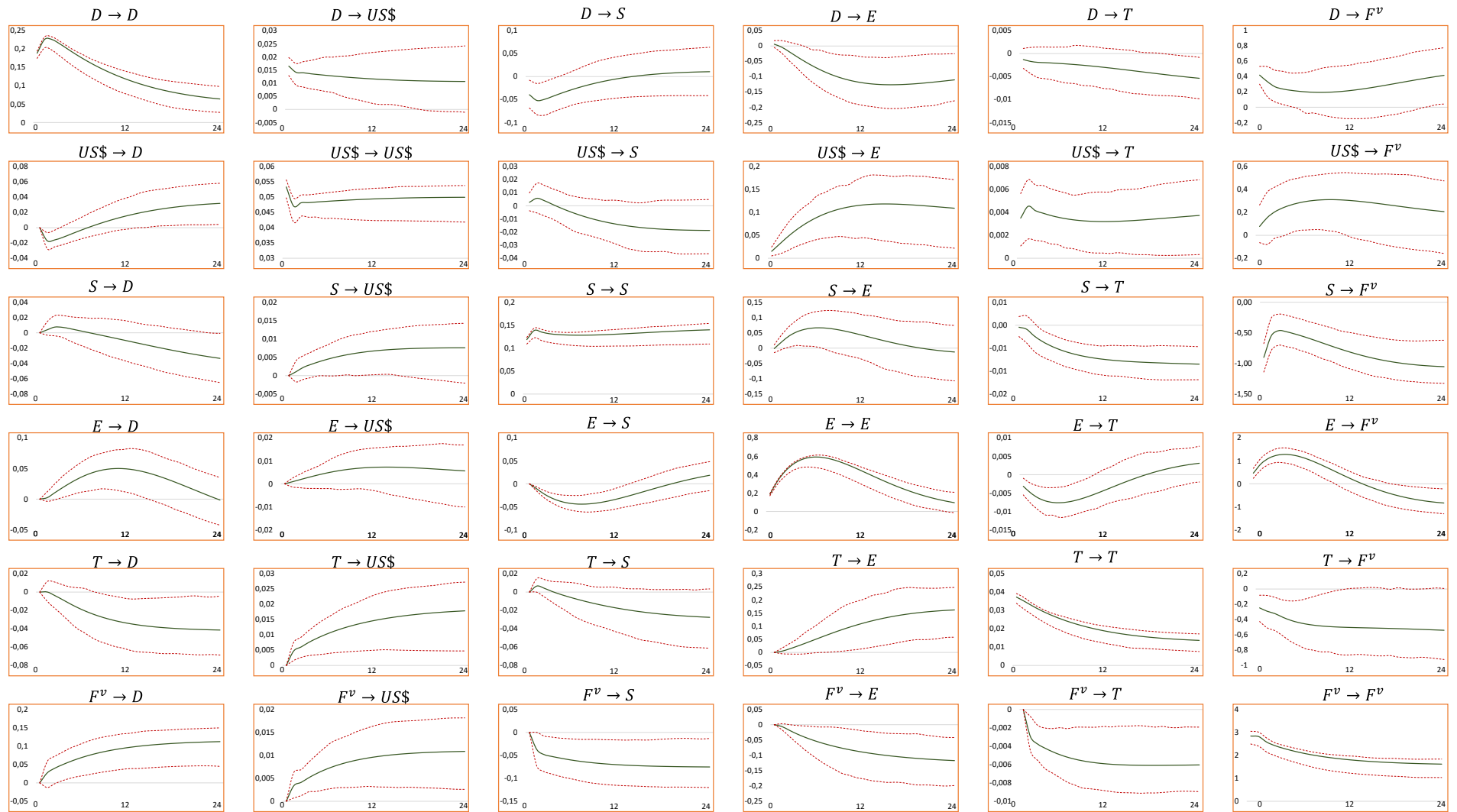


Figura 13 IRF contrato de outubro

Fonte: resultados da pesquisa.

### 2.4.2. Decomposição de variância

Outra análise proveniente dos resultados do SVEC é a decomposição de variância dos erros de previsão. Tal ferramenta, de acordo com Enders (2014), auxilia na análise das relações entre as variáveis do sistema, assim, auxiliando na busca dos principais determinantes das flutuações dos preços do boi, em torno de seus valores esperados. Apesar da seção anterior fazer uma análise de impulso-resposta de todas as interações entre as variáveis do sistema, nesta seção foca-se unicamente na análise da decomposição de variância dos preços futuros de boi gordo, dos dois contratos analisados, mediante à Tabela 7 e Tabela 8, respectivamente.

No que tange o primeiro contrato a vencer, no curto prazo, a maior parcela da variância é relacionada com os próprios choques dos preços (cerca de 68%) seguido das pressões de demanda, demanda por estoques, pressões de oferta, pressões especulativas e por último o câmbio. De acordo com Enders (2014), em estudos aplicados é bem comum que no curto prazo a maior parcela da variância dos erros de previsão sejam dos choques da própria variável.

Já no longo prazo, a variância dos preços do primeiro contrato a vencer são majoritariamente explicadas pelos fundamentos. Contabilizando os choques de demanda, oferta e estoque, têm-se que os fundamentos compõe 70% da variância dos erros de previsão dos preços futuros do boi. Além disto, 25% da variância deriva do próprio preço, que também tende a refletir outras condições conjecturais dos fundamentos que não estão inseridas no modelo. Por outro lado, choques da relação cambial entre real e dólar praticamente não compõe nenhuma parcela da variância dos preços.

No que tange às pressões especulativas, apesar de um aumento no longo prazo, estas representaram apenas 7% da variância dos preços do boi. Ou seja, têm-se evidências de que os futuros do gado são exógenos às pressões de especulação de Working, convergindo com os resultados da seção anterior. Estes resultados reforçam a concepção de que as pressões especulativas possuem restritas influências sobre os preços futuros do boi gordo no seu próximo vencimento.

**Tabela 7.** Decomposição de variância dos preços futuros de boi gordo – próximo vencimento

<b>t</b>	<b><math>D_t</math></b>	<b><math>US\\$_t</math></b>	<b><math>S_t</math></b>	<b><math>E_t</math></b>	<b><math>TW_t</math></b>	<b><math>F_t^1</math></b>
1	20%	0%	2%	10%	0%	68%
2	23%	0%	9%	14%	1%	53%
3	24%	0%	12%	14%	1%	49%
4	25%	0%	13%	14%	1%	47%
5	25%	0%	13%	15%	2%	45%
6	25%	0%	14%	16%	2%	43%
7	25%	0%	14%	16%	3%	42%
8	25%	0%	15%	17%	3%	41%
9	25%	0%	15%	17%	3%	39%
10	25%	0%	16%	17%	4%	38%
11	25%	0%	17%	17%	4%	37%
12	25%	0%	18%	17%	5%	36%
13	26%	0%	18%	17%	5%	35%
14	26%	0%	19%	16%	5%	34%

<b>t</b>	<b><math>D_t</math></b>	<b><math>US\\$_t</math></b>	<b><math>S_t</math></b>	<b><math>E_t</math></b>	<b><math>TW_t</math></b>	<b><math>F_t^1</math></b>
15	26%	0%	20%	16%	6%	33%
16	26%	0%	21%	16%	6%	32%
17	26%	0%	22%	15%	6%	31%
18	26%	0%	22%	15%	6%	30%
19	26%	0%	23%	15%	7%	29%
20	27%	0%	23%	15%	7%	28%
21	27%	0%	24%	15%	7%	27%
22	27%	0%	24%	16%	7%	27%
23	27%	0%	25%	16%	7%	26%
24	27%	0%	25%	16%	7%	25%

Fonte: resultados da pesquisa.

Já em relação aos preços futuros praticados no contrato de outubro, os choques nos próprios preços correspondem a maior parcela da variância, tanto no curto prazo, quanto no longo prazo. Para este contrato, destacam-se as parcelas da variância oriundas das pressões de oferta e da demanda por estoque, que correspondem por cerca de 40% da variância dos erros de previsão. Por outro lado, as pressões de demanda possuem baixa representatividade na variância do contrato de outubro, reforçando a análise da seção 2.4.1.2, na qual contratos de outubro são mais explicados por fundamentos de oferta e estoque do que de demanda. Em relação às pressões especulativas, à exemplo do contrato com o vencimento próximo, também representam uma baixa parcela da variância dos preços referentes a outubro, cerca de 4%.

**Tabela 8.** Decomposição de variância dos preços futuros de boi gordo – contrato com vencimento em outubro

<b>t</b>	<b><math>D_t</math></b>	<b><math>US\\$_t</math></b>	<b><math>S_t</math></b>	<b><math>E_t</math></b>	<b><math>TW_t</math></b>	<b><math>F_t^p</math></b>
1	5%	0%	16%	12%	1%	66%
2	5%	0%	13%	15%	1%	66%
3	4%	0%	12%	18%	1%	64%
4	4%	0%	11%	21%	1%	62%
5	4%	0%	11%	23%	1%	60%
6	4%	1%	11%	24%	2%	58%
7	4%	1%	11%	25%	2%	57%
8	4%	1%	12%	25%	2%	57%
9	4%	1%	12%	25%	2%	56%
10	4%	1%	12%	25%	2%	56%
11	4%	1%	13%	24%	2%	56%
12	4%	1%	13%	24%	3%	56%
13	4%	1%	14%	23%	3%	56%
14	4%	1%	14%	23%	3%	55%
15	4%	1%	15%	22%	3%	55%
16	4%	1%	15%	22%	3%	55%

17	4%	1%	16%	21%	3%	55%
18	4%	1%	16%	21%	3%	54%
19	4%	1%	17%	21%	4%	54%
20	4%	1%	17%	20%	4%	53%
21	4%	1%	18%	20%	4%	53%
22	4%	1%	18%	20%	4%	52%
23	4%	1%	18%	20%	4%	52%
24	4%	1%	19%	21%	4%	51%

Fonte: resultados da pesquisa.

Em suma, as análises de decomposição de variância convergem com os resultados apresentados na seção 2.4.1.2. Para ambos os contratos os fundamentos e os próprios preços detêm a maior parcela de explicação da variância dos erros de previsão, ainda que o contrato de outubro possui baixa influência das pressões de demanda. Por outro lado, também é constatado que as pressões especulativas de Working figuram como um fator coadjuvante em relação aos preços de boi. Assim, os resultados gerais apontam que flutuações da variância dos erros de previsão dos preços são causadas majoritariamente pelos fundamentos, tendo restritas influências de alguma pressão de especulação.

### 2.4.3. Decomposição histórica

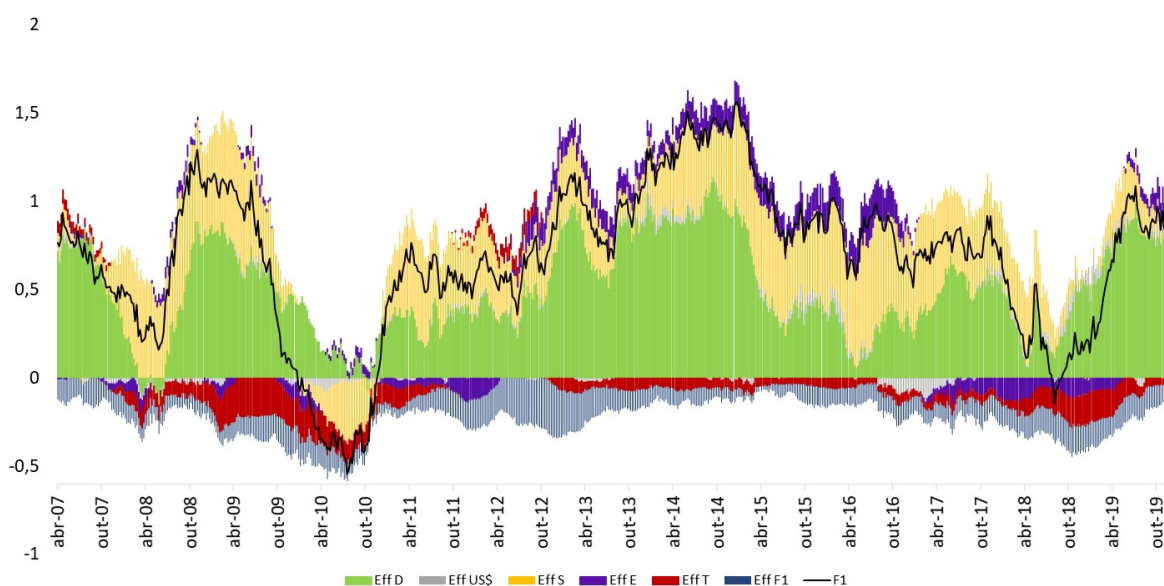
Uma forma alternativa de análise da estimação do SVEC é a decomposição histórica dos erros de previsão. Enquanto o IRF e a decomposição da variância dos erros de previsão possuem o caráter de análise de forma como os preços se comportam aos choques na média, a decomposição histórica traz o erro de predição de cada ponto temporal, e como os choques das demais variáveis explicaram tal desvio.

A exemplo da seção 2.4.2, realiza-se a análise da decomposição histórica somente para os preços futuros de boi gordo, tanto do primeiro contrato a vencer (Figura 14) quanto para o contrato com vencimento em outubro (Figura 15). Cabe salientar que para a decomposição histórica, faz-se a inversão do SVEC para o SVAR. Além disto, utiliza-se 10% da amostra (primeiras observações) para a calibragem dos choques, assim, a análise dos erros compreende de abril de 2007 até dezembro de 2019.

Em relação ao primeiro contrato a vencer, os erros de previsão são geralmente positivos e estes estão atrelados aos choques de fundamentos. Os resultados da decomposição histórica reforçam o baixo impacto dos choques de pressões especulativas sobre os preços futuros. O período em que houve maior influência da especulação sobre os preços foi entre 2008 e 2009, período da crise do *subprime*, que possui grande relação com a especulação sobre as *commodities* nos EUA (Kilian e Murphy, 2014), porém tal influencia é negativa. Nos demais períodos, verifica-se que os choques especulativos sempre estão ao redor de zero e em nenhum momento se mostrou como um fator de elevação dos preços.

Já os fundamentos foram os choques com maiores influências históricas sobre os preços. As pressões de demanda geralmente se apresentaram como os maiores causadores dos desvios de preços do boi, influência esta já esperada por Irwin e Sanders (2012b) e Etienne et al. (2015). Tais choques de pressões de demanda contribuem para elevações nos preços em 2007, 2009, 2013/2015 e para a recente elevação dos preços do boi na segunda metade de 2019. Em contrapartida, verifica-se ausência de choques de demanda em meados de 2008 e em meados de 2010 (períodos da crise do *subprime* e seus reflexos nas economias europeias), além de uma pressão de demanda abaixo da média entre 2015 e 2017 (crise brasileira).

Os choques de pressões de oferta também são de suma importância para as trajetórias dos preços do boi gordo. Durante o período da crise do *subprime* verifica-se uma pressão positiva da oferta sobre os preços, sendo um fator que contribuiu para que os preços do boi não tivessem grandes retrações. Ademais, entre 2014 e 2018 também são verificados efeitos positivos dos choques causados por restrições de oferta. Por outro lado, entre o final de 2010 e meados de 2012 os choques de ofertam tiveram poucas influências nos preços futuros de boi.

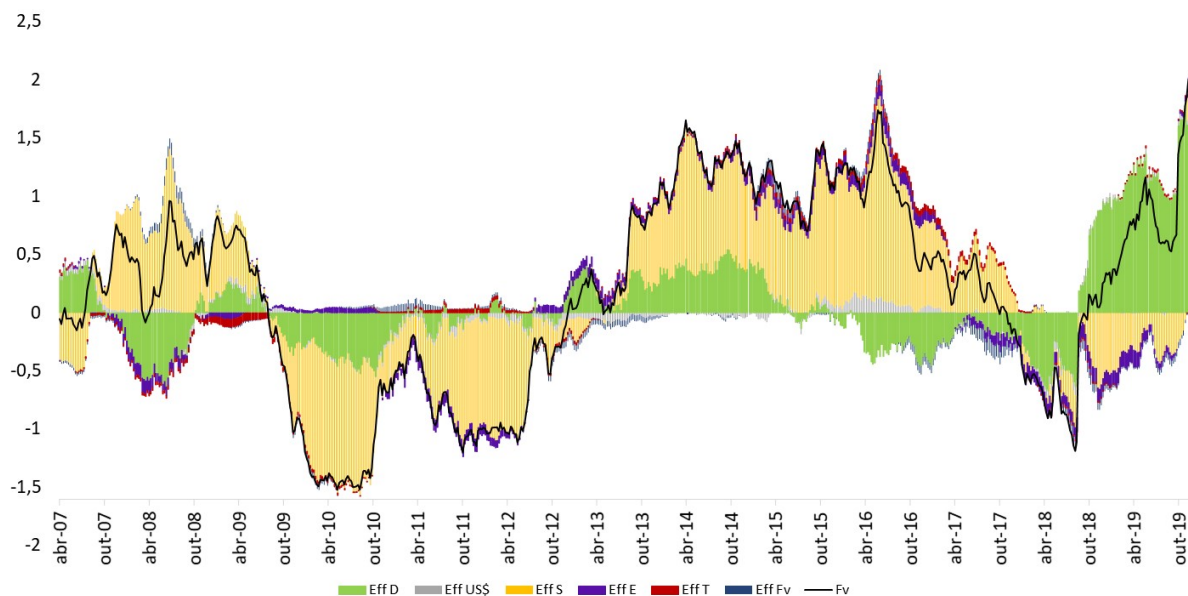


**Figura 14.** Decomposição histórica - primeiro contrato a vencer

Fonte: resultados da pesquisa.

Já em relação aos preços futuros com vencimento em outubro, tem-se que os choques de pressões de oferta são os principais responsáveis pelos desvios de previsão. Além dos choques de oferta, os choques de demanda por estoque e dos próprios preços ganham maior notoriedade, ante o primeiro contrato a vencer. Em relação à demanda, ressalta-se que seus choques se aproximam de zero em praticamente todo horizonte temporal, com exceção do ano de 2019, período em que os preços futuros e *spot* do boi gordo tiveram preços recordes, justamente por pressões de demanda oriundas da China, devido aos surtos de peste suína africana. Assim, estes resultados reforçam que, apesar das condições de demanda não terem grande influência sobre os preços de outubro, na média, estas podem afetar os preços em eventos isolados, como o caso de 2019.

Por fim, mais uma vez, as pressões especulativas possuem efeitos praticamente nulos durante o período de 2007 a 2019 para os futuros com vencimento em outubro. Ou seja, a decomposição histórica reforça que os principais drivers dos preços futuros são os fundamentos, tendo as pressões especulativas como um mero coadjuvante nos sistemas de preços do boi gordo.



**Figura 15.** Decomposição histórica - vencimento em outubro

Fonte: resultados da pesquisa.

## 2.5. Robustez

Os resultados da estimação SVEC, apresentados nas seções anteriores, indicam que a especulação não é um *driver* dos preços futuros de boi gordo negociados no Brasil. Apesar destes resultados serem estimados a partir de um modelo consistente e eficiente do ponto de vista econométrico, estes podem não refletir os reais impactos especulativos sobre os papéis do boi gordo.

Primeiro, a medida de especulação utilizada – o índice T de Working – pode não ser suficiente para representar as influências dos especuladores. O segundo ponto é que os participantes da negociação que foram denominados especuladores podem desempenhar outros papéis, como *hedgers* ou arbitradores. Terceiro, os controles utilizados podem não ser suficientes para identificação do sistema, assim, influenciando no estimador que mede o impacto da especulação sobre os preços. Além disto, mesmo que algumas variáveis sejam não-estacionárias, os modelos VAR em nível podem ser mais consistentes (ainda que sejam ineficientes) na originação das funções de impulso-resposta do que os modelos VEC.

Dados os possíveis vieses dos resultados apresentados, dedica-se esta seção à avaliação de robustez, na qual tem o objetivo de verificar a validade dos resultados anteriores, porém sob alternativas de variáveis e modelagens. Assim, esta seção de robustez é construída sob quatro subseções. Na primeira utiliza-se a métrica da posição líquida para representar os especuladores. Na segunda, estima os impactos de cada classe de participante, separadamente, sobre os preços futuros. Na terceira, retira-se todos os controles do modelo estimado. E por fim, na quarta subseção estima-se uma abordagem SVAR. Para simplificação desta seção, só serão apresentadas as funções impulso-respostas dos choques não antecipados de especulação sobre os preços do boi gordo.

### 2.5.1. Alternando a medida de especulação

Na literatura sobre a temática da especulação são encontradas diversas mensurações para o fenômeno. A princípio, o modelo SVEC utiliza o índice T de Working, que mede a pressão dos especuladores sobre as posições

hedge. De acordo com o levantamento realizado na seção 2.2, tal mensuração é a mais utilizada pelos pesquisadores, como em Etienne et al. (2018) e Janzen et al. (2018).

Apesar da ampla utilização, o índice T de Working pode ter limitações para relacionar as elevações dos preços com os movimentos efetivos dos especuladores. Primeiro, os movimentos do índice T de Working podem ser oriundos dos movimentos do lado *hedge*, mesmo quando não há alterações nas posições dos especuladores. Tome como exemplo um aumento de contratos do lado *hedge*, seguidos de aumentos menores do lado dos especuladores, em que, mesmo com elevação da especulação, o índice T Working apresenta uma diminuição.

Outra limitação do T de Working é não captar quais são as expectativas dos especuladores, ou seja, quais as posições que estes *traders* estão alocados. Assim, elevações do T de Working podem ser tanto pelo lado vendido, quanto pelo lado comprado, que podem ter pressões distintas sobre os preços, fazendo com que na média, o índice seja indistinguível de zero. Para os artigos relacionados aos futuros de petróleo cru nos EUA, o T Working pode até ser mais adequado, pelo fato de que geralmente os especuladores estão na posição *long* (Kilian e Murphy 2014). Para os futuros de boi gordo, verifica-se que os especuladores se alternam em posições *long* e *short*.

Face ao exposto, a estratégia é utilizar a mesma metodologia da seção 2.3.3, porém utilizando outra medida de especulação. No caso, a alternativa de mensuração da especulação é a posição líquida dos especuladores. Tal mensuração é dada pela diferença entre o número de contratos em posse de especuladores em posição *long* ( $SL_{i,t}$ ) e em posição *short* ( $SS_{i,t}$ ) – equação 9. Assim, quanto mais elevado for o índice, maior a posição comprada dos especuladores, em relação à posição vendida, ou seja, quanto maior o índice, mais os especuladores esperam elevações dos preços.

$$PL_{i,t} = SL_{i,t} - SS_{i,t} \quad (11)$$

A série histórica da posição líquida dos especuladores é representada na Figura 16. Os picos e vales das posições líquidas são recorrentes em períodos de maior incerteza na economia global, como as elevações pré-crise do *suprime* e abruptas diminuições durante a crise de 2008. Os maiores picos estão em meados de 2008, 2010, 2014 e fim de 2019 (elevações dos preços de boi devido à crise de peste suína na China). Os vales na posição líquida estão no final de 2008, meados de 2012, 2014 e 2017 (com diminuições das posições líquidas após o dia conhecido como *Joesley day*, referente à um esquema de corrupção em um dos maiores frigoríferos de boi do Brasil).





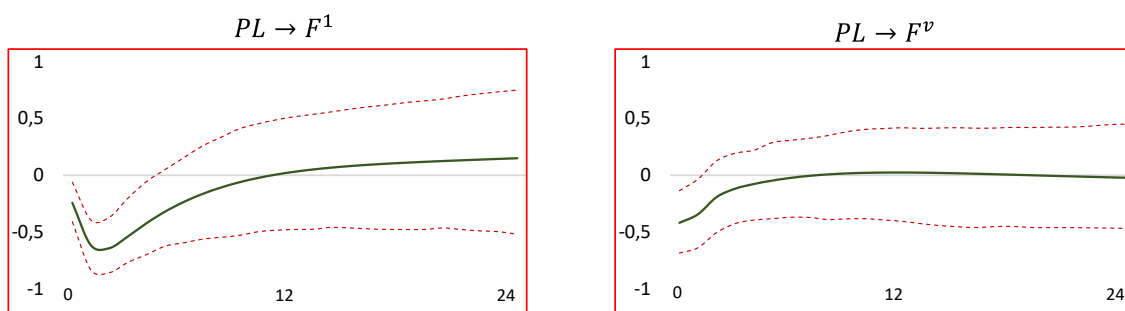
**Figura 16.** Posição líquida dos especuladores

Fonte: resultados da pesquisa.

Utilizando a mesma especificação da seção anterior, porém somente substituindo o índice T Working pela posição líquida dos especuladores, tem-se resultados bem semelhantes entre as duas mensurações. De acordo com a Figura 17, choques inesperados das posições líquidas dos especuladores causam respostas negativas nos dois preços futuros analisados.

Porém para o primeiro contrato a vencer, as respostas negativas dos preços são estatisticamente significativas, o que não era indicado pela mensuração de T Working. Ou seja, quando os especuladores esperam elevações de preços, estes diminuem no curto prazo.

Tais resultados em defasagens de curto prazo, apesar de contraintuitivos, são esperados por Hamilton e Wu 2015. Segundo os autores, caso ocorra uma relação de especulação (especificamente na posição comprada) e retornos de *commodities* agrícolas, esta relação tende a ser negativa em períodos após os choques. Essa relação negativa tende a ser influenciada pela diminuição do prêmio de risco causados pelas posições nocionais dos especuladores, que tomam para si todo este prêmio.



**Figura 17.** Outras medidas de especulação

Fonte: resultados da pesquisa.

## 2.5.2. Alternando a composição dos especuladores: como cada classe de participante se relaciona com os preços do boi gordo

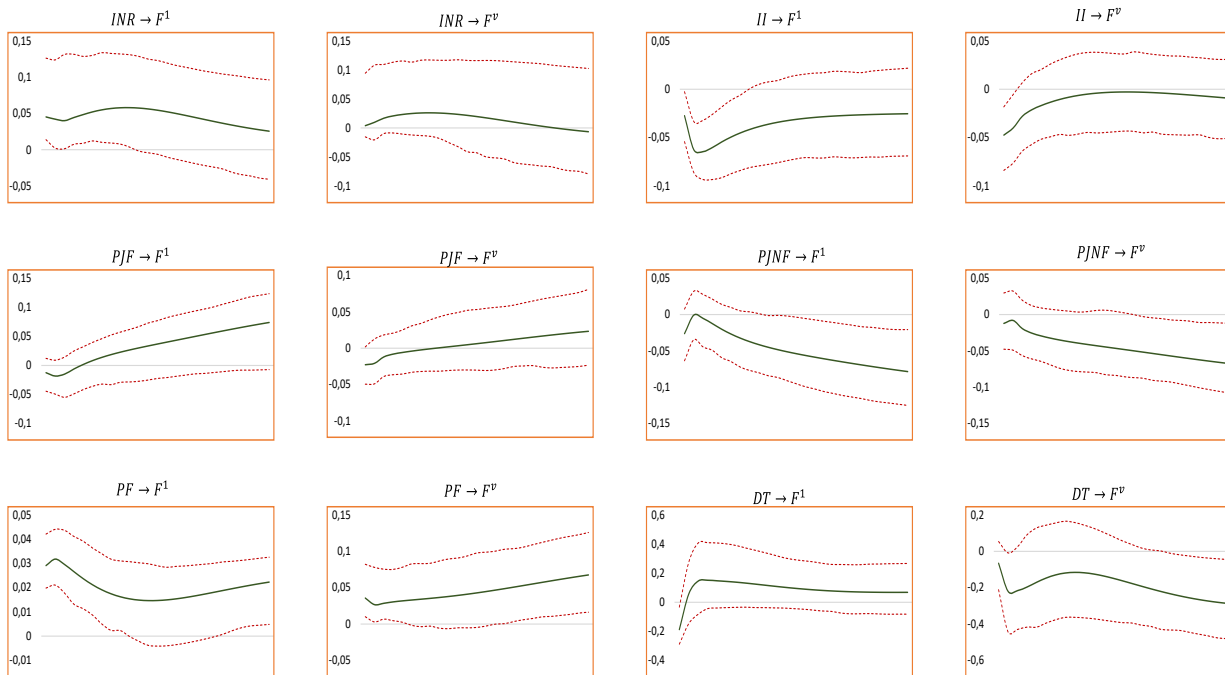
No Brasil, as informações disponíveis sobre as posições dos especuladores não são tão diretas como as informações divulgadas pelo CFTC (*commodity futures trading commission*) do mercado americano, que caracterizam os participantes entre comerciais (*hedgers*) e não-comerciais (especuladores). As informações estão separadas em subclasses de participantes, assim, cabendo a análise de quais subclasses são mais propensas à especulação. Face ao exposto, os resultados apresentados nas seções anteriores são cunhados sob o conceito de que os especuladores são os investidores institucionais, os investidores não residentes e as pessoas jurídicas financeiras.

