

ALINE CAROLINE RODRIGUES

**POLÍTICA MONETÁRIA E PREÇO REAL DE *COMMODITIES* PRODUZIDAS NO
BRASIL**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para a obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos

VIÇOSA - MINAS GERAIS

2020

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

R696p
2020
Rodrigues, Aline Caroline, 1994-
Política monetária e preço real de *commodities* produzidas
no Brasil / Aline Caroline Rodrigues. – Viçosa, MG, 2020.
114 f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 59-67.

1. Política monetária - Brasil. 2. Taxa de juros.
3. Mercadorias - Política de preços. 4. Correção monetária.
I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia
Rural. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada.
II. Título.

CDD 22. ed. 332.4981

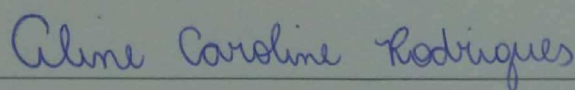
ALINE CAROLINE RODRIGUES

POLÍTICA MONETÁRIA E PREÇO REAL DE *COMMODITIES* PRODUZIDAS NO
BRASIL

Dissertação apresentada à Universidade Federal
de Viçosa, como parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação em Economia Aplicada, para a
obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 12 de fevereiro de 2020.

Assentimento:



Aline Caroline Rodrigues
Autora



Leonardo Bornacki de Mattos
Orientador

aos meus pais, Dionel e Natalina.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela sua infinita misericórdia e bondade. Pela força que me transmite e por Sua presença em todas as áreas da minha vida.

Aos meus pais, Natalina e Dionel, por todo amor incondicional, pelo carinho, pela torcida, por toda compreensão e apoio, principalmente quando me mudei para Viçosa por todos seus sacrifícios para que pudesse estudar.

Aos professores do Departamento de Economia Rural, que são exemplos de profissionais, os quais merecerem ser espelhados. Em especial, ao meu orientador Leonardo Bornacki de Mattos, por toda sua paciência, por estar sempre disponível e prestativo, por todos seus ensinamentos que contribuíram, não somente para a execução deste trabalho, mas também, para com a minha formação acadêmica como um todo. Agradeço, também, à professora Viviani Silva Lírio por todo seu apoio e carinho, principalmente quando passei pela cirurgia no início do mestrado e quando precisei me despedir da vovó.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial à Margarida por todo seu comprometimento e sua disposição ao solucionar minhas dúvidas.

Aos meus queridos amigos e amigas Andrezza, Ana Luisa, Augusto, Bruna, Bruno Hipólito, Edi, Gerciana e João que foram essenciais na minha jornada pela UFV, juntos passamos ótimos momentos. Em especial, ao Raúl Velilla, por toda sua paciência, pelas risadas e por sempre me ajudar pensar econometricamente. Ao Thiago Nelvam, por seu apoio que me incentivou a estudar para a Anpec e por seu comprometimento com minha mudança para Viçosa, sem você eu não teria conseguido, obrigada!

À minha amiga de longa jornada Ana Flávia por todas as mensagens motivadoras e ao meu querido amigo Luiz Otávio pela sua ajuda fundamental principalmente nas estimativas realizadas no R.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realizar este curso de pós-graduação.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela concessão da bolsa de estudos, fundamental para minha permanência em Viçosa.

Por fim, agradeço a todos que contribuíram direta e indiretamente para concretização deste curso, deste sonho, meu muito obrigada!

“Por vezes sentimos que aquilo que fazemos não é senão uma gota de água no mar. Mas o mar seria menor se lhe faltasse uma gota”.
(Santa Teresa de Calcutá)

“Conhece-te, aceita-se, supera-te”. (Santo Agostinho)

RESUMO

RODRIGUES, Aline Caroline, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2020. **Política monetária e preço real de *commodities* produzidas pelo Brasil.** Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Na literatura encontram-se indícios de uma relação inversa entre política monetária e preço real de *commodities*. Fator condicionado ao custo de oportunidade em se reter estoques, no qual baixas taxas de juros diminuem esse custo de oportunidade, elevam a demanda por *commodities* e, conseqüentemente, seus preços tendem a aumentar. Ademais, tais produtos possuem características semelhantes aos mercados de ativos: são facilmente armazenáveis e revendidas, portanto, baixas taxas de juros tendem, *ceteris paribus*, a incentivar investidores a migrarem de contrato de ativos “tradicionais” para os contratos de *commodities*, o aumento da demanda por esses ativos, que por sua vez, reflete aumento de seus preços. Diante desta temática, este trabalho investigou a relação entre a política monetária sobre os preços reais das *commodities* (boi gordo, frango, café, açúcar, milho, soja, minério de ferro e petróleo) produzidas pelo Brasil. A hipótese que sustenta este trabalho é de que a alta nos preços internos das *commodities* nos últimos anos pode ter sido influenciada, em alguma parte, pela política monetária internacional e, sobretudo a nacional, tendo em vista os cortes na taxa de juros doméstica ao longo desses. Para tanto, estimou-se um Vetor de Correção de Erros e Função Impulso Resposta para cada uma das *commodities*. Os resultados apontam a existência de relação inversa entre a política monetária, via taxa de juros internacional e nacional, e o preço real das *commodities*. Em linhas gerais, as respostas aos choques ocorrem até o terceiro mês e a dissipação deles por volta do quinto mês. Esse estudo corrobora para a literatura existente ao analisar essa relação para o caso brasileiro, afinal as flutuações dos preços das *commodities* têm papel fundamental na formação das expectativas de inflação, seus preços são considerados importantes indicadores de expectativas inflacionárias e impactam as decisões de produção e investimento feito por governos, fazendeiros e empresas.

Palavras-chave: Política monetária. Taxa de juros. Preço de *commodities*. Vetor de Correção de Erros.

ABSTRACT

RODRIGUES, Aline Caroline, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2020. **Monetary policy and real price of commodities produced in Brazil.** Adviser: Leonardo Bornacki de Mattos.

The literature shows evidence of an inverse relationship between monetary policy and the real price of commodities. Low-interest rates decrease the opportunity cost of holding stocks, increases the demand for commodities and, consequently, their prices tend to increase. Those products have characteristics similar to the asset markets: they are easily stored and resold. Thus, if the interest rate starts to decrease, *ceteris paribus*, one might expect that the investors migrate from “traditional” asset contracts to commodity contracts and increasing their prices. In this study, we investigated the relationship between monetary policy on the real prices of commodities (live cattle, chicken, coffee, sugar, corn, soybeans, iron ore and oil) produced by Brazil. Our hypothesis is the increase in the domestic prices of commodities in the last years may have been influenced, in some part, by the international monetary policy and especially the national in due to the decreases in the domestic interest rate in the last years. We estimate an Error Correction Vector and Impulse Response Function for each of the commodities. The results point to the existence of an inverse relationship between monetary policy, by international and national interest rates, and the real price of commodities. The responses to the shocks occur until the third month and their dissipation around the fifth month. We contribute the existing literature by analyzing this relationship for the Brazilian case, fluctuations in commodity prices play a fundamental role in the formation of inflation expectations, their prices are considered important indicators of inflationary expectations and impact on production and investment decisions done by governments, farmers and companies.

Keywords: Monetary policy. Interest rate. Commodity price. Error Correction Vector.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1: Resposta LnBoiGordo a um choque de Juros Internacional	44
Figura 2: Resposta LnBoiGordo a um choque de Juros Doméstico.....	44
Figura 3: Resposta LnFrango a um choque de JurosInternacional.....	45
Figura 4: Resposta LnFrango a um choque de Juros Doméstico	45
Figura 5: Resposta LnMilho a um choque de Juros Internacional	45
Figura 6: Resposta LnMilho a um choque de Juros Doméstico	45
Figura 7: Resposta LnSoja a um choque de Juros Internacional.....	46
Figura 8: Resposta LnSoja a um choque de Juros Doméstica.....	46
Figura 9: Resposta LnCafe a um choque de Juros Internacional	47
Figura 10: Resposta LnCafé a um choque de Juros Doméstico	47
Figura 11: Resposta LnAçúcar a um choque de Juros Internacional	48
Figura 12: Resposta LnAçúcar a um choque de Juros Doméstico	48
Figura 13: Resposta LnMinério a um choque de Juros Internacional	48
Figura 14: Resposta LnMinério a um choque de Juros Doméstico.....	48
Figura 15: Resposta LnPetróleo a um choque de Juros Internacional.....	49
Figura 16: Resposta LnPetróleo a um choque de Juros Doméstica.....	49

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Sinais esperados das estimações.....	40
Tabela 2: Resultados da estimativa Vetores de Cointegração normalizados para cada commodity.....	41
Tabela 3: Estimativas para os coeficientes de ajustamento.....	43
Tabela 4: Teste para quebra estrutural de Bai-Perron para as séries da amostra no período de janeiro de 1999 a maio de 2019.....	55

SUMÁRIO

1. Introdução.....	12
1.1 Considerações Iniciais.....	12
1.2 O problema e sua importância.....	14
1.3 Hipótese.....	18
1.4 Objetivos.....	19
1.4.1 Objetivo geral.....	19
1.4.2 Objetivos específicos.....	19
2. Modelo Teórico.....	20
2.2 Modelos de precificação de <i>commodities</i>	20
2.1.1 O Modelo <i>Overshooting</i> dos preços de <i>commodities</i>	20
2.2.1.1 Política monetária e preços de <i>commodities</i> em uma economia fechada.....	21
2.2.1.2 Política monetária e preços de <i>commodities</i> em uma economia aberta.....	24
3. Metodologia.....	27
3.1 Análise da componente sazonal para as séries em estudo.....	27
3.1.1 Teste de HEGY para raízes unitárias sazonais.....	27
3.1.2 Índices sazonais das séries em estudo.....	28
3.1.3 <i>Dummies</i> sazonais.....	28
3.2 Escolha da ordem de defasagem.....	28
3.3 Análise de estacionariedade das séries em estudo.....	29
3.3.1 Teste de Dickey Fuller Aumentado.....	29
3.3.2 Teste Phillips-Perron (PP).....	29
3.4 Resposta dos preços das <i>commodities</i> produzidas no Brasil à política monetária.....	30
3.5 Análise da relação de longo prazo entre o preço real das <i>commodities</i> e demais variáveis em estudo.....	31
3.5.1 Teste de Cointegração Johansen.....	32
3.6 Estimação dos Modelos por meio da Abordagem VAR/VEC.....	32
3.7 Análise de Robustez.....	35
3.7.2 Filtro Hodrick-Prescott (1997) para suavização das séries.....	35
3.8 Fonte e tratamento dos dados.....	36
4. Resultado e discussões.....	36
4.1 Descrição das séries em estudo.....	37
4.2 Identificação da componente sazonal para o preço das <i>commodities</i>	38
4.3 Análise da influência da política monetária sobre os preços as <i>commodities</i> em estudo abordagem VEC.....	39
4.3.2 A influência da política monetária e os preços das <i>commodities</i> selecionadas.....	40
Tabela 1: Sinais esperados das estimações.....	40

Tabela 2: Resultados da estimativa Vetores de Cointegração normalizados para cada commodity.....	41
Tabela 3: Estimativas para os coeficientes de ajustamento.....	43
4.3.3 Análise dos choques da Política Monetária sobre os preços reais das <i>commodities</i> em estudo.....	44
5. Avaliação da Robustez dos Resultados	54
5.1 Teste para quebras estruturais.....	54
Tabela 4: Teste para quebra estrutural de Bai-Perron para as séries da amostra no período de janeiro de 1999 a maio de 2019.....	55
5.2 Estimação com ICB-Br.....	56
6. CONCLUSÃO.....	57
REFERÊNCIAS	59
APÊNDICES	68

1. Introdução

1.1 Considerações Iniciais

Nas últimas décadas, os preços internacionais das *commodities* experimentaram amplas oscilações, chegando a atingir níveis historicamente altos. Após a segunda Guerra Mundial, os dois primeiros *booms* de *commodities* ocorreram no início da década de 1950 e meados da década de 1970 com o aumento intenso da demanda global. No início dos anos 2000, iniciou-se o terceiro *boom* com elevação pronunciada nos preços internacionais. Em termos reais médios, os aumentos foram superiores a cem por cento a.a. (FMI, 2015; ALMEIDA; CATELA, 2018).

Em relação às particularidades do terceiro ciclo, a literatura aponta para além da existência de um choque de demanda. Principalmente pautada pelo crescimento asiático, esse ciclo apresentou características distintas aos anteriores por modificações da conduta monetária e uso intensivo de *commodities* em países emergentes (RADETZKIET *et al.*, 2008; ALMEIDA; CATELA, 2018). Segundo Hamilton (2009), a economia mundial observou aumentos nos preços reais de *commodities* durante a crise financeira do *subprime*, em 2008, que podem ter sido provocados, pelo menos em parte, pela política monetária expansionista de baixíssimas taxas de juros adotadas pelos Estados Unidos. Desde então, com alguns períodos de queda, o preço real de *commodities* mantém-se em alta, e em alguns momentos acima do esperado (WORLD BANK, 2018).

Os preços internos das *commodities* produzidas pelo Brasil têm seguido a tendência mundial. Entre abril de 2018 e abril de 2019, o Índice de *Commodities* do Brasil (ICB)¹, calculado pelo Banco Central, subiu cerca de 13,66% a.a. No acumulado de 12 meses (abril 2018 e abril 2019) as *commodities* agropecuárias (carne de boi, carne de porco, algodão, óleo de soja, trigo, açúcar, milho, arroz, café, suco de laranja e cacau) apresentaram alta de 14,89% a.a. As *commodities* metálicas (alumínio, minério de ferro, cobre, estanho, zinco, chumbo, níquel, ouro e prata), durante o mesmo período, subiram 10,21% a.a. Enquanto as energéticas (petróleo, gás natural e carvão) elevaram-se 14,57% a.a. (BACEN, 2019).

Na literatura que relaciona crescimento econômico e preços de *commodities*, os estudos diferem em suas conclusões. Porém, seus resultados não são excludentes. Uma das explicações para a alta dos preços das *commodities* está relacionada à crescente demanda mundial, sobretudo pelos países asiáticos. O chamado “Efeito China” indica que o rápido e expressivo

¹ O indicador é construído com base nos preços das *commodities* agrícolas, metálicas e energéticas convertidos para reais.

crescimento dessa economia ocasionou um aumento da demanda de *commodities* minerais, como o minério de ferro, utilizadas como insumos na produção industrial, além da demanda por cereais utilizados para a fabricação de ração animal. Portanto, a ampliação do mercado consumidor é uma das explicações para a alta dos preços das *commodities* (HOVHANNISYAN *et al.*, 2011; VERÍSSIMO *et al.*, 2014; SZNAJDESKA, 2018; ALQUIST *et al.*, 2019).

A literatura, também, aborda o lado da oferta, ao considerar fenômenos meteorológicos extremos, tais como secas, geadas, chuvas intensas, dentre outras mudanças climáticas, que afetam o setor agrícola dificultando a previsão das safras, o que pode aumentar os riscos inerentes à quantidade produzida e a colheita desses produtos, atingindo, desta forma, os preços de produtos agrícolas (CHATZOPOULOS *et al.*, 2019).

Outros autores, como Diaz e Morley (2019), SU *et al.* (2019) e Alquist (2019) inferem que o crescimento da produção de biocombustíveis, encorajados principalmente por subsídios governamentais e incentivos fiscais, impulsiona os preços de *commodities* agrícolas, como o milho e a soja, as quais são utilizadas como matérias-primas na produção desse tipo de energia. Os preços de *commodities*, consideradas não energéticas, também podem ser afetados por choques nos preços de petróleo e demais produtos energéticos, uma vez que exercem papel importante nos custos de carregamento e distribuição das demais *commodities*.

A questão da financeirização dos mercados de *commodities* é outra hipótese levantada acerca da alta de seus preços. Sob esse ponto de vista, os contratos futuros de *commodities* tornaram-se opções de investimento cada vez mais atrativos, pois diversificam o portfólio e promovem redução do risco. O desenvolvimento das tecnologias de informação, a desregulamentação da economia, a liberalização do mercado financeiro e o aumento da velocidade das transações conduziram ao aumento da especulação desse mercado, o qual passou a receber alto influxo de capitais aplicados, em grande parte, por especuladores não tradicionais, tais como investidores institucionais, e fundos de investimento. A elevação da demanda especulativa está relacionada, também, à elevação dos preços das *commodities*. (IRWIN, SANDERS, 2011; LAGOARDE-SEGOT, 2017; HAMADI *et al.*, 2017; ADAMS; GLÜCK, 2018; ORDU-AKKAYA, 2018).

Outra corrente que explica o crescimento dos preços desses produtos está pautada na relação entre a política monetária e o preço real das *commodities*. Tal discussão veio à tona em meados da década de 1980, quando os agregados monetários se tornaram uma meta intermediária para a economia americana. O presente trabalho se insere nessa corrente de estudos e procura estabelecer relações entre a política monetária brasileira e o preço de *commodities* produzidas internamente. O cenário atual demonstra crescimento no preço das

commodities em âmbito nacional e internacional, situação que tem desafiado os formuladores de política monetária, no que diz respeito em propor uma política adequada a esta conjuntura (SIAMI-NAMI *et al.*, 2018; WORLD BANK, 2018; CONAB, 2019).

1.2 O problema e sua importância

A literatura tem apontado a existência de uma relação inversa entre política monetária², via taxa de juros, e preço de *commodities* (FRANKEL, 1986, 2006; BARROS, 1992; AKRAM, 2009; HAMILTON, 2009; ANZUINI *et al.*, 2012; SAGHAIAN; REED, 2015; SIAMI-NAMI *et al.*, 2018). Entre os anos 1970 e 1980, as *commodities* chamaram a atenção dos pesquisadores devido à alta em seus preços, principalmente ao que tangia à elevação do preço dos barris de petróleo (FRANKEL, 1986, 2006; ORDEN *et al.*, 1989; BARROS, 1992). Após um longo período de poucas discussões acerca deste assunto, novamente Frankel (2006) retorna com essa questão, justificada pela tendência crescente dos preços das *commodities* entre os anos 2005 e 2006. Com a crise *subprime*, em 2008, e a implementação do *Quantitative Easing*, alguns estudos reforçaram a relação inversa entre a taxa de juros e os preços das *commodities* (HAMILTON, 2009; GREGÓRIO, 2012).

Recentemente, Siami-Nami *et al.* (2018) por meio do modelo teórico proposto por Frankel (2006), analisaram o efeito da taxa real de juros sobre três índices de *commodities*, um índice de *commodities* agregadas, um índice de *commodities* agrícolas e outro índice de mercados futuros de *commodities*. Os resultados indicaram a existência de uma relação inversa entre os índices de preços e a taxa de juros real. Resultados similares foram encontrados por Alquist *et al.* (2019) em uma análise para o mercado de *commodities* do Canadá e por Civcir e Varoglu (2019) para uma análise semelhante para a Turquia.

Esse trabalho se insere na literatura constituída por estudos que procuram estabelecer relações entre a política monetária e o preço de *commodities* para o caso brasileiro. A hipótese que sustenta esta corrente é a de que a política monetária, ao alterar a taxa de juros, impactaria o preço de *commodities* em pelo menos quatro diferentes canais (FRANKEL, HARDOUVELIS, 1985; FRANKEL, 1986, 2006).

O primeiro canal diz respeito à oferta de *commodities* por meio da decisão relativa à extração. Alguns produtos, como óleos e minerais, são caracterizados como recursos não renováveis ou finitos. Desta forma, o proprietário do recurso pode decidir extrair hoje a um preço (p) mais baixo e investir os rendimentos ganhando uma taxa de juros (r) mais elevada;

² Neste trabalho refere-se a adoção de uma política monetária expansionista, com reduções na taxa de juros. Portanto, todas as vezes em que se refere à relação inversa entre política monetária e preço real de *commodities*, trata-se de uma redução (elevação) na taxa de juros associada a um aumento (redução) nos preços das *commodities*.

ou, pode manter seus recursos por mais períodos na esperança de que os preços futuros (p') aumentem mais rápido do que a taxa de juros (r') podendo ganhar mais pela unidade do produto vendido renunciando os juros atuais (r). Portanto, quanto maior a taxa de juros, menor será o preço dos recursos não renováveis e maior será o incentivo à extração hoje em face ao rendimento dos juros atuais (HOTELLING, 1931).

Um segundo canal trata-se do inventário: baixas taxas de juros diminuem os custos de oportunidade de armazenagem. Uma política monetária expansionista, por exemplo, ao reduzir a taxa de juros, *ceteris paribus*, reduz o custo de oportunidade de estocagem, fator que incentiva o aumento da demanda por estoques de *commodities* e, conseqüentemente, contribui para o aumento da demanda total desses produtos, o que colabora para a elevação de seus preços (FRANKEL 1986, 2006).

Cabe ressaltar que as *commodities* podem ser classificadas como estocáveis ou não estocáveis devido às características inerentes a cada uma delas. Alguns bens, como o ouro, podem ser mantidos em estoques por longo tempo a um custo menor comparativamente a outros, como boi gordo, que possuem custos de armazenamento mais elevados (RODRIGUES *et al.*, 2015). Neste caso, pode-se estabelecer a hipótese de que reduções (aumentos) nas taxas de juros, ao reduzirem (elevarem) os custos de estocagem, elevam (reduzem) a demanda das *commodities*, aumentando (reduzindo), sobretudo, o preço de *commodities* estocáveis.

O terceiro canal, por sua vez, diz respeito à taxa de câmbio: uma política monetária doméstica expansionista que leva à redução da taxa de juros, *ceteris paribus*, induz um movimento de fuga de capitais e, então, à depreciação da moeda doméstica, por consequência, o preço das *commodities*, em moeda doméstica, se eleva. No cenário internacional, como o Brasil é um grande produtor e exportador de *commodities*, se o real deprecia frente ao dólar, os países demandantes das *commodities* brasileiras elevarão sua demanda, pois perceberão que esses produtos estão relativamente mais baratos, aumentos na demanda, por conseguinte, pressionam para a alta nos preços (FRANKEL, 1986, 2006; BARROS, 1992; SIAMI-NAMINI, HUDSON, 2017).

Nesta pesquisa, optou-se por distinguir as *commodities* de demanda interna e externa, pois, no Brasil, nem todas as *commodities* são negociadas no mercado internacional. Algumas são destinadas para o mercado interno, caso do boi gordo³, desta forma certas *commodities* apresentam cotação em reais, outras em dólares. Assim, a demanda interna foi definida como o resultado, em porcentagem, da subtração entre a produção total brasileira da *commodity* e a quantidade total exportada deste mesmo produto. Uma vez que, de maneira simplista,

³ Refere-se ao animal vivo e não à carne processada.

considera-se a destinação interna a quantidade de *commodities* que não foram destinadas ao mercado externo. Consideraram-se *commodities* de demanda interna aquelas cuja a porcentagem interna foi superior a 50%. No APÊNDICE A encontram-se os cálculos.

Desta forma, é possível estabelecer a hipótese de que os preços das *commodities*, classificadas como internas, são mais sensíveis a choques da taxa de juros doméstica em relação àquelas cujo destino é o setor externo. O fator que sustenta essa hipótese está em que uma queda da taxa de juros, *ceteris paribus*, deprecia o câmbio, aumenta a exportação desses produtos; como a moeda doméstica perde valor, os preços tendem a se elevarem. Portanto, os preços das *commodities* destinadas ao mercado interno, podem ser mais afetadas em relação àquelas destinadas ao mercado externo.

O quarto canal é o da financeirização do mercado de *commodities*, em que consiste em considerar as *commodities* como uma classe de ativos. Os gestores, de modo a mitigarem o risco ao elaborarem suas carteiras, migram entre contratos de *commodities* e outros títulos (ações, títulos do governo, fundos imobiliários, etc.), uma vez que os retornos das *commodities* apresentam baixa correlação com demais ativos financeiros, essas características incentivam à diversificação adicional de portfólio e promovem oportunidades de mitigação de risco (IRWIN, SANDERS, 2011; SILVA *et al.*, 2014; LIU, ZHANG, 2019).

Isto posto, a autoridade monetária ao adotar uma política monetária expansionista promovendo quedas na taxa de juros pode, *ceteris paribus*, incentivar os investidores a substituir os títulos “tradicionais” por contratos de *commodities* (contratos futuros e outros derivativos). A maior demanda por contratos de *commodities* estaria associada à elevação de seus preços (FRANKEL, 2006).

Cabe reforçar que a política monetária adotada pelo Brasil, desde 1999, se insere no regime de metas de inflação (RMI) e câmbio flutuante. Aumentos nos preços das *commodities* geram preocupações para praticamente todas as economias, especialmente aquelas que usaram metas de inflação para política monetária (SIAMI-NAMI *et al.*, 2018).

A condução da política monetária do Banco Central do Brasil (BACEN) é semelhante à regra de Taylor (1993), cujo principal instrumento para manter a inflação dentro das metas definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) é a taxa básica de juros, a Selic⁴. Portanto, para manter a inflação constante ao longo do tempo, o Banco Central, ao identificar aumentos das expectativas de inflação, responde elevando a taxa nominal de juros e, em casos de redução das expectativas a diminui. (BARBOZA, 2015; BARBOSA *et al.*, 2016; CUNHA, 2019).

⁴ Sistema Especial de Liquidação e Custódia.

Neste contexto, a política monetária do Banco Central do Brasil foi fundamentada pelo “Novo Consenso Macroeconômico”⁵ que começou a emergir no final da década de 1980, cuja estratégia principal da autoridade monetária, no caso brasileiro o Banco Central, estaria pautado na utilização da taxa de juros para atingir a inflação desejada (TEIXEIRA, MISSIO, 2011). De fato, nos últimos vinte anos diferentes governos atuaram no Brasil, cada um deles com suas características próprias. No entanto, apresentaram um mesmo alvo, o controle inflacionário, sendo a Selic o instrumento utilizado para atingir as metas impostas.

Na reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) de dezembro de 2019, ficou acordado a queda da taxa Selic para 4,25% a.a., o menor valor da referida taxa desde a implementação do regime de metas de inflação, em 1999 a Selic encontrava-se em 45% a.a. Os membros do Copom reiteram que a inflação dentro da meta é um dos objetivos da política monetária brasileira, embasam-se no crescimento econômico e, também, acompanham o cenário internacional, o qual aponta para taxa de juros cada vez menor (COPOM, dez. 2019).