Conforme já discutido na seção 2.3.1.2, as definições dos participantes especuladores possuem ineficiências, principalmente no que tange à classe das pessoas físicas. Deste modo, como verificação de robustez, estima-se a mesma equação da seção anterior, do modelo SVEC, porém, substituindo o índice de especulação pela posição líquida de cada subclasse de participantes das negociações.

Cabe ressaltar que além dos participantes descritos na seção 2.3.1.2, também é verificado o impacto das negociações de *day trade* sobre os preços futuros de boi gordo. Tais negociações são geralmente conduzidas pelas pessoas físicas e possui maior motivação de especulação. Diferentemente das demais classes, não se utiliza a posição líquida, pois as informações disponíveis estão atreladas ao o número de contratos abertos e fechados no mesmo dia. Assim, insere-se o percentual dos contratos que são enquadrados como *day trade*.

De acordo com a Figura 18, os resultados apontam que os choques não antecipados nas posições líquidas dos investidores não residentes, das pessoas jurídicas financeiras e das pessoas físicas elevam os preços futuros de boi. Por outro lado, choques nas posições líquidas das subclasses dos investidores institucionais e das pessoas jurídicas não financeiras geram respostas negativas dos preços negociados no próximo vencimento e em outubro. Já os choques nos percentuais de *day trade* geram respostas positivas no primeiro vencimento e repostas negativas no vencimento de outubro.

Apesar destes resultados, nenhum choque antecipado de alguma subclasse específica gera impactos estatisticamente indistinguíveis de zero nos preços dos dois contratos futuros de boi gordo analisados. Cabe ressaltar que os choques provenientes dos investidores institucionais são os que mais se assemelham com os choques especulativos. Estes resultados se devem ao fato de que dentre os especuladores, esta é a classe mais representativa. Assim, os resultados tendem a ter a mesma interpretabilidade de diversos estudos que avaliam as relações entre os fundo de investimentos com as dinâmicas das *commodities*, como em Irwin and Sanders (2012), Hamilton e Wu (2015) e Main et al. (2018).



**Figura 18.** Funções de impulso-resposta dos choques não antecipados de cada participante das negociações sobre os preços

Fonte: resultados da pesquisa.

### 2.5.3. Estimando a relação entre preços futuros e especulação sem os controles de fundamentos

Na estimação de modelos econométricos, é pressuposto que a estratégia empírica esteja bem ajustada à teoria, ou seja, que os modelos são identificados (Enders, 2014). Na econometria tradicional de dados *crosssection* e de dados em painel, a utilização de modelos subidentificados pode levar a problemas de consistência dos estimadores, fazendo com que os parâmetros sejam não confiáveis (Enders, 2014). No caso deste estudo, os fundamentos seriam de suma importância como controles de possíveis vieses da relação dos preços com a especulação.

Porém, na econometria de séries temporais a subidentificação torna-se um problema contornável, dado que são utilizadas as próprias variáveis dependentes defasadas, fazendo com que implicitamente todos seus fundamentos também estariam defasados (Tsay, 2011). Por outro lado, os fundamentos utilizados podem ser altamente colineares com as pressões especulativas, de forma a influenciar nos parâmetros da relação alvo da análise. Neste contexto, cabe como uma análise de robustez da função impulso resposta de um modelo VEC bivariado, contemplando somente os preços futuros de boi (vencimento próximo e em outubro) e a medida de especulação (T de Working e Posição Líquida).

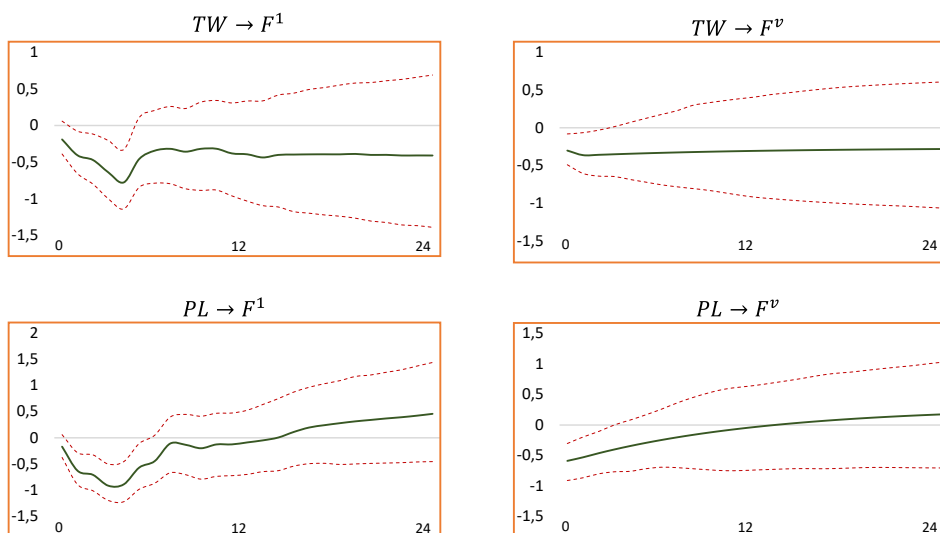
Precedente à estimação, verifica-se a existência de um vetor de cointegração nas quatro equações estimadas, além da indicação, via critérios de informação, de uma defasagem de 4 *lags*. Ademais, diferentemente dos resultados apresentados na seção 2.4.1, não é utilizada uma matriz estrutural de restrição de relações contemporâneas.

As funções IRF estimadas são apresentadas na Figura 19. No que tange a medida de especulação T de Working, os resultados se assemelham com aqueles apresentados na seção 2.4.1, para os dois contratos analisados. Ou seja, no modelo VEC bivariado, as pressões especulativas também possuem um papel restrito sobre os preços futuros.

Já em relação às posições líquidas, as respostas dos preços também são semelhantes ao observado no SVEC completo (seção 2.5.1), reforçando a relação negativa entre posição líquida especulativa e os preços futuros do próximo

vencimento de boi gordo. Cabe ressaltar que no VEC bivariado, o intervalo de confiança tornou-se menor, ou seja, as relações de curto-prazo foram mais significativas do ponto de vista estatístico.

Face aos resultados apresentados, verifica-se uma convergência dos modelos com estrutura e controles com os modelos sem estrutura e sem controle. Assim, indica-se uma robustez dos resultados para os modelos de correção de erros.



**Figura 19.** Respostas dos preços futuros aos choques nas medidas especulativas em um VEC bivariado

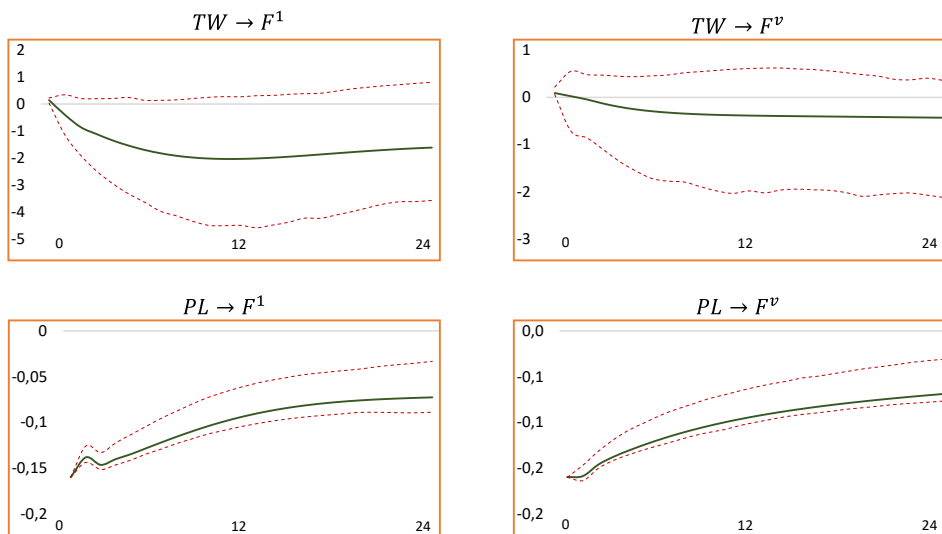
Fonte: resultados da pesquisa.

#### 2.5.4. Reestimando os modelos utilizando o SVAR em nível

O último teste de robustez concerne em estimar um SVAR em nível em detrimento do SVEC, mantendo a especificação do modelo. Publicações como de Bruno et al. (2017) e Janzen et al. (2018) realizam modelos de VAR em nível para estimar as relações entre especulação e dinâmicas de preços, mesmo que no sistema algumas variáveis sejam não estacionárias. De acordo com Sims et al. (1990), mesmo que algumas variáveis sejam não estacionárias, o VAR em nível fornece as funções de impulso-resposta de forma consistente, porém pode haver ineficiência dos estimadores, de modo a tornar os intervalos de confiança questionáveis.

Neste contexto, as estimações do SVAR em nível – Figura 20 – também tende a ser consistente, fornecendo uma checagem de robustez dos resultados do SVEC. Para os dois contratos analisados, os resultados para o índice T de Working convergiram com os resultados do SVEC, apresentados na seção 2.4.1.1. Ou seja, os modelos SVAR convergem com os resultados de que as pressões especulativas sobre os *hedgers* não possuem impactos sobre os preços futuros de boi.

Já em relação à posição líquida, os choques defasados são em grande parte positivos para os dois contratos, porém, como o choque contemporâneo é negativo, os impactos das posições especulativas ainda estão no quadrante negativo. Assim, o efeito total da resposta dos preços à choques especulativos é negativo, convergindo com a modelagem SVEC.



**Figura 20.** Respostas dos preços aos choques de especulação em um SVAR em nível

Fonte: resultados da pesquisa.

## 2.6. Considerações Finais

A cada ano, diversos pesquisadores se debruçam para verificar e compreender os efeitos dos especuladores sobre os preços futuros. O bom funcionamento dos mecanismos mercados futuros depende da eficiência deste mercado, garantindo que nenhuma posição irá direcionar os preços. Apesar de toda a mobilização global após 2008, poucos estudos se centraram no entendimento de como os participantes do pregão se relacionam com os preços de *commodities* negociadas em solo brasileiro. Neste sentido, este estudo se mobilizou para compreender a relação entre os especuladores e os preços futuros do boi gordo, *commodity* ímpar na economia brasileira, que há tempos já sofrera até como pano de fundo para pirâmides financeiras.

Resultados importantes foram obtidos. A construção do modelo acarreta inovações para os *players* da cadeia produtiva. Primeiro, foi construído um índice de pressão especulativa sobre as posições de *hedge*, o que é inédito para o mercado futuro brasileiro de boi gordo. Segundo, foram utilizadas *proxies* de frequência diária, a partir de dados públicos, para a oferta e demanda do boi. Terceiro, verifica-se que os *spreads* entre preços *spot* e contratos com vencimentos em  $t+3$  podem ser excelentes *proxies* para a demanda especulativa, que no caso equivale à propensão do produtor em “deixar o boi no pasto”. Assim, a proposta de modelo deste estudo pode construir para diversos segmentos da pesquisa e da cadeia produtiva do boi gordo.

No que tange os resultados do sistema, têm-se que os preços futuros do boi são direcionados somente pelos seus fundamentos econômicos, sem quaisquer indícios de que os especuladores possam os induzir. Estes resultados convergem com o *mainstream* científico, como em Irwin e Sanders (2012b), Hamilton e Wu (2014) e Etienne et al. (2015). Os indícios literários apontam que os especuladores possuem boas informações do mercado, e por isso em muitos artigos as elevações especulativas estão atreladas às mudanças de preços, de forma espúria. Neste artigo, como são realizadas as modelagens dos fundamentos econômicos, o efeito informação dos especuladores é diluída, assim, os resultados estão atrelados somente ao efeito especulativo puro, que se mostraram nulos sobre os preços.

Por outro lado, choques não antecipados nos preços futuros foram relacionados com os movimentos especulativos. Estes resultados tendem a apontar que os especuladores tendem a participar dos mercados esperando elevações de preços, de modo que, dado a racionalidade de suas operações, elevações dos preços futuros tendem a

reduzir a pressão especulativa, dado que a tendência do choque é se dissipar, fazendo os preços voltarem para seus valores iniciais.

Ademais, verificou-se que as pressões de demanda e oferta foram os principais *drivers* dos preços futuros do primeiro contrato a vencer. Já para o contrato com vencimento em outubro, predomina-se os efeitos dos choques de oferta. Estes resultados confirmam a natureza dos fundamentos, em que a demanda – como é mais elástica – tende a influenciar os preços com vencimentos mais curtos, ao passo que a oferta – que possui maior rigidez – tende a ser mais importante para a determinação dos preços com vencimentos mais longínquos.

Os resultados subsidiam as decisões acerca do processo regulatório dos mercados futuros nacionais. Em nenhum período entre 2006 e 2019 foram encontrados efeitos contundentes da especulação sobre os preços futuros do boi gordo. Os preços futuros respondem somente aos fundamentos econômicos. Neste contexto, uma imposição de maiores limites de posições não é necessária, podendo minar a fonte de liquidez e transferência de risco, que são os especuladores. Além disto, as evidências apontam que os reguladores podem praticar o relaxamento dos limites de posições, impulsionando o instrumento de gerenciamento de risco, dado que a partir de 2008 os volumes de negociação foram diminuídos.

Ademais, indica-se que mais estudos sejam realizados no contexto de outras *commodities* comercializadas nos mercados futuros brasileiro, como o café e o milho, que possuem tendências recentes de maiores negociações no mercado futuro. Também indica-se que o monitoramento dos efeitos especulativos devem ser constantes, com outros processos metodológicos e diferentes estratégias empíricas, dado a dinamicidade deste mercado.



### 3. DIFERENTES ESTRATÉGIAS DE ESPECULAÇÃO CAUSAM DISTINTOS IMPACTOS SOBRE A VOLATILIDADE DOS FUTUROS DE BOI GORDO?

#### RESUMO

#### Diferentes estratégias de especulação causam distintos impactos sobre a volatilidade dos futuros de boi gordo?

São identificados especuladores que atuam no curtíssimo prazo, os *day traders* e *scalpers* e especuladores que tendem a manter suas posições por um maior período, como os fundos. Neste capítulo são relacionados os dois tipos de especulação com as volatilidades do boi gordo (primeiro e segundo contratos a vencer e contrato com vencimento em outubro), entre 2006-2019. Para cumprir com os objetivos, utiliza-se a metodologia arima-garch para a estimação da volatilidade, além de estimativas de volatilidade intradiária, como de Garman e Klass. Além disto, utiliza-se a estratégia de identificar movimentos esperados e inesperados dos especuladores. Os resultados indicam que a presença dos especuladores *day traders* elevam as volatilidades dos contratos futuros com vencimento mais próximo. Os movimentos inesperados dos *day traders* são os componentes de maior impacto, podendo estar relacionado com o fato de estes especuladores possuem restritas informações sobre os mercados de boi, utilizando os próprios preços como sinalizadores de informação, de modo a comprar quando os preços estão altos e vender quando estão baixos. Já os especuladores que mantêm suas posições possuem restritas influências sobre a volatilidade, sendo constatado que desde que não ocorram movimentos inesperados, os especuladores de médio prazo estão atrelados à menores volatilidades. Tais resultados podem indicar que os fundos possuem informações mais completas sobre os mercados, atuando em distorções de fundamentos (comprando quando preços estão baixos e vendendo quando os preços estão altos). Os testes de robustez e testes placebos corroboram com as análises supracitadas. Em decorrência, um arranjo regulatório pode ser construído. Atualmente, a B3 interrompe as negociações quando determinado patamar de volatilidade é atingido. Porém, os resultados demonstram que a interrupção somente de contratos *day trade* inesperados podem ser suficientes para manter as volatilidades na meta. Por outro lado, aumentar limites de posições de fundos podem não fazer efeitos sobre a volatilidades e ainda, reduzir a liquidez dos contratos.

**Palavras-chave:** Estratégias de especulação; Derivativos futuros de boi gordo; Volatilidade; GARCH L.



## ABSTRACT

### **Do different speculation strategies have different impacts on the volatility of live cattle futures?**

Two types of speculation are identified: speculators who operate in the very short term, day traders and scalpers and speculators who maintain their positions for a longer period, such as funds. In this chapter the two types of speculation are related to the volatility of the live cattle (first and second contracts to expire and contract to expire in October), between 2006-2019. In the methodology, we use arima-garch to estimate volatility, in addition to using intraday volatility estimates, such as Garman and Klass. In addition, we use the identification of expected and unexpected movements of speculators. Our results indicate that the presence of speculators day traders increases the volatility of futures contracts with a closer maturity. The unexpected movements of the day traders are the components of greatest impact, related to the limited information on the live cattle markets, using their own prices as information flags, in order to buy when prices are high and sell when prices are low. The speculators who maintain their positions, on the other hand, have restricted influences on volatility, and it is found that as long as there are no unexpected movements, medium-term speculators are linked to lower volatilities. Such results may indicate that the funds have more complete information about the markets, acting in fundamental distortions (buying when prices are low and selling when prices are high). The robustness tests and placebo tests corroborate the analyzes. According to the results, a regulatory arrangement can be built. Currently, B3 stops trading when predetermined levels of volatility occur. However, the results demonstrate that the interruption of only unexpected day trade contracts may be sufficient to maintain volatilities in the target. On the other hand, increasing fund position limits may have no effect on volatilities and also reduce contract liquidity.

**Keywords:** Speculation strategies, Live cattle futures, Volatility and Garch

### **3.1. Introdução**

As relações entre volatilidades dos retornos das *commodities* e as posições especulativas em seus derivativos têm sido um tema recorrente nas publicações científicas. Houve a percepção do público de uma grande elevação das volatilidades a partir dos anos 2000. Estas maiores variabilidades dos preços das *commodities* surgiram concomitantemente com os aumentos dos seus volumes negociados por fundos especulativos, principalmente entre 2000 e 2008 (Masters, 2008). Porém, além dos maiores volumes negociados por especuladores, outros fatores podem ter impulsionado as grandes variações dos futuros de *commodities*, como a maior disponibilidade de informações, gerada pela revolução da internet e a pressão na demanda por *commodities* causada pela maior participação da China nos mercados (Gilbert, 2010).

No ambiente científico são encontrados tanto resultados que apontam um papel fundamental dos especuladores nas elevações das volatilidades, como em Du et al. (2011), quanto resultados que delegam aos especuladores o título de calmantes dos mercados, como em Sanders e Irwin (2011). Os *papers* que relacionam altas volatilidades aos especuladores estão fundamentados sob argumentos de que estes participantes atuam sob sinalizações de curto-prazo, de forma a acentuar os movimentos dos preços (Manera et al., 2016). Por outro lado, os autores que encontram evidências de que especuladores reduzem as volatilidades, cunham seus argumentos sobre a hipótese de que estes *traders* são municiados de inúmeras informações, de forma a atuarem no mercado tomando posições contrárias às distorções que não condizem com os fundamentos, fazendo com que os retornos converjam aos seus verdadeiros valores (Irwin e Sanders, 2012).

Face ao contexto de incerteza acerca da relação dos movimentos especulativos com as variabilidades de preços futuros, o objetivo deste capítulo é analisar os impactos dos especuladores sobre a volatilidade dos retornos dos contratos futuros de boi gordo, negociados no Brasil. Poucos artigos se propuseram analisar como cada categoria de participante se relaciona com as volatilidades das *commodities* negociadas na B3, como em Urso (2007). Assim, este artigo preenche a lacuna existente em analisar como a volatilidade dos futuros de boi se comportam sob cenários de especulação.

Para cumprir com os objetivos supracitados, surge um leque de estratégias e premissas, das quais buscam-se aquelas que geram resultados e discussões mais robustas. A primeira premissa é de que as estratégias escolhidas pelos especuladores são de suma importância. Existem evidências de que especuladores que atuam no curtíssimo prazo – os *scalpings* e *day traders* – participam no mercado de forma a elevar as volatilidades dos retornos (Manera et al., 2013). Por outro lado, os especuladores que mantêm suas posições em um maior horizonte temporal, são atrelados ao amortecimento da volatilidade (Bohl e Sulewski, 2019). A partir destas observações *à priori*, segue-se a estratégia de estimar, separadamente, os efeitos dos especuladores de curto (*scalpings* e *day traders*) e médio (T-Working) prazos sobre a volatilidade.

Outra premissa adotada é que os especuladores podem ter suas mudanças de posições distinguidas entre esperadas e inesperadas. Esta premissa decorre do fato de que, dado o cenário de expectativas racionais, se os agentes conseguem prever as posições dos especuladores, estes se anteciparão, então anulando os efeitos especulativos sobre os retornos da *commodity* (Irwin e Sanders, 2012). Neste contexto, estima-se os componentes esperados e inesperados dos especuladores – seguindo a proposta de Bessembinder e Seguin (1993) – assim como seus efeitos sobre a volatilidade.

Ademais, os resultados são estimados considerando tanto a volatilidade condicional entre duas semanas, quanto a volatilidade intradiária. A volatilidade condicional é estimada via modelagem ARIMA – GARCH, ao passo que para a volatilidade intradiária utiliza-se os conceitos de Garman e Klass (1980), Parkinson (1980), Rogers e Satchell (1991) e Yang e Zhang (2000). As estimações são realizadas para três vencimentos futuros: (i) primeiro contrato a vencer; (ii) segundo contrato a vencer; e (iii) contrato com vencimento em outubro.

O capítulo está organizado em mais cinco seções. Na próxima seção é delineada uma breve revisão bibliográfica acerca das relações entre volatilidades de *commodities* e especulação. Na terceira seção é traçada a estratégia empírica, ao passo que na quarta seção discute-se os principais resultados. Já na quinta seção, realiza-se uma série de testes de robustez, que consistem em gerar maior confiabilidade aos resultados. Por fim, na sexta seção realiza-se a conclusão do capítulo.

### 3.2. Revisão de Literatura

O entendimento dos contextos que envolvem as volatilidades oriundas dos mercados futuros de *commodities* são fundamentais para compreender diversos fenômenos associados tanto aos mercados futuros, quanto às cadeias de suprimento das referidas *commodities*.

Os agentes comerciais atuantes nas cadeias produtivas recorrem ao *hedge* como ferramenta de minimização dos riscos de flutuações nos preços (Hull, 2016). Com o intuito de estabelecer o número ótimo de contratos a serem comercializados, tem-se a razão ótima de hedge, que é a proporção do tamanho da posição assumida e o tamanho da exposição (Hull, 2016). Por sua vez, a razão de hedge de variância mínima é calculada como o produto da correlação entre os retornos à vista e futuros, e a razão entre o desvio padrão dos preços no *spot* sobre o desvio padrão dos preços do derivativo futuro (Giambiagi, 2018).

Face ao exposto, caso a variância dos mercados futuros se elevem mais que a variância dos mercados *spot*, a razão ótima de hedge tende a se reduzir, assim, afetando o número ótimo de contratos tomados por mitigadores de riscos (Hull, 2016). Desta forma, elevações das volatilidades podem induzir a súbitas diminuições de *hedgers* nos mercados de derivativos, dado que para estes agentes adquirir contratos futuros não minimizariam suas variâncias. Ou seja, incrementos de volatilidades dos preços futuros podem incorrer em reduções de ferramentas que os comercializadores do agronegócio utilizam para mitigar seus riscos.

As volatilidades de mercados futuros também podem incidir sobre os mercados físicos. Silveira et al. (2014) indicam que aumentos de volatilidades nos mercados futuros abrem a possibilidade de arbitragem nos mercados físicos, assim transferindo a volatilidade. Para o mercado de boi gordo no Brasil, Silveira et al. (2014) evidenciaram que as volatilidades dos preços à vista são influenciadas pelos volumes de contratos negociados nos futuros do boi.

Este contágio de volatilidade dos mercados futuros para os mercados físicos pode causar impactos reais de produção e consumo. De acordo com Pindyck (2004), elevações nas volatilidades de *commodities* podem incidir sobre o valor marginal de armazenamento. Além disto, Pindyck (2004) também descreve influências das volatilidades sobre o custo marginal total de produção, sendo este impactado pelo custo de oportunidade de produzir a mercadoria de imediato, ao invés de esperar por mais informações sobre os preços.

Além dos efeitos da volatilidade sobre o armazenamento e o custo de produção, Schulte et al. (2018), em um estudo com produtores de leite da União Europeia, apontam que entre os produtores com maior aversão ao risco, menor a propensão ao investimento quando ocorre maior volatilidade dos preços do leite. Assim, Schulte et al. (2018) concluem que a volatilidade dos preços afetam consideravelmente a lucratividade dos investimentos.

Face ao exposto, em cenários que as volatilidades dos derivativos de boi gordo são afetadas, os produtores podem ter dificuldades de planejar suas produções, como a compra de reposição e confinamento, enquanto os frigoríficos podem tomar decisões equivocadas de estoque ou abate.

No Brasil, além do *hedge* do próprio boi, os agentes podem utilizar os derivativos do boi gordo como proteção para outros produtos agrícolas correlacionados, como o *cross hedging* do bezerro (Silveira, 2002; Miceli, 2017). Deste modo, choques na volatilidade dos contratos do boi gordo tendem a influenciar até mesmo mercados adjacentes, como da reposição.

Dada a ampla influência da volatilidade no funcionamento dos mercados físicos e futuros, pesquisadores e órgãos públicos tem voltado suas atenções aos fatores que tendem a pressionar as volatilidades das *commodities*. Neste contexto, muita atenção foi lançada sobre o papel dos especuladores sobre as volatilidades a partir dos anos 2000.

Ao mesmo tempo que eram percebidos grandes volumes de especuladores nestes mercados, também foram observadas elevações das volatilidades (Brunetti et al., 2016). A retórica de que especuladores impulsionavam volatilidades ganhou força quando foram verificadas que as volatilidades de *commodities* aparentemente não correlacionadas, como boi gordo e petróleo, se elevaram conjuntamente (Barbaglia et al., 2020). Assim, a percepção pública lançou dúvidas sobre os impactos dos especuladores sobre os alimentos (Gilbert, 2010). Desta forma, muitos artigos concentraram seus esforços em verificar o papel dos especuladores sobre a volatilidade dos derivativos.