Em 2019 o *Federal Reserve* também anunciou diversos cortes na taxa de juros americana, a mesma encontra-se entre a faixa de 1,50 a.a. e 1,75% a.a. os cortes como um todo, somaram 75 pontos-base, sendo a primeira vez que o *Federal Reserve* (FED) volta a baixar as taxas desde 2008. Por ser considerada *proxy* para a taxa de juros internacional as mudanças da conduta monetária americana podem atingir outros países, bem como distintos setores. Borensztein e Reinhart (1994), alegam que o mercado de *commodities* desempenha um papel fundamental na transmissão dos distúrbios internacionais uma vez que liga os países importadores de *commodities* aos países ofertantes desses produtos.

Desta forma, o Brasil por se enquadrar em uma economia aberta, pode ser afetado pelo cenário internacional, principalmente pela conduta das economias de países influentes, como os Estados Unidos e a União Europeia, os quais acessam os mercados emergentes em busca de ganhos com diferenciais de taxa de juros e movimentos na taxa de câmbio (*carry-trade*) (CUNHA *et al.*, 2019; ASSIS, *et al.*, 2019).

Em se tratando de Brasil, os estudos que abordam a relação entre a política monetária brasileira e os preços de *commodities* produzidas internamente são escassos, sendo as principais referências Barros (1992), Spolador *et al.* (2011) e Seabra *et al.* (2013) os quais utilizam do modelo teórico de Frankel (1986 e 2006). O primeiro trabalho verificou como reagem os preços internos de alimentos mediante a choques de variáveis internacionais: preço internacional de

⁵ O Novo Consenso Macroeconômico estabelece que uma taxa de inflação baixa e estável é condição indispensável para o crescimento econômico de longo prazo. Para tanto, parte da hipótese de que não há um trade-off no longo prazo entre inflação e desemprego, e que o objetivo principal da política econômica é alcançar a estabilidade de preços.

alimentos, também em variáveis domésticas como a taxa de juros e a produção industrial. O segundo estudo analisou como reagem os preços recebidos pelos produtores de *commodities* à choque de variáveis domésticas, taxa de juros, produção industrial e taxa de câmbio e, também, pelas variáveis internacionais, importações de produtos agrícolas e taxa de juros internacional. Já o enfoque do último trabalho está no processo inflacionário, que também analisa a taxa de juros, mas a variável de interesse principal é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Os resultados são coerentes entre si, apontam para a relação inversa entre taxa de juros e o preço de *commodities* como indica o modelo teórico (BARROS, 1992; SPOLADOR *et al.* 2011; SEABRA *et al.* 2013).

Frente às hipóteses discorridas, ao considerar o Brasil um importante produtor de *commodities* somado aos cortes da taxa de juros doméstica e internacional, este trabalho procura contribuir com a literatura precedente ao estudar os choques da taxa de juros doméstica e internacional e seus potenciais efeitos sobre o preço de algumas *commodities* produzidas no país, como: soja, milho, café, açúcar, petróleo, minério de ferro, boi gordo e frango. A escolha destas está pautada na representatividade interna e externa, além de contemplar três categorias: *commodities* minerais, energéticas e agrícolas.

Diferentemente dos trabalhos anteriormente feitos, para o Brasil, este estudo propõe contribuir para com a literatura ao estudar os preços desagregados e não por índices. Além de caracterizar as *commodities* em estocáveis e não estocáveis e, destinadas a mercado interno e mercado externo. Dentre as *commodities* estocáveis estão: soja, milho, café, petróleo, açúcar, minério de ferro; e como não estocáveis, boi gordo e frango. As destinadas ao mercado interno são milho e boi gordo, as quais apresentaram destinação interna superior às exportações, sendo categorizadas como destino externo.

O período cobre os anos de 1999 a 2019 que coincidem com a adoção do regime de metas de inflação e, portanto, em um padrão estável da condução da política monetária brasileira.

1.3 Hipótese

A conduta da política monetária, por meio da alteração na taxa de juros, influencia de forma inversa o nível dos preços de *commodities* produzidas no Brasil.

1.4 Objetivos

1.4.1 Objetivo geral

Investigar a influência da política monetária brasileira sobre o preço das *commodities*: soja, milho, café, açúcar, minério de ferro, petróleo, boi gordo e frango produzidas no Brasil no período de 1999 a 2019.

1.4.2 Objetivos específicos

- a) Mensurar a resposta dos preços de *commodities* a um choque na taxa de juros brasileira;
- b) Mensurar a resposta dos preços de *commodities* a um choque de uma política monetária externa via taxa de juros internacional;
- c) Verificar se os preços de *commodities* estocáveis são mais sensíveis às alterações na taxa de juros brasileira que as *commodities* não estocáveis;
- d) Verificar se os preços de *commodities* negociadas em mercado interno são mais sensíveis às alterações na taxa de juros doméstica que as *commodities* negociadas em mercado externo.

2. Modelo Teórico

2.2 Modelos de precificação de *commodities*

Dentre os modelos de precificação de *commodities* destacam-se a Teoria da Estocagem das *Commodities* e os modelos de Financeirização do mercado de *commodities*. O primeiro inicialmente desenvolvido por Working (1934) e reformulado por Kaldor (1939), Working (1948), Brennan (1958) e Telser (1958). De maneira simplista, essa teoria afirma que o diferencial de preços das *commodities*, também denominada como base, deve ser calculado pelos custos de armazenagem da mercadoria: o custo de oportunidade do capital empregado no processo, custos de estocagem e o rendimento de conveniência que é um retorno implícito associado do detentor da *commodity* (*convenience yield*).

A financeirização do mercado de *commodities* é outro modelo que tem ganhado destaque na literatura recente (IRWIN, SANDERS, 2011; LIU, ZHANG, 2019). Os contratos futuros de *commodities* tornaram-se uma classe popular de ativos, assim como ações e títulos. Por diversificarem o portfólio e promoverem a redução de risco, os contratos de *commodities* tornaram-se opções de investimento atrativos, gestores passaram a aderir essa nova classe de ativos em suas carteiras. Esse processo é por vezes referido como a financeirização do mercado de *commodities* (CHENG, XIONG, 2014, LIU, ZHANG, 2019). Os estudos acerca desta temática empregam, além de fatos estilizados, a abordagem do portfólio de Markowitz (1952) e o modelo de negociação de ativos de Copeland (1976).

Neste estudo, em específico, empregou-se o modelo teórico de Frankel (2006) o pioneiro a propor a relação entre política monetária e preço de *commodities*. Diversas pesquisas fundamentaram-se neste modelo teórico para analisar a influência da política monetária sobre os preços das *commodities* (BARROS, 1992; SPOLADOR *et al.* 2011; ANZUINI *et al.*, 2012; SEABRA *et al.* 2013; SAGHAIAN; REED, 2015; SIAMI-NAMI *et al.*, 2018).

2.1.1 O Modelo *Overshooting* dos preços de *commodities*

De modo a verificar o impacto da política monetária brasileira sobre os preços das *commodities*, selecionadas para este estudo, empregou-se o modelo econômico de Frankel (1986 e 2006), o qual baseou-se no modelo *Overshooting* da taxa de câmbio de Dornbusch's (1976). Frankel (1986 e 2006) manteve os pressupostos de preços rígidos e expectativas racionais do modelo original e sua hipótese básica é de que a economia produz dois grupos de bens: *commodities* (agrícolas ou minerais) e manufaturados.

Fundamentando-se nesses dois grupos de bens, o modelo de Frankel (1986, 2006) explica que os preços das *commodities* são mais flexíveis respondendo mais rapidamente a mudanças na política monetária comparativamente ao que ocorre com os preços de serviços e de produtos manufaturados, os quais são considerados rígidos no curto prazo.

Por terem os preços flexíveis, o mercado de *commodities* é similar ao de ativos financeiros: tendem a ser facilmente armazenadas e revendidas, o que permite a especulação deste mercado via taxa de juros. Ademais, existem custos incorridos para a armazenagem das *commodities*, os quais, também sofrem alterações por meio da taxa de juros (OKUN, 1975; SAGHAIAN, REED; 2015).

O modelo de Frankel (1986 e 2006) sugere uma relação inversa entre taxa de juros e preço de *commodities*, a exemplo, uma política monetária expansionista, *ceteris paribus*, reduz a taxa nominal de juros. No mercado financeiro, essa redução torna os ativos “tradicionais” menos atrativos, os investidores passam a migrar para o mercado de *commodities*, o que produz a elevação de seus preços. Com relação ao custo de oportunidade de armazenagem, a redução da taxa de juros, reduz o custo de oportunidade de estocagem, que aumenta a demanda total por *commodities* e, conseqüentemente, atinge seus preços elevando-os. No curto prazo esse valor atingido pela *commodity* será maior do que o preço esperado no longo prazo, sofrendo o *overshooting*. À medida que os preços se tornam flexíveis o equilíbrio de longo prazo é alcançado (FRANKEL, 1986, 2006; BROWNE *et al.* 2007).

2.2.1.1 Política monetária e preços de *commodities* em uma economia fechada

Inicialmente o modelo de Frankel (1986) baseia sua análise considerando apenas o mercado interno de um país (Estados Unidos). Assume-se que os preços das *commodities* são uma função do nível esperado de preços, da taxa de juros e da oferta monetária. Conforme o modelo, a taxa de juros se relaciona de maneira inversa sobre à demanda de *commodities* armazenáveis: baixas taxas de juros diminuem os custos de oportunidade em se reter estoques, elevando a demanda por *commodities* e, conseqüentemente aumentando seus preços. Participantes do mercado que observam o preço real da *commodity* hoje acima (ou abaixo) do seu valor esperado de longo prazo, supõem que no futuro seu preço retorne ao equilíbrio ao longo do prazo, como demonstram as equações (1) e (2) (FRANKEL, 2006):

$$E[\Delta(s - p)] \equiv E[\Delta q] = -\theta \cdot (q - \bar{q}) \quad (1)$$

$$E(\Delta s) = -\theta \cdot (q - \bar{q}) + E(\Delta p) \quad (2)$$

em que s é o preço *spot* da *commodity*, p o índice de preços da economia, q é o preço real da *commodity*, \bar{q} é o preço real de equilíbrio da *commodities* no longo prazo⁶.

A próxima equação (3) indica a condição de arbitragem entre manter estoque por mais um período ou vender ao preço atual. A taxa de juros deve ser aquela que iguala o preço *spoty* esperado da *commodity* mais o custo de oportunidade de se manter estoque:

$$i = E(\Delta s) + c \quad (3)$$

em que, i é a taxa de juros nominal, c é o custo de oportunidade de se manter estoques, a variável c engloba os custos de armazenagem e riscos, de acordo com a equação (4):

$$c \equiv cy - sc - rp \quad (4)$$

em que cy trata-se da curva de conveniência de se manter estoques; sc refere-se ao custo de estoque; rp é o prêmio de risco.

No entanto, o modelo de Frankel (1985, 1986 e 2006) considera esse custo de oportunidade constante ao longo do tempo. Substituindo (3) em (2):

$$(q - \bar{q}) = -\frac{1}{\theta} \cdot [i - E(\Delta p) - c] \quad (5)$$

A equação (5) mostra a relação inversa entre taxa de juros real ($i - E(\Delta p)$) e o preço real das *commodities*. Infere-se, por meio desta equação, que uma redução (aumento) na taxa real de juros tenderá a aumentar (diminuir) o fluxo de moeda direcionado ao mercado de *commodities*, seus preços vão subir até o momento em que os agentes criam expectativas de que os valores futuros estarão acima de seu equilíbrio e, então a condição de arbitragem será satisfeita (FRANKELL, 2006).

O mercado monetário é representado pela equação (6) que representa a demanda por moeda definida por Frankel (1986):

$$m - p = \phi \cdot y - \lambda \cdot i \quad (6)$$

⁶ Todas as equações apresentadas encontram-se em logaritmo

em que m é o logaritmo da oferta de moeda; p o logaritmo do nível geral de preços; ϕ é a elasticidade da demanda por moeda em relação ao produto; y é o logaritmo produto total da economia; λ é a semi-elasticidade da demanda por moeda com relação à taxa de juros; i é a taxa nominal de juros. A teoria monetária clássica afirma que o crescimento excessivo de moeda tende a transbordar para a inflação de produtos. No entanto, é bastante aceito que grande parte dos preços são rígidos no curto prazo e refletirão no crescimento monetário somente no longo prazo⁷. A equação (7) representa o mercado manufaturado, o qual representa os demais preços da economia, que são rígidos:

$$\dot{p}_m = \pi(d - \bar{y}_m) + \mu \quad (7)$$

em que, \dot{p}_m é a taxa de crescimento do preço dos bens manufaturados; d é o logaritmo da demanda por manufaturas; y_m é o logaritmo da produção total do mercado de manufaturados; μ é a taxa de crescimento de moeda esperado.

No longo prazo, o excesso de demanda é igual a zero. Frankel (1986) definiu que o excesso de demanda, para este caso, seria a razão entre os preços das *commodities* ao preço dos bens manufaturados e da taxa de juros, conforme a equação (8):

$$d - \bar{y}_m = \delta(q - p_m) - \sigma.(i - \mu - \bar{r}) \quad (8)$$

r é um termo constante que representa a taxa de juros de longo prazo.

Substituindo (8) em (7):

$$\dot{p}_m = \pi. [\delta.(q - p_m) - \sigma.(i - \mu - \bar{r})] + \mu \quad (9)$$

Assim, o modelo de Frankel (1986 e 2006) afirma que no longo prazo os preços relativos são determinados por fatores reais exógenos, não há excesso de demanda entre os produtos e a juros i converge para $(\bar{r} + \mu)$, como demonstra a equação (10):

$$\bar{q} = \bar{p}_m = \bar{p} = \bar{m} - \phi.\bar{y} + \lambda.(\bar{r} + \mu) \quad (10)$$

⁷ Ver, por exemplo, OKUN, 1975; BORDO, 1980;

em que \bar{p}_m é o preço de longo prazo do setor de manufaturados; \bar{r} é a taxa de juros real; μ é a taxa de inflação esperada. No longo prazo os preços de todos os setores são representados pelo nível geral de preços: \bar{p} .

Por fim, combinando as equações (10) e (4), tem-se:

$$q = \bar{m} - \phi \cdot \bar{y} + \lambda \cdot (\bar{r} + \mu) - \left(\frac{1}{\theta}\right) \cdot [i - E(\Delta p) - c] \quad (11)$$

a equação (11) representa o modelo completo para os preços de *commodities* em uma economia fechada. Como no curto prazo o preço dos bens manufaturados é fixo, a taxa de juros real [$i - E(\Delta p)$] irá cair até atingir um valor abaixo de seu valor de longo prazo (\bar{r}), esse processo fará com que o preço das *commodities* caia mais que proporcionalmente à mudança da oferta monetária, superando seu novo equilíbrio de longo prazo. Os agentes passam a criar expectativas de crescimento dos preços de longo prazo, que por sua vez aumenta a expectativa inflacionária, a taxa de juros de longo prazo passa a subir para que o equilíbrio dos preços da economia seja alcançado. (FRANKEL,1986,2006; BARROS 2015).

2.2.1.2 Política monetária e preços de *commodities* em uma economia aberta

O modelo apresentado concentrou-se em relações para uma economia fechada. Todavia, Frankel (2006) afirma que as relações econômicas não são realizadas apenas por um país, desta forma inclui em seu modelo a taxa de câmbio para melhor explicar o efeito da taxa de juros sobre o preço de *commodities* quando demais países são acrescidos à análise, conforme a equação (12):

$$s_j = s_{j/\$} + s_{\$/c} \quad (12)$$

em que s_j é o preço spot da commodity em termos da moeda j , $s_{j/\$}$ é a taxa de câmbio (moeda j por dólares US\$), $s_{\$/c}$ é o preço à vista da commodity c em dólares (US\$), todos os valores encontram-se em logaritmo. Com base no modelo para uma economia fechada, Frankel (2006) desenvolve a seguinte equação:

$$(s_{j/\$} - \bar{s}_{j/\$}) - (p_j - \bar{p}_j) + (p_\$ - \bar{p}_\$) = -\left(\frac{1}{v}\right) (i_j - i_\$ - [E(\Delta p_j) - E(\Delta p_\$)]) \quad (13)$$

em que p_j preço da *commodity* em moeda doméstica; $p_\$$ é o preço da *commodity* em moeda estrangeira; i_j é a taxa de juros doméstica; $i_\$$ taxa de juros internacional; $E(\Delta p_j)$ e $E(\Delta p_\$)$ tratam-se dos preços esperados de *commodities* em moeda doméstica e moeda estrangeira, respectivamente, todos os valores estão em logaritmo.

Da mesma maneira que em uma economia fechada, o modelo de Frankel (2006) para a economia aberta chega à relação entre os preços reais das *commodities*, conforme as equações (14) e (15):

$$(s_{j/c} - \bar{s}_{j/c}) - (p_j - \bar{p}_j) = q_{j/c} - \bar{q}_{j/c} \quad (14)$$

$$(s_{\$/c} - \bar{s}_{\$/c}) - (p_\$ - \bar{p}_\$) = q_{\$/c} - \bar{q}_{\$/c} \quad (15)$$

em que $q_{j/c}$ é o preço real da *commodity* em moeda local; $q_{\$/c}$ é o preço real da *commodity* em moeda internacional; $\bar{q}_{j/c}$ e $\bar{q}_{\$/c}$ são os valores esperados no longo prazo. Como o objetivo é encontrar uma equação para os preços domésticos, combinando as equações (14) e (15) e substituindo em (13), tem-se a equação (16):

$$(q_{j/c} - \bar{q}_{j/c}) = - \left(\frac{1}{v}\right) (r_j - r_\$) - \left(\frac{1}{\theta}\right) (r_\$ - c) \quad (16)$$

em que r_j é a taxa de juros real do país estrangeiro e $r_\$$ a taxa real de juros do país doméstico. Por fim, Frankel (2006) combina o resultado de (16) com a equação monetária (6):

$$q_{j/c} = \bar{m} - \phi \cdot \bar{y} + \lambda \cdot (\bar{r} + \mu) - \left(\frac{1}{v}\right) \cdot (r_j - r_\$) - \left(\frac{1}{\theta}\right) (r_\$ - c) \quad (17)$$

por meio da equação (17), nota-se que um aumento na oferta de moeda causará o mesmo aumento relativo no preço da *commodity*. O preço real das *commodities* observado no país j (doméstico) será elevado a medida em que a taxa de juros doméstica se reduz em relação à taxa real do país estrangeiro, uma vez que a moeda doméstica passa a depreciar-se o preço das *commodities* em termos de moeda doméstica tende a elevar-se (FRANKEL, 2006).

Da mesma maneira que em uma economia fechada, o preço dos produtos manufaturados é fixo no curto prazo, a taxa de juros real doméstica ficará abaixo de seu nível de longo prazo e, então o preço da *commodity* se elevará mais que proporcionalmente em relação ao seu nível de longo de prazo, sofrendo o *overshooting*. Com o passar do tempo, os preços passam a ser flexíveis e os ajustes tornam os preços e as taxas próximos dos valores de equilíbrio de longo prazo.

Portanto, o referido modelo Frankel (1986 e 2006) é adequado para fundamentar o objetivo deste estudo. Como o Brasil está inserido no mercado internacional, sendo um produtor relevante de *commodities*, portanto as taxas de juros, doméstica e internacional, podem promover alterações no preço das *commodities* via os canais já expostos anteriormente. Ademais, nos últimos anos a autoridade monetária brasileira tem mantido a taxa de juros, Selic, em queda, fator que pode alterar, em alguma parcela, o preço doméstico das *commodities* produzidas internamente.

3. Metodologia

Diferentes estudos têm utilizado o ferramental de séries temporais para investigar a influência da política monetária para a formação dos preços de *commodities* (ANZUINI *et al.* 2012; MALLICK, 2013; ALAM *et al.*, 2017; BAEK; MILJKOVIC, 2018; SIAMI-NAMINI, 2018; ARIAS *et al.*, 2019).

A análise empírica desse estudo foi baseada na metodologia dos vetores autorregressivos (VAR) para modelar a resposta dos preços das *commodities* brasileiras selecionadas para esta pesquisa. Como as variáveis apresentaram cointegração, estimou-se um vetor de Correção de Erros (VEC) o procedimento metodológico será explanado com mais detalhes nas subseções 3.5 e 3.6. Inicialmente será exposto o tratamento inicial das séries: análise de sazonalidade, teste de raiz unitária e seleção de defasagens.

3.1 Análise da componente sazonal para as séries em estudo

Buscou-se aferir a existência de sazonalidade nas séries. A literatura aponta que algumas séries de preços agrícolas podem apresentar sazonalidade em determinadas épocas do ano por desequilíbrios entre a demanda e a oferta, por exemplo (FREITAS; SÁFADI, 2015; BINI, *et al.* 2015). Neste estudo, como grande parte das variáveis são provenientes do setor agrícola, averiguou-se a existência da componente sazonal sob diferentes perspectivas metodológicas.

A presença de raiz unitária sazonal foi testada, por meio do teste de HEGY. Para cada variável foram construídos índices sazonais e estimaram-se regressões com *dummies* sazonais com o objetivo de verificar a presença da componente sazonal.

3.1.1 Teste de HEGY para raízes unitárias sazonais

O teste de HEGY desenvolvido por Hilleberg, Engle, Granger e Yoo (1990) avalia a presença de raízes unitárias isoladamente em todas as frequências sazonais, tem como objetivo testar se as raízes do polinômio autorregressivo pertencem ao círculo unitário, contra a alternativa de que estão fora do círculo.

Embora não seja explicitamente aplicado para determinar a presença ou não de sazonalidade, o teste oferece indícios da existência de sazonalidade na série quando essa apresenta raiz unitária sazonal. A vantagem em utilizá-lo é que o mesmo permite testar a existência de raiz unitária em frequências sazonais, diferentemente de outros, como Dickey Fuller e Phillips Perron.

3.1.2 Índices sazonais das séries em estudo

A construção de índices sazonais permite caracterizar o padrão sazonal da série. A metodologia adotada é a proposta por Hoffman (1998), com a utilização da média geométrica móvel centralizada de 12 meses calculada pela seguinte equação, segundo Hoffmann (1998) e Bueno (2011):

$$g_t = \frac{1}{12} (0,5 X_{t-6} + X_{t-5} + \dots + X_t + \dots + X_{t+5} + 0,5X_{t+6}) \quad (18)$$

em que g_t corresponde à média geométrica móvel no mês t ; X_t corresponde a série em que deseja-se construir os índices; t representa o mês em que a média é centralizada, neste estudo centralizou-se em janeiro de 2019 e construíram-se índices para todas as variáveis.

Os índices sazonais dos valores pesquisados podem ser estimados dividindo-se a variável (X_t) pela respectiva média geométrica (g_t). Em seguida esboça-se o gráfico dos índices construídos, se os índices forem substancialmente diferentes de 1, pelo menos 5% acima ou abaixo em alguns dos meses o valor da tendência será modificado por eles, indicando que as componentes sazonais afetam a série (SOARES *et al.*, 1991; HOFFMANN, 1998; PARMEZAN; BATISTA, 2016).

3.1.3 Dummies sazonais

Outra estratégia de identificação da componente sazonal é a introdução de variáveis *dummies* na regressão. A existência de sazonalidade determinística é testada pelo *teste-F* e pela significância estatística dos coeficientes estimados para cada mês.

3.2 Escolha da ordem de defasagem

A escolha da ordem de defasagem faz-se necessário para a realização de testes e, também, para as estimações do modelo VAR. Os critérios de informação, *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Information Criterion* (SC) e *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQ) foram utilizados para a identificação da ordem de defasagem desta pesquisa. Em geral, todos os critérios apontaram diferentes ordens de defasagem, variando entre duas e seis defasagens. Diante disto, adotou-se a estratégia de Lutkepohl (2005) a qual consiste em estimar a regressão, inicialmente, com as ordens mais altas de defasagem e verificar a significância das mesmas. Os resultados indicaram que, quanto maior a ordem de defasagem menor ou

inexistente será a significância, à exceção para os preços do café, milho e minério de ferro, os quais apresentaram melhores resultados com três defasagens para o caso do milho e quatro para o café e minério. Para as demais estimações utilizaram-se duas defasagens por apresentarem o maior nível de significância.

3.3 Análise de estacionariedade das séries em estudo

Em seguida, identificou-se a presença, ou não, de raiz unitária nas séries em questão com o emprego de testes de raiz unitária.

3.3.1 Teste de Dickey Fuller Aumentado

O teste ADF proposto por Dickey e Fuller (1981) verifica se uma série é estacionária ou não por meio da seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (19)$$

em que β_1 é o intercepto ou *drift*, $\beta_2 t$ é o coeficiente de tendência e ρ é o coeficiente de presença de raiz unitária e m é o número de defasagens tomadas na série (LUTKEPOHL, 2005).

A literatura critica o teste ADF por apresentar baixo poder estatístico, fator que pode levar a Erros Tipo II⁸. Portanto, outros testes foram desenvolvidos de modo a solucionar este problema, dentre eles destaca-se o Teste Phillips-Perron (PP) amplamente utilizado pela literatura (BUENO, 2011).

3.3.2 Teste Phillips-Perron (PP)

Phillips e Perron (1988) utilizam de métodos estatísticos não paramétricos para tratar da correlação serial nos erros sem adicionar os termos de diferença defasados. Da mesma forma que o teste ADF o teste PP verifica a existência ou não de raiz unitária, por meio da seguinte equação:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho y_{t-1} + u_t \quad (20)$$

em que β_1 é o intercepto ou *drift*, $\beta_2 t$ é o coeficiente de tendência e ρ é o coeficiente de presença de raiz unitária (GUJARATI; POTER, 2011).

⁸ O Erro Tipo II ocorre quando não se rejeita uma hipótese nula falsa.

Neste trabalho, ambos testes foram aplicados para verificar a existência ou não de raiz unitária, uma vez que o teste ADF possui limitações aplicou-se o teste PP de modo a evitar cometer Erro Tipo II, por exemplo.

3.4 Resposta dos preços das *commodities* produzidas no Brasil à política monetária

Para modelar a resposta dos preços das *commodities* brasileiras selecionadas para este estudo, empregou-se a metodologia de vetores autorregressivos, VAR.