Os autores utilizam duas estratégias comuns para verificar a relação da financeirização sobre a volatilidade: os efeitos *spillovers* e os efeitos diretos de posições especulativas. A primeira estratégia consiste em verificar se volatilidades de demais papéis financeiros podem ser transmitidos aos derivativos de *commodities* (Pindyck e Rotemberg, 1990; Ai et al., 2006; Zhang et al., 2019) ou a ocorrência de transmissão de volatilidade dentro do próprio mercado de *commodities* (Ewing et al., 2002; Alghalith, 2010; Du et al., 2011; Luo e Ji, 2018; Shahzad et al., 2018). De acordo com Cheng e Xiong (2014) e Büyüksahin e Robe (2014), o comovimento entre derivativos e demais papéis financeiros pode

indicar a presença de especulação, visto que os fundos de índices atuam em vários mercados ao mesmo tempo, adicionando *commodities* aos seus portfólios. Apesar do estreitamento entre as volatilidades de diversos mercados, Irwin e Sanders (2012a) e Janzen et al. (2018) indicam que fatores macroeconômicos explicam muito mais o comovimento entre as *commodities* do que a especulação, *per se*.

A segunda forma mais comum de verificar se a volatilidade é afetada pelos movimentos especulativos é através de equações que relacionam diretamente posições especulativas com as volatilidades dos preços futuros. Nesta estratégia predominam as estimações de modelos ARIMA-GARCH, como em Miffre e Brooks (2013), Bohl et al. (2018) e Manera et al. (2016).

Miffre e Brooks (2013) tiveram como objetivo replicar as estratégias dos especuladores e relacionar com picos de volatilidades em várias *commodities* negociadas nos EUA. Para modelar a volatilidade, os autores utilizaram o AR-GARCH e DCC, chegando à conclusão de que, no geral, os especuladores não possuem impactos significativos sobre as volatilidades das *commodities* analisadas.

Por outro lado, Sanders e Irwin (2011), através da causalidade de Granger, apontam que as posições líquidas compradas de corretores de swap geralmente possuem um efeito estabilizador nos futuros de *commodities*. Ou seja, os autores sugerem que a especulação está relacionada à menores volatilidades dos derivativos futuros.

Os resultados de Brunetti et al. (2016) convergem com Sanders e Irwin (2011). Os autores utilizam a metodologia de *Heterogeneous Autoregressive Model of Realized Volatility* (HAR-RV) para verificar a relação entre posições de *hedge funds* e *swap dealers* com as volatilidades de futuros de gasolina, petróleo e milho. As conclusões de Brunetti et al. (2016) indicam a relação entre estabilização dos preços e o aumento das posições especulativas.

Manera et al. (2016) através do ARIMA-GARCH, constatou que os especuladores – medidos pelo T de Working, a participação de mercado dos operadores não comerciais e as posições longas líquidas não comerciais – tiveram uma relação negativa e estatisticamente significativa com os futuros de energia negociados nos EUA.

Bohl e Sulewski (2019) concluíram que as atividades de especuladores *long-short* reduzem a volatilidade dos preços das *commodities* agrícolas, entre 2006 e 2017. No que tange ao mercado futuro negociado na China, Bohl et al. (2018) encontram relações positivas entre especulação e preços futuros de soja, dendê, milho, açúcar, colza e algodão.

Manera et al. (2013) utilizaram a estratégia ARIMA-GARCH para verificar os efeitos de especuladores de curto (*scalpings*) e longo (T de Working, posições líquidas e parcela não comercial) prazo sobre as volatilidades dos futuros de gasolina, óleo de aquecimento, gás natural, petróleo, cacau, café, milho, aveia, soja em grão, óleo de soja e trigo. Os autores evidenciaram que enquanto os *scalpings* estão relacionados com incrementos de volatilidades, os demais índices de especulação de longo prazo indicam que tais especuladores estão atrelados à maior estabilidade dos preços. Assim, Manera et al. (2013) encontram evidências de que as especulações de curtíssimo prazo possuem efeitos distintos sobre as volatilidades de *commodities*, em relação as especulações atreladas aos fundos de índice.

Por outro lado, Du et al. (2011), através da metodologia de volatilidade estocástica bivariada, evidenciaram que tanto *scalpings* e *day traders*, quanto os fundos de índice elevam as volatilidades do petróleo e de uma série de *commodities* agrícolas negociadas nos EUA.

Em relação ao mercado futuro brasileiro de boi gordo, poucos trabalhos são encontrados sobre a temática. Neste contexto, destaca-se a obra de Urso (2007), que teve como objetivo verificar os impactos das movimentações inesperadas dos respectivos participantes do mercado futuro de boi gordo. Os resultados indicaram que, enquanto as pessoas físicas contribuem para elevações da volatilidade do boi gordo, as pessoas jurídicas não financeiras geram diminuições na volatilidade. Urso (2007) indica que os resultados corroboram com a hipótese de que produtores (caso

das pessoas jurídicas não financeiras) possuem melhores informações sobre as cadeias produtivas, de forma a conseguirem julgar melhor as tendências de preços, assim, atuando no mercado como atenuantes de volatilidades.

Dado a divergência entre resultados que relacionam especulação e volatilidade de *commodities*, além dos restritos estudos no contexto brasileiro, este capítulo possui o objetivo de verificar qual a relação entre as estratégias de especuladores com a volatilidade do boi gordo futuro negociado na B3. Este estudo tende a ser um componente de auxílio à regulação sobre os mercados futuros agrícolas brasileiros.

### 3.3. Estratégia Empírica

Esta seção é dedicada para elucidar os procedimentos adotados para a obtenção dos resultados, no qual possui o objetivo de verificar os impactos de especuladores de curto e longo prazo sobre as volatilidades semanais e intradiárias, de três contratos futuros de boi gordo (primeiro e segundo contratos a vencer e o contrato com vencimento em outubro).

Resumidamente, estima-se a volatilidade condicional entre duas semanas através do ARIMA-GARCH, ao passo que a volatilidade intradiária é estimada utilizando técnicas alternativas, como em Garman e Klass (1980). Dois tipos de especulação são considerados: i) a especulação medida através dos percentuais de *day trades* realizados – caracterizando a especulação de curto prazo – e ii) a medida T de Working, que representa os especuladores de longo prazo. Também adota-se a estratégia de Bessembinder e Seguin (1993), com o intuito de estimar os impactos esperados e inesperados das medidas de especulação supracitadas. Nesta seção, primeiramente são apresentadas as informações utilizadas, seguido das estratégias de estimação da volatilidade condicional semanal e por fim, as estratégias empíricas de impactos sobre as volatilidades intradiárias.

### 3.4. Base de dados

As informações necessárias para cumprir com os objetivos devem englobar dois tipos de dados: i) variáveis exógenas que explicam os retornos reais do boi gordo; e ii) variáveis que explicam a volatilidade dos retornos futuros do boi.

Para a primeira classe de variáveis, seleciona-se: (i) os preços *spot* do boi gordo; (ii) o valor comercial do dólar frente ao real; (iii) os preços do petróleo WTI; e (iv) os juros pagos pela NTN-B 2024. Estas quatro variáveis têm como objetivo contemplar direta e indiretamente, as esferas de mercado de boi (preços *spot*), ciclo de negócios global (WTI e câmbio) e política monetária (NTN-B e câmbio).

Os preços à vista do boi no Estado de São Paulo são os principais direcionadores dos preços futuros, pois presume-se que estes estão refletindo as condições de oferta e demanda da proteína bovina. Assim, tal variável é a própria materialização dos fundamentos vigentes da cadeia de suprimento do boi.

Por sua vez, o câmbio é inserido como variável explicativa por dois motivos principais. A primeira motivação é que relação cambial tende a ser importante na determinação do comércio internacional da carne bovina. Dado que o Brasil é o maior exportador de carne bovina do mundo, vendendo cerca de 20% da sua produção, choques no comércio internacional tendem a ser observados nos preços do animal (Abrafrigo, 2020). Ademais, o câmbio possui uma estreita relação com a saúde financeira do país, dado que o fluxo de investimento estrangeiro tende a ser orientado pela situação fiscal do Brasil, que por consequência influencia a relação cambial (Dornbusch e Fischer, 1991).

A inserção da NTN-B 2024 (Notas do Tesouro Nacional Série B com o vencimento em 2024) na equação representa uma *proxy* de frequência diária do cenário monetário nacional. Os valores dos juros pagos pelo governo

estão atrelados à fatores macroeconômicos importantes, como o risco-país e inflação (Dornbusch e Fischer,1991). Além disto, como a NTN-B varia de acordo com a taxa básica de juros, também é uma *proxy* para o apetite por risco dos *players* do mercado financeiro, em que, quanto menor a taxa básica, maior tende a ser a busca por ativos com maiores retornos, em troca de maior risco (Giambiagi, 2018). Ademais, as taxas básicas de juros podem induzir a relação entre consumo presente e consumo futuro (Dornbusch e Fischer,1991). Assim, espera-se que quanto maior o relaxamento das políticas monetárias, maiores tendem a ser os retornos das *commodities*, como os futuros de boi (Barros, 2011). O vencimento da NTN-B em 2024 foi escolhido pelo fato desta nota do tesouro ser negociada em todo o período de análise.

Por outro lado, os preços do petróleo WTI (*West Texas Intermediate*) tendem a ser bons indicadores dos ciclos de negócios globais, principalmente no que concerne às *commodities*. Segundo Du et al. (2011) e Manera et al. (2013), todo o mercado global de *commodities* tende a ter tendências comuns ao petróleo. No que tange o mercado de grãos, o petróleo possui relação com o custo de produção (Janzen et al., 2018). Já no que tange ao boi gordo, o estreitamento com os preços do petróleo deve-se ao ciclo de negócios global, em que, quanto maior o crescimento mundial, *ceteris paribus*, maior a demanda por petróleo, de forma a pressionar os preços (Kilian e Murphy, 2014). Concomitantemente, maior crescimento global também tende a gerar uma maior pressão na demanda de boi gordo, dado a elevada elasticidade-renda, assim também pressionando os preços do boi (Bacchi e Barros, 1992; Carvalho, 2007). Desta forma, os preços do petróleo WTI são inseridos como uma *proxy* de crescimento global.

A segunda classe de variáveis é composta pelas informações que tem como propósito explicar as flutuações da volatilidade dos retornos do boi gordo. Nesta segunda classe são utilizadas as medidas especulativas. Como o objetivo do estudo contempla a distinção entre especuladores de curtíssimo prazo e especuladores que mantêm suas posições, utiliza-se duas medidas de especulação.

Os especuladores de longo prazo são aqueles *players* que mantêm seus contratos em aberto em pelo menos um dia. A *proxy* para esta variável é o índice T, cunhado por Working (1960), na qual é construído a partir das participações do grupo de especuladores em relação aos *hedgers*.

Já os especuladores de curto prazo são aqueles que operam como *day trade*, comprando e vendendo seus contratos no mesmo dia. Neste caso, conforme os dados disponíveis, utiliza-se o número de contratos que foram abertos e fechados no mesmo dia, ou, o número de contratos em regime *day trade*.

A primeira medida concerne ao T Working, já abordado na seção 2.3.1.2.

$$T_{i,t} = \begin{cases} 1 + \frac{SS_{i,t}}{HL_{i,t} + HS_{i,t}} & \text{se } HS_{i,t} \geq HL_{i,t} \\ 1 + \frac{SL_{i,t}}{HL_{i,t} + HS_{i,t}} & \text{se } HL_{i,t} \geq HS_{i,t} \end{cases} \quad (12)$$

em que  $HL_{i,t}$  é o número de contratos em posse dos *hedgers* em posição *long*,  $HS_{i,t}$  é o número de contratos em posse dos *hedgers* em posição *short*,  $SL_{i,t}$  é o número de contratos em posse dos especuladores em posição *long*; e  $SS_{i,t}$  é o número de contratos em posse dos especuladores em posição *short*<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> Para mais informações, como a definição de participantes, vide a seção 2.3.1.2.

A segunda medida de especulação é o percentual de especuladores que executam a ordem no mesmo dia que o contrato é adquirido, ou seja, os *scalpings*<sup>9</sup> e *day traders*<sup>10</sup>. Tal medida é expressa por:

$$DT_t^T = \frac{C_{DT_t}^T}{C_{Total_t}^T} \quad (13)$$

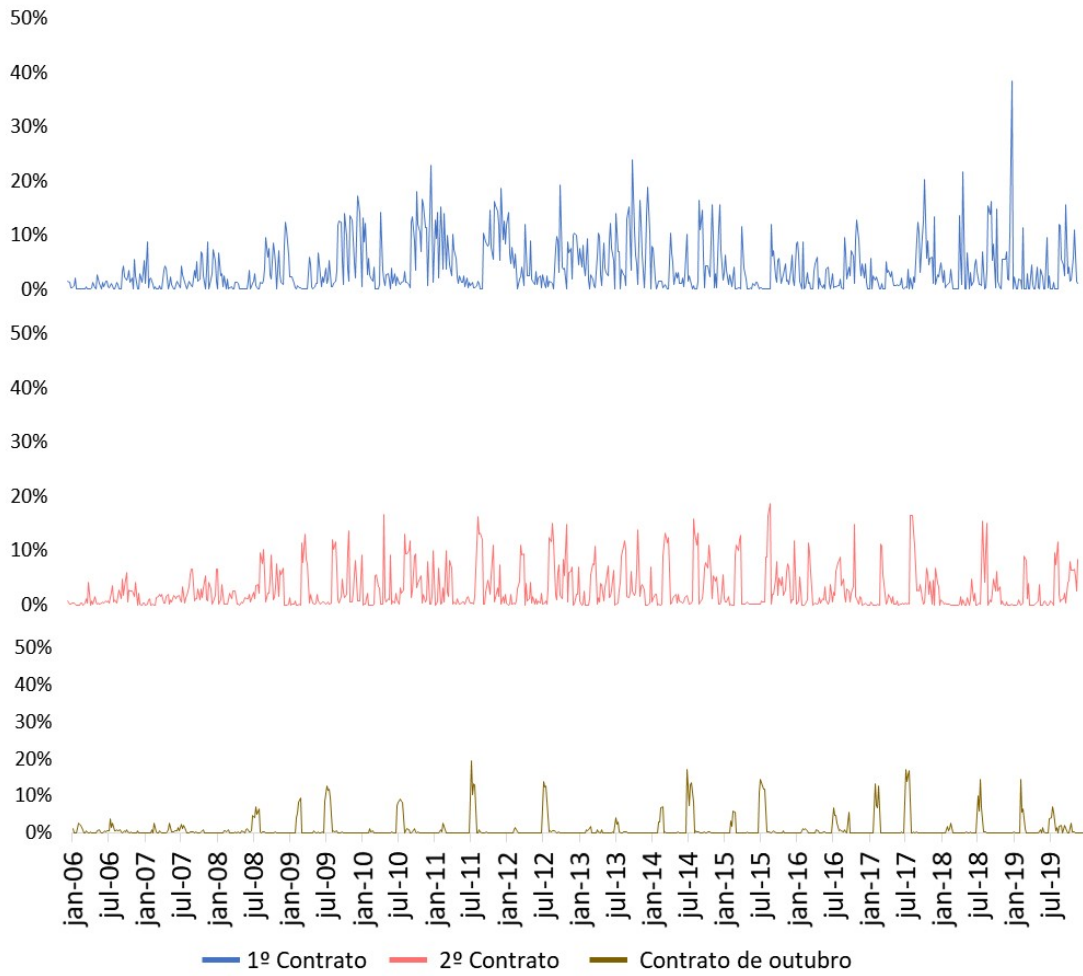
em que,  $C_{DT_t}$  é o número de contratos futuros de boi gordo, caracterizados como *day trade*, negociados no dia  $t$ , com vencimento no mês  $T$ ;  $C_{DT}^T$  é o número de total de contratos futuros de boi gordo, negociados no dia  $t$ , com vencimento no mês  $T$ . Cabe ressaltar que as informações disponíveis não indicam qual foi a estratégia dominante destes *day traders*, ou seja, por exemplo, qual o percentual de *day traders* que abriram os contratos em posição *short*. Porém, tal informação não invalida as análises, dado que presume-se que estes participantes afetam as volatilidades independente da ordem de abertura (Manera et al., 2013).

Por outro lado, a informação de *day traders* é completa no que tange a alocação por contrato. Enquanto os especuladores de longo prazo possuem as informações de estratégia disponíveis, eles não possuem a alocação por vencimento do contrato. Já para a informação dos *day traders*, enquanto é disponibilizado o percentual de *day trade* por vencimento do contrato, a estratégia não é disponibilizada.

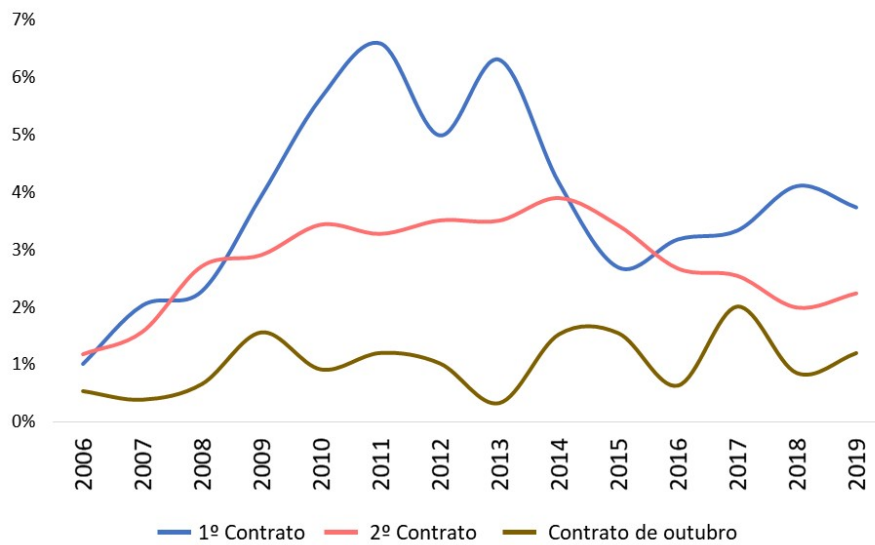
---

<sup>9</sup> *Scalpings* são operações fechadas muito rapidamente, algumas vezes em questão de segundos. Estes *traders* possuem a característica de realizar muitas operações durante o dia.

<sup>10</sup> *day trade* são operações finalizadas ao longo do dia. Os *traders* com esta características realizam menos operações do que os *scalpers*. Apesar da distinção entre as duas operações, os dados são divulgados agregados, de modo que neste estudo são tratados como semelhantes.



**Figura 21.** Percentual de contratos futuros de boi gordo negociados em regime de day trade  
 Fonte: resultados da pesquisa.



**Figura 22.** Média anual dos percentuais de operações de day trade nos futuros de boi gordo  
 Fonte: resultados da pesquisa.



De acordo com a Figura 21, as maiores incidências de operações de day trade estão no contrato com vencimento próximo, seguido do segundo contato a vencer e do contrato de outubro. Apesar da média geral ao ano ser baixa (Figura 22), no que tange o primeiro contrato a vencer, observa-se incidências diárias de 40% dos contratos negociados em *day trade*. Ademais, de acordo com a Figura 22, a atividade de *day trade* vem ganhando espaços nas negociações, tendo forte crescimento entre 2008 e 2014.

Cabe ressaltar também a sazonalidade do contrato com vencimento em outubro, em que as operações de *day trade* se concentram majoritariamente no segundo semestre. Assim, observa-se que os *scalpers* tem preferência de operar em contratos com o vencimento mais próximo, provavelmente induzidos pela melhor *valuation* que esses preços possuem, em detrimento de contratos mais longínquos.

Sumarizando, são coletadas as estatísticas para as quintas-feiras (ou dia útil mais próximo), entre janeiro de 2006 e dezembro de 2019. As estatísticas descritivas e a fonte de coleta das variáveis supracitadas são sumarizadas na Tabela 9.

Na Tabela 9 também são apresentadas as estatísticas Dick Fuller Aumentado, com o intuito de verificar a estacionariedade das informações. Verifica-se que as medidas de especulação  $T$  Working e percentual de *day trade* no primeiro contrato são estacionárias somente em primeira diferença. Por outro lado, os percentuais de *day trade* do segundo contrato e com vencimento em outubro foram estacionários em nível, porém, como procedimento de padronização, utiliza-se todas as variáveis explicativas da volatilidade em primeira diferença. Ademais, todas as variáveis da equação da média são expressas como retornos, de forma que são estacionárias em nível, dado que o retorno é a diferença em logaritmo, não necessitando de realizar a primeira diferença.

**Tabela 9.** Estatísticas descritivas e testes de raiz unitária

Var	Máx	Min	Média	DP	Assim	Curt	ADF - Nível	ADF - 1 <sup>a</sup> Dif	Fonte
$r_t^{1c}$	0,09	-0,14	0,002	0,02	-0,25	7,70	-18,39***	-	BM&F
$r_t^{2c}$	0,08	-0,15	0,002	0,02	-0,93	7,19	-18,69***	-	BM&F
$r_t^v$	0,18	-0,11	0,002	0,02	0,57	12,91	-18,80***	-	BM&F
$r_t^{spot}$	0,36	-0,20	0,002	0,02	4,41	91,70	-17,22***	-	CEPEA
$r_t^{WTI}$	0,21	-0,28	0,000	0,05	-0,38	3,52	-19,28***	-	CME
$r_t^{US\$}$	0,11	-0,07	0,001	0,02	0,79	3,31	-18,35***	-	BACEN
$r_t^{NTNB}$	0,15	-0,12	-0,002	0,03	0,49	4,03	-17,31***	-	BACEN
$TW_t$	1,62	1,01	1,182	0,11	0,64	0,86	-0,29	-20,18***	BM&F <sup>11</sup>
$DT_t^{1c}$	0,38	0,00	0,039	0,05	1,91	5,34	-3,09	-23,07***	BM&F
$DT_t^{2c}$	0,19	0,00	0,028	0,04	1,70	2,23	-9,31***	-16,25***	BM&F
$DT_t^v$	0,19	0,00	0,010	0,03	3,60	13,05	-7,96***	-18,37***	BM&F

Fonte: resultados da pesquisa. P-valor: \* 10%; \*\*5%; \*\*\*1%.

<sup>11</sup> Elaboração própria a partir das classes de participantes disponibilizadas pela BM&F. [http://www.bmfbovespa.com.br/pt\\_br/servicos/market-data/historico/](http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/servicos/market-data/historico/). Acesso em 12/12/2019.

### 3.4.1. Volatilidade Semanal: os modelos ARIMA-GARCH

Para estimar as influências dos especuladores sobre as volatilidades dos contratos futuros de boi gordo, utiliza-se a modelagem ARIMA, combinada com GARCH exponencial. A modelagem GARCH é adequada à modelagem pois utiliza-se um coeficiente ARCH (agrupamento de volatilidade) e um coeficiente GARCH (persistência da volatilidade). No estudo utiliza-se uma variação do modelo GARCH puro, que é GARCH exponencial, em que, de acordo com Nelson (1991), possui a vantagem de estimar a assimetria de volatilidade em relação aos retornos positivos e negativos, característica comum em séries financeiras, dado o efeito alavancagem<sup>12</sup>.

O primeiro passo metodológico é a modelagem dos retornos dos contratos futuros de boi gordo, que por sua vez, dará origem à volatilidade, de acordo com as equações (14) e (15),

$$r_t = f(r_t) + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} z_t \quad (15)$$

em que  $r_t$  são os retornos da *commodity*,  $f(r_t)$  é uma função na qual contém variáveis explicativas dos retornos,  $\varepsilon_t$  são os desvios idiossincráticos da regressão, que por sua vez é determinado pela sua variância ( $\sigma_t^2$ ) e um ruído branco,  $z_t \sim N(0,1)$ . Nos modelos GARCH, são estimados os termos da variância, assim, modelando a volatilidade.

Para a modelagem dos retornos, utiliza-se os termos autorregressivos e de média móvel, em que o número ótimo destes parâmetros é dado pelos critérios de informação de Akaike e Hannan-Quinn. Assim, o modelo que melhor se ajusta aos dados é aquele que minimiza tais critérios. Neste contexto, os dois critérios supracitados indicaram 2 parâmetros autorregressivos e 2 parâmetros de média móvel, para os três contratos em estudo. Conforme exposto na seção 3.4, evidencia-se que os retornos de boi gordo são estacionários para os três contratos, de forma a não necessitar de um coeficiente de integração. Face ao exposto, a equação dos retornos segue como um ARIMAX (2,0,2).

Ademais, também quatro variáveis externas são inseridas na equação: (i) os preços *spot* do boi gordo; (ii) o valor comercial do dólar frente ao real; (iii) os preços do petróleo WTI; e (iv) os juros pagos pela NTN-B 2024. Tais variáveis tem como finalidade representar os efeitos macroeconômicos – tanto a nível nacional, quanto a nível global – sobre os retornos do boi<sup>13</sup>.

Face ao exposto, a equação dos retornos (do primeiro e segundo contratos a vencer e para o contrato com vencimento em outubro) é representada por

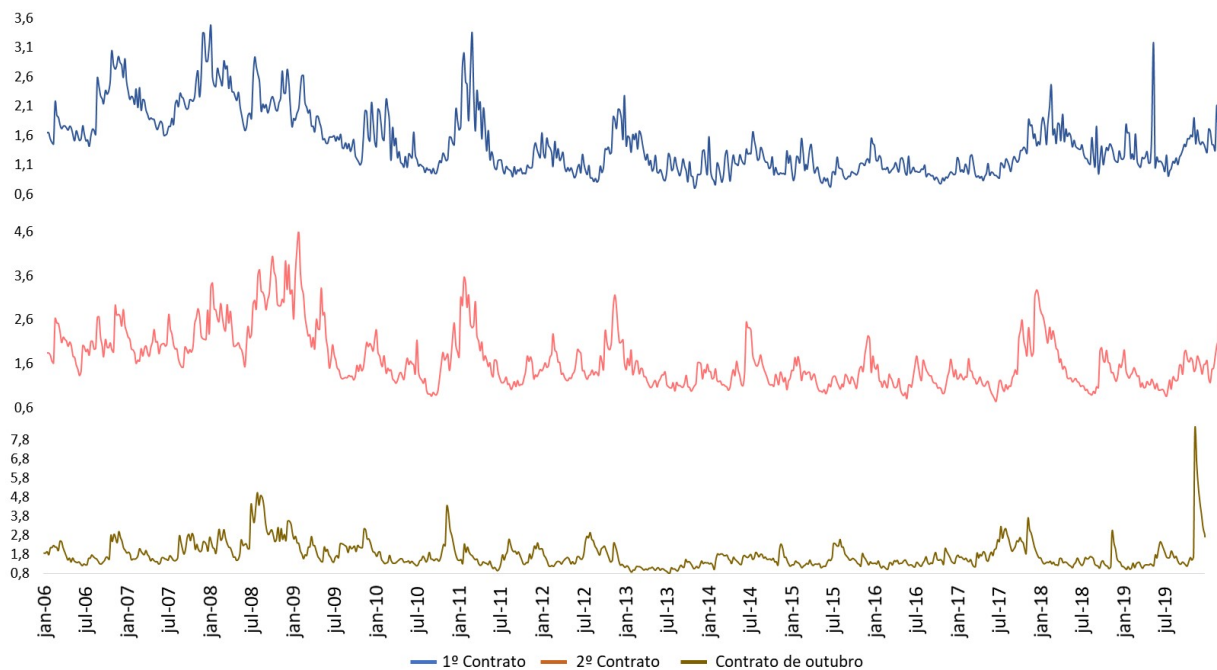
$$r_t = \mu + \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \delta_1 SPOT_t + \delta_2 WTI_t + \delta_3 USD_t + \delta_4 NTN_B_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t \quad (16)$$

em que,  $\mu$  é a constante,  $\rho_k$  são os parâmetros autorregressivos,  $\delta_k$  são os parâmetros relacionados às variáveis explicativas e  $\theta_1$  são os parâmetros de média móvel.

As volatilidades estimadas pela equação (14), para os três contratos em análise, são sumarizadas na Figura 23. Em todos os contratos analisados, observam-se as recorrências de três períodos de alta volatilidade nos contratos futuros de boi gordo: 2007-2008, 2010-2011 e 2019.

<sup>12</sup> O efeito alavancagem está atrelado ao fato de que, quando os *players* do mercado estão alavancados em uma posição, caso os retornos diverjam da estratégia dominante, maior tende a ser a volatilidade.

<sup>13</sup> Vale ressaltar que no Capítulo 2 são sugeridas variáveis que captam as pressões de oferta, demanda e estoque sobre os preços do boi, porém, tais variáveis não são utilizadas neste capítulo, devido a endogeneidade destas com os preços futuros do boi gordo.



**Figura 23.** Volatilidade estimada

Fonte: resultados da pesquisa.

O primeiro período de alta volatilidade compreende de meados de 2007 ao final de 2008, que corresponde à crise do *subprime*. Tal crise pautou-se na inadimplência do crédito imobiliário nos EUA, que levou grandes bancos de investimento à insolvência. Este cenário criou uma grande instabilidade no mercado financeiro mundial, implicando desde uma crise de liquidez até uma crise de confiança (Chiu et al., 2012). Tal conjuntura teve impactos também no mercado de commodities, com a expectativa de diminuição de renda global, que afeta principalmente *commodities* com alta elasticidade renda, caso do boi gordo (Dick-Nielsen et al. 2012). Além disto, Masters (2008) indica que entre 2007-2008 as *commodities* passaram a ser visadas como ativos altamente lucrativos, fazendo com que os fundos de índices realizassem altos aportes de recursos nestes derivativos, possivelmente elevando suas volatilidades.

O segundo período de notável elevação da volatilidade compreende entre o final de 2010 e meados de 2011. O cenário apresenta uma alta volatilidade na economia global, ainda refletindo os impactos causados pela crise de 2008. Um fator particular de elevação da volatilidade do mercado financeiro é o aumento do risco sistêmico causado perda da economia norte americana do maior grau de investimento – AAA da agência de avaliação de risco *Standard and Poors* (Bems et al., 2020). Além disto, neste período diversos países europeus, como Irlanda e Grécia, enfrentaram grandes instabilidades devido aos seus elevados déficits públicos (BOERMANS; FROST; STEINS BISSCHOP, 2016). Em contrapartida, o cenário é marcado pela aceleração econômica chinesa, fazendo com que o ciclo de *commodities* se torne ainda mais volátil.

Outro grande pico na volatilidade intradiária do boi gordo foi no final de 2019. Neste período, o mercado financeiro global não apresentava alta volatilidade. Assim, tal volatilidade dos futuros de boi, podem ser atreladas à um fator interno da cadeia de suprimentos do boi gordo, a peste suína africana. Neste período, a China perdeu parte significativa de seu rebanho suíno, gerando uma maior pressão na recomposição da proteína animal, encadeando a elevação das exportações de carne bovina brasileira, de forma a pressionar os preços da *commodity* (Tao et al., 2020). Concomitantemente, verificava-se um câmbio desvalorizado, o que gerou maior propensão dos frigoríficos à exportação. Assim, todo este cenário gerou uma incerteza sobre a capacidade dos produtores brasileiros de suprir a

demanda global de boi, implicando potencialmente em alta volatilidade da *commodity*, principalmente para o vencimento de outubro (cenário mais distante e incerto).

As grandes volatilidades do mercado futuro de boi gordo estão atreladas à contextos macroeconômicos globais, mudanças dos parâmetros da cadeia de suprimento da proteína animal e ao mercado financeiro. Neste caso, uma grande influência do mercado financeiro sobre a volatilidade dos retornos da *commodity*, pode indicar grande influência dos especuladores sobre este mercado, assim, sustentando a teoria da financeirização. Desta forma, torna-se de suma importância testar os impactos especulativos sobre a volatilidade estimada.

A partir da volatilidade estimada pela equação (16), verifica-se os impactos dos especuladores sobre os retornos do boi gordo. Deste modo, utiliza-se uma modelagem eGARCH, em que os especuladores são inseridos como variáveis explicativas externas. Dois tipos de especuladores são considerados na análise: de curto e longo prazo.

Assim, a volatilidade segue em função do coeficiente ARCH (impacto dos retornos não esperados), do coeficiente GARCH (persistência dos choques), de assimetria (característica do eGARCH) e das medidas de especulação. A volatilidade, aplicando o logaritmo neperiano (pressuposto para a estimativa do eGARCH), é expressa como

$$\ln\sigma_t^2 = f(\alpha, \beta, \gamma, \text{scalping}, T_{\text{working}}) \quad (17)$$

Para estimar a função representada na equação (17), recorre-se a duas estratégias para estimar os impactos dos especuladores sobre a volatilidade do boi gordo. A primeira estratégia é inserir os coeficientes de especulação de curto e médio/longo prazo, sem nenhum tratamento. Utilizando esta forma funcional, os critérios de informação indicam um eGARCH (1,1). Desta forma, a primeira estratégia é representada como

$$\ln\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta_1 \ln\sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \left( \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \varphi_1 TW_t + \varphi_2 DT_t + \xi_t \quad (18)$$

em que,  $\sigma_t^2$  é a volatilidade relacionada aos resíduos da regressão,  $\alpha_1$  é o parâmetro ARCH,  $\beta_1$  é o parâmetro de persistência da volatilidade e  $\varphi_k$  são os parâmetros associados aos efeitos especulativos sobre a volatilidade realizadas.

Porém a estratégia 1 pode não ser suficiente, dado que, de acordo com Irwin e Sanders (2012b), os impactos especulativos dependem da previsibilidade de suas posições. Os autores argumentam que, caso e as mudanças nas posições dos especuladores forem previsíveis, estes não terão impactos sobre equilíbrio racional das expectativas, pois os demais participantes do mercado anteciparão suas atividades. Assim, os impactos dos especuladores sobre os índices só são teoricamente possíveis se as suas posições forem inesperadas pelo mercado.

Face ao exposto, a estratégia 2 consiste em estimar os componentes esperados e inesperados dos índices de especulação. Para dissociar tais componentes segue-se a metodologia de Bessembinder e Seguin (1993).

Esta estratégia consiste em tentar replicar as condições em que o mercado realiza previsibilidade que tais índices, estimando um ARIMA com defasagens de longo prazo, com defasagens de 12 semanas (3 meses), assim, obtendo um grande histórico, representando uma visão de longo prazo do mercado, conforme a equação (19). Por fim, o componente esperado é o índice explicado, conforme a equação (20), ao passo que o componente inesperado é composto pelos desvios idiossincráticos desta equação, de acordo com a equação (21). Cabe ressaltar que as medidas de especulação são realizadas na primeira diferença, visto a presença de raiz unitária, de modo a ser interpretada como a mudança de posição. Tal estratégia também é seguida Bessembinder e Seguin (1993) e Urso (2007).

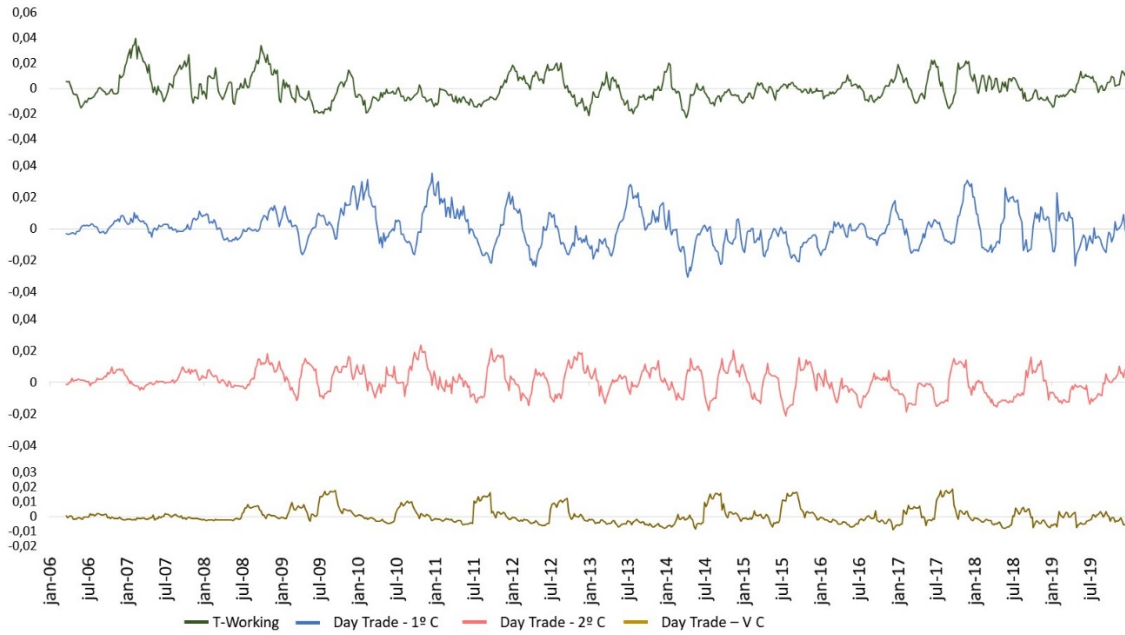
$$\Delta E_t = \sum_{k=1}^{12} \rho_k \Delta E_{t-k} + \sum_{k=1}^{12} \theta_k \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\Delta E_t^{esp} = \sum_{k=1}^{12} \rho_k \Delta E_{t-k} + \sum_{k=1}^{12} \theta_k \varepsilon_{t-k} \quad (20)$$

$$\Delta E_t^{inesp} = \varepsilon_t \quad (21)$$

em que,  $\Delta E_t$  é primeira diferença da medida de especulação,  $\Delta E_t^{esp}$  é o componente esperado da medida de especulação ao passo que  $\Delta E_t^{inesp}$  é o componente inesperado.

Os componentes inesperados das mudanças de posições dos especuladores são apresentados na Figura 24.



**Figura 24.** Componentes inesperados das medidas de especulação

Fonte: resultados da pesquisa.

Desta forma, a estratégia 2 consiste em separar os componentes esperados e inesperados dos especuladores, verificando seus efeitos sobre a volatilidade, pode ser representada pela equação (22), em que, de acordo com os critérios de Akaike e Hannan-Quinn, a melhor modelagem é o GARCH (1,1).

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \left( \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \varphi'_1 TW_{inesp_t} + \varphi'_2 TW_{esp_t} + \varphi'_3 DT_{inesp_t} + \varphi'_4 DT_{esp_t} + \xi_t \quad (22)$$

Definida as estratégias de estimação, deve-se selecionar a distribuição condicional dos resíduos. Tal distribuição é de suma importância para assegurar que o modelo siga os pressupostos iniciais, de modo a ser eficiente, gerando testes de hipóteses confiáveis.

De acordo com Brunnermeier e Oehmke (2013), as séries financeiras possuem fatos estilizados sobre suas distribuições, como uma distribuição com “caudas pesadas”, ou seja, distribuição leptocúrtica. Além disto, as

distribuições das séries financeiras também possuem uma tendência de assimetria, sendo recorrente assimetria negativa nestas séries (Nelson,1991). Desta forma, existem indicativos que séries financeiras podem não seguir a distribuição normal.

Face ao exposto, deve-se escolher uma distribuição teórica para que os resultados possuam inferências válidas (ENDERS, 2014). Um teste que auxilia na escolha da distribuição condicional é o teste de qualidade de ajuste de Pearson. Este teste tem como premissa observar a qualidade do ajuste dos valores estimados em relação à uma amostragem dos dados reais. Ou seja, o teste de qualidade de ajuste de Pearson compara a distribuição teórica utilizada com a distribuição real das amostragens (ENDERS, 2014). A não rejeição da hipótese nula indica que o modelo estimado se ajusta bem sobre a respectiva amostragem.

Para cada equação e suas ramificações entre os contratos, considera-se três distribuições: (i) normal, (ii) *t-student* e (iii) SGED (Skewed Generalized Error Distribution). A distribuição normal é a mais utilizada nas estimações econométricas, considerando a distribuição condicional como mesocúrtica e simétrica. Já a distribuição *t-student* permite que a distribuição tenha maior curtiosidade, como o caso de distribuições leptocúrticas (Lütkepohl e Krätzig, 2004). Por fim, a distribuição assimétrica generalizada dos resíduos (Skewed Generalized Error Distribution – SGED) permite que a distribuição seja assimétrica e leptocúrtica (Lütkepohl e Krätzig, 2004). Desta forma, estas três distribuições fornecem a base de escolha de distribuições que condizem com os fatos estilizados de séries financeiras. Os testes de qualidade de ajuste de Pearson destas três distribuições, para as equações 1 e 2, para cada contrato analisado, são apresentados na Tabela 10.

**Tabela 10.** Teste da qualidade de ajuste de Pearson

Distribuição	Grupos	Estratégia 1			Estratégia 2		
		1°C	2°C	Out	1°C	2°C	Out
Normal	20	39,64***	31,16**	49,27***	66,67***	34,88**	55,57***
		(3,6e-03)	(0,038)	(1,6e-04)	(3,2e-07)	(0,015)	(1,9e-05)
	30	57,58***	51,75***	66,36***	86,06***	49,62***	68,08***
		(1,2e-04)	(0,006)	(9,4e-05)	(1,4e-07)	(0,009)	(5,5e-05)
	40	87,99***	62,38**	76,72***	89,41***	63,25***	68,84***
(1,2e-06)		(0,011)	(2,9e-04)	(7,8e-06)	(0,008)	(2,2e-04)	
50	97,52***	62,78*	71,26***	108,19***	78,23***	84,39***	
		(4,6e-05)	(0,089)	(2,1e-03)	(2,4e-06)	(0,005)	(1,2e-04)
T-student	20	43,69***	31,71**	49,27***	30,07*	30,12*	23,34
		(0,001)	(0,033)	(0,001)	(0,051)	(0,0503)	(0,2228)
	30	49,53**	55,20**	60,20***	34,76	36,24	25,65
		(0,010)	(0,002)	(0,001)	(0,2126)	(0,1668)	(0,6442)
	40	62,71***	68,51***	68,52***	49,8	44,32	40,38
(0,009)		(0,002)	(0,002)	(0,1326)	(0,2572)	(0,409)	
50	80,01***	70,30**	73,45**	56,48	49,23	45,81	
		(0,003)	(0,024)	(0,028)	(0,2156)	(0,4638)	(0,6031)
SGED	20	33,24**	17,10	18,30	33,35**	23,12	12,50
		(0,022)	(0,583)	(0,502)	(0,022)	(0,232)	(0,863)

Distribuição	Grupos	Estratégia 1			Estratégia 2		
		1°C	2°C	Out	1°C	2°C	Out
30		35,01	26,47	29,42	42,15*	33,45	29,75
		(0,204)	(0,600)	(0,443)	(0,054)	(0,260)	(0,426)
40		50,34	31,52	33,05	57,60**	44,76	37,76
		(0,105)	(0,797)	(0,737)	(0,027)	(0,242)	(0,526)
50		57,44	55,39	55,80	79,33***	40,48	51,56
		(0,190)	(0,246)	(0,234)	(0,004)	(0,802)	(0,374)

Fonte: resultados da pesquisa. *P-valor* entre parêntesis.

Tanto para a estratégia 1, quanto para a estratégia 2, a distribuição normal não estima valores preditos ajustados, assim, evidencia-se que tal distribuição não é suficiente para gerar estimadores eficientes. Já no que tange a distribuição *t-student*, observa-se um bom ajuste nos valores estimados pela estratégia 2, mas o mesmo não acontece para a estratégia 1. Por outro lado, a distribuição SGED ajusta-se melhor para a estratégia 1, mas ainda mantendo um baixo ajuste para a estratégia 2.

Desta forma, estima-se a estratégia 1 utilizando a distribuição assimétrica generalizada dos resíduos (Skewed Generalized Error Distribution -SGED). De acordo com Theodossiou (2015), tal distribuição se adequa à modelagem financeira de heterocedasticidade condicional de opções de ativos, visto a natureza assimétrica destes retornos. Ainda, Theodossiou (2015) indica que a distribuição SGED se adequa à modelos exponenciais, justamente a modelagem proposta para o fenômeno em questão.

Já a estratégia 2 é estimada seguindo uma distribuição condicional *t-student*. Tal distribuição também é recorrente em estudos envolvendo modelagem de heterocedasticidade condicional de séries financeiras, como indicado em Tsay (2011).

Dados os testes realizados para a reprodução de estimadores eficientes e não-viesados, estipula-se que a estratégia 1 seja estimada utilizando um modelo ARMA (2,2) GARCH (1,1), com uma distribuição assimétrica generalizada dos resíduos. Já para a estratégia 2, também utilizado um modelo ARMA (2,2) GARCH (1,1), porém, com a distribuição t-Student generalizada dos resíduos.

Para a estratégia 1, em cada contrato, segue-se a equação a ser estimada:

$$r_t = \mu + \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \delta_1 SPOT_t + \delta_2 WTI_t + \delta_3 USD_t + \delta_4 NTN B_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (23)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \left( \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \varphi_1 TW_t + \varphi_2 DT_t + \xi_t \quad (24)$$

Já para a estratégia 2, a estratégia empírica de estimação segue como,

$$r_t = \mu + \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \delta_1 SPOT_t + \delta_2 WTI_t + \delta_3 USD_t + \delta_4 NTN B_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (25)$$

$$\ln\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta_1 \ln\sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \left( \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \varphi'_1 TW_{inesp_t} + \varphi'_2 TW_{esp_t} + \varphi'_3 DT_{inesp_t} + \varphi'_4 DT_{esp_t} + \xi_t \quad (26)$$

Apesar da especificação econométrica das duas estratégias serem cunhadas de acordo com aspectos teóricos, que também foi utilizada em outros estudos, como em Manera et al. (2016), não exclui-se possíveis vieses de especificação. Desta forma, realiza-se testes de robustez (seção 3.5.4), utilizando outras especificações viáveis, com o intuito de observar variações nos coeficientes estimados. Além disto, também são realizados testes placebos (seção 3.5.5), que consistem em utilizar as mesmas especificações econométricas, porém, utilizando outras *commodities*. De acordo com Santos e Almeida (2018), placebos são práticas importantes no que tange excluir efeitos macroeconômicos que possam ser correlacionados com a especulação que também podem ser captadas em outras *commodities*, como elevações da demanda chinesa, causando falsos positivos nos coeficientes.

### 3.4.2. Modelos de volatilidade intradiária

Analisa-se na seção anterior a pressão dos especuladores sobre as volatilidades dos retornos futuros de boi gordo. Nesta oportunidade, utiliza-se modelagens GARCH, que modelam a volatilidade entre dois ou mais pontos temporais. Como as informações estão disponíveis somente em referência às quintas-feiras (ou dia útil mais próximo caso o pregão esteja não disponível), a análise empreendida avalia a volatilidade entre duas semanas. Assim, tais análises não contemplam os movimentos intradiários da volatilidade.

Analisar a volatilidade intradiária também é importante sob o ponto de vista da função dos mercados futuros, que é prover aos comercializadores o cercamento dos seus preços, assim, diluindo seus riscos (Hull, 2016). Porém, quando existe um excesso de volatilidade durante o pregão, desvios dos preços de seus valores fundamentais são mais constantes, dificultando o travamento dos preços que refletem as condições de mercado (Hull, 2016).

Dado este cenário, nesta seção é destinada a analisar os impactos das especulações sobre a volatilidade intradiária nas quintas-feiras. Para tal, deve-se utilizar métricas que representem a volatilidade durante o período de negociação. Assim, foram escolhidas quatro medidas de volatilidade, sendo elas, as medidas propostas por Garman e Klass (1980), Parkinson (1980), Rogers e Satchell (1991) e Yang e Zhang (2000). Tais mensurações levam em consideração, os preços de abertura, de fechamento, além do maior e menor preço negociados no dia.

A medida de volatilidade proposta por Garman e Klass (1980) possui a característica de um movimento browniano, assumindo o desvio igual a zero, além de não considerar os saltos de abertura. Tal medida leva em consideração, os preços de fechamento ( $C_t$ ), de abertura ( $O_t$ , igual ao fechamento do dia anterior, evitando saltos de abertura,  $O_t = C_{t-1}$ ), além do maior ( $H_t$ ) e menor ( $L_t$ ) preços negociados no dia. A medida de volatilidade de Garman e Klass (1980) é representada como:

$$\sigma_{GK}^2 = \frac{1}{2} \left( \log \frac{H_t}{L_t} \right)^2 - (2 \log 2 - 1) \left( \log \frac{C_t}{O_t} \right)^2 \quad (27)$$

A medida proposta por Parkinson (1980) possui maior simplicidade, sendo uma razão logarítmica entre o maior ( $H_t$ ) e menor ( $L_t$ ) preços negociados no pregão. Tal medida de volatilidade é expressa como:

$$\sigma_{PK}^2 = \left( \log \frac{H_t}{L_t} \right)^2 \quad (28)$$



Já a mensuração de volatilidade intradiária proposta por Rogers e Satchell (1991) possui a característica de *drift* não nula, porém, assim como a mensuração de Garman e Klass (1980), não são assumidos os saltos de abertura.

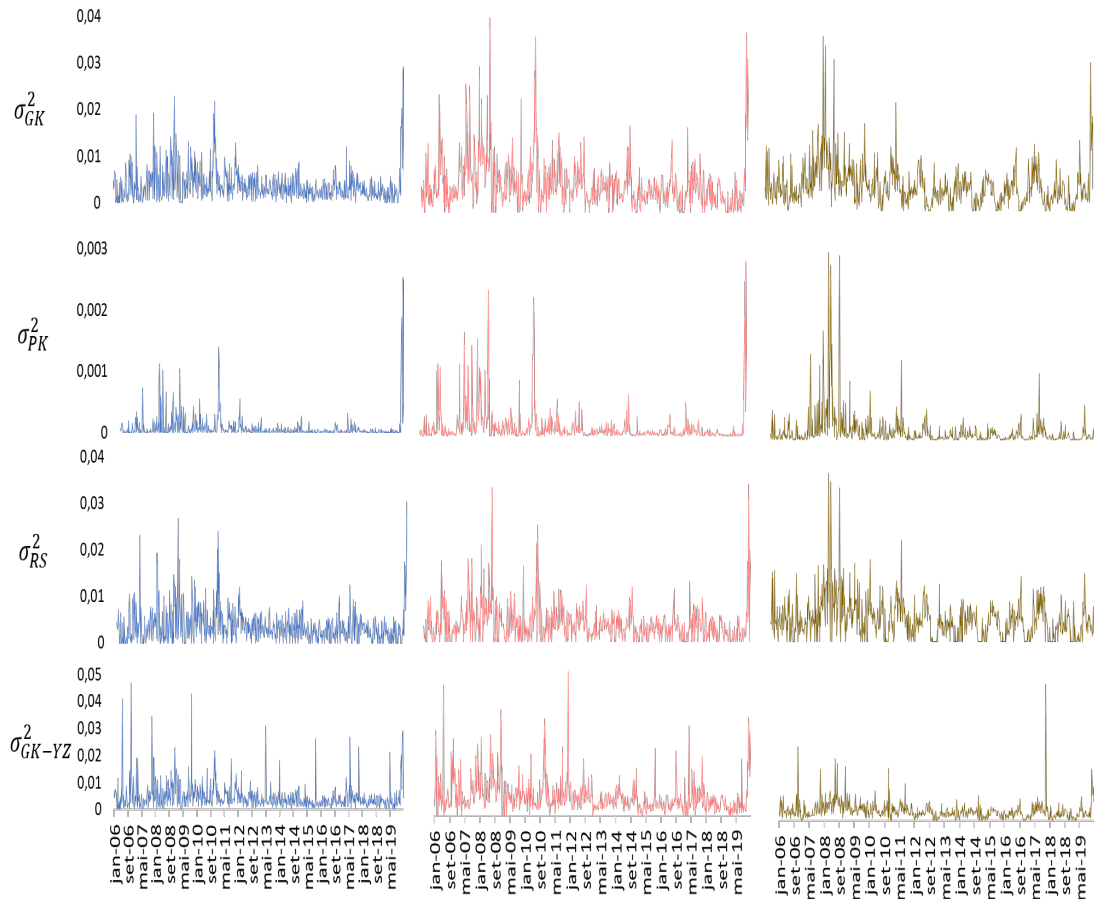
$$\sigma_{RS}^2 = \frac{1}{2} \left( \log \frac{H_t}{L_t} \right)^2 - (2 \log 2 - 1) \left( \log \frac{C_t}{O_t} \right)^2 \quad (29)$$

Por último, também é utilizada a mensuração da volatilidade proposta por Yang e Zhang (2000). Tal medida é uma extensão da proposta de Garman e Klass (1980), porém, leva-se em consideração os saltos de abertura. A mensuração de volatilidade de Yang e Zhang (2000) é dada como:

$$\sigma_{GK-YZ}^2 = \left( \log \frac{C_t}{O_{t-1}} \right)^2 + \frac{1}{2} \left( \log \frac{H_t}{L_t} \right)^2 - (2 \log 2 - 1) \left( \log \frac{C_t}{O_t} \right)^2 \quad (30)$$

As séries temporais das quatro mensurações da volatilidade intradiária, para os contratos analisados de boi gordo, entre 2006 e 2019 são apresentadas na Figura 25. Cabe ressaltar que, enquanto a medida de Parkinson (1980) gera maior peso para períodos de alta volatilidade, a mensuração de Yang e Zhang (2000) gera maior linearidade da variação intradiária. A acentuação de Parkinson (1980) é observada pois esta medida possui foco exclusivo na razão entre os preços mais altos e mais baixos. Por outro lado, Yang e Zhang (2000) tem um maior foco na abertura e fechamento, assim, gerando maior linearização dos picos de volatilidade.

Para todas as mensurações, observam-se as recorrências de três períodos de alta volatilidade, nos três contratos de boi gordo: 2007/2008, 2010/2011 e 2019. Estes três períodos coincidem as altas volatilidades estimadas via GARCH, indicando convergência entre as metodologias. Tais períodos são descritos na seção anterior e compreendem em eventos financeiros – crise do *subprime* e *taper tantrum* – e eventos exclusivos da cadeia de proteína animal – peste suína africana.



**Figura 25.** Volatilidade intradiária

Fonte: resultados da pesquisa.

A partir destas quatro mensurações apresentadas, estima-se os impactos especulativos (T-Working e Scalping) sobre a volatilidade intradiária dos contratos futuros de boi gordo. A estratégia empírica utilizada para estimar tal relação é a metodologia ARIMA, incluindo um termo autorregressivo e um termo de média móvel.