A aplicação desta metodologia permite a análise das inter-relações entre múltiplas variáveis que compõe a teoria. Além de ser amplamente empregada na literatura que estuda a relação entre os preços de *commodities* e política monetária (SAGHAIAN; REED, 2015; ALAM *et al.*, 2017; SIAMI-NAMI *et al.*, 2018, ARIAS *et al.*, 2019). O modelo VAR pode ser representado pela equação 21, a seguir:

$$W_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i W_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

em que erro $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \Omega)$, W_t é o vetor de variáveis endógenas do sistema (preço real de cada *commodity* boi gordo, frango, soja, milho, café, açúcar, minério e petróleo); taxa de juros real internacional; taxa de juros real doméstica; taxa real de câmbio; produção industrial sendo *proxy* para o Produto Interno Bruto (PIB) e φ_i representa uma matriz de coeficientes e k o número de defasagens (LUTKEPOHL, 2005)

Com relação à estimação do modelo VAR considerou-se os estágios descritos a seguir:

- I. Por meio dos testes de DF, PP e HEGY verificou-se que apenas a série da taxa de juros real doméstica é estacionária em nível, enquanto as demais séries são estacionárias em primeira diferença;
- II. Estimou-se um VAR em nível e por meio dos critérios de informação apresentados anteriormente na subseção 3.2 mantiveram-se as defasagens (2, 3 e 4), como explicado anteriormente;
- III. O próximo passo foi testar a existência de cointegração nas séries. Se as séries são cointegradas deve-se estimar um Vetor de Correção de Erros, VEC. Caso as variáveis não apresentem cointegração, estima-se um VAR em primeira diferença.

3.5 Análise da relação de longo prazo entre o preço real das *commodities* e demais variáveis em estudo

A literatura indica que o fenômeno da regressão espúria pode ocorrer quando essa apresenta variáveis não estacionárias. A cointegração, introduzida por Engle e Granger (1987), permite tratar adequadamente as variáveis não estacionárias. Por meio desta metodologia, as variáveis podem ser regredidas em nível e o resultado torna-se livre do problema da regressão espúria. Além disso, como não é necessário operar a primeira diferença, as informações de longo prazo não são perdidas.

De forma intuitiva, a cointegração indica uma relação de longo prazo entre as variáveis não estacionárias, em torno de uma mesma tendência estocástica, por exemplo. O vetor de cointegração é formado pelos coeficientes da relação de cointegração que assegura o equilíbrio de longo prazo entre as séries. No entanto, no curto prazo, podem ocorrer desequilíbrios nesta relação. Deverá existir, assim, mecanismos de curto prazo que influenciem o comportamento das variáveis para que essas atinjam o equilíbrio de longo prazo (MORETTIN, 2006; BUENO, 2011). Considere que as seguintes variáveis sejam integradas de ordem 1:

$$PC_{w,t} \sim (I), JI_t \sim I(1) \text{ e } JD_t \sim (I), TC_t \sim (I), PI_t \sim (I) \text{ sendo,}$$

$$PC_{w,t} = \beta_0 + \beta_1 JI_t + \beta_2 JD_t + \beta_3 TC_t + \beta_4 PI_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

em que $PC_{w,t}$ representa o preço real da *commodity* w no tempo t ; JI_t o juros real internacional no tempo t ; JD_t o juros real doméstico no tempo t ; TC_t a taxa real de câmbio no tempo t e PI_t a produção industrial no tempo t .

Esta relação estará em equilíbrio de longo prazo se:

$$PC_{w,t} - \beta_0 - \beta_1 JI_t - \beta_2 JD_t - \beta_3 TC_t - \beta_4 PI_t = 0 \quad (23)$$

sendo o desequilíbrio de curto prazo representado por:

$$\varepsilon_t = PC_{w,t} - \beta_0 - \beta_1 JI_t - \beta_2 JD_t - \beta_3 TC_t - \beta_4 PI_t \quad (24)$$

ε_t deve ser estacionário, ou seja, $\varepsilon_t \sim I(0)$. Portanto, busca-se verificar se as variáveis apresentam relação de equilíbrio de longo prazo por meio de um ou mais vetores de cointegração $\beta = [1, -\beta_0, -\beta_1 - \beta_2 - \beta_3 - \beta_4]'$, cabe ressaltar que o vetor é normalizado pela primeira variável.

3.5.1 Teste de Cointegração Johansen

O método proposto por Johansen (1988) tem como objetivo determinar o número de vetores de cointegração (*ranking*) por meio de um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) em casos de mais de duas variáveis (JOHANSEN, 1988).

O teste de Johansen parte de um modelo autorregressivo vetorial, com a seguinte formulação:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} P_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

em que x_t é um vetor ($n \times 1$), $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ e $P_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$

O princípio do método de Johansen é examinar o posto da matriz Π , que é igual ao número de vetores de cointegração independentes. Supondo que o posto da matriz em questão seja r , pode acarretar aos seguintes casos: se $r=0$ a matriz será nula a equação 29 será um VAR na primeira diferença; se $r=n$ o vetor será um processo estacionário, se $1 \leq r < n$ existirá pelo menos um vetor de cointegração (ENDERS, 2004). Por meio do uso das estatísticas do traço e da raiz característica máxima busca-se testar o número de raízes características diferentes de zero:

$$\begin{cases} H_0: r = 0 \text{ vs } H_a: r > 0 \\ H_0: r \leq 1 \text{ vs } H_a: r > 1 \end{cases} \quad (26)$$

a primeira hipótese nula admite que o posto da matriz de cointegração é nulo ($r = 0$), a segunda hipótese nula admite que há pelo menos um vetor de cointegração (JOHANSEN e JUSELIUS, 1990; BUENO, 2011). Caso o teste aponte para a existência de um ou mais vetores de cointegração, faz-se necessário a inclusão destes no modelo VAR.

3.6 Estimação dos Modelos por meio da Abordagem VAR/VEC

Para as séries não estacionárias, mas cointegradas, têm-se o vetor de correção de erros (VEC), trata-se de um VAR com as restrições de cointegração entre as variáveis que possuem dinâmica de curto prazo e ajuste para o equilíbrio. No contexto deste trabalho, Siami-Namini *et al.* (2019), Manelli e Pace (2019) são exemplos de estudos que abordaram as relações de curto e longo prazo existentes entre a política monetária e o preço de *commodities*, sendo o primeiro para o caso americano e o segundo para a Itália.

Acerca de trabalhos nacionais de mesmo cunho não existem, até o presente momento, estudos que analisam a existência de cointegração entre as variáveis explanadas anteriormente. Existem alguns trabalhos⁹ que analisam esse o comportamento entre política monetária e preço real de *commodities*, utilizando também do modelo de Frankel (2006), porém a estimação é feito por um VAR, uma vez que as variáveis se apresentaram estacionárias, o que não é o caso deste estudo, em particular. Portanto, o vetor de correção de erros pode ser representado pela equação a seguir:

$$\Delta W_t = PW_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta W_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

em que o erro $u_t \sim \text{iid } N(0, \psi)$, W_t é o vetor de variáveis endógenas do sistema, Γ_i representa os parâmetros de curto prazo e PW_{t-1} denota a parte de longo prazo, que contém as relações de cointegração (LUTKEPOHL, 2005). No contexto deste estudo estimou-se o seguinte VEC:

$$\begin{aligned} \Delta PC_{w,t} = & \alpha_m (\beta_1 PC_{i,t-1} + \beta_2 JI_{t-1} + \beta_3 JD_{t-1} + \beta_4 TC_{t-1} + \beta_5 PI_{t-1}) \\ & + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{1i} \Delta PC_{w,t-i} + \Gamma_{2i} JI_{t-i} + \Gamma_{3i} JD_{t-i} + \Gamma_{4i} TC_{t-i} + \Gamma_{5i} PJI_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (28)$$

em que α_i representa o coeficiente de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo; $\beta_1, \beta_2 \dots \beta_5$ denotam os coeficientes que definem a trajetória de longo prazo de equilíbrio entre as variáveis (relação de cointegração); $\Gamma_{1i}, \Gamma_{2i} \dots \Gamma_{5i}$ são os coeficientes de curto prazo; PC_w representa o preço real da *commodity w* (boi gordo, frango, soja, milho, café e açúcar); JI trata-se do juros real internacional; JD trata-se do juros real doméstico; TC representa a taxa real de câmbio; PI representa a Produção Industrial sendo *proxy* para o PIB e u_t indica o termo de erro.

O procedimento de identificação do sistema baseou-se na ordenação das variáveis para estimação das funções impulso resposta (FIR). Utilizou-se da decomposição de Cholesky, em que as covariâncias entre os choques não existem e a variância de cada erro é dada pelos elementos da diagonal, sendo portanto, descritos como ortogonais. A decomposição de Cholesky confere uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo, fazendo com que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das outras, que a segunda seja afetada apenas pela primeira, que a terceira seja afetada pelas duas primeiras, e assim sucessivamente

⁹ Barros (1992), Spolador et al. (2011) e Seabra et al. (2013).

Neste caso, a variável mais exógena do modelo é a taxa internacional de juros (*JurosInter*), definida externamente no mercado internacional. A *London InterBank Offered Rate* (LIBOR) é a *proxy* para a taxa internacional de juros utilizada por grande parte da literatura (BARBOSA *et al.* 2016). Neste estudo, a taxa de juros real doméstica, calculada pela diferença entre a Selic e a inflação observada para o mesmo período de tempo, é afetada pela taxa de juros internacional e afeta as demais variáveis do modelo. O Copom em seus relatórios confirma estar atento as mudanças da taxa de juros internacional para acertar a meta de inflação. De acordo com o modelo teórico de Frankel (1986 e 2006), o preço das *commodities* se relaciona de forma inversa à taxa de juros (SIAMI-NAMINI, HUDSON, 2017).

Alterações da taxa de juros também afetam a taxa de câmbio (*Câmbio*). Uma política monetária doméstica expansionista, *ceteris paribus*, no curto prazo reduz a taxa de juros nominal doméstica, a taxa de câmbio (reais por dólares) tende a depreciar. Por sua vez, uma desvalorização cambial tende a aumentar o preço das *commodities* em termos domésticos (FRANKEL, 1986, 2006; SIAMI-NAMINI, HUDSON, 2017).

Em sequência tem-se a Produção Industrial, que representa o Interno Bruto (*PIB*), sendo *proxy* para a produção total da economia, o qual é afetado por todas as variáveis do modelo menos o preço de *commodities*. Pelo modelo de Frankel (1986 e 2006), a *PI* indica *proxy* para a demanda de *commodities* que exerce uma relação positiva sobre o preço de *commodities*: o aumento do produto da economia, tende, a aumentar a demanda por *commodities* e, conseqüentemente elevando seus preços (FRANKEL, 1986, 2006; ANZUINI, 2012). Por fim, o preço das *commodities* (*PCommodity*), de acordo com o modelo teórico de Frankel (1986 e 2006), é a variável mais endógena do modelo, pois não afeta nenhuma das outras variáveis, mas é afetada por todas as demais. Vale ressaltar, que a ordenação das variáveis seguiu o modelo teórico de Frankel (2006), além de resultados empíricos como apresentados nos trabalhos de Siami-Namini e Hudson, (2017) e Manelli e Pace (2019) fato que não exclui outras ordenações para a estimação.

Com relação a estimação do modelo *VEC* consideraram-se as etapas descritas a seguir:

- I. Após a identificação da ordem de defasagem¹⁰, o próximo passo consistiu na definição do número de vetores de cointegração por meio do teste do posto de Johansen (1995), que é baseado na utilização das estatísticas do traço e da raiz característica máxima (ambos com 5% de nível de significância);
- II. Quanto à inclusão das constantes e do termo de tendência nos modelos, foram considerados dois casos: 1) a inclusão de uma constante e 2) a inclusão de uma constante

¹⁰ No modelo *VEC* utiliza-se uma defasagem a menos que a apontada pelo modelo *VAR*

e de uma tendência. Manteve-se nas estimações a componente que apresentou significância, em alguns casos¹¹, a tendência foi mantida, nos demais não apresentou significância e foi retirada;

- III. Após a definição do número de defasagens e das relações de cointegração, os modelos *VEC* foram estimados e testados quanto à presença de autocorrelação serial, normalidade e estabilidade.

3.7 Análise de Robustez

Após as estimações dos modelos anteriormente descritos, em seguida, de modo a conferir a robustez dos resultados, algumas estratégias foram adotadas: teste para quebras estruturais Bai-Perron (1998) e suavização das séries pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott. Ambos serão apresentados com mais detalhes nas próximas seções.

3.7.2 Filtro Hodrick-Prescott (1997) para suavização das séries

Após a verificação de quebras estruturais optou-se por aplicar o filtro Hodrick-Prescott (1997) de modo a suavizar as séries que apresentaram diversas quebras (resultados encontram-se na seção 5.1). O filtro de Hodrick-Prescott (HP) obtém uma estimativa da série analisada a partir do cálculo de médias móveis ponderadas usando valores passados e futuros da série e tem sido utilizado para remover a tendência e ciclos das séries. Jerrett e Cuddington (2007) Arezki, Lederman e Zhao (2014) Cordano e Zellou (2019) são exemplos de estudos que aplicaram o filtro HP nos preços de *commodities* de modo a suavizar elevados picos e, ou, fortes declínios de tais séries. A aplicação do filtro Hodrick-Prescott consiste em minimizar a seguinte função:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - x_t)^2 + \lambda_{hp} \sum_{t=3}^T (\Delta^2 x_t)^2 \quad (29)$$

em que T é o tamanho da amostra; $(y_t - x_t)$ mensura os erros; $\Delta^2 x_t$; mensura a suavidade da tendência. A utilização do filtro de Hodrick-Prescott requer uma escolha para o parâmetro λ , responsável por “pesar” a suavização. Um valor mais baixo de λ corresponde a uma trajetória da série suavizada próxima da real, enquanto um alto valor demonstra uma série suavizada

¹¹ Caso da modelagem do logaritmo natural do preço do boi gordo (lnBoi) e para o logaritmo natural do preço do açúcar (lnAçúcar).

distante da real. Na literatura encontra-se relativamente estabilizada a hipótese de $\lambda = 100$ para dados de natureza anual, $\lambda = 1600$ e $\lambda = 1400$ para dados mensais¹².

3.8 Fonte e tratamento dos dados

As séries empregadas neste estudo têm periodicidade mensal compreendendo os anos 1999 a 2019, as variáveis nominais foram deflacionadas, conforme a literatura, pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) base agosto de 1993, série mensal fornecida pelo Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC). Cabe ressaltar que a base de agosto de 1993 foi convertida para 2019, com o intuito em apresentar uma análise mais atual.

A taxa de juros brasileira Over/Selic (% a.m.) e a taxa de câmbio (R\$/US\$) foram coletadas junto ao Banco Central do Brasil, a taxa LIBOR (dólar americano mensal) fornecida pelo Banco Federal dos Estados Unidos (FED). A Produção Industrial (índice de quantum dessazonalizado) foi obtida a partir dos dados da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (IBGE/PIM-PF). Os preços mensais, em reais, para o açúcar, café, frango e milho foram coletados por meio da Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Estado do Paraná (Seab-PR) e foram considerados preços *proxy* para o Brasil, uma vez que não foram encontradas as séries de preços desses produtos, ao longo do período de tempo tratado neste estudo, no Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA).

Com relação aos preços, em reais, da soja e do boi gordo os dados mensais foram obtidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). E a série mensal histórica de preços, em dólares, para o minério de ferro e petróleo foram coletados junto ao Banco Mundial e foram convertidos pela taxa de câmbio vigente do período de análise fornecida pelo Banco Central.

Todas as variáveis estão em logaritmo natural, exceto a taxa de juros internacional e doméstica. Ao aplicar o logaritmo nessas duas séries a interpretação seria por pontos percentuais, portanto, de forma a harmonizar e facilitar a interpretação dos resultados optou-se por não transformar essas duas variáveis.

4. Resultado e discussões

O capítulo 3 abordou a metodologia empregada para a investigação dos objetivos geral e específicos e, também, para o teste da hipótese desse estudo. As próximas seções sumarizam os resultados encontrados na investigação da influência da política monetária sobre os preços

¹² Ver, por exemplo, Kydland e Prescott (1990).

internos das *commodities* selecionadas para este estudo pela abordagem VAR/VEC. A primeira seção dedica-se a apresentar e descrever as séries utilizadas. Em seguida, expõem-se os resultados, das análises sobre a existência da componente sazonal. Posteriormente, sintetizam-se os testes de raízes unitárias das variáveis empregadas nesse estudo e o grau de ajustamento dos modelos estimados pela metodologia VEC. Após, discute-se o efeito dos choques de política monetária sobre os preços das *commodities* selecionadas para este estudo, por meio das funções impulso resposta obtidas pela metodologia VEC. Por último, como teste de robustez, são apresentados os resultados deste para quebras e a suavização das séries.

4.1 Descrição das séries em estudo

Antes de serem apresentados os resultados econométricos, esta subseção dedica-se a descrever as séries temporais que fazem parte do presente estudo, com intenção de construir uma ideia inicial da natureza destas variáveis, além de contribuir na investigação de possíveis quebras estruturais.

As séries dispostas neste estudo encontram-se no APÊNDICE B. Em linhas gerais, todas as *commodities* apresentaram crescimento elevado como indicam as linhas de tendência traçadas nos gráficos. Em particular a elevação dos preços das *commodities* entre 2002 e 2003, são justificados pela desvalorização do real em 2002 motivados pela eleição daquele ano, o cenário internacional temia mudanças drásticas na conduta do novo governo. Na época, intensificou a fuga de capitais, fato que forçou o governo subir a taxa de juros (BASTOS, 2011).

Outro ponto relevante trata-se da crise internacional do *subprime*. Os preços de todas as *commodities* utilizadas neste estudo caíram drasticamente entre 2008 e 2009, voltando a recuperarem-se rapidamente atingindo picos em 2011. A partir de 2012 algumas *commodities* agrícolas, tais como, café, soja e milho e outras minerais, como o minério de ferro, apresentaram quedas em seus preços, principalmente, pelo declínio da demanda Chinesa.

A partir de 2014, sobretudo, com a crise dos alimentos, observam-se, novamente, uma mudança na tendência com a elevação de 4,10% no acumulado de doze meses (fevereiro de 2013 a fevereiro de 2014) no segmento agropecuário. Em geral, o Índice de *commodities* do Banco Central, neste mesmo período elevou-se em cerca de 10,29% (BACEN, 2014).

Em relação às taxas de juros internacional nota-se, claramente, a implementação do *Quantitative Easing* durante entre os anos 2008 e 2015, conduta atípica da autoridade monetária americana após a crise financeira de 2008. Em relação a taxa de juros real doméstica a linha de tendência traçada indica queda da referida taxa nos últimos anos.

4.2 Identificação da componente sazonal para o preço das *commodities*

Inicialmente investigou-se a existência de sazonalidade nas séries. Algumas séries de preços agrícolas podem apresentar sazonalidade em determinadas épocas do ano por desequilíbrios entre a demanda e a oferta, como aponta a literatura (FREITAS; SÁFADI, 2015; BINI, *et. al.* 2015). Portanto, neste estudo em que grande parte das variáveis são provenientes do setor agrícola, averiguou-se a existência da componente sazonal.

Em seguida, realizou-se o teste de raiz unitária HEGY¹³ para testar a presença de raízes unitárias sazonais nestas séries, os resultados encontram-se no APÊNDICE C. Como aponta a Tabela 1 (APÊNDICE C) a presença de raiz unitária sazonal foi rejeitada para as séries de preço real do boi gordo, frango, açúcar, milho e produção industrial. As demais séries apresentam uma ou mais raiz unitária sazonal. Embora o teste de HEGY não seja explicitamente aplicado, para determinar a presença ou não de sazonalidade, oferece indícios da existência de sazonalidade na série quando essa apresenta raiz unitária sazonal. Cabe ressaltar que a hipótese de presença de raiz unitária não-sazonal (ou regular ou, ainda, na frequência zero) não pode ser rejeitada, o que indica que as séries em análise são não-estacionárias; demais testes de raiz unitária serão aplicados na próxima seção.

Na sequência, realizaram-se a análise da sazonalidade com a criação de índices sazonais e a regressão com *dummies* sazonais. Com relação aos índices sazonais as séries de preços os resultados são apresentados nas Tabela 2 do APÊNDICE C. A média para esses índices é igual a 1, assim os índices sazonais apresentados na Tabela 2 (apêndice) representam o desvio de uma determinada série em um determinado mês da sua média. Por exemplo, o índice sazonal do preço real do milho no mês 7 (julho) é de 0,974, ou seja, 0,026% abaixo da média. Ao analisar a tabela de índices sazonais todas as séries apresentaram variações, em relação à média, menores que 5%, o que aparentemente fornece indícios da não existência da componente sazonal.

A exceção encontra-se para a série de Juros Real, seus índices apresentaram valores altos em relação à média. Ao investigar o que poderia ter alterado o comportamento da série, verificou-se que o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), série utilizada para o cálculo do Juros Real, apresenta sazonalidade e, possivelmente alterou os resultados para a série de juros. Desta forma, optou-se por calcular novamente o Juros Real com a série IPCA dessazonalizada, disponível no banco de dados do Sistema de Recuperação do IBGE (SIDRA).

¹³ Desenvolvido por Franses (1990)

Após essa substituição, construíram-se novamente os índices, os mesmos apontaram valores abaixo da média, fator que corroborou para a eliminação da sazonalidade.

Com relação a regressão com *dummies* sazonais os resultados foram semelhantes com os dos índices sazonais as Tabelas 3 a 14 situam-se no APÊNDICE D. Com os resultados encontrados por meio da regressão e de índices sazonais, optou-se por realizar as análises sem nenhuma decomposição sazonal. As próximas subseções apresentam os resultados das estimações.

4.3 Análise da influência da política monetária sobre os preços as *commodities* em estudo abordagem VEC

Após a análise visual e histórica das séries, bem como a investigação da componente sazonal, as subseções a seguir dedicam-se a explicar os resultados encontrados pela estimação de um VEC para a análise da relação entre política monetária e o preço real das *commodities*.

4.3.1 Testes de Estacionariedade e o Grau de Ajustamento dos Modelos Estimados

A princípio, efetuaram-se os testes de raiz unitária, com o objetivo de identificar se as séries são estacionárias em nível. Foram utilizados nessa avaliação o teste *ADF* (Dickey e Fuller Aumentado (1979) e o teste de Phillips e Perron (1988). Baseado no APÊNDICE E, verifica-se que as variáveis não são estacionárias em nível, à exceção da taxa de juros real doméstica, preço real do milho e preço real do frango. O APÊNDICE E confirma a estacionariedade de todas as séries temporais em primeira diferença (ausência de séries I (2)). Em seguida, foram examinados os vetores de cointegração pelo teste de Johansen. Ao comparar os valores obtidos no teste, com os valores críticos a 5% de significância, não se pode rejeitar a hipótese da existência de no máximo um vetor, contra a hipótese alternativa de existirem mais de um vetor de cointegração. Logo, considerou-se a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis do modelo para o preço de *commodities*, os resultados do teste encontram-se no APÊNDICE F.

Como parte integrante do procedimento estatístico de estimação do modelo *VEC*, o APÊNDICE G apresenta as estatísticas dos testes de autocorrelação (Multiplicador de Lagrange), constatou-se que todos os modelos atenderam ao pressuposto de inexistência de autocorrelação serial. No APÊNDICE H são apresentados os testes de estabilidade dos parâmetros estimados pelo *VEC* raiz inversa do *VAR/VEC* identificou-se que todos os modelos apresentaram estabilidade dos coeficientes estimados a um nível de 5% de significância.

4.3.2 A influência da política monetária e os preços das *commodities* selecionadas

Antes de apresentar os resultados encontrados a Tabela 1 a seguir informa quais os sinais esperados das variáveis de interesse.

Tabela 1: Sinais esperados das estimações

	Juros Internacional	Juros Doméstico	Taxa de Câmbio	Produção Industrial	Preço real da commodity
Preço real da commodity	-	-	+	+	+

Fonte: elaborada pela autora com base no modelo teórico da pesquisa.

A relação de cointegração apresentada na Tabela 2¹⁴ a seguir destaca os valores encontrados na estimação da equação (33) conforme o modelo. O preço de cada *commodity* relaciona-se negativamente com a taxa de juros o que está de acordo com o a teoria econômica proposta por Frankel (2006) e, também, como encontrado por Alam e Gilbert (2016) para os preços internacionais das *commodities*, Anzuini (2012) para a Itália, Alquist *et al.* (2019) para o Canadá e por Civcir e Varoglu (2019) em uma mesma análise para a Turquia.

¹⁴ Os valores apresentados na tabela 2 para a metodologia *VEC* referem-se ao vetor de cointegração encontrado. Os sinais apresentados já foram invertidos para facilitar a interpretação do leitor. As relações de longo prazo apresentadas para a metodologia *VEC* referem-se a primeira relação de cointegração encontrada no processo de estimação.

Tabela 2: Resultados da estimativa Vetores de Cointegração normalizados para cada commodity

<i>Commodity</i>	<i>lnPreço Commodity</i>	JI	JD	lnTC	lnPI	Constante	Tendência
Açúcar	1	0,003	-1,824***	0,42	0,569	1,96	0,072***
	-	[0,048]	[-4,204]	[0,953]	[1,521]	[1,085]	[3,476]
Café	1	0,025	-0,186	0,668***	0,177	6,131***	-
	-	[0,912]	[-1,065]	[3,048]	[0,952]	[6,847]	-
Boi Gordo	1	-0,011	-1,649***	0,447	0,740**	2,454	0,014***
	-	[-0,174]	[-4,141]	[0,901]	[1,754]	[1,206]	[2,892]
Frango	1	-0,048***	-0,385***	0,144**	0,582	0,004**	-
	-	[-3,264]	[-5,884]	[2,482]	[1,614]	[2,114]	-
Milho	1	0,318	-9,277***	4,130**	3,177*	13,687	-
	-	[1,055]	[-7,818]	[2,206]	[1,831]	[1,638]	-
Soja	1	-0,058***	-0,580***	0,585***	0,161	3,271***	-
	-	[-3,062]	[-7,574]	[4,974]	[1,468]	[6,211]	-
Minério	1	0,169	-3,782***	-	1,386**	0,616	-
	-	[1,343]	[-7,583]	-	[1,934]	[0,178]	-
Petróleo	1	0,031	-1,395***	-	0,606**	3,181***	-
	-	[0,714]	[-8,007]	-	[2,407]	[2,611]	-

Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa. *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% estatística t em []. JI juros internacional, JD juros real doméstico; lnTC logaritmo natural da taxa de câmbio; lnPI logaritmo natural produção. Os - indicam omissão das variáveis por i) evitar dupla “contagem” da taxa de câmbio e ii) por não apresentar significância estatística (tendência determinística).

Os resultados na Tabela 2 fornecem informações sobre o impacto de longo prazo da política monetária brasileira sobre o preço das *commodities*, além da influência das demais variáveis. Com relação à taxa de juros real doméstica, com exceção do preço real do café, todos os coeficientes apresentaram significância estatística e sinal esperado como indicado pela literatura: reduções da taxa de juros conduzem à elevação dos preços das *commodities* (ANZUINI, 2012; 5; ARIAS *et. al.*, 2019). Ao que se refere a taxa de juros internacional, cuja *proxy* utilizada foi a Libor, apresentou significância apenas para o preço real do frango e para a soja e com sinal esperado.

A variável taxa de câmbio apresentou sinal positivo para todos os coeficientes. Tal sinal era esperado uma vez que uma depreciação cambial tende a elevar as exportações em detrimento das importações, fator que produz, *ceteribus paribus*, uma elevação nos preços de *commodities* internamente. Cabe ressaltar que o preço do boi gordo e o açúcar, embora com

sinais esperados, não apresentaram significância estatística. Uma possível razão para esse resultado, trata-se da perda de liderança de exportações do açúcar nos últimos anos, a imposição de aumento nas tarifas de importação pela China, principal importadora do produto, pode ter sido um entrave para o desempenho das exportações brasileiras de açúcar (CEPER, 2018).

Em relação ao boi gordo trata-se de uma *commodity* de demanda quase que exclusivamente interna taxa de câmbio pode afetar a trajetória de seus preços indiretamente, a exemplo, pela exportação de carne. Vale salientar que a taxa de câmbio não foi utilizada para a cointegração dos preços real do petróleo e do minério de ferro, uma vez que esta foi utilizada para a conversão do preço em dólares para real, portanto, de modo a não contabilizar a mesma variável duas vezes não foi utilizada em nenhuma estimação para esses dois preços, em específico.

Há de se fazer uma ressalva, com relação à escolha da variável Produção Industrial (PI). O modelo teórico proposto por Frankel (2006) inclui uma variável para representar o produto total da economia, no caso, o Produto Interno Bruto, sendo uma *proxy* para a demanda por *commodities*. No entanto, como o PIB brasileiro é calculado trimestralmente, a literatura tem adotado a variável referente a produção industrial como *proxy* para o PIB e, conseqüentemente como *proxy* para as condições de demanda. Contudo, o emprego da PI oferece algumas limitações que não podem ser ignoradas, a participação da indústria para o PIB brasileiro retrata cerca de apenas 22%, o ideal seria um indicador mais amplo acerca da atividade econômica que contemplasse o setor de bens e serviços. Entretanto, na ausência de um índice mais fidedigno sobre o nível de atividade econômica de periodicidade mensal, que englobe todo o período desta análise, a opção pela adoção da produção industrial tornou-se usual (ALAM *et. al.*, 2017; ARIAS *et. al.*, 2019; FONSECA *et. al.*, 2019).

Tabela 3: Estimativas para os coeficientes de ajustamento

<i>Commodity</i>	DPreço <i>Commodity</i>	DJI	DJD	DlnTC	DLNPI
Açúcar	-0,005 [-1,250]	0,001 [-1,349]	-0,066*** [-4,025]	-0,007 [-1,559]	-0,010*** [-3,467]
Café	-0,037** [-2,411]	-0,053 [-1,568]	0,057** [1,996]	- 0,027*** [-3,090]	-0,021*** [-3,710]
Boi Gordo	-0,004 [-1,040]	-0,003 [-0,245]	-0,052*** [-3,517]	-0,006 [-1,399]	-0,010*** [-3,741]
Frango	-0,084*** [-3,777]	-0,085** [-1,991]	0,784*** [6,654]	-0,018 [-1,326]	0,000 [0,003]
Milho	0,001 [0,619]	0,004 [1,605]	-0,042*** [-6,982]	0,000 [0,271]	0,001 [1,844]
Soja	-0,030* [-1,850]	-0,007 [-0,195]	-0,629*** [-6,802]	-0,001 [-0,126]	0,020*** [2,886]
Minério	-0,005 [-1,372]	0,007 [1,331]	-0,102*** [-6,828]	- -	0,002* [1,700]
Petróleo	-0,034*** [-3,397]	0,02 [1,374]	0,420*** [-6,820]	- -	0,007** [2,315]

Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa. *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% estatística t em []

A Tabela 3 apresenta os coeficientes de ajustamento dos modelos estimados. Em linhas gerais, as variáveis responsáveis por equilibrar o sistema são a taxa de juros real doméstica, a produção industrial, em alguns casos os próprios preços (café, soja, frango e petróleo).

É importante ressaltar, novamente, a influência da taxa de juros doméstica que apresentou significância estatística para todas as relações de curto prazo, relatando a importância dessa variável para o ajuste, bem como foi para as relações de cointegração. Além disso, sabe-se que os preços das *commodities* estão cotados em Reais (R\$), portanto, esperava-se que as variáveis de conduta da política econômica interna, como os juros doméstico e a produção industrial, fossem de fato, as variáveis responsáveis pelo ajuste. Os resultados restantes das estimações do VEC encontram-se no APÊNDICE I.

4.3.3 Análise dos choques da Política Monetária sobre os preços reais das *commodities* em estudo

Esta seção dedica-se em apresentar as Funções Impulso Resposta (FIR), o objetivo é abordar como reagem os preços das *commodities* selecionadas para este estudo a um choque exógeno temporário de um desvio padrão na variável de interesse, neste caso as variáveis de interesse são a taxa juros real internacional e doméstica. O método de *Cholesky*, como descrito na metodologia, foi empregado na decomposição da matriz de variâncias e covariâncias do modelo. Desta forma, garante-se que os erros são ortogonais em cada gráfico, todas as Funções Impulso Resposta (FIR) foram estimadas com 90% para o intervalo de confiança, as figuras a seguir apresentam os choques das variáveis de interesse sobre o preço real das *commodities*:

Figura 1: Resposta LnBoiGordo a um choque de Juros Internacional

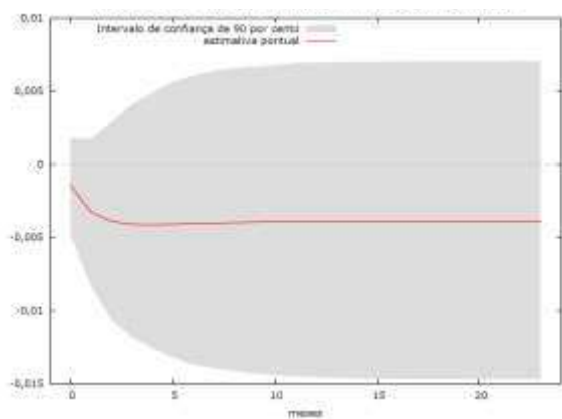
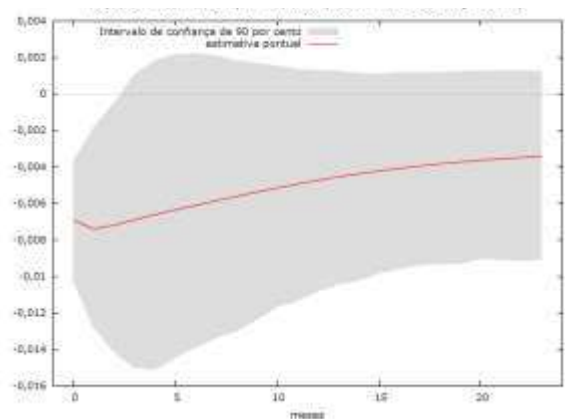


Figura 2: Resposta LnBoiGordo a um choque de Juros Doméstico



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

As figuras 1 e 2 apresentam a resposta do preço¹⁵ real do boi gordo a um choque na taxa de juros internacional e doméstica, todas as variáveis estão em termos reais. Em relação ao primeiro choque, (figura 1) o aumento de um desvio-padrão na taxa de juros internacional conduz à queda no preço do boi gordo até o terceiro mês, em que a queda assume o valor de -0,003 desvios-padrão. O segundo (figura 2) apresenta uma trajetória bastante semelhante, a diferença está em uma queda no preço do boi gordo, a qual é de maior magnitude, cerca de -0,007 desvios-padrão, quando exposto ao choque de um desvio-padrão da taxa de juros doméstica

¹⁵ Todos os preços estão em logaritmo natural (ln).

Figura 3: Resposta LnFrango a um choque de Juros Internacional

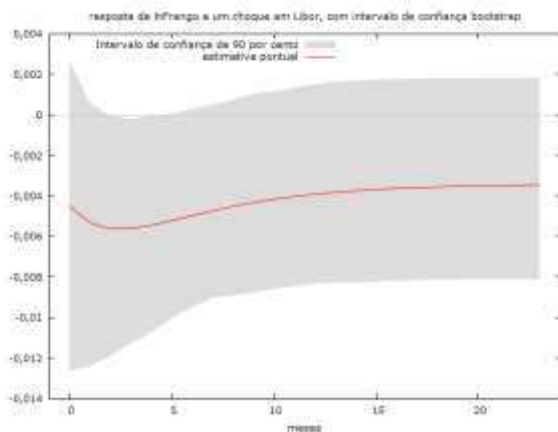
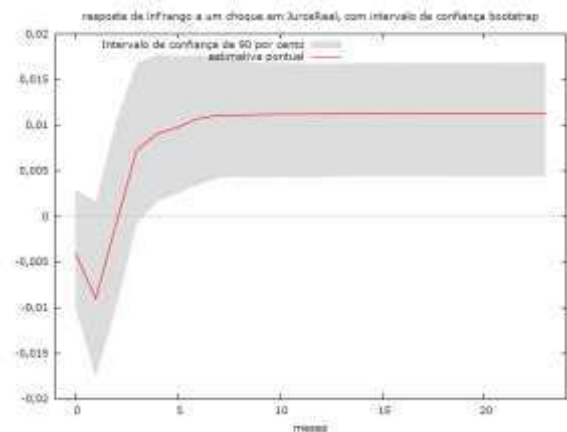


Figura 4: Resposta LnFrango a um choque de Juros Doméstico



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

As figuras 2 e 4 apresentam a resposta do preço real do frango a um choque na taxa de juros internacional e doméstica. Em relação ao primeiro choque, (figura 3) o aumento de um desvio-padrão na taxa de juros internacional conduz à queda no preço do frango alcançando o menor valor -0,005 por volta do terceiro mês e dissipa-se. Enquanto o segundo choque apresenta uma queda relativamente mais abrupta, cerca de -0,01 desvio-padrão, nesse caso o choque atinge seu menor valor no segundo mês, a partir do quarto mês altera a tendência e dissipa-se por volta do sexto mês.

Figura 5: Resposta LnMilho a um choque de Juros Internacional

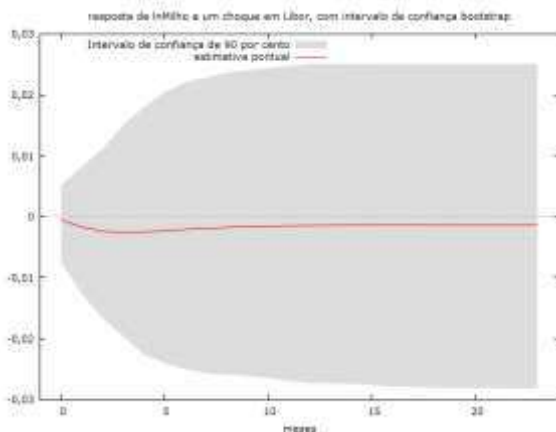
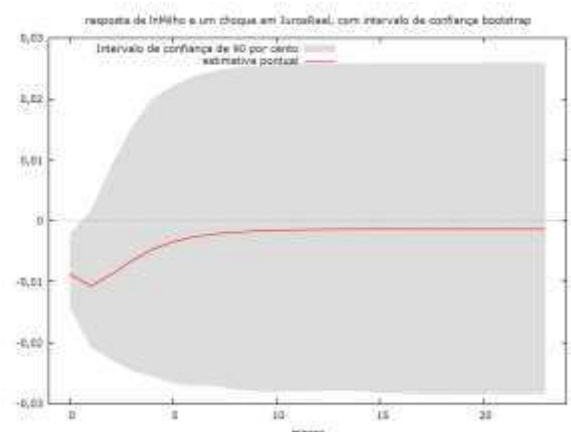


Figura 6: Resposta LnMilho a um choque de Juros Doméstico



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

As figuras 5 e 6 apresentam a resposta do preço real do milho a um choque na taxa de juros internacional e doméstica. Em relação ao primeiro gráfico, (figura 5) o aumento de um

desvio-padrão na taxa de juros internacional parece não exercer efeito sobre o preço real do milho, uma vez que o choque permanece em torno de 0. Ao contrário da figura 6, na qual o choque de um desvio-padrão na taxa de juros doméstica conduz a uma queda de aproximadamente -0,01 desvios-padrão no preço real do milho, alcançando o menor valor no terceiro mês, a partir de então a tendência altera e dissipa por volta do sétimo mês.

Figura 7: Resposta LnSoja a um choque de Juros Internacional

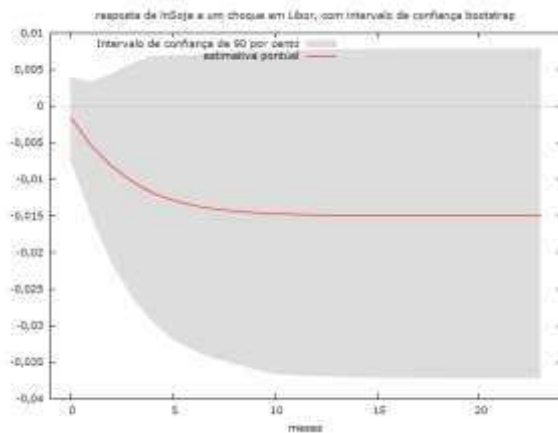
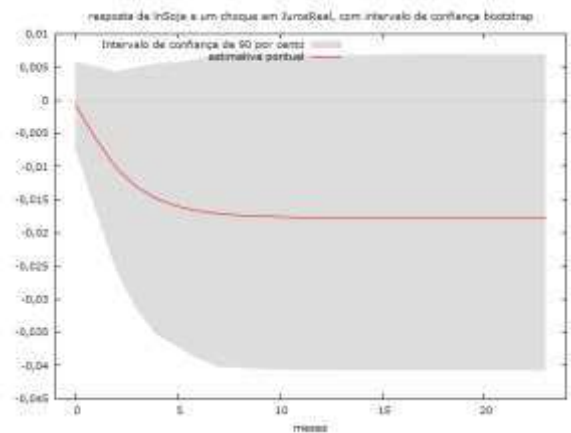


Figura 8: Resposta LnSoja a um choque de Juros Doméstica



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

As figuras 7 e 8 apresentam a resposta do preço real da soja a um choque na taxa de juros internacional e doméstica. Em relação ao choque de um desvio-padrão, da primeira variável, o preço real da soja responde de forma negativa atingindo o menor valor -0,015 no quinto mês. O choque de um desvio-padrão da taxa de juros sobre o preço real da soja apresenta uma trajetória semelhante ao da figura 7, a diferença está em uma queda um pouco mais intensa que atinge o menor valor, -0,015, no quarto mês e acentua-se a partir do sexto mês.

Figura 9: Resposta LnCafe a um choque de Juros Internacional

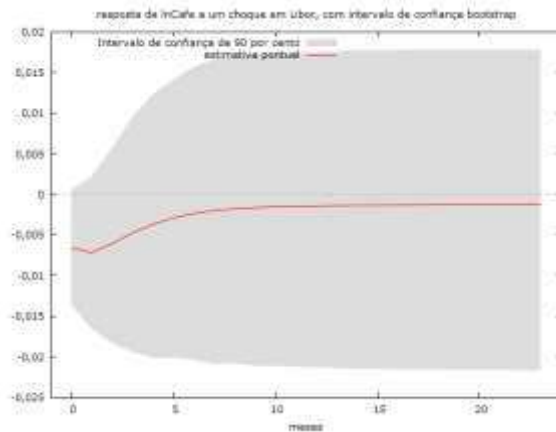
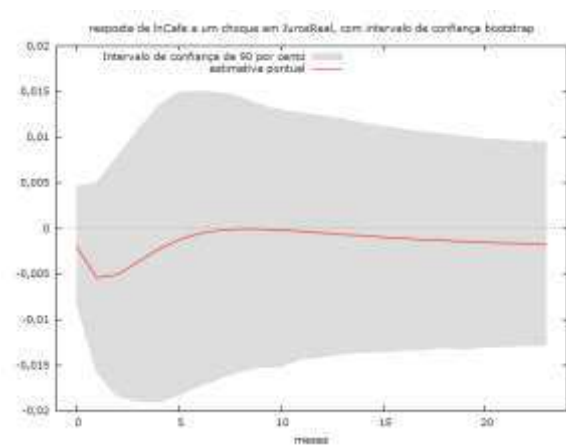


Figura 10: Resposta LnCafe a um choque de Juros Doméstico



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

As figuras 9 e 10 apresentam a resposta do preço real do café a um choque na taxa de juros internacional e doméstica. Em relação ao primeiro choque, (figura 9) o aumento de um desvio-padrão na taxa de juros internacional conduz a uma queda até o segundo mês de, aproximadamente, 0,006 desvios-padrão no preço real do café o choque passa a se dissipar a partir do sétimo mês.

Ao que tange ao choque de um desvio-padrão da variável juros real doméstico o choque apresentou resultado de magnitude semelhante ao anterior, nesse caso, -0,005, o que diferencia esse choque do primeiro trata-se da sua trajetória. Percebe-se, por meio da figura 10, que logo no primeiro mês o choque atinge seu menor valor em seguida modifica sua tendência dissipando-se pelo oitavo mês, nesse caso, a resposta do preço foi praticamente imediata, além de ter apresentado dissipação mais longa se comparado ao primeiro choque (figura 9).

Figura 11: Resposta LnAçúcar a um choque de Juros Internacional

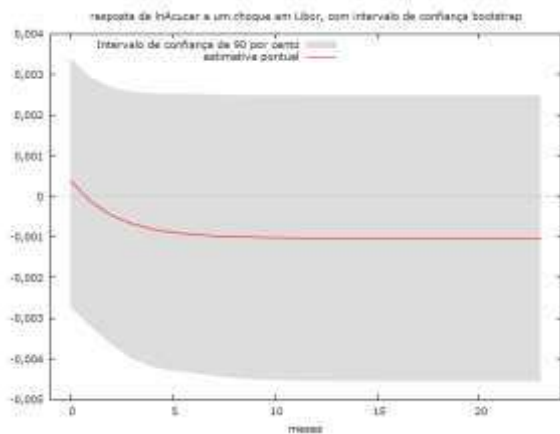
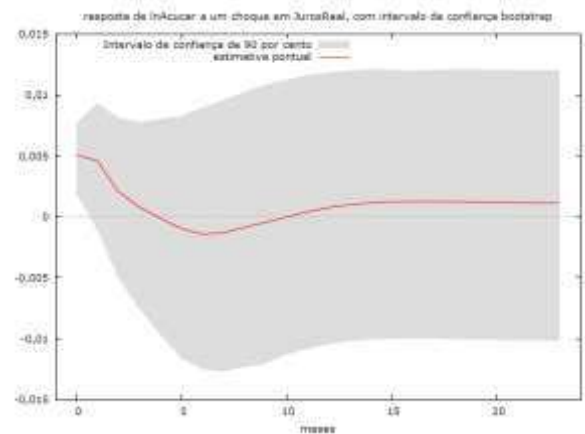


Figura 12: Resposta LnAçúcar a um choque de Juros Doméstico



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

As figuras 11 e 12 apresentam a resposta do preço real do açúcar a um choque na taxa de juros internacional e doméstica. O primeiro, indica que o choque de um desvio-padrão na taxa de juros internacional reduz o preço real do açúcar em, aproximadamente, 0,001 até o quinto mês e, então se acentua. Enquanto a resposta do preço real do açúcar ao choque de um desvio-padrão da taxa de juros doméstica apresenta trajetória distinta, o choque atinge o menor valor, cerca de -0,001 desvio-padrão, por volta do sexto mês, a partir desse o choque se dissipa.

Figura 13: Resposta LnMinério a um choque de Juros Internacional

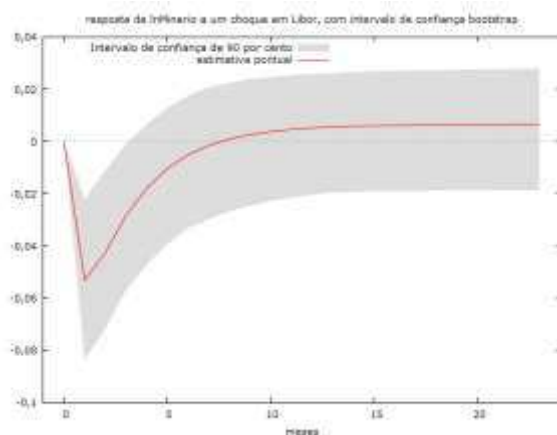
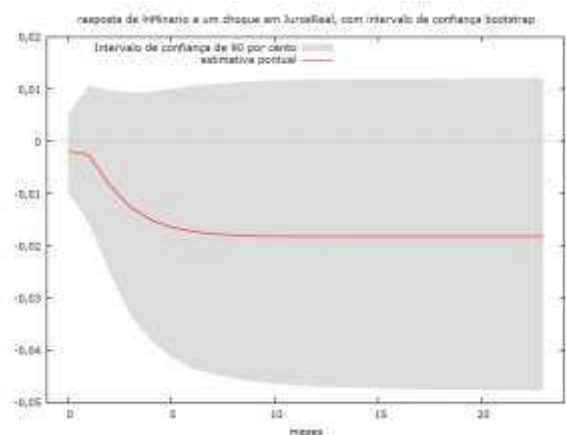


Figura 14: Resposta LnMinério a um choque de Juros Doméstico



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

As figuras 13 e 14 apresentam a resposta do preço real do minério de ferro a um choque na taxa de juros internacional e doméstica. O primeiro choque, (figura 11), indica que o choque de um desvio-padrão na taxa de juros internacional reduz o preço real do minério em,

aproximadamente, 0,05 desvios-padrão logo no primeiro mês, a partir do quinto mês se dissipa. Enquanto ao choque de um desvio-padrão na taxa de juros doméstica, nota-se que a resposta do preço do minério é mais lenta, atinge seu menor valor -0,015 por volta do quinto mês em seguida acentua-se.

Figura 15: Resposta LnPetróleo a um choque de Juros Internacional

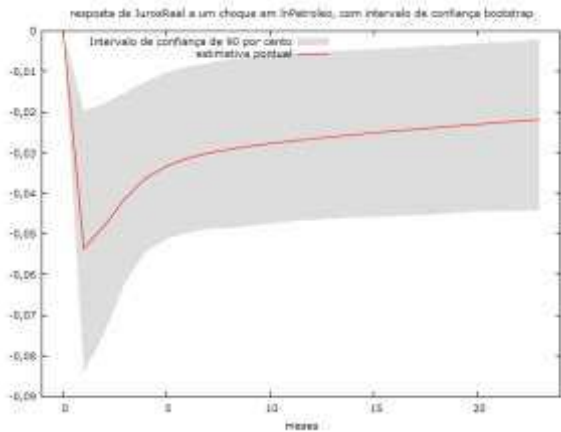
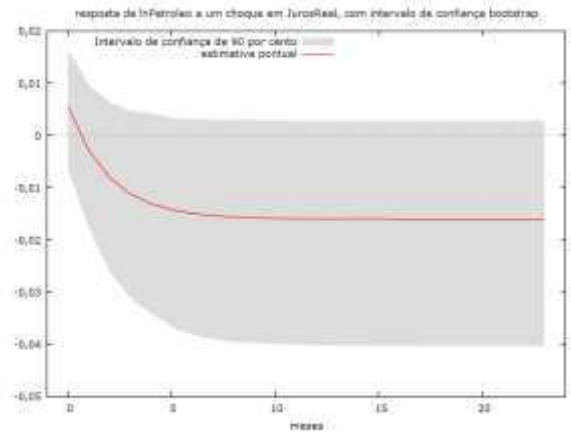


Figura 16: Resposta LnPetróleo a um choque de Juros Doméstica



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa.

As figuras 13 e 14 apresentam a resposta do preço real do petróleo a um choque na taxa de juros internacional e doméstica. A trajetória da resposta aos choques dessa *commodity* se assemelha ao caso anterior (minério) no qual, o choque de um desvio-padrão na taxa de juros internacional reduz o preço real do petróleo em, aproximadamente, 0,055 logo no primeiro mês em seguida sua tendência se altera e o choque passa a dissipar-se. Para o caso de um choque de um desvio-padrão na taxa de juros doméstica, nota-se que a resposta do preço do petróleo é mais lenta, atinge seu menor valor (-0,01) por volta do quinto mês em seguida acentua-se.

Em linhas gerais, pode-se inferir por meio dos resultados apresentados pelas funções impulso resposta, que os preços reais das *commodities* selecionadas para esta pesquisa apresentam uma relação inversa à conduta da política monetária, via alteração na taxa de juros, conforme demonstra o modelo teórico: reduções (elevações) na taxa de juros elevam (reduzem) o preço real de *commodities* (FRANKEL, 2006). Além disso, nota-se, que a taxa de juros doméstica exerce, em quase todos os casos, choques mais acentuados com magnitudes relativamente maiores quando comparados com as taxas de juros internacionais. As respostas aos choques para o caso da taxa de juros doméstica são mais rápidas, entre o primeiro e o segundo mês. As exceções encontram-se para o preço real do minério de ferro e do petróleo, nesses casos, nota-se que a taxa de juros internacional tende a influenciar de forma mais abrupta

tais *commodities* ao comparar suas respostas ao choque da taxa de juros doméstica. Uma possível justificativa encontra-se no fato de que as cotações dessas *commodities* estão em dólares, nenhuma fonte nacional possui seus valores em moeda nacional. Assim, ao tratar a série primeiro convertendo-a para reais e depois deflacionando-a é possível que durante esse processo a influência do mercado internacional tenha sido incorporada via taxa de câmbio apresentando pequena magnitude.