Como para a volatilidade semanal a estratégia 2 gerou resultados condizentes com a estratégia 1, porém com uma maior riqueza de detalhes, neste caso, utiliza-se somente a segunda estratégia. A forma funcional das estimações é dada por:

$$\sigma_{it}^2 = \mu + \rho_1 \sigma_{it-1}^2 + \delta_1 TW_{inesp_t} + \delta_2 TW_{esp_t} + \delta_3 DT_{inesp_t} + \delta_4 DT_{esp_t} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Em que, o subscripto  $i$  se refere à mensuração da volatilidade intradiária. Os resultados das quatro medidas de volatilidade, para os três contratos futuros de boi gordo, são apresentados na Tabela 23. Os resultados indicam que, para todos os contratos e todas as medidas analisadas, os coeficientes autorregressivo, de média móvel e do intercepto foram estatisticamente significativos.

### 3.5. Resultados

Para verificar a relação entre especuladores de curto e longo prazo sobre as volatilidades dos retornos futuros de boi gordo, são delineadas duas estratégias. A primeira estratégia concerne em verificar os efeitos puros dos impactos especulativos sobre as volatilidades. Já a segunda estratégia tem como premissa de que os movimentos

esperados e inesperados dos especuladores de curto e longo prazo possuem efeitos distintos sobre as volatilidades, assim, desagregando tais efeitos na equação estimada.

### 3.5.1. Volatilidade semanal e especulação: Estratégia 1

No que concerne à estratégia 1, cujo objetivo é verificar os impactos especulativos dos perfis de especuladores de longo prazo e especuladores *scalping* (swing traders) sobre a volatilidade dos contratos futuros de boi gordo, tem-se resultados distintos para cada contrato analisado. Os coeficientes estimados são apresentados na Tabela 11.

Foram encontradas evidências de que, quanto maior a presença de especuladores *scalpings* e *day traders* no primeiro e segundo contrato, maior tende a ser a volatilidade dos retornos. Estes resultados corroboram com os estudos de Manera et al. (2013) e Bohl e Sulewski (2019), que encontram uma relação positiva entre o percentual de contratos negociados por *scalpings* e a volatilidade dos retornos de uma série de *commodities* agrícolas. Já para o contrato de outubro, os resultados relacionados aos *scalpings* possuem um sinal contrário ao esperado, porém sem significância estatística.

O efeito potencializador de volatilidade por parte dos *scalpings* é um indicativo de que tais especuladores atuam desestabilizando os preços futuros de boi gordo. Apesar dos *day traders* não influenciarem a média dos retornos (vide capítulo anterior), evidencia-se que estes acentuam os picos e vales dos preços no primeiro e segundo contratos a vencer de boi. Uma possível explicação remete ao fato de que as atividades de *day trade* aumentam o ruído no processo de criação de informações mais do que outras atividades especulativas de longo prazo (Algieri e Leccadito, 2019). Tal ruído não ocorre simplesmente por um lapso de irracionalidade destes *traders*, mas sim, devido à assimetria de informação do mercado.

De acordo com Wang (2002), quando algum negociante dos mercados financeiros não possui informações completas sobre os mercados que estão negociando, estes tendem a elevar exacerbar os picos e vales de preços dos mercados. Urso (2007) indica que os *noise traders* sem informações reconhecem que existem outros agentes com informação negociando naquele mercado, de forma que movimentos ascendentes ou descendentes dos preços, serão interpretados como sinalizações informativas para estes *noise traders*, assim, estes se posicionarão na direção do movimento. Desta forma, os especuladores de curto prazo podem elevar a volatilidade do boi gordo a partir de operações grafistas ou de operações que levam em conta informações *a posteriori*.

Por outro lado, Cornell (1981) argumenta que mesmo que os *scalpings* tenham alguma informação sobre os mercados, o objetivo destes negociantes é tomar o maior lucro a curto prazo, de forma a terem incentivos suficientes para tomar posições contrárias em negócios mais arriscados, como ordens de compra/venda *outliers*. Como os *scalpings* efetivariam tais ordens, que dificilmente seriam tomadas por negociantes mais avessos ao risco, a volatilidade tende a ser incrementada pela presença destes *traders*.

Por outro lado, não são encontradas evidências, nos três contratos analisados, de que os especuladores de médio prazo possuem alguma influência sobre a volatilidade dos retornos de BGI. Apesar da não significância, estima-se sinal negativo do T-Working no primeiro contrato a vencer e no contrato com vencimento em outubro.

Os resultados acerca da pressão especulativa de longo prazo em relação à posição de hedge do mercado, não são conclusivos. Isto vai em linha com os resultados já estimados para outras *commodities* e demais contratos futuros estimados em outros países. Enquanto alguns autores, como Du et al. (2011) e Algieri e Leccadito (2019) encontram resultados que indicam que os especuladores de longo prazo aumentam a volatilidade de *commodities*, outros como,

Manera et al. (2013) e Bohl e Sulewski (2019) encontram resultados contrários. Assim, estratégias mais refinadas, como a equação 2, que será discutida adiante, auxiliam na análise dos impactos da pressão especulativa sobre a volatilidade.

Além das evidências encontradas em relação dos efeitos dos especuladores sobre a volatilidade, a equação 1 realiza estimações que agregam no conhecimento sobre os retornos e volatilidades sobre os futuros de boi gordo. Ainda em relação à equação da volatilidade, o termo GARCH é elevado nos três contratos analisados, indicando que choques na volatilidade tendem a ser persistentes por várias semanas.

Para os três contratos, respectivamente, calcula-se a “meia-vida” que corresponde ao tempo necessário para que um choque de volatilidade se dissipe para a metade. No que tange o primeiro contrato a vencer, verifica-se que a “meia-vida” é de aproximadamente 18 semanas, enquanto para o segundo contrato é de 12 semanas, ao passo que para o vencimento em outubro a “meia-vida” é de apenas 5 semanas. Assim, quando mais próximo o vencimento do contrato, maior tempo é necessário para a dissipação de um choque de volatilidade. Já os parâmetros de assimetria ( $\gamma$ ) foram positivos e estatisticamente significativos nos três contratos. Tal positividade indica que choque positivos nos preços possuem maiores impactos na volatilidade do que os choques negativos.

Já no que concerne a equação da média, verifica-se que os retornos do preço *spot* de boi gordo é uma variável altamente explicativa para os retornos futuros. Este resultado é esperado, pois os retornos futuros são derivativos do produto físico. Os retornos do petróleo WTI também foram significativos e positivos, para o primeiro contrato a vencer e para o contrato referente a outubro. Cabe destacar que, Baumeister e Kilian (2014) descartam que a ligação entre os preços do petróleo e *commodities* são dadas pelo repasse dos preços mais altos do petróleo, em que, tal ligação é impulsionada por determinantes macroeconômicos comuns dos preços do petróleo e das *commodities* agrícolas.

As variações na relação cambial entre real e dólar também se mostraram positivas com os retornos do BGI, porém só houve significância no contrato referente a outubro. A relação positiva também é uma relação esperada, pois com a valorização cambial, existe uma maior tendência de intensificação das exportações, de modo a elevar os preços do boi gordo no Brasil. Essa relação para o contrato de outubro se mostrou mais intensa, podendo ser explicado pelo fato de ser o mês alvo para os frigoríficos no mercado futuro, dado a entressafra do boi gordo e a maior demanda devido aos eventos de final de ano. Assim, como os contratos de outubro são operados em grande parte por comercializadores voltados à exportação, os fundamentos cambiais tendem a ser mais impactantes. Por outro lado, não são encontradas significância na variável da taxa de juros básica brasileira. Esperava-se uma relação entre política monetária e retorno das *commodities*, como em Barros (2011) e Manera et al. (2013). Porém, a colinearidade entre política monetário e mercado cambial pode ter gerado não significância neste coeficiente, dado que a significância já ocorreu na variável de câmbio.

Ademais, os coeficientes autorregressivos foram significativos para os contratos analisados. Estes resultados também estão em conformidade com os resultados esperados. Tais coeficientes são fundamentais para manter a boa especificação da equação que visa explicar os retornos do boi gordo.

**Tabela 11.** Coeficientes estimados da equação 1

		Variáveis	1º Contrato	2º Contrato	Contrato de Outubro
Equação da média	$\mu$		0,0702 (0,0448)	0,0802 (0,0618)	0,0607*** (0,0216)
	$\rho_1$		0,5335*** (0,0210)	0,3828*** (0,0322)	-0,0645** (0,0313)

Variáveis	1º Contrato	2º Contrato	Contrato de Outubro	
$\rho_2$	-0,2400 (0,1705)	0,3094*** (0,0332)	0,4057*** (0,0726)	
$\theta_1$	-0,8664*** (0,0194)	-0,4971*** (0,0302)	0,0190* (0,0112)	
$\theta_2$	0,2797* (0,1686)	-0,3003*** (0,0324)	-0,4182*** (0,0854)	
SPOT	0,5866*** (0,0609)	0,4370*** (0,1635)	0,2100*** (0,037)	
WTI	0,0151** (0,0076)	0,0085 (0,0165)	0,012* (0,0063)	
USD	0,0054 (0,0151)	0,0399 (0,0399)	0,0745*** (0,0274)	
NTN-B	0,0067 (0,0066)	0,0087 (0,0347)	-0,0035 (0,0295)	
Equação da volatilidade	$\omega$	0,0269 (0,0482)	0,0447 (0,0283)	0,1178 (0,0950)
	$\alpha$	0,035** (0,0132)	0,0448 (0,0350)	-0,0197 (0,0418)
	$\beta$	0,963*** (0,0519)	0,9521*** (0,0276)	0,8803*** (0,0940)
	$\gamma$	0,2402* (0,1299)	0,2775*** (0,0821)	0,368*** (0,1382)
	$TW$	-0,6491 (1,0127)	1,1046 (1,2494)	-0,1595 (1,7987)
	$DT$	4,5939** (2,0193)	4,0358** (1,9038)	-1,9223 (2,318)

Fonte: resultados da pesquisa. Erros robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\*1%.

### 3.5.2. Volatilidades semanal e especulação: Estratégia 2

A partir dos coeficientes estimados na estratégia 1 é possível analisar como em média os especuladores e os *scalpings* podem influenciar a volatilidade dos futuros de boi. Porém, observar o efeito médio pode suprimir algumas análises, como os efeitos de aumentos incomuns da posição de cada participante (Bessembinder e Seguin, 1993).

A presença de especuladores de logo e curto prazo são fundamentais para os funcionamentos dos mercados futuros, dado que estes *traders* assumem riscos e provém liquidez (Hull, 2016). Assim, a simples presença dos especuladores é algo normal, sendo participantes corriqueiros nas negociações, tendo seus efeitos já precificados por outros agentes do mercado. Porém, cabe a análise dos movimentos inesperados dos especuladores, com o intuito de verificar se repentinas participações destes *players* podem causar distúrbios nos futuros de boi gordo.

Face ao exposto, estima-se a estratégia 2 (Tabela 12) com o objetivo de desagregar em componentes esperados e inesperados das medidas especulativas. Os componentes esperados indicam as movimentações normais

dos negociantes nos contratos analisados (Bessembinder e Seguin, 1993). Por outro lado, o componente inesperado indica um movimento incomum no incremento de certo participante, ou seja, um choque de aumentos de posição (Bessembinder e Seguin, 1993).

Constata-se que aumentos inesperados dos *scalpings* são relacionados à períodos de maior volatilidade do primeiro e segundo contratos a vencer do boi gordo. Por outro lado, verificou-se que aumentos esperados dos *scalpings* aumentam a volatilidade somente no primeiro contrato a vencer. Estes resultados geraram evidências sobre a forma de atuação dos *scalpings* sobre os contratos de boi gordo.

A relação positiva entre volatilidades e aumentos inesperados dos *scalpings* podem estar relacionados às respostas às informações e tendências que afetam os preços da *commodity* (Wang, 2002). Como a relação é positiva, infere-se que os *scalpings* atuam em respostas às informações, de modo a gerarem ordens de compra quando os preços estão subindo e, de modo análogo, atuar na ponta vendida quando os preços estão diminuindo (Cornell, 1981). Desta forma, os *scalpings* potencializam os efeitos de informação, desviando os preços do boi gordo dos seus valores fundamentais.

Já a relação positiva entre participações esperadas dos *scalpings* e volatilidade só foi estatisticamente significativa no primeiro contrato a vencer. Este resultado gera evidências de que no primeiro contrato a vencer a atividade dos *day traders* é mais acentuada que nos demais contratos, de modo que são observadas relações entre os componentes esperados e inesperados neste contrato. Assim, estes comerciantes atuam aumentando a volatilidade no primeiro contrato a vencer, enquanto no segundo contrato a vencer só aumentam a volatilidade quando existem aumentos inesperados de suas participações.

Em relação ao contrato referente a outubro, não foram constatados efeitos dos *scalpings* sobre a volatilidade. Estes resultados podem ter relação com o fato que o contrato de outubro é mais praticado pelos comercializadores do boi gordo, sendo um contrato de maior incerteza sobre os *day traders*. Desta forma, os *scalpings* não teriam grandes influências sobre a volatilidade de contratos mais longínquos.

Sob a ótica da medida de pressão especulativa sobre os *hedgers* – T-Working – não são observados impactos significativos do componente inesperado sobre os contratos em análise. Estes resultados indicam que a pressão especulativa inesperada não influencia, em média, a volatilidade dos preços futuros de boi. Por outro lado, verifica-se que o componente esperado do T-Working está relacionado com a diminuição da volatilidade no primeiro contrato a vencer do boi gordo. De acordo com Wang (2002) e Urso (2007), a relação entre movimentos esperados de certos participantes e diminuições de volatilidade, indicam que tais participantes tendem a ter melhores informações sobre os fundamentos dos preços. Ou seja, os resultados apontam que em situações corriqueiras, quando os preços estão distantes dos fundamentos, os especuladores geralmente atuam em posições contrárias a distorções, de modo a reduzir as volatilidades. Assim, é evidenciado que os especuladores de longo prazo, desde que não ocorram movimentos inesperados, atuam como reguladores do mercado, de modo a auxiliar os preços a caminharem para seus valores fundamentais.

Em suma, estes resultados fornecem ricas informações sobre a atuação dos especuladores. Primeiro, especuladores de curto prazo possuem atuação diferente dos especuladores de médio/longo prazo, em que, enquanto os curtos desestabilizam o mercado, os longos não possuem muita influência sobre a volatilidade. Também existem evidências de que os especuladores de curto prazo, quando elevam suas participações inesperadamente, causam distúrbios maiores na volatilidade indicando que estes possuem informações limitadas, utilizando os próprios preços como informação, agindo sempre em direção de acentuar os preços. Por outro lado, a pressão especulativa de longo prazo esperada é relacionada com diminuição da volatilidade, indicando um efeito estabilizador destes *players*.

Ressalta-se também que as variáveis que compõe a equação média tiveram sinais e significância semelhantes à equação média oriunda da estratégia 1. Assim, foram evidenciados que o preço do boi no mercado físico (média São Paulo), câmbio e preço do petróleo WTI, possuem relações positivas com as variações de preços futuros do boi gordo, negociados na B3.

**Tabela 12.** Coeficientes estimados da equação 2

	Variáveis	1° Contrato	2° Contrato	Contrato de Outubro
Equação da média	$\mu$	0,0385*** (0,0124)	0,2096*** (0,0001)	0,0591 (0,0429)
	$\rho_1$	-0,2895*** (0,0452)	0,0097*** (0,0006)	-0,1415*** (0,0475)
	$\rho_2$	0,1362*** (0,03)	0,9887*** (0,0012)	0,5254*** (0,0491)
	$\theta_1$	-0,0924*** (0,0348)	-0,0295*** (0,0000)	0,109** (0,0454)
	$\theta_2$	-0,3475*** (0,0353)	-0,9935*** (0,0001)	-0,5247*** (0,0477)
	SPOT	0,6342*** (0,029)	0,3809*** (0,0004)	0,2121*** (0,0239)
	WTI	0,0113* (0,0063)	0,0081*** (0,0004)	0,0088 (0,0055)
	USD	0,0059 (0,01)	0,0458 (0,0152)	0,0738*** (0,0221)
	NTN-B	0,0038 (0,0034)	0,0031*** (0,0007)	0,0043 (0,0049)
	Equação da volatilidade	$\omega$	0,0196*** (0,0073)	0,0682*** (0,0142)
$\alpha$		0,0967*** (0,0265)	0,0811*** (0,0281)	-0,0232*** (0,0072)
$\beta$		0,8722*** (0,0004)	0,8276*** (0,015)	0,8526*** (0,0584)
$\gamma$		0,1842*** (0,0114)	0,3017*** (0,0302)	0,3591*** (0,0959)
$TW_{inesp}$		-0,3482 (0,9586)	1,2818 (1,0699)	2,0528 (1,4701)
$TW_{esp}$		-2,7616* (1,6468)	-3,0067 (2,3851)	-4,3299 (3,7024)
$DT_{inesp}$		5,1097*** (1,7184)	4,6388** (1,8352)	2,1363 (2,7629)
$DT_{esp}$		5,2241***	2,4114	-5,8089

Variáveis	1º Contrato	2º Contrato	Contrato de Outubro
	(1,7346)	(2,0732)	(4,3666)

Fonte: resultados da pesquisa. Erros robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \* 5%; \*\*\*1%.

Como forma de verificar se os coeficientes estimados possuem as estimações robustas, seguem-se três estratégias. A primeira diz respeito a testar se as estimações realizadas geram estimadores eficientes e consistentes, utilizando os testes estatísticos recomendados na literatura. O segundo passo tange à realizar procedimentos de robustez, ao passo que a terceira estratégia consiste em realizar testes placebo.

### 3.5.3. Testes estatísticos dos resultados sobre as volatilidades semanais

Dois critérios que devem ser observados, a fim de validar os testes de hipóteses das estimações das duas estratégias utilizadas, são a autocorrelação dos resíduos e a heterocedasticidade (Enders, 2014). A presença de autocorrelação dos resíduos pode indicar que o número de defasagens dos parâmetros das equações da média possa não ser suficientes (Enders, 2014). Já a presença de heterocedasticidade pode indicar que a equação da volatilidade pode não estar bem especificada (Enders, 2014). Assim as presenças de autocorrelação residual e a heterocedasticidade são pressupostos intrinsecamente relacionados com as defasagens dos parâmetros previamente escolhidos. Ou seja, mesmo que os critérios de Akaike e Hannan-Quinn indiquem uma ordem de defasagens para os modelos, deve-se remodelá-los caso ocorra a presença de autocorrelação e ausência de homocedasticidade.

A Tabela 13 sumariza os testes de Ljung-Box para autocorrelação e ARCH LM para heterocedasticidade para os resultados das equações 1 e 2. Tais testes possuem como hipótese nula a ausência de autocorrelação e homocedasticidade, respectivamente (Enders, 2014).

Tanto para a estratégia 1, quanto para a estratégia 2, os testes indicaram, que para todos os contratos, as estimações são isentas de autocorrelação residual. Além disto, também não existem evidências de presença de heterocedasticidade, com exceção para o primeiro contrato na equação 1 (lag 5), mas estas evidências são insuficientes frente aos demais resultados do teste. Assim, os testes indicam que, nos três contratos de BGI, são cumpridos os pressupostos de ausência de autocorrelação e ausência de heterocedasticidade.

**Tabela 13.** Testes de autocorrelação e heterocedasticidade

Teste	Lags	Estratégia 1			Estratégia 2		
		1°C	2°C	1°C	1°C	2°C	1°C
Ljung-Box	Lag(1)	0,304	0,713	0,178	0,1415	0,6512	0,0661
		(0,581)	(0,398)	(0,673)	(0,7068)	(0,4197)	(0,7971)
	Lag(5) <sup>14</sup>	3,314	1,714	0,346	2,7433	1,4989	0,2067
		(0,353)	(0,687)	(0,979)	(0,4559)	(0,7402)	(0,9921)
	Lag(9) <sup>15</sup>	6,016	4,048	0,828	4,7516	3,5271	0,6128
		(0,296)	(0,581)	(0,992)	(0,4668)	(0,6697)	(0,997)

<sup>14</sup> Lag[2\*(p+q)+(p+q)-1]

<sup>15</sup> Lag[4\*(p+q)+(p+q)-1]



Teste	Lags	Estratégia 1			Estratégia 2		
		1°C	2°C	1°C	1°C	2°C	1°C
ARCH LM	Lag(1)	0,330 (0,566)	0,107 (0,744)	0,081 (0,776)	0,3742 (0,5407)	0,0014 (0,9702)	0,0363 (0,8489)
	Lag(5)	5,879* (0,064)	0,377 (0,919)	0,346 (0,928)	5,0011 (0,1027)	0,006 (0,9998)	0,3088 (0,9379)
	Lag(7)	6,673 (0,102)	2,728 (0,566)	0,532 (0,975)	5,602 (0,1704)	2,206 (0,6737)	0,4402 (0,9835)

Fonte: resultados da pesquisa. *P-valor* entre parêntesis.

Dado que os testes indicam a ausência de autocorrelação e homocedasticidade, tem-se indicativos de que os resíduos dos modelos possuem um padrão de ruído branco. Porém, os resíduos ainda podem possuir assimetria. A escolha da distribuição SGED pauta-se justamente no controle desta assimetria residual. De acordo com os testes de viés de sinal, sumarizados na Tabela 14, verifica-se que as estimações realizadas não possuem qualquer viés, indicando que o modelo EGARCH, com a distribuição SGED possui eficácia no controle de assimetria dos resíduos.

**Tabela 14.** Testes de viés de sinal

Teste	Estratégia 1			Estratégia 2		
	1°C	2°C	Out	1°C	2°C	Out
Viés de sinal	0,699 (0,485)	0,776 (0,438)	1,045 (0,296)	0,4543 (0,6498)	0,8393 (0,4016)	0,9725 (0,3311)
Viés de sinal negativo	0,126 (0,900)	0,276 (0,782)	0,699 (0,485)	0,4266 (0,6698)	0,1653 (0,8687)	0,7869 (0,4316)
Viés de sinal positivo	0,218 (0,828)	1,399 (0,162)	0,885 (0,376)	0,0977 (0,9222)	1,2629 (0,207)	0,7278 (0,467)
Viés conjunto	1,125 (0,771)	2,081 (0,556)	1,448 (0,694)	1,0585 (0,7871)	1,7653 (0,6225)	1,2822 (0,7334)

Fonte: resultados da pesquisa. *P-valor* entre parêntesis.

Por fim, cabe verificar se as variáveis de interesse possuem estabilidade ao longo da série (Tabela 15). Uma instabilidade de tais variáveis pode comprometer a estimação dos efeitos dos especuladores de longo e curto prazo sobre a volatilidade dos retornos semanais do boi gordo. Estes testes são importantes pois as estimações se baseiam em um longo período temporal.

No que concerne à estratégia 1, os coeficientes estimados para os efeitos do T-Working e scalplings sobre as volatilidades dos três contratos analisados possuem evidências de estabilidade ao longo do tempo. Já para os coeficientes da equação 2, os coeficientes também se apresentaram estáveis, com exceção do coeficiente estimado para o componente esperado dos *scalplings* no contrato de vencimento em outubro. Porém, a estatística do teste de Nyblom para este coeficiente ficou próximo ao valor crítico para 10% de significância. Desta forma, não é recomendado qualquer ação sobre a estabilidade dos coeficientes.

**Tabela 15.** Teste de estabilidade de Nyblom

Variáveis <sup>16</sup>	Estratégia 1			Estratégia 2		
	1°C	2°C	Out	1°C	2°C	Out
<i>TW</i>	0,052	0,200	0,307	-	-	-
<i>DT</i>	0,288	0,160	0,074	-	-	-
<i>TW<sub>inesp</sub></i>	-	-	-	0,284	0,113	0,079
<i>TW<sub>esp</sub></i>	-	-	-	0,090	0,073	0,037
<i>DT<sub>inesp</sub></i>	-	-	-	0,032	0,062	0,173
<i>DT<sub>esp</sub></i>	-	-	-	0,081	0,122	0,356*

Fonte: resultados da pesquisa. P-valor: \* 10%; \* \*5%; \*\*\*1%.

Face aos resultados expostos, os testes realizados sobre as estimações da equação 1 e 2 indicam: (i) ausência de autocorrelação residual; (ii) homocedasticidade (a modelagem da volatilidade é suficiente para controlar a heterocedasticidade); (iii) ausência de viés de sinal (a modelagem do GARCH exponencial é uma boa estratégia para controlar estes vieses); e (iv) estabilidade dos coeficientes de interesse. Desta forma, as estratégias empíricas utilizadas para modelar as estimações se mostraram consistentes e eficientes, de modo a agregar confiabilidade nos coeficientes estimados.

### 3.5.4. Robustez dos resultados estimados para a volatilidade semanal

Apesar das estimações confirmarem ser consistentes e eficientes de acordo com os testes realizados, as análises dos efeitos especulativos sobre a volatilidade dos futuros de boi podem sofrer de correlação espúria. Ou seja, a análise realizada sobre a relação de especulação e volatilidade realizada pode não ser consistente sobre outros modelos ou métricas. Assim, para verificar se tais relações são espúrias, avalia-se a robustez destas estimações. Para verificar a robustez, seguem-se quatro estratégias.

A primeira é realizar os testes de causalidade de Granger. Esta estratégia tende a verificar se existe alguma forma de bidirecionalidade entre especulação e volatilidade, que pode gerar interpretações errôneas dos coeficientes estimados. A segunda estratégia tange utilizar outras métricas de especulação, em detrimento do T-working. Ou seja, a segunda estratégia de robustez avalia se os resultados se mantêm caso outra métrica de especulação seja utilizada. Já a terceira estratégia consiste em inserir outras variáveis na equação da volatilidade, assim, servindo como controles de possíveis vieses de identificação. Por fim, a quarta estratégia refere-se à estimação dos coeficientes utilizando outros modelos derivados de heterocedasticidade condicional, como o TGARCH. Esta estratégia visa eliminar a hipótese de que os efeitos especulativos encontrados são exclusivos do modelo GARCH exponencial. Caso os demais modelos indiquem outras relações entre especulação e volatilidade, os resultados das Tabela 11 e Tabela 12 são inconclusivos.

#### 3.5.4.1. Causalidade de Granger

Uma estratégia de estimação em diversos estudos é a utilização dos testes de causalidade de Granger, como em Irwin e Sanders (2012b) e Algieri e Leccadito (2019). Este tipo de análise tem como objetivo verificar qual a direção da causalidade entre as variáveis. No caso em questão, Irwin e Sanders (2012b) indicam que a direcionalidade pode ser

<sup>16</sup> Valores críticos da estatística individual: 0,35 (10%); 0,47 (5%); e 0,75 (1%)

confundida, dado que muitas vezes a volatilidade pode ser atrativa para especuladores, assim, causando uma maior participação destes *traders*.

Na Tabela 16 são apresentados os indicativos de Causalidade de Granger. Cabe ressaltar que, no que concerne a primeira estratégia, somente foram evidenciados que os *scalpings* causam no sentido Granger a volatilidade do primeiro e segundo contratos a vencer. Já para a estratégia 2, são evidenciados que “T Working esperado”, “*day trade* esperado” e “*day trade* inesperado” causam no sentido Granger as volatilidades de Boi Gordo no primeiro e segundo contratos a vencer.

Somente houve causalidade no sentido inverso da análise – volatilidade causa especulação – no contrato de outubro no que tange os movimentos esperados dos *scalpings* e no segundo contrato a vencer para os *scalpings* inesperados, este caracterizando bidirecionalidade. Assim, não constatamos movimentos bidirecionais em nenhum outro caso, de forma a agregar robustez aos resultados apresentados previamente.