Resultados semelhantes aos encontrados para a taxa de juros internacional podem ser vistos nos trabalhos de KIM (2003), CABRALES *et al.* (2014) ANZUINI, (2013) SAGHAIAN, (2015) SIAMI-NAMINI, (2019). Como mencionado, anteriormente na introdução, os trabalhos acerca desta temática para o caso brasileiro são escassos. Spolador, Barros e Bacchi (2011) encontraram resultados semelhantes ao que se refere a taxa de juros internacional e o preço recebido pelos produtores de cultivos e animais vivos (*Brazilian Farm Price Index*)¹⁶. Os autores, utilizaram do mesmo modelo teórico proposto por Frankel (2006), estimaram um modelo VAR e verificaram que o choque de um desvio padrão da taxa de juros internacional produz a queda, dos preços recebidos pelos produtores, em cerca de 0,0035 desvios-padrão. Embora esses resultados contemplem um índice agregado, faz-se jus sua comparação, principalmente pelo fato de ser um trabalho empírico sobre o Brasil.

Ademais, a trajetória do choque é semelhante ao encontrado neste trabalho, a resposta dos preços em ambos os trabalhos acontece por volta do segundo mês e passa a acentua-se após o quinto mês, com exceção para o minério e petróleo, como antes explanado. A pesquisa de Spolador, Barros e Bacchi (2011) verificou a acentuação do choque em valores próximos 0,002, resultado também visto neste trabalho por algumas *commodities* (boi gordo, açúcar e soja) e que o choque se acentuou por volta de -0,001 e -0,002.

Acerca do impulso da taxa de juros doméstica sobre o preço real das *commodities* selecionadas o aumento de um desvio padrão na taxa de juros doméstica provoca queda do preço real de todas as *commodities*, como esperado conforme a teoria. No curto prazo essa queda apresenta-se mais expressiva à medida que avança no tempo, o choque tende a dissipar-se, resultados também encontrados por Anzuini (2013), Saghaian (2015) e Siami-Namini *et al.* (2019). Embora esses autores tenham se valido de índices agregados para os preços das *commodities* as trajetórias e os choques encontrados neste estudo apresentaram resultados semelhantes: o choque atinge o menor valor entre o primeiro e terceiro mês e sua dissipação ou acentuação do choque da taxa de juros ocorre por volta do quinto mês.

¹⁶ Trata-se de um índice desenvolvido pelo *United Department of Agriculture (USDA)* que engloba, de modo geral, os preços recebidos pelos produtores de *commodities* agrícolas e pecuárias.

De maneira a inferir melhores comparações os trabalhos de Cabrales *et al.* (2014), Alam e Gilbert (2016) também analisam o preço de *commodities* de forma desagregada. O primeiro estudo desenvolveu a análise para os preços das *commodities* minerais de maior exportação para a Colômbia (níquel, petróleo, carvão e ouro), os resultados encontrados neste estudo se assemelham aos vistos para o petróleo colombiano, em ambos casos o preço do petróleo responde com uma queda de 0,001 desvios-padrão ao choque de um desvio-padrão na taxa de juros.

Os outros três estudos dedicaram-se a analisar os preços internacionais das *commodities* agrícolas, Alam e Gilbert (2016) analisaram o efeito da política monetária para onze *commodities* agrícolas. Enquanto Castro (2019) analisou o mesmo efeito sobre o preço da soja e do milho, esse diferencia-se do primeiro pela metodologia adotada (Threshold VAR), ambos desenvolveram o estudo para o caso americano. Em relação aos resultados encontrados, para o caso brasileiro, as respostas para o milho e soja são semelhantes ao segundo estudo.

Ao se comparar os resultados encontrados neste estudo com os de Alam e Gilbert (2016) existem alguns aspectos distintos: queda do choque e dissipação do mesmo. A relação mantém-se a mesma, aumento na taxa de juros conduz a uma queda dos preços das *commodities*, os autores também utilizaram do referencial teórico de Frankel (2006) e com a metodologia VAR encontraram choques de magnitudes maiores, cerca de 0,4 desvios-padrão para o caso do café e milho, por exemplo, 0,5 para o caso da soja; no entanto, a queda em todos os preços é mais acentuada atingindo o menor valor pelo quarto ou quinto mês, a dissipação do choque também é mais longa, depois do décimo quinto mês em todos os casos. Um dos fatores que pode explicar a diferença entre as magnitudes encontradas neste trabalho em relação ao de Alam e Gilbert (2016) decorre da existência em suas estimações da variável estoque, visto que essa encontra-se disponível em níveis internacionais.

Saghalian e Reed (2015) por meio, também, de um VEC e embasando-se no mesmo modelo teórico, identificaram uma relação inversa entre o preço real de diversas *commodities* para o Canadá, dentre elas, gado, frango, açúcar e café. Embora o enfoque dos autores não tenha sido nas funções impulso resposta, mas sim, na decomposição da variância, os resultados encontrados neste estudo apresentam o mesmo sinal (negativo) para *commodities* agropecuárias que não foram abordadas em outros estudos (gado e frango).

Em específico, este trabalho, procurou diferenciar-se nas categorias estocáveis e não estocáveis, demanda interna e externa. Esperava-se que as *commodities* estocáveis apresentassem quedas mais abruptas indicando certa sensibilidade aos choques da taxa de juros doméstica, justificado pelo canal do custo de oportunidade em se reter estoques. Para este

estudo, o boi gordo e o frango foram as *commodities* caracterizadas como não estocáveis, ao contrário do esperado, ambas responderam ao choque da taxa de juros doméstica de maneira mais brusca quando comparadas com as *commodities* estocáveis, como o caso do açúcar e da soja, por exemplo, em que a resposta ao choque apresentou-se mais suave, o preço do açúcar atinge o menor valor apenas no sexto mês, a soja no quinto.

A dissipação dos choques, sobre os preços da categoria não estocáveis, é mais longa, porém não é exclusiva desta categoria. O boi gordo apresenta dissipação do choque a partir do vigésimo mês, o frango por volta do sétimo mês; o mesmo tempo que leva a dissipação do choque do minério de ferro, *commodity* estocável, por exemplo.

A respeito das *commodities* de destinação interna, como o caso do milho, não se observaram resultados exclusivos para essa categoria. O preço real para o milho e a soja apresentam desvios semelhantes: o aumento de um desvio-padrão da taxa de juros doméstica conduz a uma queda em seus preços em torno de -0,01 desvios-padrão, a diferença encontra-se no tempo de resposta do choque, para o milho ocorre logo no primeiro mês e para soja por volta do quarto mês.

Mesmo que o choque no milho apresente maior sensibilidade podendo sofrer maior elevação em seus preços dada uma desvalorização do câmbio via taxa de juros, o mesmo não pode ser dito para o preço do boi gordo, desta maneira os desvios-padrão não permitem identificar diferenciação entre a categoria de *commodities* internas e externas. Além do mais, a trajetória de dissipação dessas é semelhante a outras inseridas na categoria externa, tais como o petróleo e o café.

Em síntese, pelos resultados das funções impulso resposta não é possível inferir se as *commodities* estocáveis são mais sensíveis à mudança da política monetária em relação as não estocáveis (objetivo c) e as de demanda interna mais sensíveis em relação as de demanda externa (objetivo d). Uma possível justificativa para esse resultado está pautada na existência de outros canais apontados pelo modelo teórico de Frankel (2006): a elevação do incentivo em extrair hoje as *commodities*, denominado canal da oferta, ou pelo canal financeiro, dada atratividade das *commodities* para a construção de portfólios em cenários de baixa de juros. Não foi possível identificar, neste trabalho, com a metodologia aqui imposta, e neste período de análise, por qual desses canais a taxa de juros afeta o preço real das *commodities* aqui estudadas. É possível inferir, tanto por meio dos resultados do modelo VEC, como pelas funções impulso resposta, que existe uma relação negativa entre a taxa de juros externa e doméstica com o preço real das *commodities* produzidas no Brasil, não sendo possível capturar

por qual canal apresentado pelo modelo teórico é exercida essa relação. No entanto, a relação existe, assim como verificada nos demais trabalhos já citados, inclusive para diferentes países.

No entanto, há de se fazer uma ressalva em relação ao preço real do petróleo que, embora tenha apresentado resultados semelhantes aos de Cabrales *et al.* (2014), existem fatores específicos que afetam apenas uma *commodity* ou grupo de *commodities*, sem impactar as demais; o petróleo é um exemplo. Apesar de seu preço ser influenciado por diversos fatores aqui já explanados, como política monetária, demanda asiática e câmbio, esse se revela como uma mercadoria a parte, sendo visto como um recurso estratégico, que ao mesmo tempo é matéria-prima para diversos produtos é uma fonte de energia não renovável e bastante cartelizada, seu preço é sensível não apenas ao nível de crescimento industrial, como ocorre com os metais, mas também a fatores geopolíticos (SANTOS, 2010).

O cartel da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP), por exemplo, controla 80% das reservas mundiais e responde por 44% da produção mundial dessa *commodity*. A associação tem, dentre outros objetivos, estabelecer uma política petrolífera comum entre os países membros, definir estratégias de produção e controlar preços de venda de petróleo. Esse estudo optou por inserir a *commodity* petróleo na análise por sua representatividade na pauta de exportação nacional. Entretanto, é necessário ter cautela ao analisa-lo e estuda-lo. Por esses motivos, existem na literatura pesquisas que analisam a influência da política monetária especificamente para o mercado de petróleo levando em consideração suas peculiaridades (HAMILTON, 2009; BODENSTEIN, 2012; FRANKEL, 2014; BAEK; MILJKOVIC, 2018).

Por fim, em todos os casos um choque de um desvio-padrão da taxa de câmbio teve um impacto positivo sobre o preço de todas as *commodities*, resultado que era esperado, uma vez que uma desvalorização cambial, via política monetária expansionista, tende a impulsionar as exportações (a *commodity* está relativamente mais barata em mercado externo) por consequência o preço interno dessas mercadorias se eleva. Em relação a *proxy* para as condições de demanda, a produção industrial, os resultados também foram positivos para todas as *commodities*, em suma, um choque da produção industrial, que indica um aumento da renda agregada de uma economia, tende a elevar a demanda por *commodities* impulsionando seus preços. Resultados, também esperados conforme o modelo teórico, além de compatíveis com os trabalhos de ALAM *et al.*, (2017); ARIAS *et al.*, (2019).

5. Avaliação da Robustez dos Resultados

Nesta seção, com o objetivo de avaliar a credibilidade dos resultados encontrados, são apresentadas as análises de robustez. O APÊNDICE B apresenta o gráfico das séries utilizadas neste estudo, por meio deles é possível perceber alguns períodos de elevados picos, bem como momentos de severas quedas. Mediante esse fato, foram investigadas quebras estruturais em todas as séries por meio do teste *Bai-Perron* (1998).

Os modelos VAR/VEC foram reestimados sob duas alternativas: i) suavização das séries pelo filtro HP e ii) utilização do Índice de Atividade Econômica do Brasil (IBC-Br) desenvolvido pelo BACEN como *proxy* para o PIB. Como discutido anteriormente, a variável Produção Industrial apresenta certas limitações, para tanto optou-se por reestimar os modelos com a substituição da PI por IBC-Br. Cabe ressaltar, que a referida série se encontra disponível a partir de 2006 e, portanto, para que não se perdessem muitas observações preferiu-se manter a PI e utilizar IBC-Br como robustez. Os resultados são descritos nas subseções, a seguir:

5.1 Teste para quebras estruturais

Neste estudo fez-se o uso do teste de *Bai-Perron* (1998) para análise de pontos de quebra nas séries em questão. A opção por realizá-lo está pautada na característica das séries as quais apresentaram, durante o intervalo de temporal escolhido para este estudo, momentos de elevados picos e outros momentos de abruptas quedas, esses momentos podem ser caracterizados por situações que não eram esperadas, tais como, quebras de safras por fatores climáticos, eleições e, ou, fatores puramente econômicos, como por exemplo, mudança na política monetária, alterações na renda dos consumidores, modificações nos custos de produção, dentre outros.

É importante identificar esses fenômenos, pois podem alterar o comportamento da série, fato que pode comprometer o tratamento devido dos dados. A Tabela 3 resume os resultados do teste:

Tabela 4: Teste para quebra estrutural de Bai-Perron para as séries da amostra no período de janeiro de 1999 a maio de 2019

Nº de quebras	Variável	Datas de Quebra
3	Preço Real Açúcar	jan/ 2002, jan/2008, jan/2014
3	Preço Real Café	jan/2002, jan/2005, fev/2010, fev/2013
3	Preço Real Frango	jan/2000, jan/2005
3	Preço Real do Boi Gordo	jan/2002, jan/2005, jan/2008; fev/2014
2	Preço Real Milho	maio/2002, ago/2005, abr/2013; abr/2016
3	Preço Real Minério de Ferro	jan/2002, abr/2004, dez/2014
5	Preço Real Petróleo	jan/2002, abr/2008, nov/2011, nov/2014
3	Preço Real da Soja	jan/2002, jan/2005, jan/2008, abr/2013
3	Produção Industrial	fev/2002, nov/2008, abr/2018
1	Juros Real	dez/2002, jun/18
4	Juros Real Internacional	jan/2002, dez/2008, jun/2016
4	Câmbio Real	abr/2002, jan/2005, jul/2008, fev/2015

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

Como é possível observar pela Tabela 4, as séries de preços, em sua maioria, apresentaram quatro possíveis quebras, resultados que corroboram com os gráficos apresentados no APÊNDICE B. Além disso, os resultados das quebras correspondem a episódios econômicos, tais como:

- 2002 eleições presidenciais;
- 2005 *boom* das *commodities*;
- 2008 crise financeira *subprime*;
- 2013/2014 crise de alimentos.

Os resultados do teste de *Bai-Perron* (1998) indicam vários períodos de quebras. Desta forma, não é recomendável reestimar os modelos em cada uma das quebras, uma vez que em alguns períodos as observações seriam insuficientes para a estimação. Grande parte da literatura de *commodities* que engloba quebras estruturais analisam dois períodos antes da crise *subprime* e após a crise. No entanto, esses estudos utilizaram índices de preços, diferentemente deste trabalho que os preços são analisados separadamente.

Desta forma, optou-se por utilizar o filtro HP explicado na seção 3.7.2. Os passos e resultados encontram-se resumidos a seguir:

- I. Após a análise de quebras estruturais aplicou-se o filtro HP para suavizar a série durante os períodos de quebra. As séries suavizadas encontram-se no APÊNDICE J;

- II. Verificou-se a ordem de defasagem do VAR pelos mesmos critérios de seleção utilizados anteriormente; identificou-se a existência de raiz unitária nas séries e a relação de cointegração. Os resultados estão nos APÊNDICES K e L;
- III. Após a identificação da cointegração entre as séries estimou-se o VEC bem e as funções impulso resposta. Os resultados estão nos APÊNDICES M, N e O;
- IV. Em termos gerais, os resultados apresentaram-se mais parcimoniosos, algumas variáveis que antes não se demonstraram significativas passaram a ser, como a taxa de juros para a cointegração do café e a taxa de juros internacional para algumas *commodities* os sinais esperados mantiveram-se;
- V. As funções respostas ao impulso apresentaram resultados semelhantes, o que diferencia é a dissipação do choque que passa a ser mais longo, como se o choque passasse a ser mais suave.

5.2 Estimação com ICB-Br

De modo a testar a robustez da variável Produção Industrial a mesma foi substituída pelo Índice de Atividade Econômica do Brasil (IBC-Br). Os passos e resultados encontram-se resumidos a seguir:

- I. Verificou-se a ordem de defasagem do VAR pelos mesmos critérios de seleção utilizados anteriormente; identificou-se a existência de raiz unitária nas séries e a relação de cointegração. Os resultados estão no APÊNDICE P;
- II. Após a identificação da cointegração entre as séries estimou-se o VEC bem as funções impulso resposta. Os resultados estão no APÊNDICE Q e R;
- III. Em termos gerais, os resultados foram similares aos anteriores com poucas alterações nos coeficientes;
- IV. Não foram encontradas diferenças consideráveis entre as funções impulso resposta para todos os modelos estimados. De fato, como pode ser observado no APÊNDICE B as séries IBC-Br e PI apresentam trajetória semelhante, sendo que a correlação entre elas é de 0,99.

6. CONCLUSÃO

Este trabalho objetivou avaliar a influência da política monetária sobre o preço de oito *commodities*¹⁷ produzidas pelo Brasil. Mais especificamente, buscou-se identificar como reagem os preços desses produtos a choques provenientes das taxas de juros reais internacional e doméstica.

Para tanto, foi estimado um Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) para cada *commodity* contendo a taxa de juros real internacional; taxa de juros real doméstica, taxa de câmbio real e produção industrial. Os resultados indicaram a existência de uma relação negativa entre as taxas de juros reais e os preços reais das *commodities*. No entanto, não foram encontradas evidências de maior sensibilidade para as *commodities* classificadas como estocáveis em relação as não estocáveis, o mesmo não pode ser inferido acerca da sensibilidade entre as de demanda interna e externa.

De fato, as literaturas teórica e empírica indicam a existência da relação inversa entre taxa de juros e real e preço real das *commodities*. Ainda que muitos estudos apontem a China como a principal responsável pelo *boom* das *commodities*, outras razões também contribuíram para explicar a elevação do preço desses produtos, dentre elas a influência da política monetária, via alteração da taxa de juros.

No Brasil é sabido que a taxa de juros básica, a Selic, encontra-se em seu menor valor histórico (4,5% a.a.). A taxa real de juros tem acompanhado essa queda. Como indicam os resultados, alguma parcela da política monetária brasileira pode ter contribuído para a formação dos preços internos desses produtos. Portanto, verificou-se nesse estudo que a política monetária, por meio de alteração na taxa de juros, relacionou-se de forma inversa com preço real das *commodities* produzidas pelo Brasil durante o período de análise, de 1999 a 2019, o qual compreende a data de implantação das Metas de Inflação e câmbio flutuante até os dias atuais.

Dentre as contribuições deste trabalho para o cenário atual deve-se destacar a importância das flutuações dos preços das *commodities* que têm papel fundamental na formação das expectativas de inflação, seus preços são considerados importantes indicadores de expectativas inflacionárias e impactam as decisões de produção e investimento feitos por governos, fazendeiros e empresas.

As perspectivas da conduta monetária brasileira para os próximos anos tendem a novos cortes de taxa de juros, o que pode continuar a impactar, em alguma parcela, os preços internos

¹⁷ Açúcar, café, milho, soja, boi gordo, frango, minério de ferro e petróleo.

das *commodities*. Neste sentido, essa pesquisa fornece contribuições para a análise da variação de preços desses produtos em situações de elevado relaxamento monetário que podem aprimorar decisões relacionadas à manutenção ou não de estoques devido ao custo de oportunidade em se reter estoques inerentes a taxa de juros, além de serem considerados sinalizadores para a elevação de preços.

Para trabalhos futuros, sugerem-se algumas extensões da análise aqui apresentada: i) ampliar o estudo da relação entre política monetária e preço real de *commodities* para demais países que sejam influentes produtores dessas mercadorias; ii) investigar influência da política sobre o preço real das *commodities* por meio de modelos estruturais (SVAR/SVEC).

REFERÊNCIAS

- ADAMS, Zeno; GLÜCK, Thorsten. Financialization in commodity markets: A passing trend or the new normal?. **Journal of Banking & Finance**, v. 60, p. 93-111, 2015.
- ALQUIST, Ron; BHATTARAI, Saroj; COIBION, Olivier. Commodity-price comovement and global economic activity. **Journal of Monetary Economics**, 2019.
- AMATOV, Aitbek; DORFMAN, Jeffrey H. The Effects on Commodity Prices of Extraordinary Monetary Policy. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 49, n. 1, p. 83-96, 2017.
- AMISANO, Gianni; GIANNINI, Carlo. Topics in structural VAR econometrics. **Springer Science & Business Media**, 2012.
- ANZUINI, Alessio; LOMBARDI, Marco J.; PAGANO, P. The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices. **International Journal of Central Banking**, v.9, n. 3, p. 119-144, 2013.
- ARIAS, Jonas E.; CALDARA, Dario; RUBIO-RAMIREZ, Juan F. The systematic component of monetary policy in SVARs: An agnostic identification procedure. **Journal of Monetary Economics**, v. 101, p. 1-13, 2019.
- ANZUINI, Alessio; LOMBARDI, Marco J.; PAGANO, Patrizio. The impact of monetary policy shocks on commodity prices. **Bank of Italy Temi di Discussione Working Paper**, n. 851, 2012.
- ALAM, M. R.; GILBERT, S. Monetary policy shocks and the dynamics of agricultural commodity prices: evidence from structural and factor-augmented VAR analyses. **Agricultural Economics**, v. 48, p. 15-27, 2017.
- ALMEIDA, Mario Augusto Gouvêa; DA SILVA CATELA, Eva Yamila. CICLO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES INTERNACIONAIS E A DINÂMICA DE INVESTIMENTOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 1996–2017.
- ASSIS, T.M.; FONSECA, L.F.C. FEIJÓ, C.A.V.C. Determinantes do repasse cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro. **Revista economia Contemporânea**, v.23 n.1 Rio de Janeiro, mar 2019.
- BAFFES, John; SAVESCU, Cristina. Monetary conditions and metal prices. **Applied Economics Letters**, v. 21, n. 7, p. 447-452, 2014.
- BAEK, Jungho; MILJKOVIC, Dragan. Monetary policy and overshooting of oil prices in an open economy. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 70, p. 1-5, 2018.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. BACEN. 2016. Disponível em:<
<http://www.bcb.gov.br/>>.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. Relatório de Inflação, Brasília, v.1, n.1, jun.1999. 1999a. Disponível em:

<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=1999&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.1, n.3, dez. 1999.1999b. Disponível em:
<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=1999&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.2, n.1, mar. 2000. 2000a. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2000&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

139

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.2, n.2, jun. 2000. 2000b. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2000&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.2, n.4, p.1-149, dez. 2000.2000c. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2000&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.3, n.2, jun. 2001. 2001a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2001/06/ri200106P.pdf>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.3, n.3, set. 2001. 2001b. Disponível em:
<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2001&acaoAno=ABRIR&mes=09&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.4, n.4, dez. 2002. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2002&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.5, n.1, mar. 2003. 2003. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2003&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.6, n.1, mar.2004. 2004. Disponível em:
<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2004&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>.

_____. Relatório de Inflação, Brasília, v.7, n.2, jun. 2005. 2005. Disponível em:
<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2005&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.10, n.1, mar. 2008. 2008 Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2008&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.12, n.3, set. 2010. 2010a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2010&acaoAno=ABRIR&mes=09&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.12, n.4, dez. 2010. 2010b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2010&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.13, n.1, p.1-147, março de 2011. 2011a. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2011&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.13, n.2, jun. 2011. 2011b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2011&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.14, n.1, mar. 2012. 2012a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.14, n.2, jun. 2012. 2012b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.15, n.1, mar. 2013. 2013a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.15, n.2, jun. 2013. 2013b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.16, n.2, jun. 2014. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2014/06/ri201406P.pdf>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.14, n.1, mar. 2012. 2012a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.14, n.2, jun. 2012. 2012b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.15, n.1, mar. 2013. 2013a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.15, n.2, jun. 2013. 2013b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.16, n.2, jun. 2014. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2014/06/ri201406P.pdf>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.14, n.1, mar. 2012. 2012a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.14, n.2, jun. 2012. 2012b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.15, n.1, mar. 2013. 2013a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.15, n.2, jun. 2013. 2013b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.16, n.2, jun. 2014. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2014/06/ri201406P.pdf>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.16, n.2, jun. 2015. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2015/06/ri201506P.pdf>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.16, n.2, jun. 2016. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2016/06/ri201606P.pdf>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.16, n.2, jun. 2017. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2017/06/ri201706P.pdf>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.16, n.2, jun. 2018. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2018/06/ri201806P.pdf>>.

_____.Relatório de Inflação, Brasília, v.16, n.2, jun. 2019. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2019/06/ri201906P.pdf>>.

BARBOSA, F. H.; CAMÊLO, F.D.; JOÃO, I. C. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, v.70 n.4 Rio de Janeiro, out.-dez. 2016

BARBOZA, R.M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 35, n.1, p. 133-155, jan-mar 2015.

BARROS, G. S. C. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies upon Brazilian agriculture. **Agricultural Economics**, v.7, p. 317-329, Amsterdam, 1992.

BASTOS, C. P. “Análise e perspectivas da taxa de juros no Brasil”. In: **Estudos do IPEA - Desafios para o desenvolvimento brasileiro**. Brasília, 2011, p. 133-143.

BINI, D. A.; CANEVER, M. D.; DENARDIM, A. A. Correlação e causalidade entre os preços de commodities e energia. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 25, n. 1, p. 143-160, 2015.

- BORENSZTEIN, E.; REINHART, C.M. The macroeconomic determinants of commodity prices. **National Bureau of Economic Research – NBER**, v. 94, n. 9, Washington, 1994.
- BODENSTEIN, Martin; GUERRIERI, Luca; KILIAN, Lutz. Monetary policy responses to oil price fluctuations. **IMF Economic Review**, v. 60, n. 4, p. 470-504, 2012.
- BROWNE, F.; CRONIN, D. Commodity Prices, Money and Inflation. **European Central Bank Working Paper Series**, n. 738, 2007
- BREUSCH, T.; PAGAN, A. A simple test for heterocedasticity and random coefficient variation. **Econometrica**, v. 47, n.5, p. 1287-1294, set. 1979
- BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. Econometria de séries temporais. [S.l: s.n.], 2012.
- CARRARA, Anieli Fagundes et al. A Influência Do Preço Das Commodities No Ipca: Uma Análise Dinâmica Por Meio Da Curva De Phillips. In: Anais do XLIV Encontro Nacional de Economia ANPEC, 2018
- CABRALES, Carolina Arteaga; GRANADOS CASTRO, Joan Camilo; OJEDA JOYA, Jair. The effect of monetary policy on commodity prices: disentangling the evidence for individual prices. **Economics Research International**, v. 2014, 2014.
- CASTRO Campos, B. Are there asymmetric relations between real interest rates and agricultural commodity prices? Testing for threshold effects of US real interest rates and adjusted wheat, corn, and soybean prices. **Empirical Economics**, 2019.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. Disponível em:< <https://www.conab.gov.br> > Acesso em: abr. 2019.
- CHATZOPOULOS, Thomas et al. Climate extremes and agricultural commodity markets: A global economic analysis of regionally simulated events. **Weather and Climate Extremes**, p. 100193, 2019.
- CHENG, Ing-Haw; XIONG, Wei. Financialization of commodity markets. **Annu. Rev. Finance. Economics.**, v. 6, n. 1, p. 419-441, 2014
- CIVCIR, İrfan; VAROGLU, Dizem Ertac. International transmission of monetary and global commodity price shocks to Turkey. **Journal of Policy Modeling**, 2019.
- CUNHA, A. B. Indexação e Metas de Inflação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 73, n. 1, p. 29–52, jan.-mar. 2019.
- DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy - JEP**, 84, pp. 1161-76. 1976.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representations, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n.2, p. 251-276, 1987.
- FERNANDEZ-DIAZ, Jose M.; MORLEY, Bruce. Interdependence among agricultural commodity markets, macroeconomic factors, crude oil and commodity index. **Research in International Business and Finance**, v. 47, p. 174-194, 2019.

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2015). *World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices*. Washington (October 2015). ISBN 978-1-51352-073-5.

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2016). *World Economic Outlook: Subdued Demand: Symptoms and Remedies*. Washington (October 2016).

FMI - FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2017) *Regional Economic Outlook. Western Hemisphere: tale of two adjustments*. Washington (Apr. 2017). ISBN 978-1-47557-522-4

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2015). *World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices*. Washington (October 2015). ISBN 978-1-51352-073-5.

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2016). *World Economic Outlook: Subdued Demand: Symptoms and Remedies*. Washington (October 2016).

FMI - FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2017) *Regional Economic Outlook. Western Hemisphere: tale of two adjustments*. Washington (Apr. 2017).

FRANKEL, J. Expectations and commodity price dynamics: The overshooting model. **American Agricultural Economics Association**, v. 68, n.2, Pittsburgh, maio 1986.

FRANKEL, J. The effect of monetary policy on real *commodity* prices. **National Bureau of Economic Research**, n.12713, p.40 Cambridge set. 2006.

FREITAS, C. A.; SÁFADI, T. Volatilidade dos Retornos de *Commodities* Agropecuárias Brasileiras: um teste utilizando o modelo APARCH. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, [S. l.], v. 53, n. 02, p. 211-228, Abr./Jun. 2015.

GHOSH, A.; OSTRY, J.; CHAMON, M., Two targets, two instruments: Monetary and exchange rate policies in emerging market economies. **Journal of International Money and Finance**, v.60, 172-196, 2016.

GREGORIO, J. Commodity Prices, Monetary Policy, and Inflation. **IMF Economic Review**, 60(4), 600–633, 2012

GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HAMADI, Hassan; BASSIL, Charbel; NEHME, Tamara. News surprises and volatility spillover among agricultural commodities: The case of corn, wheat, soybean and soybean oil. **Research in International Business and Finance**, v. 41, p. 148-157, 2017.

HAMILTON, James D. Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08. **National Bureau of Economic Research**, 2009.

HYLLEBERG, Svend et al. Seasonal integration and cointegration. **Journal of econometrics**, v. 44, n. 1-2, p. 215-238, 1990.

- HOFFMANN, Rodolfo. Estatística para Economistas. São Paulo: Thonson Learning, 1998.
- HOVHANNISYAN, Vardges; GOULD, Brian W. Quantifying the structure of food demand in China: An econometric approach. **Agricultural Economics**, v. 42, p. 1-18, 2011.
- HOTELLING, Harold. The economics of exhaustible resources. *Journal of political Economy*, v. 39, n. 2, p. 137-175, 1931.
- JACKS, D. S. From boom to bust: a typology of real commodity prices in the long run. **Cliometrica**. 2018
- KALDOR, N. Speculation and economic stability. **The Review of Economic Studies**, v. 7, n. 1, p. 1-27, 1939.
- KIM, S. Do monetary shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries. **Journal of International Economics**, n.48: 387-175, 1999.
- LAGOARDE-SEGOT, T. (2017). Financialization: Towards a new research agenda. **International Review of Financial Analysis**, 51: 113-123.
- LIU, L.; ZHANG, X. Financialization and commodity excess spillovers. **International Review of Economics & Finance** n° 64, 2019
- LUTKEPOHL, H. Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables, EUI Working Paper ECO, n. 2005/2, 2005
- LUTKEPOHL, H; KRATZIG, M. Applied time series econometrics. Cambridge University Press, 2004
- MALLICK, S. K.; SOUZA, R. M. Commodity Prices, Inflationary Pressures, and Monetary Policy: Evidence from BRICS Economies. **Open Economies Review**, n. 24, p. 677-694, 2012
- NOGUEIRA JR., R. P. "Inflation targeting and exchange rate pass-through". **Economia Aplicada**, São Paulo, v.11 (2), pp. 189-208, Abril-Junho, 2007.
- OKUN, A. Inflation: its mechanics and welfare costs. *Bookings Papers on Economic Activity*, Columbia, v. 2, n. 3, p. 351-401, 1975
- ORDEN, D.; FACKLER, P. Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 1, p. 495-502, Chicago 1989.
- ORDU-AKKAYA, Beyza Mina; SOYTAS, Ugur. Unconventional monetary policy and financialization of commodities. **The North American Journal of Economics and Finance**, 2018.
- PARMEZAN, Antonio Rafael Sabino; BATISTA, Gustavo Enrique de Almeida Prado Alves. Descrição de modelos estatísticos e de aprendizado máquina para predição de séries temporais. [S.l: s.n.], 2016

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, v. 75, n.2, p. 335-346, jun. 1988.

PIMENTEL, D.; LUPORINI, V.; MODENESI, A. “Assimetrias no repasse cambial para a inflação: Uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013)”, **Estudos Econômicos**. São Paulo: Estudos Econômicos, vol. 46, nº 2, p. 343-72, 2016.

PRATES, Daniela Magalhães. A Vulnerabilidade Externa em Tempos de Instabilidade: avaliando a liquidez e a solvência da economia brasileira entre 2007 e 2013. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 10, n. 3, 2014.

RADETZKI, M.; EGGERT, R. G.; LAGOS, G.; LIMA, M.; TILTON, J. E. (2008). The boom in mineral markets: How long might it last? **Resources Policy**, 33(3), p. 125-128.

RODRIGUES, Marcos Aurelio; MARTINES FILHO, João Gomes. Eficiência nos mercados futuros agropecuários brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 2, p. 349-368, 2015.

SAGHAIAN, Sayed; REED, Michael. Spillover effects of US Federal Reserve’s recent quantitative easing On Canadian commodity prices. **International Journal of Food and Agricultural Economics (IJFAEC)**, v. 3, n. 1128-2016-92071, p. 43, 2015.

SEABRA, Fernando et al. A utilização do modelo de ultrapassagem (overshooting) dos preços das commodities como modelo de previsão da inflação futura. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 13, n. 2, 2015.

SERIGATI, F. POSSAMAI, R. “Ciclos de Kondratieff e o agronegócio brasileiro: a importância da conjuntura externa para o crescimento do setor entre 2000 e 2015”. Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade. Brasília: IPEA, 2016.

SEKINE, Atsushi. Effects of mineral-commodity price shocks on monetary policy in developed countries. **Applied Economics**, v. 47, n. 31, p. 3332-3346, 2015.

SILVA, R.; MATTOS, L. B., LIMA, J. E. Taxa de câmbio real e preços de commodities no Brasil. In: 44º Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2016, Foz do Iguaçu. 44º Encontro Nacional de Economia - ANPEC. Niterói - RJ: ANPEC, 2016.

SIAMI-NAMINI, S.; HUDSON, D. Volatility spillover between oil prices, US dollar exchange rates and international agricultural commodities prices. **Research in Agricultural & Applied Economis**, Alabama, 2017.

SIAMI-NAMINI, S.; HUDSON, D., Trindade; A. A., LYFORD, C. Commodity price volatility and U.S. monetary policy: Commodity price overshooting revisited. **Agribusiness**. 2018.

SPOLADOR, Humberto Francisco Silva; BARROS, Geraldo Sant'Ana de Camargo; BACCHI, Mirian Rumenos Piedade. **The Determinants of the Brazilian Farm Prices**. 2011.

SZNAJDESKA, A. The role of China in the world economy: evidence from a global VAR model. **Applied Economics**, v.14, n.1, 2018.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference on Public Policy. p.195-214, 1993.

TEIXEIRA, A. M.; MISSIO, F. J. O "novo" consenso macroeconômico e alguns insights da crítica heterodoxa. **Economia e Sociedade**, v. 20, p. 273-297, ago. 2011.

TELSER, L. G. Futures trading and the storage of cotton and wheat. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 3, p. 233-255, 1958.

VERÍSSIMO, M.; XAVIER, C. Tipos de commodities, taxa de câmbio e crescimento econômico: evidências da maldição dos recursos naturais para o Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 2, p. 267-295, 2014.

WORKING, H. Theory of the inverse carrying charge in futures markets. **Journal of Farm Economics**, v. 30, n. 1, p. 1-28, 1948.

WORLD BANK. World Development Indicators. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/indicator>>. Acesso em: abr. 2019.

APÊNDICES

APÊNDICE A

Tabela 1: Destinação média interna e externa da produção de *commodities* produzidas pelo Brasil de 1999 à 2017

	Produção Média	Exportação Média	Destinação Interna Média	Destinação Interna Média (%)
Soja (toneladas)	60.874.462,72	32.856.229	28.018.234	44,08%
Café(toneladas)	2.483.250,05	1.552.518,83	930.731,20	36,96%
Milho (toneladas)	55.869.447,00	11.276.098,00	44.593.349,00	83,33%
Frango	52.322.882	317.265.877	264.942.995	83,51%
Boi Gordo (unidade cabeça)	9.492.692,61	304.124,83	9.188.567,80	97,18%
Minério de Ferro (mil toneladas)	51.950.229.412	30.890.710.129	21.059.519.283	40,08%
Petróleo (metros cúbicos)	725.685.628	539.681.146	186.004.482	23,67%

Fonte: Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura - FAO (Soja, Café, Frango e Boi gordo); Companhia Nacional de Abastecimento - Conab (milho); Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (Minério de Ferro) e Agencia Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis - ANP (Petróleo).

Elaboração: autora com base nos dados da pesquisa

Tabela 2: Categoria e destinação das *commodities* selecionadas para este estudo

Commodity	Categoria	Destinação
Soja	Estocáveis	Externa
Café	Estocáveis	Externa
Milho	Estocáveis	Interna
Minério de Ferro	Estocáveis	Externa
Petróleo	Estocáveis	Interna
Frango	Não estocáveis	Externa
Boi Gordo	Não estocáveis	Interna

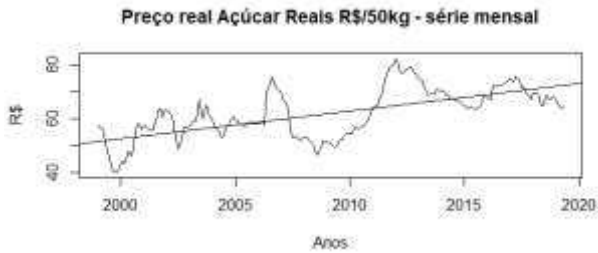
Fonte: Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura - FAO (Trigo, Soja, Café, Frango e Boi gordo); Companhia Nacional de Abastecimento - Conab (milho); Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (Minério de Ferro) e Agencia Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis - ANP (Petróleo).

Elaboração: autora com base nos dados da pesquisa

Com relação à destinação interna optou-se por subtrair as exportações da produção total interna, considera-se que a quantidade não exportada permaneça em mercado interno. Não foram consideradas questões de estoques passados, perda de produtos ao transportar, também não foram consideradas importações brasileiras de *commodities*, uma vez que a intenção é verificar a destinação interna e não a demanda.

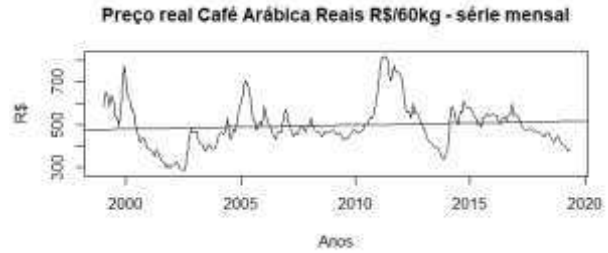
APÊNDICE B

Gráfico 1: Série mensal Preço real Açúcar Reais R\$/50kg



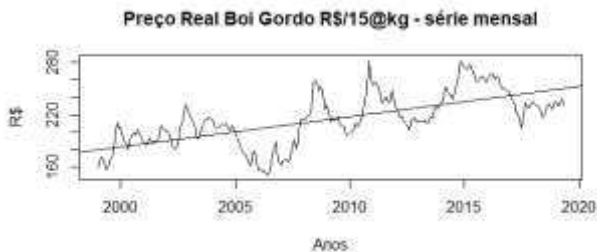
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 2: Série mensal Preço real Café Arábica Reais R\$/60kg



Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 3: Série mensal Preço Real Boi Gordo R\$/15@kg



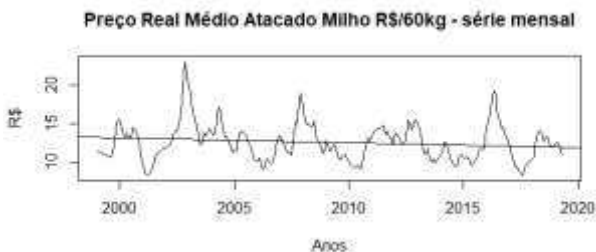
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 4: Série mensal Preço real médio frango resfriado no atacado R\$/kg



Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 5: Série mensal Preço Real Médio Atacado Milho R\$/60kg



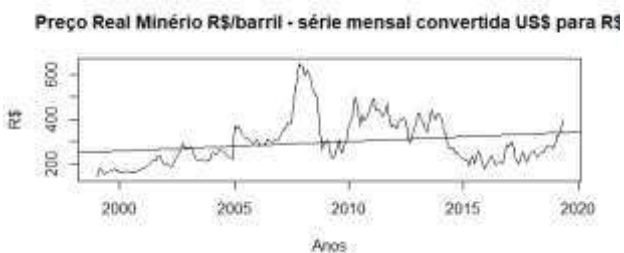
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 6: Série mensal Preço Real Soja R\$/60kg



Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 7: Série mensal convertida de US\$ para R\$ Preço Real Médio Petróleo R\$/unidade de ferro por tonelada métrica seca



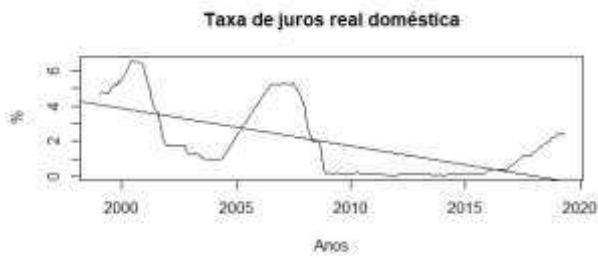
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 8: Série mensal convertida de US\$ para R\$ Preço Real Minério R\$/barril



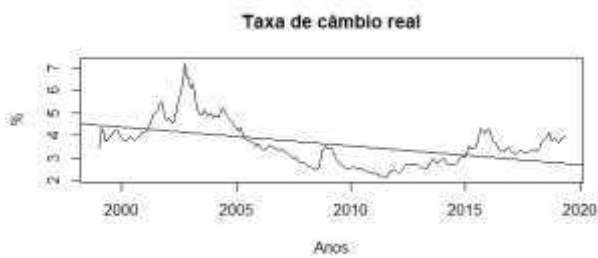
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 9: Série mensal da taxa de juros real internacional (Libor)



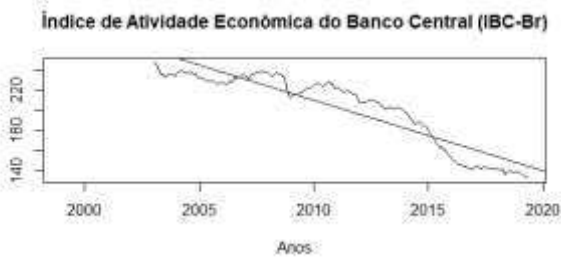
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 11: Série mensal taxa de câmbio real R\$/US\$



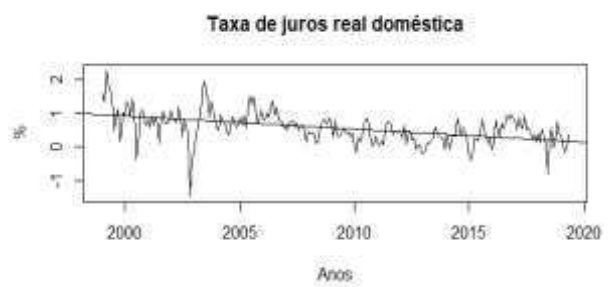
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 13: Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) - dessazonalizado (2002=100)



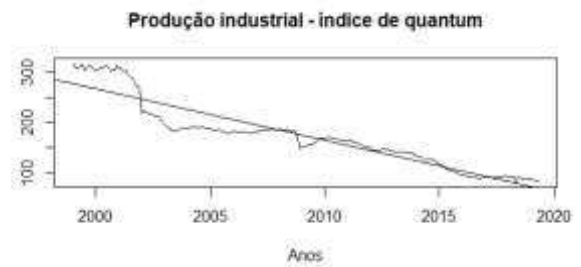
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 10: Série mensal da taxa de juros real doméstica



Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Gráfico 12: Produção industrial - indústria geral: índice de quantum dessazonalizado (média 2012 = 100)



Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

APÊNDICE C

Tabela 2: Teste HEGY para raiz unitária sazonal e não-sazonal nas séries mensais no período de janeiro de 1999 a maio de 2019

Hipótese	Estatística do Teste												Valor Crítico 5%
	Preço Real Boi Gordo	Preço Real do Frango	Preço Real Açúcar	Preço Real Café	Preço Real Milho	Preço Real Soja	Preço Real Petróleo	Preço Real Minério	Câmbio Real	PI	Juros Real	Juros Real Internacional	
$\pi_1 = 0$	3,14 ^{NR}	3,15 ^{NR}	2,11 ^{NR}	1,80 ^{NR}	3,23 ^{NR}	3,13 ^{NR}	2,36 ^{NR}	0,80 ^{NR}	1,51 ^{NR}	-2,31 ^{NR}	2,52 ^{NR}	2,56 ^{NR}	-3,35
$\pi_2 = 0$	2,97**	3,36**	2,70**	1,25 ^{NR}	2,83**	2,10 ^{NR}	2,32 ^{NR}	1,58 ^{NR}	0,84 ^{NR}	-4,17**	1,96 ^{NR}	1,96 ^{NR}	-2,81
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	13,65**	14,33**	17,39**	25,65**	27,27**	22,74**	5,62**	6,64**	6,12***	24,91***	9,70**	17,99**	6,35
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	15,52**	13,82**	18,68**	18,43**	19,82**	16,52**	7,44**	11,13**	6,50***	18,30**	12,09**	27,12**	6,48
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	17,05**	17,10**	19,22**	20,45**	13,09**	13,84**	12,58**	10,02**	5,89***	24,61**	9,86**	25,65**	6,3
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	20,45**	22,08**	18,82**	27,86**	22,72**	21,69**	12,74**	8,96**	12,11***	21,93**	13,04**	16,00**	6,4
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	16,44**	14,13**	17,67**	21,02**	18,33**	17,63**	8,46**	12,17**	11,54***	20,26***	14,36**	24,75**	6,46
$\pi_{1-12} = 0$	20,39**	19,04**	21,80**	28,24**	25,94**	20,06**	15,54**	16,03**	12,44***	20,34**	11,10**	26,52**	4,44
$\pi_{2-12} = 0$	19,52**	18,92**	20,71**	27,44**	23,46**	20,72**	16,23**	17,14**	13,21***	22,09**	11,63**	26,17**	4,58

Notas: (1) equação do teste inclui intercepto, tendência e 11 *dummies* sazonais; (2) valores críticos obtidos em Franses e Hobijn (1997); (3) *** indica rejeição de H0 a 1%; (4) NR indica não-rejeição de H0 a 1% .

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 3: Índices sazonais das séries selecionadas no período de janeiro de 1999 a maio de 2019

Mês	Índice Sazonal Açúcar	Índice Sazonal Café	Índice Sazonal Frango	Índice Sazonal Boi Gordo	Índice Sazonal Milho	Índice Sazonal Soja	Índice Sazonal Petróleo	Índice Sazonal Minério de Ferro	Índice Sazonal Câmbio Real	Índice Sazonal PI	Índice Sazonal Juros Real	Índice Sazonal Juros Internacional
1	1,011	1,039	1,054	1,012	1,017	1,026	0,962	1,023	1,009	0,990	0,496	0,965
2	1,010	1,042	1,012	1,000	1,010	0,977	0,953	1,036	1,001	0,994	0,339	0,970
3	1,001	1,034	0,959	0,990	0,990	0,954	0,975	1,036	0,995	0,995	0,586	0,989
4	0,993	1,015	0,964	0,987	1,004	0,943	0,976	1,009	0,983	0,998	0,915	1,014
5	0,999	1,006	0,964	0,978	1,008	0,954	1,012	1,006	0,977	0,999	1,031	1,055
6	0,989	0,986	0,951	0,979	1,001	0,980	1,040	0,992	0,988	0,996	1,264	1,052
7	0,978	0,941	0,951	0,981	0,974	0,987	1,029	0,977	0,988	0,999	1,380	1,043
8	0,988	0,946	0,970	0,990	0,958	1,004	1,037	0,991	0,992	1,004	1,723	1,042
9	1,002	0,963	1,002	0,994	0,978	1,034	1,032	1,002	1,007	1,007	1,751	1,042
10	1,010	0,983	1,039	1,028	1,001	1,051	1,027	0,991	1,027	1,008	1,170	0,981
11	1,008	1,016	1,070	1,033	1,029	1,046	0,992	0,964	1,014	1,005	0,652	0,934
12	1,010	1,028	1,064	1,028	1,029	1,044	0,964	0,972	1,017	1,000	0,694	0,913
Total	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

APÊNDICE D

Tabela 4: Regressão com *Dummies* sazonais para o preço real do Açúcar

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob,
C	5.224.658	1.798.240	2.905.428	0
@TREND	0,085053	0,006486	1.311.271	0
@SEAS(1)	0,386681	2.242.982	0,172396	0,8633
@SEAS(2)	-0,055487	2.242.898	-0,024739	0,9803
@SEAS(3)	-0,730558	2.242.832	-0,32573	0,7449
@SEAS(4)	-0,913715	2.242.785	-0,407402	0,6841
@SEAS(5)	-0,919149	2.242.757	-0,40983	0,6823
@SEAS(6)	-1.227.102	2.270.267	-0,54051	0,5894
@SEAS(7)	-1.525.450	2.270.165	-0,671955	0,5023
@SEAS(8)	-0,857997	2.270.082	-0,377959	0,7058
@SEAS(9)	-0,315551	2.270.017	-0,139008	0,8896
@SEAS(10)	0,128327	2.269.971	0,056533	0,955
@SEAS(11)	0,002929	2.269.943	0,001291	0,999
R-squared	0,428444			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 5: Regressão com *Dummies* sazonais para o preço real do Café

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob,
C	4.877.687	2.650.335	1.840.404	0
@TREND	0,161281	0,095598	1.687.084	0,0929
@SEAS(1)	1,283.127	3.305.817	0,388142	0,6983
@SEAS(2)	1,406.538	3.305.693	0,42549	0,6709
@SEAS(3)	6.099.624	3.305.596	0,184524	0,8538
@SEAS(4)	-8.395.112	3.305.527	-0,253972	0,7997
@SEAS(5)	-1.001.362	3.305.485	-0,30294	0,7622
@SEAS(6)	-1.544.102	3.346.031	-0,461473	0,6449
@SEAS(7)	-3.743.917	3.345.881	-1.118.963	0,2643
@SEAS(8)	-3.303.279	3.345.758	-0,987304	0,3245
@SEAS(9)	-2.760.097	3.345.662	-0,824978	0,4102
@SEAS(10)	-2.036.644	3.345.594	-0,608754	0,5433
@SEAS(11)	-3.687.020	3.345.553	-0,110207	0,9123
R-squared	0,036454			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 6: Regressão com *Dummies* sazonais para o preço real do Boi Gordo

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	1.842.924	5.657.939	3.257.235	0.0000
@TREND	0.286358	0.020408	1.403.150	0.0000
@SEAS(1)	-3.298.534	7.057.264	-0.467396	0.6407
@SEAS(2)	-4.842.382	7.056.998	-0.686182	0.4933
@SEAS(3)	-6.402.631	7.056.791	-0.907301	0.3652
@SEAS(4)	-7.250.025	7.056.644	-1.027.404	0.3053
@SEAS(5)	-1.209.951	7.056.555	-1.714.649	0.0877
@SEAS(6)	-1.034.136	7.143.112	-1.447.738	0.1490
@SEAS(7)	-9.051.473	7.142.792	-1.267.218	0.2063
@SEAS(8)	-5.707.587	7.142.529	-0.799099	0.4251
@SEAS(9)	-3.374.441	7.142.325	-0.472457	0.6370
@SEAS(10)	1.817.917	7.142.179	0.254533	0.7993
@SEAS(11)	4.658.733	7.142.092	0.652292	0.5149
R-squared	0.473689			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 7: Regressão com *Dummies* sazonais para o preço real do Frango

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	4.740.979	0.120744	3.926.464	0.0000
@TREND	0.003017	0.000436	6.927.282	0.0000
@SEAS(1)	-0.172017	0.150607	-1.142.159	0.2546
@SEAS(2)	-0.396041	0.150601	-2.629.736	0.0091
@SEAS(3)	-0.486148	0.150597	-3.228.144	0.0014
@SEAS(4)	-0.528787	0.150594	-3.511.350	0.0005
@SEAS(5)	-0.519651	0.150592	-3.450.731	0.0007
@SEAS(6)	-0.546210	0.152439	-3.583.142	0.0004
@SEAS(7)	-0.528153	0.152432	-3.464.841	0.0006
@SEAS(8)	-0.383296	0.152426	-2.514.628	0.0126
@SEAS(9)	-0.229031	0.152422	-1.502.608	0.1343
@SEAS(10)	-0.086713	0.152419	-0.568913	0.5700
@SEAS(11)	0.002889	0.152417	0.018951	0.9849
R-squared	0.286835			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 8: Regressão com *Dummies* sazonais para o preço real do Soja