**Tabela 16.** Testes de Causalidade de Granger

Estratégia	Causalidade	1° Contrato	2° Contrato	Contrato de Outubro
Est 1	$\sigma_t^2 \rightarrow T_w$	FALSO	FALSO	FALSO
	$T_w \rightarrow \sigma_t^2$	FALSO	FALSO	FALSO
	$\sigma_t^2 \rightarrow DT$	FALSO	FALSO	FALSO
	$DT \rightarrow \sigma_t^2$	VERDADEIRO	VERDADEIRO	FALSO
Est 2	$\sigma_t^2 \rightarrow T_w^{esp}$	FALSO	FALSO	FALSO
	$T_w^{esp} \rightarrow \sigma_t^2$	VERDADEIRO	VERDADEIRO	FALSO
	$\sigma_t^2 \rightarrow T_w^{inesp}$	FALSO	FALSO	FALSO
	$T_w^{inesp} \rightarrow \sigma_t^2$	FALSO	FALSO	FALSO
	$\sigma_t^2 \rightarrow DT^{esp}$	FALSO	FALSO	VERDADEIRO
	$DT^{esp} \rightarrow \sigma_t^2$	VERDADEIRO	FALSO	FALSO
	$\sigma_t^2 \rightarrow DT^{inesp}$	FALSO	VERDADEIRO	FALSO
	$DT^{inesp} \rightarrow \sigma_t^2$	VERDADEIRO	VERDADEIRO	FALSO

Fonte: resultados da pesquisa.

### 3.5.4.2. Medidas de especulação

Nas estimações das estratégias 1 e 2, utilizou-se a medida T-Working para representar os efeitos dos especuladores *holders* sobre a volatilidade do boi gordo. Esta medida visa quantificar a pressão que os especuladores fazem em relação às posições hedge. Apesar de ser uma medida amplamente utilizada na literatura (Du et al., 2011; Janzen et al., 2018; Bohl e Sulewski, 2019), existem outras medidas alternativas ao T-Working.

Face ao exposto, a segunda estratégia de verificação de robustez dos resultados é realizada verificando se demais medidas de especulação, em detrimento do T-Working, mantém os resultados observados nas Tabela 11 e Tabela 12. Para verificar tal robustez, utilizam-se as medidas de posição líquida – como em Manera et al. (2016) – e medidas propostas por Büyüksahin e Robe (2010) e Hamilton e Wu (2015). Cabe ressaltar que, conforme exposto na seção anterior, a fonte de dados utilizada não fornece informações necessárias para criar as medidas de especulação

supracitadas para os especuladores *scalpings*, assim, essas variações são realizadas somente para os especuladores de médio e longo prazo.

A posição líquida dos especuladores é a diferença do número de contratos *long* e *short* em posse dos especuladores. Assim, quanto maior (menor) este índice, maior o número de contrato especulativos na posição *long* (*short*). Tal índice pode ser mais bem compreendido a partir do Capítulo 2.

$$PL = E_{long} - E_{short} \quad (32)$$

A medida de especulação proposta por Büyüksahin e Robe (2010) é expressa a média do número de contratos em posse de especuladores comprados e vendidos. Esta medida representa a média da participação de cada posição dos especuladores em relação aos contratos em aberto.

$$BR = \frac{E_{long} + E_{short}}{2CA_c} \quad (33)$$

em que, tanto para a medida de Büyüksahin e Robe (2010), quanto para a Posição Líquida,  $E_{long}$  é o número de contratos *long* em posse dos especuladores;  $E_{short}$  é o número de contratos *short* em posse de especuladores; e  $CA$  é o número de contratos em aberto, para o contrato  $c$  em análise.

Por fim, utiliza-se a estratégia de Hamilton e Wu (2015), que consiste em calcular o valor nocional a partir da posição líquida dos especuladores. O valor nocional está relacionado com o volume monetário que uma determinada posição especulativa possui no mercado. Neste caso, segrega-se as análises em valores nocionais de especulação *long* e *short*.

$$HW = 100(\ln E_{pt} + \ln F_{ct}) \quad (34)$$

em que,  $E_p$  é o número de contratos na posição  $p$  (long ou short) em posse de agentes especuladores; e  $F_c$  é o preço do contrato  $c$  em análise.

Estas medidas propostas por outros autores, são análises de forma a verificar a robustez da medida T-Working, tanto para a estratégia 1 (Tabela 17), quanto para a estratégia 2 (Tabela 18). Para a estratégia 1, que analisa os impactos da presença pura dos especuladores sobre a volatilidade, os resultados se mostraram robustos quando são utilizadas outras medidas de especulação de longo prazo. No tocante aos *scalpings*, estes se mantiveram positivos e estatisticamente significativos para o primeiro e segundo contrato, ao passo que para o contrato de outubro os resultados apontaram para a não significância dos *scalpings*. Para o primeiro e segundo contrato a vencer, os resultados estão em linha com aquele apresentado Tabela 11. Por outro lado, os resultados para o contrato de outubro apresentaram resultados distintos para os especuladores de longo prazo.

Tanto a medida de Posição Líquida, quanto de Hamilton e Wu (2015) para posições *long*, indicam que os especuladores que mantem suas posições influenciam a volatilidade de forma negativa. Estas medidas se relacionam no tocante à posição estratégica dos especuladores, sendo progressivamente maiores quando os especuladores tomam cada vez mais contratos comprados. Assim, enquanto a primeira indica que quanto maior a posição *long* em detrimento de especuladores *short* ( $PL > 0$ ) diminuem a volatilidade, a segunda indica que a maior incidência de especuladores *long*, menor tende a ser a volatilidade.

Desta forma, as medidas de Posição Líquida e Hamilton e Wu (2015) apontam que a posição que os especuladores tomam possuem influência na volatilidade dos contratos de outubro. Face ao exposto, os resultados mostram que quando os especuladores tomam a posição comprada nos contratos com vencimento em outubro menor

é a volatilidade. Ou seja, posições especulativas compradas de longo prazo funcionam como mecanismos de indução dos preços aos seus fundamentos.

**Tabela 17.** Outras medidas de especulação de longo prazo – equação 1

Medida especulativa	Variáveis	1º Contrato	2º Contrato	Contrato de Outubro
Posição Líquida	PL	-0,0231 (0,0191)	0,0045 (0,0079)	-0,0224** (0,0098)
	DT	4,5678* (2,539)	3,8909** (1,7344)	-2,9069 (2,1716)
Büyüksahin e Robe (2010)	BR	0,0148 (0,0189)	0,0773 (0,4271)	-4,9608 (3,8861)
	DT	4,8748*** (1,6837)	6,7286*** (2,5196)	-2,1144 (1,6383)
Hamilton e Wu (2015)	$HW_{long}$	-0,0012 (0,0009)	-0,0013 (0,0018)	-0,0049** (0,002)
	DT	4,3327*** (1,4278)	4,4609** (1,8258)	-2,4318 (2,5284)
Hamilton e Wu (2015)	$HW_{short}$	-0,0005 (0,0013)	-0,002 (0,0015)	-0,0056 (0,0037)
	DT	4,3792*** (1,6624)	4,6285*** (1,5254)	-2,2136 (2,4098)

Fonte: resultados da pesquisa. Erros robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \* \*5%; \*\*\*1%.

Já no que tange a estratégia 2, os resultados também se mostraram robustos, porém, em alguns casos específicos, foram observadas diferenças em relação aos resultados apresentados na Tabela 12. No que concerne os *scalpings*, quando utilizadas as medidas de Büyüksahin e Robe (2010) e Hamilton e Wu (2015), evidencia-se, no segundo contrato a vencer, impactos significativos também dos componentes esperados. Para as demais medidas, os resultados para os componentes dos *scalpings* se mostraram em linha com os resultados apresentados.

Já em relação aos especuladores de longo prazo, os resultados para o primeiro e segundo contrato também ficaram em consonância – exceção da medida de Büyüksahin e Robe (2010) – com os resultados apresentados na Tabela 12, indicando que o componente esperado destes participantes possui a capacidade de reduzir a volatilidade no primeiro e sem influência no tocante ao segundo contrato.

Já para o contrato com vencimento de outubro, os resultados dos especuladores de longo prazo alinharam-se com as evidências encontradas na robustez da equação 1 (Tabela 17). As medidas de Büyüksahin e Robe (2010) e Hamilton e Wu (2015) – tanto *long*, quanto *short* – indicam que o componente esperado dos especuladores possui efeitos negativos sobre a volatilidade. Assim, as evidências apontam que a ação corriqueira destes especuladores possui capacidade de conduzir os preços de outubro do boi gordo para os seus valores fundamentais.

Tabela 18. Outras medidas de especulação de longo prazo – equação 2

Medida especulativa	Variáveis	1º Contrato	2º Contrato	Contrato de Outubro
Posição Líquida	$PL_{inesp}$	-0,0282 (0,0325)	-0,0038 (0,0065)	-0,0042 (0,0172)
	$PL_{esp}$	-0,1194** (0,0561)	0,005 (0,008)	-0,3786*** (0,0109)
	$DT_{inesp}$	3,3933* (1,9588)	4,1084** (1,7573)	-2,8764 (3,3052)
	$DT_{esp}$	4,3429*** (1,4745)	2,2839 (2,0771)	-5,6454 (4,0526)
Büyüksahin e Robe (2010)	$BR_{inesp}$	0,024 (0,0208)	-0,0363 (0,4736)	0,1858 (1,4638)
	$BR_{esp}$	0,0504 (0,0313)	-0,0206 (0,096)	13,6206 (31,4719)
	$DT_{inesp}$	4,0143* (2,1081)	3,9714*** (1,0013)	-0,3208 (0,2717)
	$DT_{esp}$	4,7776*** (1,5958)	7,2202*** (2,8023)	-0,0663 (0,1143)
Hamilton e Wu (2015)	$HW_{inesp}^{long}$	-0,0045 (0,0032)	-0,0006 (0,0014)	-0,0047 (0,0056)
	$HW_{esp}^{long}$	-0,0468*** (0,0102)	-0,0209 (0,0144)	-0,0367*** (0,013)
	$DT_{inesp}$	5,1219** (2,1175)	3,3499** (1,5535)	-2,2168 (3,0185)
	$DT_{esp}$	2,2305 (8,0834)	2,2513 (1,7401)	-2,1621 (4,9322)
Hamilton e Wu (2015)	$HW_{inesp}^{short}$	-0,0014 (0,0015)	-0,004 (0,003)	-0,0048 (0,0047)
	$HW_{esp}^{short}$	-0,0282*** (0,0078)	-0,0352 (0,0256)	-0,0371*** (0,0088)
	$DT_{inesp}$	2,4563* (1,4316)	3,6063** (1,7471)	-2,0467 (2,4468)
	$DT_{esp}$	2,6002* (1,4398)	4,9034** (2,2102)	1,2826 (14,1825)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\*1%.

Por fim, os componentes esperados e inesperados do T-Working e *scalpings*, na equação 2, foram estimados utilizando a modelagem ARIMA para grandes defasagens temporais, como indicado por Bessembinder e Seguin (1993) e Urso (2007). Porém, cabe verificar se os resultados apresentados se mantêm caso fossem utilizados os critérios de Akaike e Hannan-Quinn para a escolha das defasagens dos modelos autorregressivos de média móvel.

Para a medida T-Working, indica-se o modelo ARIMA (2,0,2) para os três contratos, enquanto para os *scalpings* indica-se um ARIMA (2,0,1) para o primeiro contrato e de outubro e ARIMA (1,0,1). De acordo com a Tabela 19, os resultados indicam que os componentes estimados via modelagem obtida através da otimização dos critérios de informação, seguem os resultados oriundos de estimações com longas defasagens.

**Tabela 19.** Estimação dos componentes esperados e inesperados via otimização dos critérios de informação

Variáveis	1º Contrato	2º Contrato	Contrato de Outubro
$TW_{inesp}$	-0,4568 (0,8972)	1,0585 (1,3759)	1,0012 (1,7067)
$TW_{esp}$	-3,0406** (1,7396)	-4,1306 (2,991)	-3,0127 (5,0401)
$DT_{inesp}$	5,0895*** (1,7363)	4,7231*** (1,7469)	-1,2638 (2,6867)
$DT_{esp}$	4,5086* (2,3774)	1,6941 (2,0833)	-4,362 (13,5846)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\*1%.

De forma geral, os resultados apresentados na seção 3.5 foram robustos frente a outras formas de medir os níveis de especulação. Tanto para a estratégia 1, quanto para a estratégia 2, as estimações para os *scalpings* se mostraram robustas, assim como as estimações dos especuladores de longo prazo no tocante aos primeiros e segundos contratos a vencer. A única exceção foi para as ações dos especuladores nos contratos de outubro, sendo que, evidencia-se que a posição *long* dos especuladores de longo prazo tendem a diminuir as volatilidades dos futuros de boi gordo.

### 3.5.4.3. Variáveis de controle na equação da volatilidade: volume e *open interest*

Diante das estratégias 1 e 2, cabe ressaltar que a volatilidade é explicada somente pelos termos ARCH, de persistência, de assimetria e pelas atuações dos especuladores. Porém, Wang (2002) argumenta que outros fatores intrínsecos aos contratos podem causar distúrbios de volatilidade. Entre estes fatores estão: o volume negociado e o *open interest*, que é o número de contratos futuros em aberto, que ainda não foram liquidados.

Dado que nas seções 3.5.1 e 3.5.2 não são inseridos tais controles e a ausência destes podem gerar resultados espúrios, esta seção se dedica a testar a robustez dos parâmetros especulativos controlando a equação de volatilidade com os volumes e *open interest* relacionados a cada contrato analisado. A robustez é realizada para as duas estratégias construídas, mediante a Tabela 20. Tanto o volume (em reais), quanto os contratos em aberto são obtidos através do Sistema de Recuperação de informações da B3.

Os resultados obtidos validam a maior parte das conclusões obtidas nas seções anteriores. No que tange a estratégia 1, enquanto os especuladores de médio prazo não causam impactos significativos na volatilidade, os especuladores de curto prazo tendem a desestabilizar os futuros próximo do vencimento de boi gordo. Por outro lado, não foram encontradas nenhuma evidência estatística de que a especulação, seja de médio ou curtíssimo prazo, alteram a volatilidade do segundo contrato a vencer e do contrato com vencimento em outubro.

No que concerne à estratégia 2, reforça-se que o componente inesperado dos *scalpings* é o fator com maior potencial de desestabilização da volatilidade do primeiro contrato a vencer. Ainda no primeiro contrato a vencer, não são evidenciados efeitos do componente esperado de negociações *day traders* sobre a volatilidade. No segundo contrato

a vencer, são reforçados o caráter estabilizador do componente esperado (mas não do componente inesperado) dos especuladores de curtíssimo prazo e o caráter estabilizador do componente inesperado do T de Working. No contrato com vencimento em outubro, segue-se a lógica da não influência de nenhum especulador sobre a volatilidade.

Por fim, evidencia-se que os volumes negociados são positivamente relacionados com a volatilidade, em todos os vencimentos, sendo este resultado também encontrado por Wang (2002). Ou seja, altos volumes negociados nos futuros de boi, são precedidos por altas volatilidades. Por outro lado, o *open interest* teve resultados divergente entre as estratégias. Enquanto na estratégia 1 estima-se uma relação negativa somente para o contrato em outubro, na estratégia 2 o primeiro contrato a vencer é aquele com a relação negativa com a volatilidade. Cabe ressaltar que o *open interest* pode ser colinear tanto com os volumes, quanto com o T de Working, que possui implicitamente o *open interest* para a categoria dos especuladores.

**Tabela 20.** Equação da volatilidade com os controles de volumes e OI

Variáveis	Estratégia 1			Estratégia 2		
	1°C	2°C	Out	1°C	2°C	Out
$\omega$	0,0314*** (0,008)	0,0467* (0,0266)	0,1260** (0,0578)	4,3817*** (0,5383)	0,0173 (0,0286)	-0,0141 (0,0174)
$\alpha$	0,0405** (0,0162)	0,0499 (0,0371)	0,0081 (0,0501)	-0,2692** (0,1147)	0,0401** (0,0178)	0,0039 (0,0323)
$\beta$	0,9684*** (0,0084)	0,9597*** (0,022)	0,8631*** (0,0616)	0,8857*** (0,1651)	0,8733*** (0,0029)	0,9167*** (0,0163)
$\gamma$	0,2039*** (0,025)	0,3159*** (0,0722)	0,4251*** (0,1044)	0,498*** (0,1859)	0,3167*** (0,0474)	0,1668*** (0,0266)
$TW$	-0,5012 (0,3909)	1,088 (1,261)	1,6736 (1,3957)	-	-	-
$DT$	1,5926*** (0,103)	0,2761 (2,8742)	-2,6140 (2,6069)	-	-	-
$TW_{inesp}$	-	-	-	-0,1843 (0,4392)	0,8816 (1,2355)	0,6552 (1,346)
$TW_{esp}$	-	-	-	-9,3748 (6,0412)	-5,6967** (2,6909)	-2,0884 (2,1316)
$DT_{inesp}$	-	-	-	3,3138*** (1,0315)	1,2434 (1,9608)	-1,449 (2,1818)
$DT_{esp}$	-	-	-	1,6032 (1,6173)	4,8419** (2,181)	-1,0428 (2,6629)
$Volume$	6,6e-06* (3,1e-06)	8,1e-06* (3,0e-06)	1,2e-05*** (2,0e-06)	1,4e-05 (0,0002)	2,0e-06*** (1,1e-08)	1,4e-6*** (2,3e-10)
$OI$	2,2e-05** (7,9e-06)	-2,2e-05 (1,9e-06)	-1,5e-05*** (5,2e-06)	-0,8413*** (0,2496)	0,0123** (0,0056)	0,0074*** (0,0018)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\*5%; \*\*\*1%.

### 3.5.4.4. Variações do modelo GARCH



Os resultados apresentados utilizam a estimação EGARCH (GARCH Exponencial) para a modelagem das volatilidades dos contratos futuros de boi gordo. Tal modelo foi escolhido pois séries temporais financeiras possuem fatos estilizados que levam a sua escolha, como os efeitos de alavancagem. Além disto, tal modelo gerou estimações eficientes e não viesadas, de acordo com os testes apresentados na seção 3.5.3.

Por outro lado, os resultados discutidos podem ser viabilizados somente pela modelagem escolhida, de modo a não serem recorrente caso se utilize outras estratégias para modelar a heterocedasticidade condicional. Face ao exposto, esta seção tem como objetivo avaliar se os resultados apresentados são robustos ante outras variações do modelo GARCH. Desta forma, estima-se as estratégias 1 e 2 utilizando os modelos GARCH, TGARCH (GARCH Threshold), IGARCH (GARCH Integrado), GJR-GARCH (Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH) e CGARCH (GARCH Componentes)<sup>17</sup>.

Para a estratégia 1, os resultados para os T-Working e *Scalping* são apresentados na Tabela 20. Na terceira coluna apresenta-se, novamente, os resultados sumarizados na Tabela 11, como um *benchmarking* para os demais modelos. Para a relação entre a frequência de *day trade* e volatilidade nos contratos futuros de boi analisados, todos os modelos estimados convergem com o EGARCH. Ou seja, os demais modelos GARCH reforçam as evidências de que os *scalpings* afetam as volatilidades do primeiro e segundo contratos a vencer, porém não influenciam a volatilidade do contrato com vencimento em outubro. Assim, os resultados das estimativas dos *scalpings* são robustos tanto utilizando outras medidas de especulação, quanto na utilização de outros modelos de heterocedasticidade condicional.

Para a medida de especulação de médio/longo prazo, T-Working, os modelos de volatilidade estimados também convergem com o EGARCH. Nos três contratos analisados, em nenhum são encontrados impactos estatisticamente significativos dos especuladores sobre a volatilidade dos retornos futuros de boi gordo. Desta forma, para as variáveis de interesse da estratégia 1, os demais modelos variantes do GARCH convergem com os resultados analisados na Tabela 20.

**Tabela 21.** Resultados estimados utilizando outras variações do EGARCH - est 1

Contrato	Var	<b>EGARCH</b>	GARCH	T-GARCH	I-GARCH	GJR-GARCH	CS-GARCH
1°	<i>TW</i>	<b>-0,6491</b> <b>(1,0127)</b>	-1,0791 (1,0839)	-0,1768 (0,2362)	-0,9366 (1,3325)	-0,8371 (1,6034)	-0,9282 (1,3999)
	<i>DT</i>	<b>4,5939**</b> <b>(2,0193)</b>	7,442*** (2,5861)	3,722*** (1,1538)	6,367*** (1,9842)	7,3249** (2,9387)	6,544*** (2,076)
2°	<i>TW</i>	<b>1,1046</b> <b>(1,2494)</b>	2,0966 (2,1207)	1,3626 (0,901)	2,2117 (2,1472)	2,9531 (2,0166)	3,0719 (2,0131)
	<i>DT</i>	<b>4,0358**</b> <b>(1,9038)</b>	7,1732** (3,2565)	3,2713** (1,4295)	7,2944** (3,1324)	7,3027** (3,2401)	6,788*** (2,5203)
Outubro	<i>TW</i>	<b>-0,1595</b> <b>(1,7987)</b>	-0,9048 (2,9301)	0,1169 (0,2892)	-0,8049 (0,7639)	-1,6373 (2,1492)	1,1989 (1,6603)
	<i>DT</i>	<b>-1,9223</b> <b>(2,318)</b>	-3,4769 (2,5957)	-1,2027 (1,3186)	-4,0157 (2,7671)	-3,8005 (2,4218)	-3,5652 (3,509)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\*1%.

<sup>17</sup> Para maior delineamento destas variações do modelo GARCH, recomenda a leitura da obra de Tsay (2011).

A variação de modelos GARCH para a estratégia 2 são apresentadas na Tabela 21. Assim como na Tabela 21, na terceira coluna é inserida os resultados do modelo EGARCH, discutidos na Seção 3.5.2. Em relação aos componentes esperados e inesperados dos *scalpings*, a maior parte dos modelos convergiram com as estimações EGARCH. Ou seja, a maior parte dos modelos indicam que os componentes esperados e inesperados destes especuladores influenciam positivamente a volatilidade no primeiro contrato, ao passo que somente o componente inesperado possui tal relação positiva para o segundo contrato a vencer, enquanto para o contrato de outubro não são encontrados resultados estatisticamente significativos.

As exceções são os modelos CS-GARCH e TGARCH, que indicam, respectivamente, influência positiva e significativa do componente esperado dos *scalpings* sobre o segundo contrato e influência negativa e significativa do componente esperado sobre o contrato de outubro. Apesar destes resultados distintos, estes são incipientes, não sendo suficientes para alterar as interpretações iniciais.

Em relação aos componentes T-Working, são observadas algumas divergências. Em primeiro lugar, enfatiza-se que para o componente inesperado todos os modelos de volatilidade testados convergem com o EGARCH. As divergências ocorrem para os componentes esperados do primeiro contrato a vencer e do contrato com vencimento em outubro. Para o primeiro contrato a vencer, somente o modelo CS-GARCH reforça os resultados do EGARCH que indicam influência negativa do componente esperado do T-Working sobre a volatilidade. Desta forma, os testes de robustez indicam que os especuladores não possuem efeito amortecedor de volatilidade no primeiro contrato.

Por outro lado, os modelos GARCH, IGARCH, GJR-GARCH e CS-GARCH indicam que o componente esperado do T-Working possui relação negativa estatisticamente significativa sobre a volatilidade dos contratos com vencimento em outubro. Estes resultados para o componente esperado dos especuladores que mantém contratos em aberto também foram encontrados na Seção de robustez 3.5.4.2, que verificou o comportamento dos resultados sobre outras medidas de especulação.

**Tabela 22.** Resultados estimados utilizando outras variações do EGARCH - est 2

Contrato	Var	EGARCH	GARCH	TGARCH	IGARCH	GJR-GARCH	CS-GARCH
1º Contrato	$TW_{inesp}$	<b>-0,3482</b>	-0,875	-0,1869	-0,695	-0,8632	-0,802
		<b>(0,9586)</b>	(1,5535)	(0,7666)	(1,6938)	(1,658)	(1,6165)
	$TW_{esp}$	<b>-2,7616*</b>	-4,6836	-1,9998	-4,2173	-4,5297	-5,191**
		<b>(1,6468)</b>	(3,2062)	(1,3985)	(3,2873)	(3,0399)	(2,3277)
$DT_{inesp}$	<b>5,1097***</b>	7,5205**	3,8537***	6,9692**	7,2465**	6,5371**	
	<b>(1,7184)</b>	(3,3176)	(1,3538)	(3,4425)	(3,2507)	(3,0744)	
$DT_{esp}$	<b>5,2241***</b>	7,601***	3,8045***	7,4747**	7,2464***	7,8514**	
	<b>(1,7346)</b>	(2,7716)	(1,2404)	(2,9252)	(2,6731)	(3,1103)	
2º Contrato	$TW_{inesp}$	<b>1,2818</b>	2,4704	1,2923	2,4398	2,5935	3,1524
		<b>(1,0699)</b>	(2,3724)	(0,9127)	(2,4361)	(2,2085)	(2,2997)
	$TW_{esp}$	<b>-3,0067</b>	-4,9709	-2,1934	-3,1653	-4,8583	-1,6921
<b>(2,3851)</b>		(5,5802)	(1,9978)	(5,6222)	(5,2639)	(3,4447)	
$DT_{inesp}$	<b>4,6388**</b>	11,9726**	3,9614***	11,7836**	10,6972**	8,3237**	
		<b>(1,8352)</b>	(4,7977)	(1,53)	(5,1121)	(4,5594)	(3,819)

	$DT_{esp}$	<b>2,4114</b> <b>(2,0732)</b>	4,421 (4,5491)	1,9579 (1,5908)	5,7215 (4,6747)	4,816 (4,1989)	6,4987* (3,8047)
Contrato de Outubro	$TW_{inesp}$	<b>2,0528</b> <b>(1,4701)</b>	4,6293 (3,839)	1,9366 (1,2726)	5,0401 (4,728)	4,7062 (3,9048)	5,0723 (5,0681)
	$TW_{esp}$	<b>-4,3299</b> <b>(3,7024)</b>	-26,173** (13,1655)	-5,8017 (3,665)	-27,8812* (16,6222)	-26,605** (13,3663)	-22,07** (11,0119)
	$DT_{inesp}$	<b>2,1363</b> <b>(2,7629)</b>	5,4721 (6,4731)	1,7393 (2,2281)	5,6518 (7,7255)	5,4788 (6,4832)	2,0841 (3,0767)
	$DT_{esp}$	<b>-5,8089</b> <b>(4,3666)</b>	-22,1607 (18,0918)	-5,4262* (3,2404)	-23,9421 (14,7608)	-22,9151 (19,3958)	-15,4952 (11,6256)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\*1%.

Resumidamente, os resultados se mostraram robustos para os componentes esperados e inesperados dos *scalpings* e para os componentes inesperados do T-Working, para os três contratos analisados. Por outro lado, verifica-se que nas duas seções de robustez empreendidas, que a participação esperada dos especuladores diminui a volatilidade dos preços de boi gordo com vencimento em outubro, e não no primeiro contrato como indica os resultados do EGARCH.

### 3.5.5. Teste placebo

Uma outra maneira de verificar a validade dos resultados é o teste placebo. Esta forma de testar a robustez consiste em utilizar outras variáveis como variável dependente e verificar e os resultados são mantidos, resultados estes que não possuem relação teórica com as variáveis testadas (Santos e Almeida, 2018). Assim, caso nenhum resultado de interesse seja mantido para as variáveis de interesse, infere-se que os resultados são exclusivos para aquele fenômeno estudado.