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	7.471.178	3.813.608	1.959.084	0.0000
@TREND	0.044947	0.013756	3.267.549	0.0012
@SEAS(1)	-3.792.844	4.756.791	-0.797353	0.4261
@SEAS(2)	-6.178.804	4.756.612	-1.298.993	0.1952
@SEAS(3)	-6.878.131	4.756.473	-1.446.057	0.1495
@SEAS(4)	-7.666.918	4.756.374	-1.611.925	0.1083
@SEAS(5)	-6.089.389	4.756.314	-1.280.275	0.2017
@SEAS(6)	-3.643.358	4.814.656	-0.756722	0.4500
@SEAS(7)	-2.927.837	4.814.439	-0.608137	0.5437
@SEAS(8)	-1.890.333	4.814.263	-0.392653	0.6949
@SEAS(9)	0.590178	4.814.125	0.122593	0.9025
@SEAS(10)	0.665465	4.814.027	0.138235	0.8902
@SEAS(11)	1.024.673	4.813.968	0.212854	0.8316
R-squared	0.081355			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 9: Regressão com *Dummies* sazonais para o preço real do Milho

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	1.359.940	0.612581	2.220.017	0.0000
@TREND	-0.005072	0.002210	-2.295.520	0.0226
@SEAS(1)	-0.091076	0.764085	-0.119196	0.9052
@SEAS(2)	-0.314272	0.764056	-0.411320	0.6812
@SEAS(3)	-0.453290	0.764034	-0.593286	0.5536
@SEAS(4)	-0.483859	0.764018	-0.633309	0.5272
@SEAS(5)	-0.406828	0.764008	-0.532492	0.5949
@SEAS(6)	-0.498128	0.773380	-0.644092	0.5202
@SEAS(7)	-0.927657	0.773345	-1.199.539	0.2315
@SEAS(8)	-0.900440	0.773317	-1.164.387	0.2455
@SEAS(9)	-0.529955	0.773294	-0.685321	0.4938
@SEAS(10)	-0.367254	0.773279	-0.474931	0.6353
@SEAS(11)	0.124219	0.773269	0.160641	0.8725
R-squared	0.036833			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 10: Regressão com *Dummies* sazonais para o preço real do Minério

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	2.513.154	2.640.519	9.517.652	0.0000
@TREND	0.359801	0.095244	3.777.684	0.0002
@SEAS(1)	1.174.994	3.293.574	0.356754	0.7216
@SEAS(2)	1.418.320	3.293.450	0.430649	0.6671
@SEAS(3)	9.445.267	3.293.354	0.286798	0.7745
@SEAS(4)	5.805.817	3.293.285	0.176293	0.8602
@SEAS(5)	2.882.563	3.293.243	0.087530	0.9303
@SEAS(6)	-5.577.289	3.333.639	-0.167303	0.8673
@SEAS(7)	-6.317.163	3.333.489	-0.189506	0.8499
@SEAS(8)	5.837.043	3.333.367	0.175110	0.8611
@SEAS(9)	1.592.064	3.333.271	0.047763	0.9619
@SEAS(10)	-4.894.849	3.333.203	-0.146851	0.8834
@SEAS(11)	-3.018.404	3.333.163	-0.090557	0.9279
R-squared	0.061619			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 11: Regressão com *Dummies* sazonais para o preço real do Petróleo

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	1.891.192	1.486.386	1.272.342	0.0000
@TREND	0.267967	0.053614	4.998.078	0.0000
@SEAS(1)	-8.124.922	1.854.000	-0.438237	0.6616
@SEAS(2)	-3.745.701	1.853.930	-0.202041	0.8401
@SEAS(3)	3.826.084	1.853.876	0.206383	0.8367
@SEAS(4)	5.332.113	1.853.837	0.287626	0.7739
@SEAS(5)	1.167.388	1.853.814	0.629722	0.5295
@SEAS(6)	1.532.623	1.876.553	0.816723	0.4149
@SEAS(7)	1.627.853	1.876.469	0.867509	0.3866
@SEAS(8)	1.968.190	1.876.400	1.048.918	0.2953
@SEAS(9)	2.119.081	1.876.346	1.129.365	0.2599
@SEAS(10)	1.632.782	1.876.308	0.870210	0.3851
@SEAS(11)	6.248.099	1.876.285	0.333004	0.7394
R-squared	0.117050			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 12: Regressão com *Dummies* sazonais para juros internacional

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	4.056.799	0.405748	9.998.322	0.0000
@TREND	-0.017738	0.001464	-1.212.023	0.0000
@SEAS(1)	0.044189	0.506098	0.087313	0.9305
@SEAS(2)	0.042880	0.506079	0.084729	0.9325
@SEAS(3)	0.062047	0.506064	0.122607	0.9025
@SEAS(4)	0.077880	0.506053	0.153898	0.8778
@SEAS(5)	0.081809	0.506047	0.161663	0.8717
@SEAS(6)	-0.008930	0.512254	-0.017433	0.9861
@SEAS(7)	0.041808	0.512231	0.081619	0.9350
@SEAS(8)	0.067046	0.512212	0.130896	0.8960
@SEAS(9)	0.065785	0.512198	0.128436	0.8979
@SEAS(10)	0.028023	0.512187	0.054713	0.9564
@SEAS(11)	-0.005738	0.512181	-0.011204	0.9911
R-squared	0.387988			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 13: Regressão com *Dummies* sazonais para juros doméstico

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	0.846643	0.100812	8.398.218	0.0000
@TREND	-0.003180	0.000364	-8.744.668	0.0000
@SEAS(1)	0.011278	0.125745	0.089687	0.9286
@SEAS(2)	-0.077739	0.125740	-0.618253	0.5370
@SEAS(3)	0.180320	0.125737	1.434.111	0.1529
@SEAS(4)	0.070948	0.125734	0.564270	0.5731
@SEAS(5)	0.204213	0.125733	1.624.183	0.1057
@SEAS(6)	0.228224	0.127275	1.793.162	0.0742
@SEAS(7)	0.100030	0.127269	0.785970	0.4327
@SEAS(8)	0.257137	0.127264	2.020.491	0.0445
@SEAS(9)	0.163081	0.127261	1.281.473	0.2013
@SEAS(10)	0.076849	0.127258	0.603886	0.5465
@SEAS(11)	-0.026418	0.127257	-0.207594	0.8357
R-squared	0.286745			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 14: Regressão com *Dummies* sazonais para câmbio real

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	estatística t	Prob.
C	4.521.309	0.213088	2.121.805	0.0000
@TREND	-0.006978	0.000769	-9.079.071	0.0000
@SEAS(1)	-0.113153	0.265789	-0.425727	0.6707
@SEAS(2)	-0.076319	0.265779	-0.287152	0.7743
@SEAS(3)	-0.084352	0.265771	-0.317385	0.7512
@SEAS(4)	-0.163103	0.265766	-0.613709	0.5400
@SEAS(5)	-0.119023	0.265762	-0.447855	0.6547
@SEAS(6)	-0.136511	0.269022	-0.507434	0.6123
@SEAS(7)	-0.137090	0.269010	-0.509611	0.6108
@SEAS(8)	-0.074832	0.269000	-0.278187	0.7811
@SEAS(9)	-0.002294	0.268992	-0.008530	0.9932
@SEAS(10)	0.031700	0.268987	0.117849	0.9063
@SEAS(11)	0.000582	0.268984	0.002163	0.9983
R-squared	0.264722			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 15: Regressão com *Dummies* sazonais para câmbio real

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	298999.7	9.375.475	3.189.168	0.0000
@TREND	1.507.416	3.381.741	4.457.514	0.0000
@SEAS(1)	-29039.84	11694.22	-2.483.264	0.0137
@SEAS(2)	-40782.43	11693.78	-3.487.531	0.0006
@SEAS(3)	-17981.08	11693.44	-1.537.706	0.1255
@SEAS(4)	-24282.49	11693.20	-2.076.634	0.0389
@SEAS(5)	-17069.73	11693.05	-1.459.818	0.1457
@SEAS(6)	-9.939.181	11836.48	-0.839708	0.4019
@SEAS(7)	-1.271.248	11835.95	-0.107406	0.9146
@SEAS(8)	-4.478.156	11835.51	-0.378366	0.7055
@SEAS(9)	-21365.40	11835.17	-1.805.246	0.0723
@SEAS(10)	-6.438.270	11834.93	-0.054401	0.9567
@SEAS(11)	7.050.325	11834.79	0.059573	0.9525
R-squared	0.897017			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

APÊNDICE E

Tabela 16: Resultado do Teste de Raiz Unitária ADF e PP para as variáveis em nível

	Variáveis em nível					
	ADF			PP		
	Sem Constante	Com constante	Constante e Tendência	Sem Constante	Com constante	Constante e Tendência
Preço Real Açúcar	0,723	0,168	0,127	0,711	0,204	0,156
Preço Real Boi Gordo	0,776	0,083	0,072	0,847	0,095	0,126
Preço Real do Frango	0,677	0,000	0,000	0,758	0,002	0,001
Preço Real Café	0,481	0,017	0,061	0,518	0,057	0,185
Preço Real Milho	0,552	0,000	0,001	0,576	0,002	0,010
Preço Real Soja	0,637	0,005	0,019	0,703	0,010	0,049
Preço Real Minério de Ferro	0,775	0,124	0,290	0,837	0,105	0,302
Preço Real Petróleo	0,837	0,109	0,185	0,875	0,103	0,103
Taxa Câmbio Real	0,477	0,405	0,842	0,640	0,503	0,763
Taxa de Juros Real	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Taxa de Juros Internacional	0,086	0,332	0,791	0,113	0,382	0,808
PI	0,000	0,864	0,674	0,000	0,863	0,626

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 17: Resultado do Teste de Raiz Unitária ADF e PP para as variáveis em primeira diferença

	Variáveis em primeira diferença					
	ADF			PP		
	Sem Constante	Com constante	Constante e Tendência	Sem Constante	Com constante	Constante e Tendência
Preço Real Açúcar	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Preço Real Boi Gordo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Preço Real do Frango	0,000	-	-	0,000	-	-
Preço Real Café	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
Preço Real Milho	0,000	-	-	0,000	-	-
Preço Real Soja	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
Preço Real Minério de Ferro	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000
Preço Real Petróleo	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001	0,000
Taxa Câmbio Real	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Taxa de Juros Real	-	-	-	-	-	-
Taxa de Juros Internacional	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
PI	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

APÊNDICE F

Tabela 18: Teste de cointegração de Johansen para cada *commodity*

H0 = nenhum vetor de cointegração	BoiGordo		Frango		Milho		Soja		Açúcar		Café		Minério		Petróleo	
	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)
r=0	113,239	0.000	1.423.059	0.0000	1.235.390	0.0000	1.331.673	0.0000	1.017.926	0.0042	1.285.788	0.0000	8.400.191	0.0004	9.548.105	0.0000
r<=1	5.623.698	0.1857	8.092.125	0.1980	6.148.756	0.0781	6.962.325	0.0852	4.470.183	0.6608	6.948.170	0.2257	2.608.178	0.7329	3.229.461	0.3727
r<=2	3.030.259	0.4844	3.517.571	0.2379	3.418.863	0.2799	3.333.065	0.3201	2.228.082	0.9032	3.623.498	0.1978	1.076.853	0.8880	1.267.677	0.7630
r<=3	1.357.093	0.6928	1.213.943	0.8023	1.229.623	0.7911	1.065.641	0.8940	1.076.281	0.8883	1.483.044	0.5887	4.382.120	0.6864	3.138.479	0.8596
r<=4	3.014.197	0.8748	2.878.928	0.8906	3.051.547	0.8704	3.363.585	0.8308	2.736.686	0.9062	2.683.857	0.9118				

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa; Valores em negrito referem-se a rejeição de H₀

APÊNDICE G

Tabela 19: Resultado do Teste de Autocorrelação e de Normalidade ¹⁸

Variável	Autocorrelação (LM)	
	Ordem 1	Ordem 2
Preço Real Açúcar	0,000	0,162
Preço Real Boi Gordo	0,000	0,185
Preço Real do Frango	0,000	0,108
Preço Real Café	0,000	0,091
Preço Real Milho	0,000	0,077
Preço Real Soja	0,000	0,347
Preço Real Minério de Ferro	0,000	0,552
Preço Real Petróleo	0,002	0,658

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

¹⁸ Os valores apresentados referem-se ao p-valor dos testes; o teste de autocorrelação refere-se ao Breusch-Godfrey e o teste de normalidade refere-se ao Jarque-Bera

APÊNDICE H

Figura 17: Teste de estabilidade para o preço do açúcar

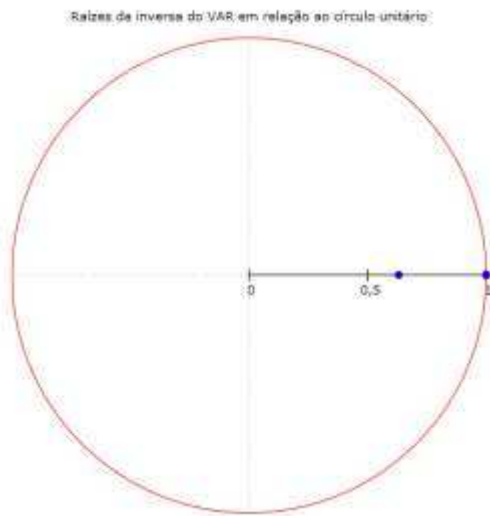


Figura 18: Teste de estabilidade para o preço do café

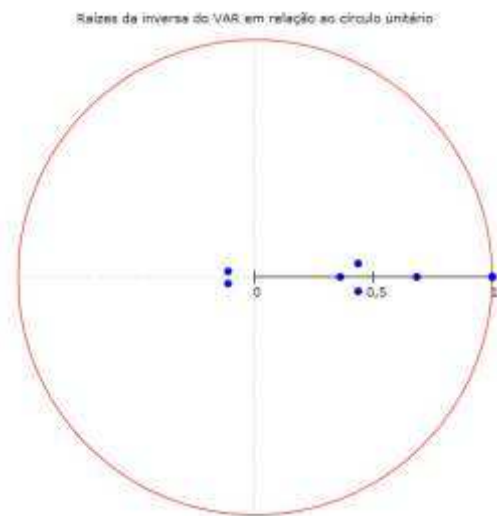


Figura 19: Teste de estabilidade para o preço do boi gordo

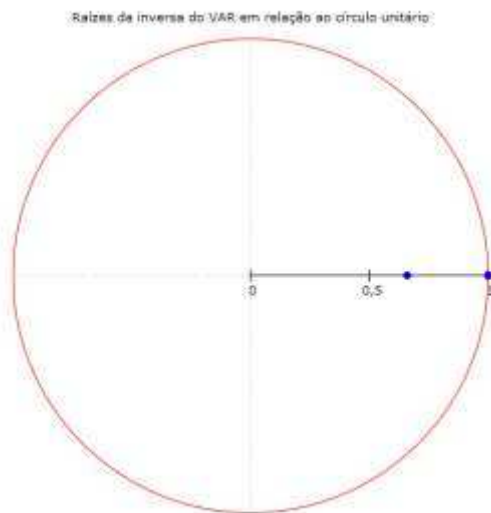


Figura 20: Teste de estabilidade para o preço do frango

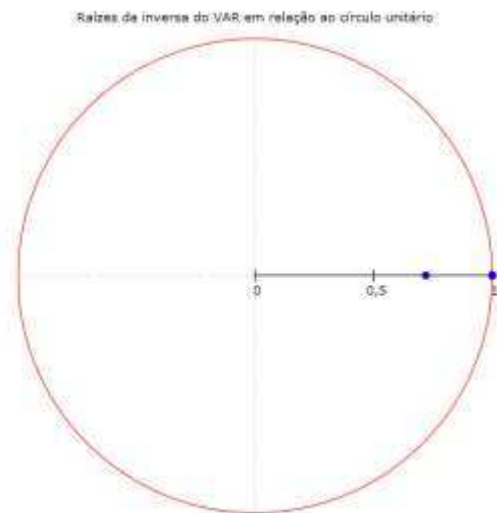


Figura 21: Teste de estabilidade para o preço do milho

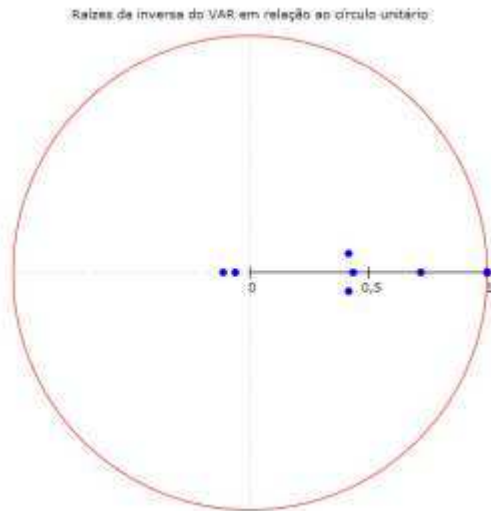


Figura 22: Teste de estabilidade para o preço da soja

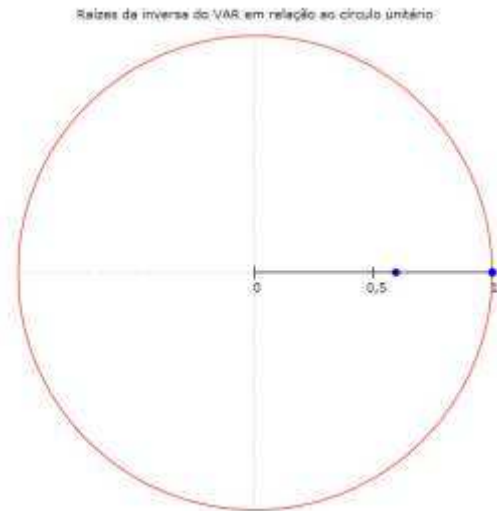


Figura 23: Teste de estabilidade para o preço do minério

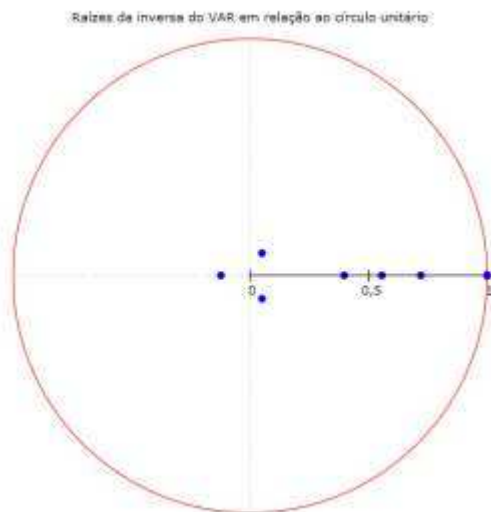
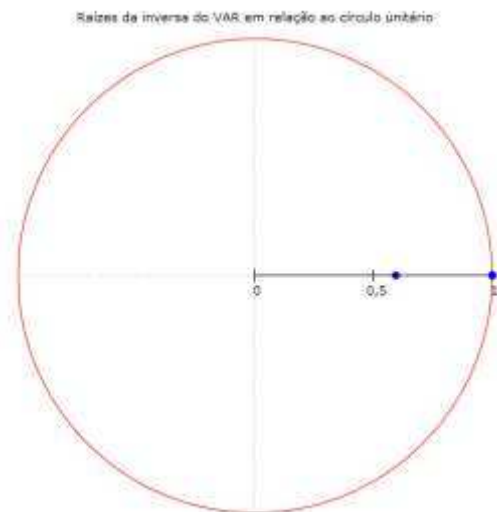


Figura 24: Teste de estabilidade para o preço do petróleo



Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

APÊNDICE I

Tabela 19: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do boi gordo

	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNPI)	D(LN BOI)
D(LN BOI(-1))	0,232 [0,637]	-0,240** [-2,105]	1,020* [1,741]	0,058 [0,832]	0,004 [0,098]
D(JI(-1))	-0,007 [-0,509]	0,705*** [15,17]	0,021 [0,165]	-0,005 [-0,364]	0,037*** [4,017]
D(JD(-1))	-0,003 [-0,453]	-0,069*** [-2,868]	0,006 [0,093]	-0,003 [-0,369]	-0,001 [-0,108]
D(LN CAMBIO(-1))	0,106* [1,931]	-0,347* [-1,846]	-0,778 [-1,539]	0,288*** [4,811]	-0,019 [-0,516]
D(LNPI(-1))	0,122 [1,286]	-0,814** [-2,527]	0,788 [0,907]	0,015 [0,147]	-0,154** [-2,407]
C	0,001 [0,616]	-0,008 [-0,998]	0,002 [0,120]	0,000 [-0,152]	-0,006*** [-3,828]
R-squared	0,094	0,518	0,257	0,103	0,079

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 20: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do frango

	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNPI)	D(LN FRANGO)
D(LN FRANGO(-1))	-0,304 [0,679]	-0,059 [-0,474]	0,811** [2,265]	0,006 [0,142]	0,013 [0,536]
D(JI(-1))	-0,002 [-0,093]	0,670 [13,89]	0,227* [1,641]	-0,010 [-0,627]	0,034*** [3,508]
D(JD(-1))	-0,040 [-3,605]	-0,067*** [-3,155]	-0,139** [-2,281]	-0,001 [-0,157]	-0,002 [-0,396]
D(LN CAMBIO(-1))	0,032 [0,333]	-0,386** [-2,110]	-1,189*** [-2,273]	0,282*** [4,774]	-0,027 [-0,721]
D(LNPI(-1))	-0,271 [-1,638]	-0,756** [-2,379]	0,287 [0,314]	0,020 [0,196]	-0,157** [-2,459]
C	-0,001 [-0,234]	-0,008 [-1,054]	0,000 [0,004]	0,000 [-0,194]	-0,006*** [-3,873]
R-squared	0,162	0,532	0,181	0,104	0,081

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 21: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do açúcar

	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNPI)	D(LN ACUCAR)
D(LN ACUCAR(-1))	-0,107 [-0,433]	-1,334** [-2,026]	0,016 [0,205]	0,126*** [2,613]	0,363*** [5,879]
D(JI(-1))	0,709 [1,24]	0,014 [0,110]	-0,004 [-0,299]	0,036*** [4,001]	0,006 [0,496]
D(JD(-1))	-0,059** [-2,411]	0,003 [0,051]	-0,003 [-0,349]	0,002 [0,503]	-0,001 [-0,109]
D(LN CAMBIO(-1))	-0,358* [-1,908]	-0,816 [-1,627]	0,281*** [4,706]	-0,020 [-0,536]	0,027 [0,577]
D(LNPI(-1))	-0,817** [-2,528]	0,753 [0,872]	0,012 [0,116]	-0,155** [-2,456]	-0,013 [-0,166]
C	-0,008 [-1,029]	0,000 [-0,001]	0,000 [-0,196]	-0,006*** [-3,842]	0,000 [0,188]
R-squared	0,514	0,264	0,101	0,105	0,151

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 22: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real da soja

	D(LN SOJA)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNPI)
D(LN SOJA(-1))	0,400 [6,090]	-0,007 [-2,050]	0,156 [0,422]	0,023 [0,529]	0,023* [1,853]
D(JI(-1))	-0,023 [-1,036]	0,711 [1,24]	0,005 [0,030]	-0,004 [-0,245]	0,037*** [4,037]
D(JD(-1))	0,001 [0,058]	-0,051** [-2,184]	0,001 [0,015]	0,002 [0,210]	-0,005 [-1,13]
D(LN CAMBIO(-1))	-0,043 [-0,445]	-0,319 [-1,519]	-1,556*** [-2,858]	0,278*** [4,37]	-0,039 [-0,986]
D(LNPI(-1))	0,219 [1,396]	-0,789** [-2,410]	0,843 [0,954]	0,015** [2,146]	-0,176*** [-2,757]
C	0,001** [0,294]	-0,008** [-2,006]	0,001 [0,050]	0,000 [-0,181]	-0,006*** [-3,986]
R-squared	0,170	0,513	0,240	0,100	0,099

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 23: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do café

	D(LN CAFE)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNPI)
D(LNCAFE(-1))	0,262*** [3,932]	-0,072** [- 1,928]	-0,744** [-2,359]	0,016 [0,420]	0,021 [0,883]
D(LNCAFE(-2))	0,013 [0,184]	-0,100 [-0,706]	-0,532** [-1,628]	0,071* [1,846]	0,037 [1,467]
D(LNCAFE(-3))	0,017 [0,246]	0,151 [1,046]	-0,064** [-1,962]	-0,034 [-0,904]	0,040 [1,616]
D(JI(-1))	0,032 [0,867]	-0,608*** [-9,093]	-0,203 [-1,166]	0,004 [0,173]	0,022 [1,658]
D(JI(-2))	-0,031 [-0,734]	0,017 [0,552]	-0,086 [-0,431]	-0,002 [-0,002]	0,020 [1,286]
D(JI(-3))	0,033 [0,828]	-0,183*** [-2,701]	0,154 [0,876]	0,005 [0,225]	0,000 [0,035]
D(JD(-1))	-0,021 [-1,393]	-0,064** [-2,355]	-0,021 [-0,296]	-0,014 [-1,658]	-0,005 [-0,975]
D(JD(-2))	-0,001 [-0,083]	0,009 [0,350]	-0,128 [-1,954]	-0,005 [-0,623]	-0,006 [-1,096]
D(JD(-3))	-0,013 [-1,002]	-0,038** [-1,659]	0,082 [1,318]	-0,026 [-3,539]	0,003 [0,578]
D(LN CAMBIO(-1))	0,156 [1,312]	-0,255 [-1,177]	-2,444 [-4,344]	0,372 [5,636]	-0,031 [-0,729]
D(LN CAMBIO(-2))	-0,018 [-0,143]	-0,328 [-1,406]	-0,235 [-0,399]	-0,089 [-1,733]	0,031 [0,248]
D(LN CAMBIO(-3))	0,135 [1,229]	0,095*** [2,552]	-0,973 [-1,127]	0,107 [1,704]	-0,050 [-1,251]
D(LNPI(-1))	-0,032 [-0,174]	-1,028** [-3,08986]	0,655 [0,847]	-0,039 [-0,653]	-0,172 [-2,596]
D(LNPI(-2))	-0,226 [-1,207]	-0,535 [-1,510]	-1,342 [-1,512]	-0,022 [-0,285]	-0,011 [-0,186]
D(LNPI(-3))	-0,064 [-0,351]	-0,047 [-0,142]	-0,627 [-0,729]	-0,021 [-0,226]	0,055 [0,830]
C	-0,003 [-0,620]	-0,011 [-1,384]	-0,019 [-0,881]	-0,001 [-0,287]	-0,006 [-3,430]
R-squared	0,102	0,550	0,333	0,217	0,132