No contexto da análise sobre os futuros de boi gordo, estes testes são realizados com outras *commodities* listadas em bolsa, notadamente, os contratos futuros de milho (CCM), café arábica (ICF) e soja (SJC). Os testes placebo são importantes no sentido de avaliar se algum outro componente macroeconômico, que pode influenciar a participação de especuladores em todo mercado futuro agropecuário, pode gerar uma correlação espúria, indicando influência dos especuladores sobre a volatilidade erroneamente. Por exemplo, um aumento do fluxo comercial entre Brasil e China pode elevar os índices especulativos e a volatilidade ao mesmo tempo, porém, quando se insere nas equações somente a especulação, indica-se, por correlação espúria, que estes afetam a volatilidade, enquanto o verdadeiro evento causador de volatilidade é o fluxo comercial com a China.

Desta forma, estima-se as mesmas equações sobre os retornos de outras *commodities*. Ainda no exemplo anterior, caso um estreitamento da relação comercial entre Brasil e China fosse o precursor de aumentos de volatilidade do boi gordo (e seu efeito esteja correlacionado com os especuladores), espera-se que os especuladores no mercado de boi também sejam estatisticamente significativos sobre a volatilidade de outras *commodities*. Assim, para que os resultados sejam robustos, espera-se que as medidas de especulação no mercado de boi não sejam estatisticamente significativas em nenhum outro mercado futuro.

Cabe ressaltar que, apesar da forma funcional estimada ser a mesma que para o boi gordo, o intervalo temporal varia para cada contrato. Esta diferença se deve à inserção de cada contrato no mercado futuro brasileiro. O único contrato que possui temporalidade igual ao contrato de boi gordo (BGI) é o de café arábica (ICF), com janela

temporal de janeiro de 2006 a dezembro de 2019. Já para o contrato de milho (CCM), a janela temporal compreende de junho de 2009 a dezembro de 2019, ao passo que para o contrato de soja (SJC) a equação estimada considera informações de janeiro de 2014 a dezembro de 2019.

Além disto, como o contrato de outubro é um vencimento de suma importância para o boi gordo, verifica-se que em toda janela analisada existe um contrato aberto para outubro. Porém, para os contratos de milho, café e soja, o contrato com vencimento de outubro não possui tanta notoriedade, de maneira que, nem sempre existe um vencimento para outubro em aberto. Desta forma, como existe tal limitação, o teste placebo é realizado somente para o primeiro e segundo contrato a vencer.

De acordo com a Tabela 23, os resultados indicam que, para os três contratos analisados, tanto para a estratégia 1, quanto para a estratégia 2, os especuladores atuantes no mercado futuro de boi gordo não tiveram nenhuma influência significativa sobre a volatilidade nos mercados futuros de milho, café e soja. Ou seja, os resultados analisados obtiveram sucesso nos testes placebo induzidos. Estes resultados são importantes para indicar que os resultados apresentados são exclusivos para o boi gordo, possivelmente não havendo influência de efeitos macroeconômicos do mercado global de *commodities* sobre os especuladores de boi gordo, que induzem correlações espúrias que podem invalidar os resultados.

**Tabela 23.** Teste placebo

Est	Var	CCM		ICF		SJC	
		1°C	2°C	1°C	2°C	1°C	2°C
1	<i>TW</i>	27,79 (64,34)	-8,26 (15,59)	0,96 (0,95)	-5,63 (7,11)	1,05 (2,49)	1,04 (2,49)
	<i>DT</i>	-23,39 (78,28)	16,58 (29,91)	0,06 (1,42)	-7,85 (5,36)	-2,91 (2,49)	-2,91 (2,49)
2	<i>TW<sub>inesp</sub></i>	9,0 (18,74)	5,33 (18,38)	-1,44 (1,01)	-0,0043 (0,0033)	0,82 (1,52)	0,65 (1,54)
	<i>TW<sub>esp</sub></i>	-1,28 (21,47)	1,61 (21,55)	0,70 (0,53)	0,0001 (0,0001)	-0,58 (3,42)	-0,07 (2,55)
	<i>DT<sub>inesp</sub></i>	4,26 (42,08)	-36,76 (29,43)	-0,66 (1,40)	-0,0002 (0,0001)	1,14 (3,09)	4,02 (3,65)
	<i>DT<sub>esp</sub></i>	-3,06 (43,65)	-48,87 (54,70)	-0,62 (1,69)	0,0006 (0,0005)	2,16 (3,84)	-3,46 (5,02)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\*5%; \*\*\*1%.

Face a todos os testes de robustez conduzidos, verifica-se que tanto as estimações da estratégia 1, quanto da estratégia 2, possuem estabilidade, reforçando os resultados discutidos nas seções anteriores. A única exceção é que os testes de robustez indicam um possível efeito suavizador da volatilidade por parte do componente esperado dos especuladores que mantem posições em aberto.

### 3.6. Efeitos da especulação sobre a volatilidade intradiária dos contratos futuros de boi gordo

No que concerne ao primeiro contrato a vencer, os componentes inesperados do T-Working (nas mensurações Garman e Klass (1980) e Rogers e Satchell (1991)) e *scalping* (em todas as mensurações) foram positivos e estatisticamente significativos. Desta forma, evidencia-se que aumentos inesperados de especulação, seja de longo/médio prazo, seja de curto prazo, aumentam a volatilidade intradiária do primeiro contrato futuro de boi gordo.

Para o segundo contrato, somente o componente inesperado dos *scalpings* (em todas as mensurações) possuem relação positiva e estatisticamente significativa com a volatilidade intradiária. Por outro lado, o contrato com vencimento em outubro nenhum coeficiente relacionado à especulação obteve significância estatística.

**Tabela 24.** Coeficientes estimados para volatilidade intradiária

Contrato	Variáveis	$\sigma_{GK}^2$	$\sigma_{PK}^2$	$\sigma_{RS}^2$	$\sigma_{GK-YZ}^2$
1º Contrato	$\rho_1$	0,8767*** (0,0375)	0,2347*** (0,0577)	0,8822*** (0,0403)	0,8229*** (0,0658)
	$\theta_1$	-0,621*** (0,0586)	0,4342*** (0,0534)	-0,6822*** (0,059)	-0,669*** (0,0845)
	$\mu$	0,0038*** (0,0003)	0,0001*** (0,0000)	0,0037*** (0,0003)	0,0047*** (0,0003)
	$TW_{inesp}$	0,0048* (0,0029)	-0,0002 (0,0002)	0,0059* (0,0032)	0,001 (0,0046)
	$TW_{esp}$	-0,0197 (0,026)	-0,0012 (0,001)	-0,0355 (0,0273)	-0,0743** (0,0348)
	$DT_{inesp}$	0,0178*** (0,0026)	0,0006*** (0,0002)	0,0187*** (0,0029)	0,0224*** (0,0041)
	$DT_{esp}$	-0,0136 (0,0434)	-0,0007 (0,0006)	-0,0136 (0,0144)	-0,005 (0,0062)
	2º Contrato	$\rho_1$	0,8694*** (0,0306)	0,8267*** (0,0351)	0,8835*** (0,0337)
$\theta_1$		-0,5305*** (0,0502)	-0,425*** (0,0532)	-0,6745*** (0,0496)	-0,607*** (0,0672)
M		0,0048*** (0,0004)	0,0001*** (0,0000)	0,0045*** (0,0004)	0,0059*** (0,0004)
$TW_{inesp}$		-0,0023 (0,0031)	-0,0003 (0,0002)	-0,001 (0,0038)	0,0004 (0,0044)
$TW_{esp}$		-0,0121 (0,0304)	0,0005 (0,002)	-0,0272 (0,0333)	-0,0418 (0,0383)
$DT_{inesp}$		0,0301*** (0,0037)	0,0013*** (0,0003)	0,0332*** (0,0044)	0,0163*** (0,0051)
$DT_{esp}$		-0,0192 (0,0177)	-0,0012 (0,0015)	-0,0180 (0,0871)	-0,0271 (0,0203)

Contrato	Variáveis	$\sigma_{GK}^2$	$\sigma_{PK}^2$	$\sigma_{RS}^2$	$\sigma_{GK-YZ}^2$
Contrato de Outubro	$\rho_1$	0,9322*** (0,0198)	0,9029*** (0,0327)	0,9356*** (0,0192)	0,9284*** (0,0263)
	$\theta_1$	-0,6692*** (0,0388)	-0,646*** (0,0584)	-0,7353*** (0,0334)	-0,772*** (0,0433)
	M	0,0048*** (0,0006)	0,0001*** (0,0000)	0,0046*** (0,0005)	0,0056*** (0,0006)
	$TW_{inesp}$	0,0023 (0,003)	0,0001 (0,0002)	0,0036 (0,0035)	-0,0029 (0,0046)
	$TW_{esp}$	-0,0131 (0,0287)	-0,0012 (0,0018)	-0,0187 (0,0309)	-0,0589 (0,039)
	$DT_{inesp}$	-0,0035 (0,0046)	-0,0003 (0,0003)	-0,0021 (0,0052)	-0,0039 (0,007)
	$DT_{esp}$	0,0078 (0,0212)	0,0011 (0,0014)	-0,0032 (0,0243)	0,0087 (0,0327)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\*1%.

Os coeficientes estimados estão em linha com as evidências encontradas para a volatilidade semanal (Tabela 12). Em que, os componentes inesperados dos *scalpings* estão relacionados com elevações na volatilidade do primeiro e segundo contrato futuro de boi. Por outro lado, a relação positiva ente T-Working inesperado no primeiro contrato e volatilidade, só é evidenciado na medida intradiária, podendo estar atrelado ao elevado volume concentrado por estes *players*.

Os resultados convergem para as estimativas de Urso (2007), que indica que a volatilidade intradiária dos preços futuros de boi gordo, entre setembro de 2000 e dezembro de 2006, foram influenciadas por informações assimétricas de alguns participantes do mercado, incluindo os especuladores.

### 3.7. Considerações Finais

O objetivo final deste capítulo é verificar como diferentes formas de especulação podem afetar as volatilidades dos futuros de boi gordo no Brasil. Ao longo do estudo, diversas estratégias foram adotadas a fim de serem obtidos os resultados mais consistentes possíveis. Em todas as estratégias adotadas, os resultados tiveram a mesma direção.

Primeiramente, os resultados apontaram que nem toda forma de especulação geram os mesmos efeitos sobre a volatilidade. Foi evidenciado que na média, os especuladores de médio e longo possuem poucas influências sobre as volatilidades do boi gordo, mesmo quando estas volatilidades são intradiárias. Porém, quando se estima os efeitos esperados e inesperados destes especuladores, verifica-se uma relação negativa entre a volatilidade e os movimentos esperados de pressão especulativa. Estes resultados podem estar atrelados ao fato de que os especuladores de longo prazo possuem boas informações sobre os fundamentos, de modo a atenuar as distorções de preços. Com menores distorções de preços no mercado, menor tende a ser a volatilidade.

Por outro lado, os resultados indicam que os especuladores de curto prazo estão relacionados com maiores períodos de volatilidade, tanto semanal, quanto intradiária. Mesmo quando é desagregado os efeitos esperados e inesperados dos *scalpings*, estes afetam positivamente a volatilidade nos dois efeitos, porém, com um maior coeficiente

para os efeitos inesperados. Diferentemente dos especuladores de curto prazo, os resultados apontam que os *day traders* possuem restritas informações sobre os fundamentos do boi gordo, de forma a utilizar os próprios preços como *proxies* de informações. Desta forma, os *scalpings* geralmente operam em favor de uma tendência de curtíssimo prazo, assim, acentuando os picos e vales dos preços do boi gordo.

Cabe ressaltar que os impactos da especulação de longo prazo (T Working esperado) e de curto prazo sobre a volatilidade se deram somente no primeiro e segundo contrato a vencer. Em nenhum dos casos houve relações com as volatilidades dos preços com vencimento em outubro. Desta forma, os resultados indicam que os especuladores, tanto de longo, quanto de curto prazo somente possuem influências em contratos mais próximos do vencimento.

Estes resultados retornam à sociedade como valor em diferentes segmentos. A detecção dos movimentos de volatilidade pode ser de suma importância na inteligência de negócios, tanto dos produtores, quanto da fatia de mercado que utilizam derivativos do boi gordo. Além disto, melhor conhecimento dos fatores que afetam as volatilidades auxiliam os produtores que queiram minimizar a variância de suas posições.

Apesar de gerar insumos para inteligência setorial, este artigo pode ser útil para análises de impactos regulatórios. Após a crise do *subprime*, os reguladores financeiros ao redor do planeta de foram pressionados à rever suas políticas de participação dos especuladores em derivativos de *commodities* agrícolas, sob a hipótese de que a especulação seria um fator de desestabilização dos mercados, gerando consequências em toda a cadeia. Desta forma, são requeridos estudos que analisam os impactos destes *players* sobre os mercados.

Neste sentido, os resultados obtidos apontam que no caso brasileiro, políticas restritivas de especuladores de longo prazo podem ter o efeito contrário àquele desejado, levando à uma desestabilização dos mercados futuros de boi gordo. Além a desestabilização dos preços, a restrição dos especuladores de longo prazo pode levar à sérios problemas de liquidez, além de culminar com os tomadores de riscos que os *hedgers* necessitam. Ou seja, uma maior limitação das posições de especuladores de longo prazo pode causar sérios prejuízos à dinâmica dos mercados futuros de boi gordo.

Já no que tange aos especuladores de curto prazo, os reguladores possuem uma maior autonomia e incentivo para limitar suas posições. Foram detectados que a presença dos *scalpings* tende a gerar maior volatilidade. Cabe ressaltar que a volatilidade em si não é um problema, sendo até fundamental para o funcionamento dos mercados. Porém, excessos de volatilidade é que devem ser contidos. Neste contexto, foi constatado que os movimentos inesperados dos *day traders* é o que possui maior impacto sobre as variâncias dos futuros de boi gordo. Cabe ressaltar, que foram raras as situações que o mercado de boi gordo teve volatilidades extremas, assim, indicando que apesar dos *day traders* possuírem relações com incrementos de volatilidades, são raros os casos que estes precisam ser limitados.

#### 4. CONCLUSÕES: OS RESULTADOS OBTIDOS E UMA PROPOSTA REGULATÓRIA

O estudo possui duas conclusões diretas: os especuladores de longo prazo não afetam preços e volatilidade, enquanto especuladores de curto prazo tendem a desestabilizar os mercados futuros de boi gordo. O preço médio do boi gordo é guiado por fundamentos econômicos. Nenhuma medida de especulação ou classe de investidor possuem quaisquer efeitos sobre estes preços médios. Nem mesmo em curtos períodos históricos a modelagem empregada indicou efeitos especulativos sobre os preços.

Já a relação entre especulação e volatilidade é mais estreita. Aqui caracteriza-se dois tipos de especulação: de longo e médio prazo (mantem suas posições) e de curto prazo (*day traders* e *scalpers*). Os especuladores de médio prazo, quando suas ações são previstas, podem até ser estabilizadores do mercado, diminuindo a volatilidade. Porém, o efeito total destes especuladores não exerce influência sobre a volatilidade. Já os *day traders* estão atrelados à desestabilização dos futuros do boi (tanto efeito total, quanto dos componentes esperados e inesperados). As evidências apontam que os especuladores de curto prazo enxergam os movimentos de preços como informação, de modo a comprar nas altas de preços e vender quando os preços estão baixos.

De acordo com o amadurecimento futuro dos derivativos de boi gordo, estes resultados podem fomentar discussões de impactos regulatórios. De acordo com os resultados, os limites de posições impostos parecem deixar os preços livres de direcionamentos especulativos. Por outro lado, as relações entre especuladores e volatilidade deve entrar no radar dos reguladores. Os limites devem ser estabelecidos quando são observados grandes volumes de contratos negociados por *scalpers* e *day traders*. Um desenho regulatório pode ser estabelecido a partir dos resultados encontrados.

Atualmente, a B3 estabelece dois tipos de regulação: limites de posição e a imposição de um limite máximo de variação de 4,5% em relação ao preço de ajuste do mesmo vencimento, do dia anterior. Em relação à última regra, caso as variações ultrapassem tais limites, as operações são interrompidas (exceto para os últimos três dias de negociação). Os resultados estimados podem ser úteis na articulação um algoritmo simples, que pode manter a volatilidade na meta, sem ter que paralisar as operações. Tal algoritmo é tido com apenas 6 passos.

Primeiramente, o regulador deve estabelecer um conceito de volatilidade benéfica e volatilidade excessiva. De fato, a volatilidade é fundamental para o funcionamento dos mercados, atraindo agentes que possibilitam a transferência de risco. Já o excesso dessa volatilidade é que pode ser prejudicial aos mercados, tornando-os mercados meramente especulativos. Assim, cabe ao regulador estabelecer limites de volatilidade. Estes limites podem ser definidos a partir de vários critérios, como a volatilidade que equilibra a razão de hedge, uma volatilidade *à priori* estabelecida de acordo com o histórico do derivativo ou mesmo manter os limites de variações vigentes.

O segundo passo é pré-identificar os especuladores *day traders*. Esta pré-identificação pode ser dada via autodeclaração de intenção ou estabelecida em contrato. A classificação dos agentes como participantes comerciais e não comerciais também pode ser efetiva. Outra forma, porém, mais trabalhosa, é utilizar modelagens de *score* para determinar quais indivíduos estão mais propensos a atuarem como especuladores de curto prazo. A identificação da intenção de *day trade* é de importância ímpar para o estabelecimento dos limites.

Após a pré-identificação dos *day traders*, cabe rastrear os movimentos esperados e inesperados destes *players*. Os resultados apontaram que ambos os movimentos dos especuladores de curto prazo estão atrelados a elevações de volatilidades, porém, os movimentos inesperados geram efeitos maiores. Logo, a estabelecer limites de movimentos inesperados tende a ser mais eficaz no controle do excesso de volatilidade. Assim, o regulador pode estimar



regularmente (mensalmente, semanalmente ou até diariamente) os volumes esperados durante certo período, de acordo com as equações 19, 20 e 21 .

Nesta etapa, estabelece-se o volume de *day traders* inesperados aceitáveis. Movimentos inesperados podem ser aceitáveis desde que não impulsionem a volatilidade acima dos níveis pré-estabelecidos. Assim, estima-se a regressão da volatilidade, de acordo com a equação 26, de modo a obter as elasticidades entre movimentos inesperados e volatilidade. Estabelecidas as elasticidades, assim como seus intervalos de confiança, verifica-se qual o intervalo de movimentos inesperados que são aceitáveis. Quando os volumes de *day trade* superarem tais limites, cabe a utilização de gatilhos, de forma a limitar as negociações, de modo que a volatilidade fique em conformidade com os limites pré-estabelecidos.

O último passo é verificar a validade destes limites regulatórios. Ainda que os movimentos inesperados transcendam os intervalos estimados, cabe avaliar a necessidade de liquidez de mercado. Quando os *hedgers* necessitam de liquidez para travar seus contratos, os movimentos inesperados dos *day traders* podem fornecer tal liquidez. Assim, os limites podem prejudicar a liquidez de mercado. Cabe a ressalva de que existe a possibilidade de que os especuladores de curto prazo, ao invés de prover liquidez, podem ser os consumidores da liquidez. Logo, cabem estudos para avaliar qual o verdadeiro impacto dos especuladores de curto prazo sobre a liquidez. Mais uma equação objetiva neste sentido tende a incrementar as decisões regulatórias. Cabe ao regulador decidir em quais vencimentos serão estabelecidos estes limites. Foi verificado que os especuladores de curto prazo possuem maiores influências sobre os contratos que possuem o vencimento mais próximo. Porém, regras regulatórias devem ser claras e lineares. Escolher vencimentos pode deixar o trato regulatório com uma maior complexidade. Assim, indica-se a imposição do algoritmo de limites a todos os vencimentos.

Um desenho regulatório sobre os derivativos futuros só é plausível se for aplicado sobre a totalidade ou sobre alguma classe de derivativos. Ou seja, não se deve aplicar tais limites somente aos futuros de boi gordo. Uma alternativa é o estabelecimento do procedimento regulatório para derivativos agrícolas. Assim, mais estudos sobre outros mercados futuros agrícolas são de suma importância para qualquer movimento do regulador no sentido de limitar posições.

Reforça-se que a regulação deve ser aplicada quando os mercados tiverem liquidez adequada. Além disto sua aplicação deve ser realizada somente em períodos que a volatilidade possa afetar as estratégias de mitigação de risco e descoberta dos preços. Raramente as negociações dos futuros de boi gordo são interrompidas para balanceamento das operações (*circuit breaker*), indicando que, nas circunstâncias atuais esforços regulatórios podem ser acima do tom. Por outro lado, um desenho regulatório já articulado gera solidez no amadurecimento e expansão dos derivativos agrícolas na B3.

Por fim, os resultados podem contribuir na busca por mercados futuros de *commodities* mais amadurecidos. No que tange ao Brasil, existe ampla necessidade de liquidez, incorrendo em necessidade de atrair mais *players*, gerando maiores volumes negociados. Por outro lado, existe uma grande pressão da sociedade em relação aos especuladores, com dúvidas sobre suas atuações nos mercados. Os resultados desta tese geram evidências de que os especuladores não possuem relações com elevações e diminuições dos preços médios, além de que, caso a especulação seja oriunda dos fundos de investimento, a volatilidade tende a ser até reduzida. Em relação aos especuladores de curto prazo, apesar dos resultados apontarem relações com incrementos de volatilidade, suas participações nos mercados não devem ser desincentivadas, podendo ser regulada somente em casos de volatilidade excessiva, caso que raramente é observado nos mercados de derivativos de *commodities* no Brasil.

## ANEXO A.

Tabela 25. Coeficientes estimados – 1º contrato a vencer

	$\Delta D_t$	$\Delta US\$_t$	$\Delta S_t$	$\Delta E_t$	$\Delta TW_t$	$\Delta F_t^1$
$\alpha_1$	-0,0484*** (0,0106)	0,0015 (0,0032)	0,0008 (0,0074)	-0,0165 (0,0106)	-0,0010 (0,0021)	-0,1004 (0,1666)
$\alpha_2$	0,0244** (0,0100)	-0,0063** (0,0030)	0,0030 (0,0070)	0,0417*** (0,0100)	0,0042** (0,0020)	0,2606* (0,1570)
$\alpha_3$	-0,0385*** (0,0142)	0,0090** (0,0043)	-0,0040 (0,0099)	-0,0510*** (0,0142)	-0,0068** (0,0029)	-0,3812* (0,2237)
$\Delta D_{t-1}$	0,2947*** (0,0405)	0,0032 (0,0122)	-0,0367 (0,0282)	-0,0108 (0,0404)	-0,0004 (0,0081)	1,7365*** (0,6370)
$\Delta US\$_{t-1}$	-0,3105** (0,1312)	-0,1159*** (0,0394)	0,0450 (0,0914)	0,0565 (0,1310)	0,0198 (0,0264)	-2,5440 (2,0631)
$\Delta S_{t-1}$	0,2015*** (0,0640)	-0,0012 (0,0192)	0,0713 (0,0446)	0,2409*** (0,0639)	-0,0121 (0,0129)	-5,4158*** (1,0067)
$\Delta E_{t-1}$	0,0218 (0,0396)	-0,0084 (0,0119)	-0,1002*** (0,0276)	0,6748** (0,0395)	-0,0186* (0,0080)	3,6259*** (0,6229)
$\Delta TW_{t-1}$	0,1533 (0,1914)	0,0677 (0,0575)	0,1618 (0,1333)	0,0741 (0,1910)	0,0046 (0,0385)	-0,6151 (3,0082)
$\Delta F_{t-1}^1$	-0,0119*** (0,0028)	-5,6e-05 (0,0008)	0,0093*** (0,0019)	0,0020 (0,0028)	-0,0016*** (0,0006)	-0,0900** (0,0438)
$\Delta D_{t-2}$	-0,1677*** (0,0405)	-0,0154 (0,0122)	0,0569** (0,0282)	-0,0289 (0,0404)	0,0086 (0,0081)	-1,7219** (0,6372)
$\Delta US\$_{t-2}$	0,3821*** (0,1300)	0,0543 (0,0391)	0,0657 (0,0905)	0,0457 (0,1298)	-0,0425 (0,0261)	0,7249 (2,0442)
$\Delta S_{t-2}$	-0,0324 (0,0641)	0,0241 (0,0192)	0,0629 (0,0446)	0,0941 (0,0639)	-0,0161 (0,0129)	0,6335 (1,0071)
$\Delta E_{t-2}$	0,0125 (0,0411)	0,0185 (0,0123)	0,0435 (0,0286)	0,1483*** (0,0410)	0,0090 (0,0083)	-0,7529 (0,6458)
$\Delta TW_{t-2}$	-0,1152 (0,1901)	-0,0234 (0,0571)	-0,0223 (0,1324)	-0,0939 (0,1897)	-0,0243 (0,0382)	2,4341 (2,9885)
$\Delta F_{t-2}^1$	0,0075** (0,0026)	-6,9e-05 (0,0008)	-0,0016 (0,0018)	0,0059* (0,0026)	-0,0005 (0,0005)	-0,1283*** (0,0414)
Fev	0,0556* (0,0288)	0,0026 (0,0086)	-0,0037 (0,0200)	-0,0859** (0,0287)	0,0082 (0,0058)	-0,1742 (0,4524)
Mar	-0,0280 (0,0272)	0,0076 (0,0082)	-0,0186 (0,0190)	-0,0219 (0,0272)	0,0004 (0,0055)	-0,4029 (0,4283)
Abr	-0,0167 (0,0272)	-0,0049 (0,0082)	-0,0071 (0,0189)	0,0081 (0,0271)	0,0052 (0,0055)	-1,0589*** (0,4276)
Mai	0,0041	0,0154*	-0,0040	0,1051***	0,0028	-2,0794***

	$\Delta D_t$	$\Delta US\$_t$	$\Delta S_t$	$\Delta E_t$	$\Delta TW_t$	$\Delta F_t^1$
	(0,0275)	(0,0082)	(0,0191)	(0,0274)	(0,0055)	(0,4317)
Jun	0,0039	-0,0126	0,0035	0,0285	0,0021	-1,1431***
	(0,0269)	(0,0081)	(0,0187)	(0,0268)	(0,0054)	(0,4225)
Ago	0,0826**	0,0160**	-0,0260	-0,0061	-0,0025	0,9712***
	(0,0250)	(0,0075)	(0,0174)	(0,0250)	(0,0050)	(0,3934)
Set	0,0733**	0,0088	-0,0013	0,0150	0,0072	1,0813***
	(0,0262)	(0,0079)	(0,0182)	(0,0261)	(0,0053)	(0,4113)
Out	0,0453**	-0,0114	-0,0103	-0,0338	0,0006	1,2829***
	(0,0232)	(0,0079)	(0,0182)	(0,0261)	(0,0053)	(0,4118)
Nov	0,0988***	0,0245***	-0,0525***	-0,1088***	-0,0023	2,4015***
	(0,0278)	(0,0083)	(0,0194)	(0,0277)	(0,0056)	(0,4369)
Dez	0,0374	0,0065	0,0133	-0,0899***	0,0023	0,2993
	(0,0278)	(0,0084)	(0,0194)	(0,0278)	(0,0056)	(0,4378)
PSA	0,0702	-0,0318*	-0,0389	0,0368	0,0234**	3,9151***
	(0,0590)	(0,0177)	(0,0411)	(0,0589)	(0,0119)	(0,9273)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \* \*5%; \*\*\*1%.

**Tabela 26.** Coeficientes estimados – Contrato com vencimento em outubro

	$\Delta D_t$	$\Delta US\$_t$	$\Delta S_t$	$\Delta E_t$	$\Delta TW_t$	$\Delta F_t^1$
$\alpha_1$	-0,0511***	9,8e-05	0,0079	-0,0196***	-0,0021	-0,2084
	(0,0107)	(0,0033)	(0,0072)	(0,0109)	(0,0022)	(0,1793)
$\alpha_2$	0,0189*	-0,0053	0,0072	0,0447***	0,0051**	0,5591***
	(0,0108)	(0,0033)	(0,0072)	(0,0110)	(0,0022)	(0,1805)
$\alpha_3$	-0,0183	0,0077**	-0,0121	-0,0130	-0,0091***	-0,5014**
	(0,0117)	(0,0036)	(0,0079)	(0,0120)	(0,0024)	(0,1960)
$\Delta D_{t-1}$	0,3190***	0,0042	-0,0486*	-0,0024	-0,0033	0,4706
	(0,0393)	(0,0120)	(0,0263)	(0,0400)	(0,0081)	(0,6562)
$\Delta US\$_{t-1}$	-0,3555***	-0,1156***	0,0871	0,0233	0,0230	-0,6736
	(0,1290)	(0,0394)	(0,0865)	(0,1314)	(0,0265)	(2,1543)
$\Delta S_{t-1}$	0,2175***	0,0091	0,0132	0,2012***	-0,0063	2,7377**
	(0,0605)	(0,0185)	(0,0406)	(0,0616)	(0,0124)	(1,0104)
$\Delta E_{t-1}$	-0,0564	-0,0143	-0,0198	0,6927***	-0,0073	2,6799***
	(0,0370)	(0,0113)	(0,0248)	(0,0377)	(0,0076)	(0,6179)
$\Delta TW_{t-1}$	0,1557	0,0756	0,1459	-0,0167	0,0005	1,0855
	(0,1877)	(0,0573)	(0,1258)	(0,1912)	(0,0386)	(3,1343)
$\Delta F_{t-1}^1$	0,0087***	0,0004	-0,0129***	-0,0017	-0,0005	0,0072
	(0,0024)	(0,0007)	(0,0016)	(0,0025)	(0,0005)	(0,0403)
$\Delta D_{t-2}$	-0,1575***	-0,0128	0,0498*	-0,0282	0,0082	-0,7665
	(0,0397)	(0,0121)	(0,0266)	(0,0405)	(0,0082)	(0,6635)
$\Delta US\$_{t-2}$	0,3269**	0,0521	0,1078	0,0088	-0,0393	-2,2270
	(0,1280)	(0,0391)	(0,0858)	(0,1304)	(0,0263)	(2,1377)

	$\Delta D_t$	$\Delta US\$_t$	$\Delta S_t$	$\Delta E_t$	$\Delta TW_t$	$\Delta F_t^1$
$\Delta S_{t-2}$	-0,1046* (0,0586)	0,0249 (0,0179)	0,1037** (0,0393)	0,0495 (0,0597)	-0,0085 (0,0121)	1,7183* (0,9785)
$\Delta E_{t-2}$	0,0531 (0,0376)	0,0192* (0,0115)	0,0032 (0,0252)	0,1435*** (0,0383)	0,0013 (0,0077)	-0,3855 (0,6274)
$\Delta TW_{t-2}$	-0,0934 (0,1873)	-0,0200 (0,0572)	-0,0117 (0,1256)	-0,1363 (0,1908)	-0,0313 (0,0385)	2,6170 (3,1281)
$\Delta F_{t-2}^1$	0,0125*** (0,0024)	0,0005 (0,0007)	-0,0085*** (0,0016)	0,0005 (0,0025)	-0,0008 (0,0005)	-0,0183 (0,0406)
Fev	0,0494* (0,0278)	-0,0019 (0,0085)	-0,0030 (0,0187)	-0,0812*** (0,0284)	0,0105* (0,0057)	0,0045 (0,4650)
Mar	-0,0334 (0,0265)	0,0034 (0,0081)	-0,0202 (0,0178)	-0,0200 (0,0270)	0,0032 (0,0054)	-0,3408 (0,4424)
Abr	-0,0158 (0,0267)	-0,0082 (0,0082)	-0,0146 (0,0179)	0,0092 (0,0272)	0,0070 (0,0055)	-0,9654** (0,4455)
Mai	0,0014 (0,0267)	0,0131 (0,0082)	-0,0109 (0,0179)	0,1077*** (0,0272)	0,0049 (0,0055)	-0,7108 (0,4462)
Jun	0,0139 (0,0264)	-0,0132 (0,0081)	-0,0107 (0,0177)	0,0366 (0,0269)	0,0027 (0,0054)	-1,1816** (0,4411)
Ago	0,0809** (0,0250)	0,0176** (0,0076)	-0,0253 (0,0168)	0,0045 (0,0255)	-0,0027 (0,0051)	0,7168* (0,4181)
Set	0,0758** (0,0261)	0,0111 (0,0080)	-0,0035 (0,0175)	0,0234 (0,0266)	0,0063 (0,0054)	0,8334* (0,4361)
Out	0,0464* (0,0258)	-0,0088 (0,0079)	-0,0102 (0,0173)	-0,0299 (0,0262)	-0,0008 (0,0053)	0,5061 (0,4301)
Nov	0,0659*** (0,0280)	0,0227** (0,0085)	-0,0203 (0,0187)	-0,1008*** (0,0285)	0,0002 (0,0058)	2,3433*** (0,4670)
Dez	0,0298 (0,0272)	0,0043 (0,0083)	0,0149 (0,0182)	-0,0872*** (0,0277)	0,0040 (0,0056)	0,1253 (0,4545)
PSA	0,0297 (0,0573)	-0,0297* (0,0175)	0,0185 (0,0384)	0,0025 (0,0584)	0,0237** (0,0118)	4,4332*** (0,9570)

Fonte: resultados da pesquisa. Erro padrão robustos entre parêntesis. P-valor: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\*1%.



## REFERÊNCIAS

- ABIEC. **Beef Report 2019 – ABIEC**. Disponível em: <<http://abiec.com.br/publicacoes/beef-report-2019/>>. Acesso em: 9 jan. 2021.
- ABRAFRIGO. **No Title**. Disponível em: <<https://www.abrafrigo.com.br/index.php/estatisticas/>>.
- AI, C.; CHATRATH, A.; SONG, F. On the comovement of commodity prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 88, n. 3, p. 574–588, ago. 2006.
- AKAIKE, H. A New Look at the Statistical Model Identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974.
- ALGHALITH, M. The interaction between food prices and oil prices. **Energy Economics**. North-Holland, , 1 nov. 2010. .
- ALGIERI, B.; LECCADITO, A. Price volatility and speculative activities in futures commodity markets: A combination of combinations of p-values test. **Journal of Commodity Markets**, v. 13, p. 40–54, 1 mar. 2019.
- ANDREASSON, P. et al. Impact of speculation and economic uncertainty on commodity markets. **International Review of Financial Analysis**, v. 43, p. 115–127, 1 jan. 2016.
- BACCHI, M. R. P.; BARROS, G. S. de C. DEMANDA DE CARNE BOVINA NO MERCADO BRASILEIRO. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 30, n. 1, p. 83–96, 1992.
- BALCILAR, M. et al. The renewable energy consumption and growth in the G-7 countries: Evidence from historical decomposition method. **Renewable Energy**, v. 126, p. 594–604, 1 out. 2018.
- BARBAGLIA, L.; CROUX, C.; WILMS, I. Volatility spillovers in commodity markets: A large t-vector autoregressive approach. **Energy Economics**, v. 85, p. 104555, 1 jan. 2020.
- BARROS, G. S. de C. **Economia da Comercialização Agrícola**. Piracicaba/SP: CEPEA/LES/ESALQ/USP, 2011.
- BAUMEISTER, C.; KILIAN, L. Do oil price increases cause higher food prices? **Economic Policy**, v. 29, n. 80, p. 691–747, 1 out. 2014.
- BEMS, R. et al. Gains from anchoring inflation expectations: Evidence from the taper tantrum shock. **Economics Letters**, v. 188, p. 108820, 1 mar. 2020.
- BESSEMBINDER, H.; SEGUIN, P. J. Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence from Futures Markets. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 28, n. 1, p. 21, mar. 1993.
- BOERMANS, M. A.; FROST, J.; STEINS BISSCHOP, S. European bond markets: Do illiquidity and concentration aggravate price shocks? **Economics Letters**, v. 141, p. 143–146, 1 abr. 2016.
- BOHL, M. T.; SIKLOS, P. L.; WELLENREUTHER, C. Speculative activity and returns volatility of Chinese agricultural commodity futures. **Journal of Asian Economics**, v. 54, p. 69–91, 1 fev. 2018.
- BOHL, M. T.; SULEWSKI, C. The impact of long-short speculators on the volatility of agricultural commodity futures prices. **Journal of Commodity Markets**, v. 16, 1 dez. 2019.
- BOYD, N. E.; HARRIS, J. H.; LI, B. **An update on speculation and financialization in commodity markets** *Journal of Commodity Markets* Elsevier B.V., , 1 jun. 2018. .
- BRUNETTI, C.; BÜYÜKŞAHİN, B.; HARRIS, J. H. Speculators, Prices, and Market Volatility. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 51, n. 5, p. 1545–1574, 1 out. 2016..
- BRUNNERMEIER, M. K.; OEHMKE, M. Bubbles, Financial Crises, And Systemic Risk. In: **Handbook of the Economics of Finance**. [s.l.] Elsevier B.V., 2013. 2p. 1221–1288.
- BRUNO, V. G.; BÜYÜKŞAHİN, B.; ROBE, M. A. The financialization of food? **American Journal of Agricultural**

- Economics**, v. 99, n. 1, p. 243–264, 1 jan. 2017a.
- BRUNO, V. G.; BÜYÜKŞAHİN, B.; ROBE, M. A. The financialization of food? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 99, n. 1, p. 243–264, 25 jan. 2017b.
- BÜYÜKŞAHİN, B.; ROBE, M. A. Speculators, commodities and cross-market linkages. **Journal of International Money and Finance**, v. 42, p. 38–70, 1 abr. 2014.
- CAPELLE-BLANCARD, G.; COULIBALY, D. Index trading and agricultural commodity prices: A panel Granger causality analysis. **Economie Internationale**, v. 126, n. 2–3, p. 51–72, 1 fev. 2011.
- CARVALHO, T. B. de. **Estudo da elasticidade-renda da demanda de carne bovina, suína e de frango no Brasil**. 2007. Biblioteca Digital de Teses e Dissertações da Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-05062007-130618/>>. Acesso em: 3 jan. 2021.
- CEPEA. **A pecuária em meio a instabilidade da crise financeira**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/revista/pdf/0946304001468869743.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2021.
- CEPEA. **Valorização de Insumos para ração aumentam em 25,54% o custo com alimentação para a pecuária de corte**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <[www.cepea.esalq.usp.br](http://www.cepea.esalq.usp.br)>. Acesso em: 10 jan. 2021.
- CEPEA. **Alta nos custos de reposição em 2019 elevou em até 33% os custos operacionais totais da pecuária de corte**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/revista/pdf/0907156001581357625.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2021.
- CHENG, I.-H.; XIONG, W. Financialization of Commodity Markets. **Annual Review of Financial Economics**, v. 6, n. 1, p. 419–441, 1 dez. 2014.
- CHIU, J. et al. Funding liquidity and equity liquidity in the subprime crisis period: Evidence from the ETF market. **Journal of Banking and Finance**, v. 36, n. 9, p. 2660–2671, 1 set. 2012.
- CORNELL, B. The relationship between volume and price variability in futures markets. **Journal of Futures Markets**, v. 1, n. 3, p. 303–316, 1 set. 1981.
- DA SILVEIRA, R. L. F.; MACIEL, L.; BALLINI, R. Derivativos sobre commodities influenciam a volatilidade dos preços à vista? Uma análise nos mercados de boi gordo e café arábica no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 3, p. 417–436, 2014.
- DE FIGUEIREDO, D. M. et al. Economic analysis of four supplementation strategies for growth and finish beef cattle in a pasture-supplement system. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 36, n. 5, p. 1443–1453, 2007.
- DEATON, A.; LAROQUE, G. Competitive storage and commodity price dynamics. **Journal of Political Economy**, v. 104, n. 5, p. 896–923, 22 out. 1996.
- DICK-NIELSEN, J.; FELDHÜTTER, P.; LANDO, D. Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis. **Journal of Financial Economics**, v. 103, n. 3, p. 471–492, 1 mar. 2012.
- DIMPFL, T.; FLAD, M.; JUNG, R. C. Price discovery in agricultural commodity markets in the presence of futures speculation. **Journal of Commodity Markets**, v. 5, p. 50–62, 1 mar. 2017.
- DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Macroeconomics**. 5ª ed. [s.l: s.n.]
- DU, X.; YU, C. L.; HAYES, D. J. Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis. **Energy Economics**, v. 33, n. 3, p. 497–503, 1 maio 2011.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4. ed. [s.l.] John Wiley & Sons, Ltd, 2014.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing**. [s.l: s.n.].
- Essays in Positive Economics - Milton Friedman, Marilyn Friedman - Google Livros**. Disponível em:

- <[https://books.google.com.br/books?id=Fv8846OSbvWC&printsec=frontcover&hl=pt-BR&source=gbs\\_ge\\_summary\\_r&cad=0#v=onepage&q&f=false](https://books.google.com.br/books?id=Fv8846OSbvWC&printsec=frontcover&hl=pt-BR&source=gbs_ge_summary_r&cad=0#v=onepage&q&f=false)>. Acesso em: 28 nov. 2020.
- ETIENNE, X. L.; IRWIN, S. H.; GARCIA, P. Price explosiveness, speculation, and grain futures prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 97, n. 1, p. 65–87, 1 jan. 2015.
- ETIENNE, X. L.; IRWIN, S. H.; GARCIA, P. Speculation and corn prices. **Applied Economics**, v. 50, n. 44, p. 4724–4744, 20 set. 2018.
- EWING, B. T.; MALIK, F.; OZFIDAN, O. Volatility transmission in the oil and natural gas markets. **Energy Economics**, v. 24, n. 6, p. 525–538, 1 nov. 2002.
- PACKLER, J. S.; MCMILLIN, W. D. Historical Decomposition of Aggregate Demand and Supply Shocks in a Small Macro Model. **Southern Economic Journal**, v. 64, n. 3, p. 648, jan. 1998.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage. **The Journal of Business**, v. 60, n. 1, p. 55, jan. 1987.
- GARMAN, M. B.; KLASS, M. J. **On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data**Source: **The Journal of Business**. [s.l: s.n.].
- GIAMBIAGI, F. **Derivativos e Risco de Mercado**. 1ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier: PUC Rio, 2018.
- GILBERT, C. L. Speculative Influences On Commodity Futures Prices 2006-2008. **UNCTAD Discussion Papers**, 2010. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/unc/disap/197.html>>. Acesso em: 17 ago. 2020.
- HAASE, M.; SEILER ZIMMERMANN, Y.; ZIMMERMANN, H. **The impact of speculation on commodity futures markets – A review of the findings of 100 empirical studies**Journal of Commodity MarketsElsevier B.V., , 1 set. 2016. .
- HAMILTON, J. D.; WU, J. C. Risk premia in crude oil futures prices. **Journal of International Money and Finance**, v. 42, p. 9–37, 1 abr. 2014.
- HAMILTON, J. D.; WU, J. C. Effects of index-fund investing on commodity futures prices. **International Economic Review**, v. 56, n. 1, p. 187–205, 1 fev. 2015a.
- HAMILTON, J. D.; WU, J. C. EFFECTS OF INDEX-FUND INVESTING ON COMMODITY FUTURES PRICES. **International Economic Review**, v. 56, n. 1, p. 187–205, 1 fev. 2015b.
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. **The Determination of the Order of an Autoregression**Source: **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**. [s.l: s.n.].
- HART, O. D.; KREPS, D. M. Price Destabilizing Speculation. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 927–952, 22 out. 1986.
- HULL, J. C. **Options, Futures, and Other Derivatives**. 9. ed. [s.l.] Pearson, 2016.
- IRWIN, S. H. Commodity index investment and food prices: does the “Masters Hypothesis” explain recent price spikes? **Agricultural Economics**, v. 44, n. s1, p. 29–41, 1 nov. 2013.
- IRWIN, S. H.; SANDERS, D. R. Index funds, financialization, and commodity futures markets. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 33, n. 1, p. 1–31, 1 mar. 2011.
- IRWIN, S. H.; SANDERS, D. R. **Financialization and Structural Change in Commodity Futures Markets**Journal of Agricultural and Applied Economics. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://ageconsearch.umn.edu/record/130280>>. Acesso em: 1 dez. 2020a.
- IRWIN, S. H.; SANDERS, D. R. Testing the Masters Hypothesis in commodity futures markets. **Energy Economics**, v. 34, n. 1, p. 256–269, 1 jan. 2012b.
- JANZEN, J. P.; SMITH, A.; CARTER, C. A. Commodity price comovement and financial speculation: The case of



- cotton. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 100, n. 1, p. 264–285, 1 jan. 2018.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION AND INFERENCE ON COINTEGRATION — WITH APPLICATIONS TO THE DEMAND FOR MONEY. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1 maio 1990.
- JUVENAL, L.; PETRELLA, I. Speculation in the Oil Market. **Journal of Applied Econometrics**, v. 30, n. 4, p. 621–649, 1 jun. 2015.
- KILIAN, L. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. **American Economic Review**, v. 99, n. 3, p. 1053–1069, jun. 2009.
- KILIAN, L.; LEE, T. K. Quantifying the speculative component in the real price of oil: The role of global oil inventories. **Journal of International Money and Finance**, v. 42, p. 71–87, 1 abr. 2014.
- KILIAN, L.; MURPHY, D. P. The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil. **Journal of Applied Econometrics**, v. 29, n. 3, p. 454–478, 1 abr. 2014.
- LUO, J.; JI, Q. High-frequency volatility connectedness between the US crude oil market and China's agricultural commodity markets. **Energy Economics**, v. 76, p. 424–438, 1 out. 2018.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. [s.l.] Cambridge University Press, 2004.
- MAIN, S. et al. Financialization and the returns to commodity investments. **Journal of Commodity Markets**, v. 10, p. 22–28, 1 jun. 2018.
- MANERA, M.; NICOLINI, M.; VIGNATI, I. Futures Price Volatility in Commodities Markets: The Role of Short Term vs Long Term Speculation. **SSRN Electronic Journal**, 5 jun. 2013. Disponível em: <<https://papers.ssrn.com/abstract=2273479>>. Acesso em: 29 nov. 2020.
- MANERA, M.; NICOLINI, M.; VIGNATI, I. Modelling futures price volatility in energy markets: Is there a role for financial speculation? **Energy Economics**, v. 53, p. 220–229, 1 jan. 2016.
- MARQUES, P. V.; MELO, P. C.; MARTINES, J. G. **Mercados Futuros e de Opções Agropecuárias**. Piracicaba/SP: Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, 2006, Série Didática nº D-129, 2006.
- MASTERS. **Testimony of Michael W. Masters Managing Member / Portfolio Manager**. [s.l.: s.n.].
- MDIC. **Comex Stat - Exportação e Importação Geral**. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>>. Acesso em: 11 jan. 2021.
- MICELI, W. M. **Derivativos de Agronegócio: Gestão de Riscos de Mercado**. 2ª ed. São Paulo: Saint Paul, 2017.
- MIFFRE, J.; BROOKS, C. Do Long-Short Speculators Destabilize Commodity Futures Markets? **International Review of Financial Analysis**, v. 30, p. 230–240, 1 dez. 2013.
- NELSON, D. B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347, mar. 1991a.
- NELSON, D. B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347, mar. 1991b.
- PALAZZI, R. B. et al. Can we still blame index funds for the price movements in the agricultural commodities market? **International Review of Economics and Finance**, v. 65, p. 84–93, 1 jan. 2020.
- PARKINSON, M. **The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return**Source: **The Journal of Business**. [s.l.: s.n.]. Disponível em: <<https://about.jstor.org/terms>>. Acesso em: 30 nov. 2020.
- PINDYCK, R. S. Volatility and commodity price dynamics. **Journal of Futures Markets**, v. 24, n. 11, p. 1029–1047, nov. 2004.

- PINDYCK, R. S.; ROTEMBERG, J. J. **The Excess Co-Movement of Commodity Prices** *Source: The Economic Journal*. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2233966>>. Acesso em: 1 dez. 2020.
- PPM/IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/ppm/quadros/brasil/2019>>. Acesso em: 9 jan. 2021.
- RANIRO, L. R. **DESCOBERTA DE PREÇOS E ESPECULAÇÃO NO MERCADO DE MILHO BRASILEIRO**. 2018. Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba/SP, 2018.
- RESENDE FILHO, M. de A. et al. Sistemas de equações de demanda por Carnes no Brasil: Especificação e estimação. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 1, p. 33–50, jan. 2012.
- ROGERS, L. C. G.; SATCHELL, S. E. **Estimating Variance From High, Low and Closing Prices** *The Annals of Applied Probability* Institute of Mathematical Statistics, , [s.d.]. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2959703>>. Acesso em: 20 maio. 2020.
- SANDERS, D. R.; IRWIN, S. H. A speculative bubble in commodity futures prices? Cross-sectional evidence. **Agricultural Economics**, v. 41, n. 1, p. 25–32, 1 jan. 2010.
- SANDERS, D. R.; IRWIN, S. H. New Evidence on the Impact of Index Funds in U.S. Grain Futures Markets. **Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie**, v. 59, n. 4, p. 519–532, 1 dez. 2011. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1744-7976.2011.01226.x>>. Acesso em: 17 ago. 2020.
- SANDERS, D. R.; IRWIN, S. H. Energy futures prices and commodity index investment: New evidence from firm-level position data. **Energy Economics**, v. 46, n. S1, p. S57–S68, 1 dez. 2014.
- SANDERS, D. R.; IRWIN, S. H.; MERRIN, R. P. The adequacy of speculation in agricultural futures markets: Too much of a good thing? **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 32, n. 1, p. 77–94, 1 mar. 2010. Disponível em: <<https://academic.oup.com/aep/article/32/1/77/8014>>. Acesso em: 17 ago. 2020.
- SANDERS, D. R.; IRWIN, S. H. The impact of index funds in commodity futures markets: A systems approach. **Journal of Alternative Investments**, v. 14, n. 1, p. 40–49, 30 jun. 2011. Disponível em: <<https://jai.pm-research.com/content/14/1/40>>. Acesso em: 29 nov. 2020.
- SANTOS, A. S.; ALMEIDA, A. N. The Impact of Deforestation on Malaria Infections in the Brazilian Amazon. **Ecological Economics**, v. 154, p. 247–256, 1 dez. 2018.
- SCHULTE, H. D.; MUSSHOFF, O.; MEUWISSEN, M. P. M. Considering milk price volatility for investment decisions on the farm level after European milk quota abolition. **Journal of Dairy Science**, v. 101, n. 8, p. 7531–7539, 1 ago. 2018.
- SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. **The Annals of Statistics**, v. 6, n. 2, p. 461–464, mar. 1978. Disponível em: <<https://projecteuclid.org/euclid.aos/1176344136>>. Acesso em: 9 jan. 2021.
- SHAHZAD, S. J. H. et al. Asymmetric risk spillovers between oil and agricultural commodities. **Energy Policy**, v. 118, p. 182–198, 1 jul. 2018.
- SILVA, V. A. da; MATTOS, L. B. de; COELHO, A. B. ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DO MERCADO FINANCEIRO SOBRE O MERCADO FUTURO AGROPECUÁRIO NO BRASIL. **Revista de Economia**, v. 40, n. 2, 31 ago. 2014. Disponível em: <<https://revistas.ufpr.br/economia/article/view/33983>>. Acesso em: 18 jan. 2021.
- SILVA, V. et al. **ANÁLISE DO PROCESSO DE FINANCEIRIZAÇÃO NO MERCADO FUTURO BRASILEIRO DE BOI GORDO** *Revista de Economia Mackenzie*. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<http://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/article/view/4449>>. Acesso em: 18 ago. 2020.
- SILVEIRA, R. L. F. da. **Análise das operações de cross hedge do bezerro e do hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F**. 2002. Biblioteca Digital de Teses e Dissertações da Universidade de São Paulo, Piracicaba,

2002. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-09012003-082031/>>. Acesso em: 10 jan. 2021.

SILVEIRA, R. L. F. da. **Uma análise da alocação de contratos futuros sobre commodities em portfólios diversificados**. 2008. Biblioteca Digital de Teses e Dissertações da Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-13102008-155432/>>. Acesso em: 10 jan. 2021.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113, jan. 1990.

STEIN, J. C. **Informational Externalities and Welfare-Reducing Speculation**Source: **Journal of Political Economy**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1831115>>. Acesso em: 28 nov. 2020.

TAO, D. et al. One year of African swine fever outbreak in China. **Acta Tropica**, v. 211, p. 105602, 1 nov. 2020.

THEODOSSIOU, P. Skewed Generalized Error Distribution of Financial Assets and Option Pricing. **Multinational Finance Journal**, v. 19, n. 4, p. 223–266, 2015.

TIROLE, J. On the Possibility of Speculation under Rational Expectations. **Econometrica**, v. 50, n. 5, p. 1163, set. 1982.

TSAY, R. S. **Analysis of Financial Time Series**. 3ª ed. [s.l.] Wiley, 2011.

TUKEY, J. W. **Exploratory Data Analysis**. 1ª ed. [s.l.] Pearson, 1977.

URSO, F. S. P. **A CADEIA DA CARNE BOVINA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE PODER DE MERCADO E TEORIA DA INFORMAÇÃO SÃO PAULO 2007**. 2007. FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO, 2007.

URSO, F. S. P.; BARRIONUEVO FILHO, A. **Análise de poder de mercado no setor de carne bovina no Brasil: a relação entre pecuaristas e frigoríficos**: Encontro ANPEC 2008. [s.l: s.n.].

VON BRAUN, J.; TADESSE, G. Food Security, Commodity Price Volatility, and the Poor. In: **Institutions and Comparative Economic Development**. [s.l.] Palgrave Macmillan UK, 2012. p. 298–312.

WANG, C. The effect of net positions by type of trader on volatility in foreign currency futures markets. **Journal of Futures Markets**, v. 22, n. 5, p. 427–450, 1 maio 2002.

WILLIAMS, J. C.; WRIGHT, B. D. **Storage and Commodity Markets**. Nova Iorque: Cambridge University Press, 1991.

WORKING, H. **WHEAT STUDIES OF THE FOOD RESEARCH INSTITUTE PRICE RELATIONS BETWEEN JULY AND SEPTEMBER WHEAT FUTURES AT CHICAGO SINCE 1885**. **Wheat Studies**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://ageconsearch.umn.edu/record/142876>>. Acesso em: 29 ago. 2020.

WORKING, H. Speculation on Hedging Markets. **Food Research Institute Studies**, v. 1, n. 2, p. 185–220, 1960.

YANG, D.; ZHANG, Q. Drift-independent volatility estimation based on high, low, open, and close prices. **Journal of Business**, v. 73, n. 3, p. 477–491, jul. 2000.

ZHANG, Y.; DING, S.; SCHEFFEL, E. M. A key determinant of commodity price Co-movement: The role of daily market liquidity. **Economic Modelling**, v. 81, p. 170–180, 1 set. 2019.