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 24: Resultados da estimativa do modelo VE C para o preço real do milho

	D(LN MILHO)	D(JD)	D(JI)	D(LN CAMBIO)	D(LNPI)
D(LN MILHO(-1))	0,428 [6,404]	0,092 [0,761]	-0,651 [-2,088]	-0,042 [-1,098]	0,008 [0,314]
D(LN MILHO(-2))	-0,078 [-1,148]	-0,088 [-0,717]	-0,286 [-0,907]	-0,021 [-0,542]	-0,038 [-1,579]
D(JI(-1))	0,020 [0,545]	0,607 [9,216]	-0,019 [-0,110]	-0,001 [-0,037]	0,021 [1,575]
D(JI(-2))	-0,023 [-0,615]	0,139 [2,078]	0,042 [0,246]	0,001 [0,035]	0,021 [1,620]
D(JD(-1))	-0,001 [-0,065]	-0,059 [-2,276]	-0,054 [-0,822]	-0,002 [-0,258]	-0,006 [-1,163]
D(JD(-2))	0,011 [0,827]	0,009 [0,357]	-0,137 [-2,221]	0,006 [0,833]	-0,006 [-1,319]
D(LN CAMBIO(-1))	0,184 [1,590]	-0,329 [-1,567]	-2,298 [-4,262]	0,394 [5,953]	-0,031 [-0,739]
D(LN CAMBIO(-2))	-0,037 [-0,338]	-0,240 [-1,212]	-0,444 [-0,874]	-0,116 [-1,864]	0,012 [0,294]
D(LNPI(-1))	0,029 [0,158]	-0,967 [-2,931]	0,362 [0,427]	0,000 [0,004]	-0,184 [-2,812]
D(LNPI(-2))	0,066 [0,362]	-0,387 [-1,170]	-0,125 [-1,478]	0,002 [0,016]	-0,019 [-0,284]
C	0,001 [0,133]	-0,010 [-1,311]	-0,015 [-0,723]	0,000 [0,010]	-0,006 [-3,871]
R-squared	0,183	0,531	0,324	0,150	0,112

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 25: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do petróleo

	D(LN PETROLEO)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNPI)
D(LN PETROLEO(-1))	0,206*** [3,115]	0,040 [0,43339]	-0,540** [-2,130]	-0,025 [-0,8312]	0,054*** [2,970]
D(JI(-1))	0,055 [1,640]	0,697*** [4,630]	0,167 [1,280]	-0,003 [-0,172]	0,030*** [3,235]
D(JD(-1))	0,011 [0,634]	-0,068*** [-2,859]	0,025 [0,383]	0,000 [0,002]	-0,006 [-1,358]
D(LNPI(-1))	0,309 [1,373]	-0,830*** [-2,572]	0,705 [0,802]	0,023 [0,219]	-0,175*** [-2,785]
C	0,006 [1,197]	-0,008 [-1,095]	0,005 [0,251]	0,000 [-0,098]	-0,006*** [-4,249]
R-squared	0,101	0,517	0,241	0,102	0,120

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

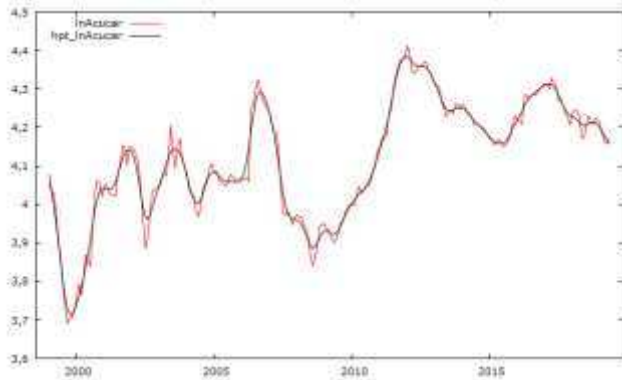
Tabela 26: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do petróleo

	D(LNMINERIO)	D(JI)	D(JD)	D(LNCAMBIO)	D(LNPI)
D(LN MINERIO(-1))	0,243 [3,530]	0,077 [0,829]	-0,618 [-2,529]	-0,048 [-1,651]	0,040 [2,165]
D(LN MINERIO(-2))	-0,176 [-2,479]	-0,133 [-1,387]	-0,084 [-0,334]	0,004 [0,122]	0,036 [1,908]
D(LN MINERIO(-3))	-0,024 [-0,342]	-0,108 [-1,141]	-0,386 [-1,552]	-0,014 [-0,461]	0,020 [1,044]
D(JI(-1))	0,052 [1,040]	0,576 [8,568]	-0,076 [-0,432]	0,005 [0,248]	0,015 [1,150]
D(JI(-2))	-0,027 [-0,467]	0,042 [0,551]	-0,026 [-0,127]	0,000 [-0,008]	0,020 [1,314]
D(JI(-3))	-0,011 [-0,221]	0,180 [2,684]	0,186 [1,055]	-0,004 [-0,183]	0,000 [-0,003]
D(JD(-1))	0,006 [0,295]	-0,077 [-2,792]	-0,003 [-0,034]	-0,011 [-1,333]	-0,004 [-0,737]
D(JD(-2))	-0,019 [-0,997]	-0,007 [-0,292]	-0,101 [-1,528]	-0,002 [-0,220]	-0,006 [-1,160]
D(JD(-3))	-0,026 [-1,513]	-0,041 [-1,749]	0,089 [1,429]	-0,024 [-3,206]	0,003 [0,666]
D(LNPI(-1))	0,140 [0,567]	-0,984 [-2,945]	0,843 [0,960]	0,002 [0,017]	-0,221 [-3,317]
D(LNPI(-2))	0,192 [0,762]	-0,494 [-1,449]	-1,154 [-1,287]	0,004 [0,041]	-0,043 [-0,634]
D(LNPI(-3))	0,358 [1,475]	-0,024 [-0,074]	-0,401 [-0,465]	0,000 [-0,002]	0,039 [0,602]
C	0,007 [1,191]	-0,011 [-1,321]	-0,007 [-0,325]	0,000 [0,085]	-0,007 [-3,991]
R-squared	0,117	0,560	0,332	0,192	0,155

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

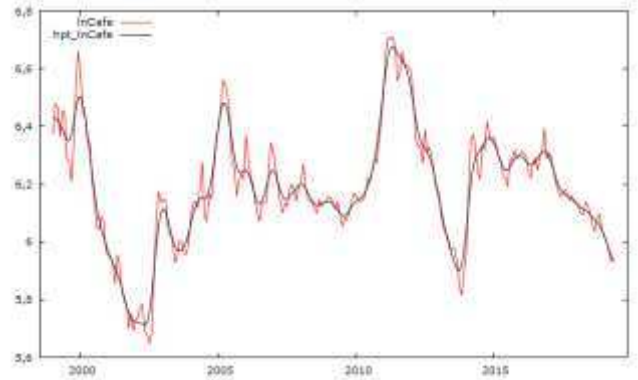
APÊNDICE J

Figura 1: Série original e suavizada para o preço real do açúcar



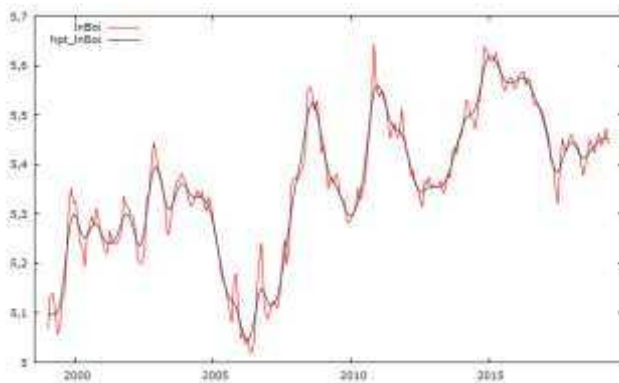
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 2: Série original e suavizada para o preço real do café



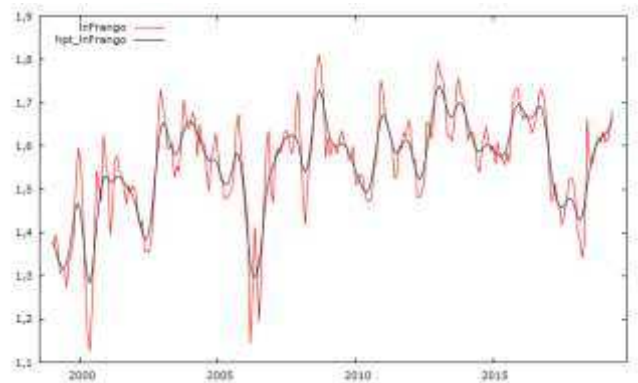
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 3: Série original e suavizada para o preço real do boi gordo



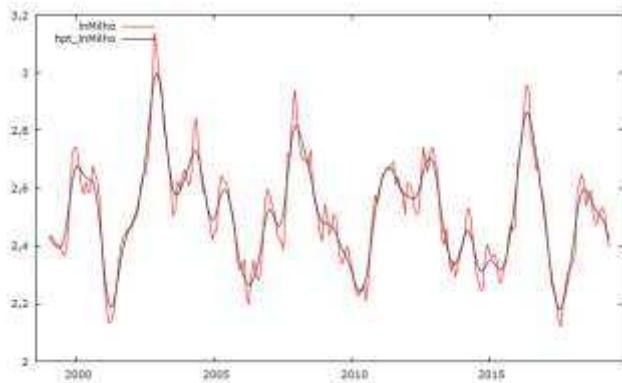
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 4: Série original e suavizada para o preço real do frango



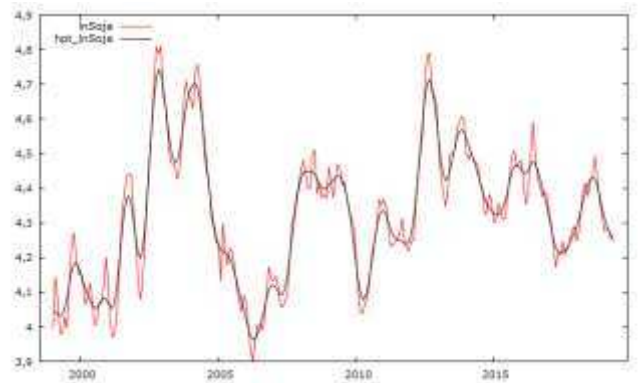
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 5: Série original e suavizada para o preço real do milho



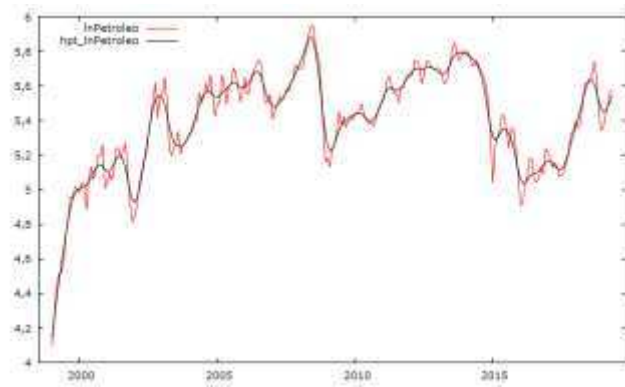
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 6: Série original e suavizada para o preço real da soja



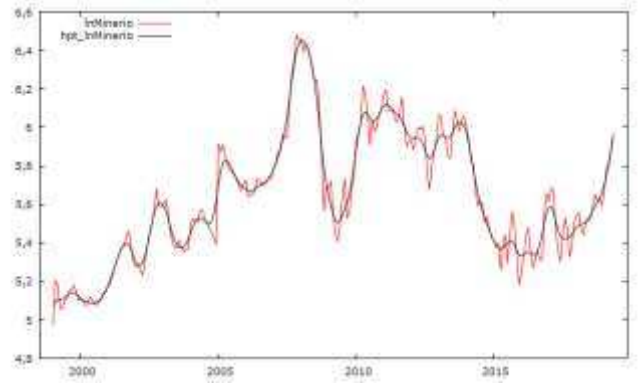
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 7: Série original e suavizada para o preço real do petróleo



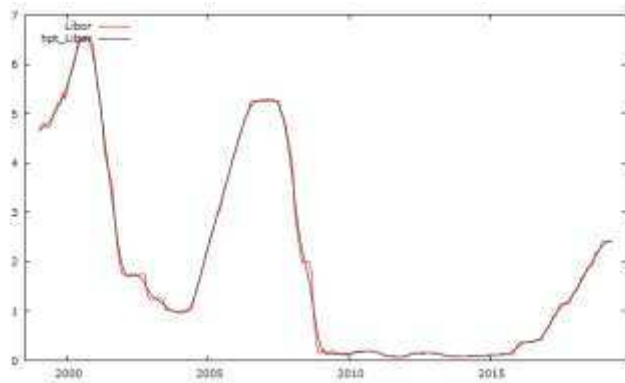
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 8: Série original e suavizada para o preço real do minério



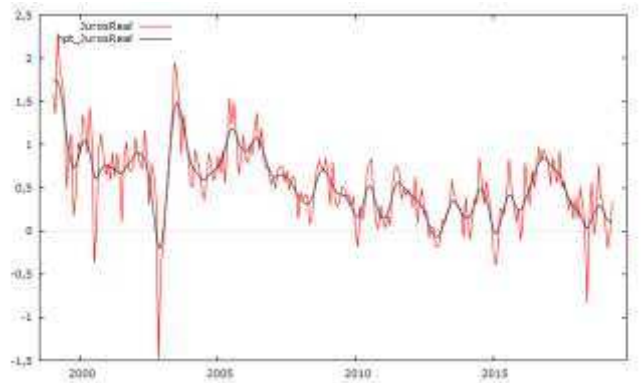
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 9: Série original e suavizada para a taxa de juros internacional



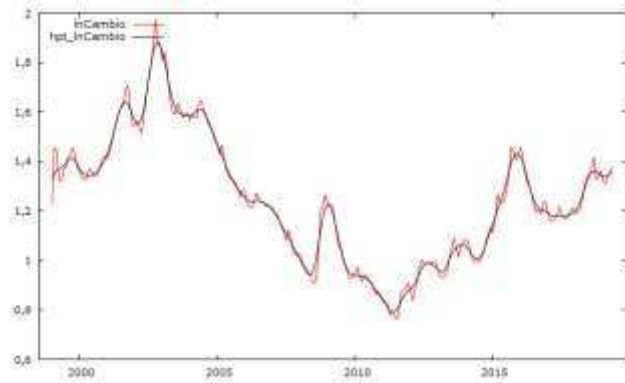
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 10: Série original e suavizada para a taxa de juros doméstico



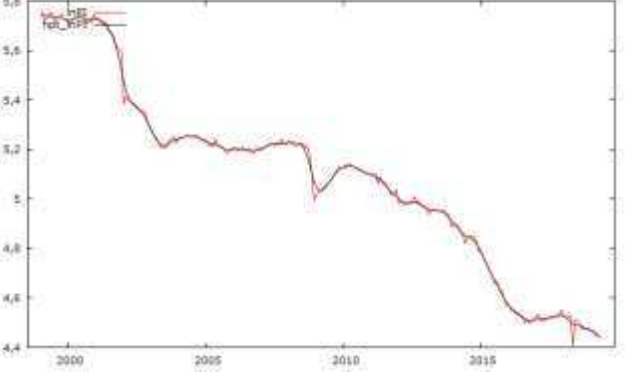
Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 11: Série original e suavizada para a taxa de câmbio real



Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 12: Série original e suavizada para a produção industrial



Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

APÊNDICE K

Tabela 27: Resultado do Teste de Raiz Unitária ADF e PP para as variáveis em nível após aplicar o filtro HP

	Variáveis em nível					
	ADF			PP		
	Sem Constante	Com constante	Constante e Tendência	Sem Constante	Com constante	Constante e Tendência
Preço Real Açúcar	0,411	0,180	0,207	0,871	0,604	0,590
Preço Real Boi Gordo	0,875	0,103	0,103	0,265	0,765	0,960
Preço Real do Frango	0,077	0,240	0,534	0,118	0,894	0,432
Preço Real Café	0,340	0,643	0,975	0,237	0,986	0,324
Preço Real Milho	0,592	0,670	0,981	0,506	0,502	0,908
Preço Real Soja	0,762	0,786	0,659	0,970	0,478	0,432
Preço Real Minério de Ferro	0,343	0,124	0,655	0,432	0,865	0,543
Preço Real Petróleo	0,665	0,709	0,875	0,455	0,603	0,764
Taxa Câmbio Real	0,327	0,124	0,334	0,534	0,234	0,434
Taxa de Juros Real	0,671	0,175	0,166	0,016	0,031	0,001
Taxa de Juros Internacional	0,132	0,542	0,984	0,233	0,323	0,888
PI	0,532	0,674	0,771	0,554	0,443	0,655

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Tabela 28: Resultado do Teste de Raiz Unitária ADF e PP para as variáveis em primeira diferença após aplicar o filtro HP

	Variáveis em primeira diferença					
	ADF			PP		
	Sem Constante	Com constante	Constante e Tendência	Sem Constante	Com constante	Constante e Tendência
Preço Real Açúcar	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Preço Real Boi Gordo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Preço Real do Frango	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Preço Real Café	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Preço Real Milho	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Preço Real Soja	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
Preço Real Minério de Ferro	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Preço Real Petróleo	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001	0,000
Taxa Câmbio Real	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Taxa de Juros Real	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Taxa de Juros Internacional	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
PI	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

APÊNDICE L

Tabela 29: Teste de cointegração de Johansen para cada *commodity* após aplicação do filtro HP

H0 = nenhum vetor de cointegração	BoiGordo		Frango		Milho		Soja		Açúcar		Café		Minério		Petróleo	
	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)	$\lambda_{traço}$	p valor (5%)
r=0	765,102	0.000	756,599	0.0000	100,718	0.0000	131,673	0.0000	101,750	0.0042	128,579	0.0000	594,361	0.0004	572,672	0.0000
r<=1	38,817	0.1857	35,604	0.9680	46,049	0.0781	66,233	0.0852	44,048	0.6608	64,817	0.2257	27,432	0.9729	10,354	0.3727
r<=2	12,945	0.8644	7,115	0.9579	11,034	0.2799	3,731	0.3201	1,635	0.9032	3,985	0.1978	3,810	0.7676	7,697	0.7630
r<=3	2,017	0.6898	1,881	0.4633	5,358	0.7911	1,656	0.8940	1,320	0.8883	1,930	0.5887	4,946	0.6674	1,558	0.8596
r<=4	4,224	0.8488	1,925	0.3456	1,120	0.8704	3,636	0.8308	4,277	0.9062	0,684	0.9118				

Fonte: Elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa; Valores em negrito referem-se a rejeição de H0

APÊNDICE M

Tabela 30: Resultados da estimativa Vetores de Cointegração normalizados para cada *commodity* após aplicação filtro HP

<i>Commodity</i>	<i>lnPreço Commodity</i>	Juros Internacional	Juros Doméstico	lnTaxa Câmbio	lnProdução Industrial	Constante
Açúcar	1	-0,185	-0,469***	1,690**	0,662***	8,332***
	-	[4,449]	[-2,220]	[6,3812]	[2,920]	[7,570]
Café	1	0,481	-0,109***	0,699***	0,323	-0,072***
	-	[0,912]	[-2,065]	[3,048]	[0,952]	[-3,476]
Boi Gordo	1	-0,019	-0,152***	0,165	0,333***	2,454
	-	[-1,392]	[-3,675]	[-3,239]	[7,629]	[1,206]
Frango	1	-0,027***	-0,119***	0,154	0,218***	0,004***
	-	[-4,569]	[-3,950]	[0,458]	[6,306]	[2,984]
Milho	1	0,590	-6,988	4,800**	3,007*	3,097
	-	[1,055]	[-7,818]	[2,206]	[1,831]	[0,546]
Soja	1	-0,088***	-0,448***	0,145***	0,099	8,271***
	-	[-2,642]	[-4,938]	[4,974]	[1,468]	[3,111]
Minério	1	-0,169***	-2,998***	-	1,006	12,616
	-	[-2,343]	[-7,583]	-	[1,454]	[2,138]
Petróleo	1	-0,021***	-1,112	-	0,456	4,181***
	-	[-2,714]	[-2,507]	-	[1,907]	[1,611]

Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE N

Tabela 31: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do açúcar após aplicação filtro HP

	D(HPACUCAR)	D(HPJI)	D(HPJD)	D(HPCAMBIO)	D(HPPI)
alfa	0,001*** [3,759]	-0,001 [-0,893]	0,003*** [3,407]	0,000 [-3,41099]	0,000 [-2,79412]
D(HPACUCAR(-1))	0,949** [2,495]	-0,169** [-2,122]	-0,030** [-2,285]	0,079*** [3,28276]	0,025*** [2,614]
D(HPJI(-1))	-0,005** [- 2,077]	0,997 [1,846]	0,028 [1,923]	-0,001 [-0,44999]	0,005*** [3,570]
D(HPJD(-1))	-0,008** [-1,920]	-0,049** [-2,557]	0,870 [4,621]	0,028 [4,89533]	-0,001 [-0,411]
D(HPCAMBIO(-1))	0,076*** [4,511]	-0,347*** [-4,713]	-0,546 [-5,314]	1006584,000 [45,0311]	-0,039*** [-4,404]
D(HPPI(-1))	0,135*** [3,641]	-1,434*** [-8,780]	-0,614 [-2,432]	0,180 [3,63774]	0,897*** [4,772]
C	0,001*** [2,696]	-0,008*** [-5,124]	-0,004 [-1,837]	0,001 [2,33472]	-0,001*** [-2,788]
R-squared	0,931	0,977	0,893	0,914	0,936

Fonte: Elaboração própria

Tabela 32: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do café após aplicação filtro HP

	D(HPCAFE)	D(HPJI)	D(HPJD)	D(HPCAMBIO)	D(HPPI)
Alfa	-0,006*** [-5,228]	-0,009*** [-3,866]	0,025*** [4,615]	0,000 [-0,685]	-0,001* [-1,693]
D(HPCAFE(-1))	2,025*** [5,941]	-0,055 [-0,649]	-0,323* [-1,612]	0,079*** [2,988]	-0,004 [-0,304]
D(HPCAFE(-2))	2,238*** [2,445]	0,072 [0,465]	0,624** [1,709]	0,128*** [2,623]	0,006 [0,234]
D(HPCAFE(-3))	0,787* [1,723]	0,012 [0,139]	-0,339* [-1,679]	-0,064*** [-2,345]	-0,005 [-0,321]
D(HPJI(-1))	-0,017 [-0,812]	2,745 [0,411]	-0,115 [-1,139]	0,012 [0,937]	0,032 [0,272]
D(HPJI(-2))	0,023 [0,565]	-2,385 [-2,075]	0,288 [1,482]	-0,017 [-0,648]	-0,066 [-0,360]
D(HPJI(-3))	-0,003 [-0,155]	0,814 [1,872]	-0,193 [-1,885]	0,004 [0,218]	0,038 [0,951]
D(HPJD(-1))	0,011 [0,909]	-0,038 [-1,568]	1,865 [1,956]	0,005 [0,661]	-0,003 [-0,004]
D(HPJD(-2))	-0,022 [-1,069]	0,074 [1,796]	-1,335 [-1,613]	-0,007 [-0,564]	0,003 [0,369]
D(HPJD(-3))	0,004 [0,375]	-0,055 [-2,285]	0,335 [5,892]	0,003 [0,33275]	-0,003 [-0,516]
D(HPCAMBIO(-1))	0,110 [1,343]	-0,445 [-2,683]	-1,353 [-3,44872]	2,450 [4,904]	0,014 [0,493]
D(HPCAMBIO(-2))	-0,229 [-1,497]	0,770 [2,474]	2,190 [2,979]	-2,100 [-1,802]	-0,048 [-0,811]
D(HPCAMBIO(-3))	0,148 [1,746]	-0,386 [-2,254]	-1,162 [-2,859]	0,658 [2,770]	0,021 [0,696]
D(HPPI(-1))	-0,130 [-0,837]	-1,564 [-4,974]	-0,098 [-0,134]	-0,067 [-0,677]	2,140 [3,062]
D(HPPI(-2))	0,214 [0,756]	2,412 [4,188]	-0,955 [-0,700]	0,111 [0,618]	-1,648 [-1,932]
D(HPPI(-3))	-0,096 [-0,617]	-1,183 [-3,768]	0,819 [1,101]	-0,050 [-0,501]	0,434 [7,907]
C	0,000 [-0,526]	-0,002 [-3,461]	-0,002 [-1,647]	0,000 [-0,373]	0,000 [-4,158]
R-squared	0,991	0,998	0,974	0,993	0,990

Fonte: Elaboração própria

Tabela 33: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do boi gordo após aplicação filtro HP

	D(HPBOI)	D(HPJI)	D(HPJD)	D(HPCAMBIO)	D(HPPI)
alfa	-0,001 [-3,592]	-0,002 [-3,714]	0,010 [14,06]	-0,001 [-3,633]	0,000 [-2,221]
D(HPBOI(-1))	0,949 [37,97]	-0,263 [-2,741]	-0,349 [-2,782]	-0,004 [-0,119]	-0,048 [-4,316]
D(HPJI(-1))	-0,001 [-0,435]	0,986 [88,23]	0,019 [1,311]	-0,003 [-0,769]	0,003 [2,137]
D(HPJD(-1))	0,010 [1,917]	-0,076 [-3,951]	0,845 [33,395]	0,023 [3,869]	-0,006 [-2,453]
D(HPCAMBIO(-1))	0,072 [3,755]	-0,346 [-4,735]	-0,563 [-5,883]	1,010 [44,139]	-0,039 [-4,548]
D(HPPI(-1))	0,203 [4,774]	-1,343 [-8,244]	-0,530 [-2,484]	0,196 [3,836]	0,913 [47,991]
C	0,001 [2,911]	-0,007 [-4,778]	-0,003 [-1,504]	0,001 [2,290]	0,000 [-2,243]
R-squared	0,890	0,977	0,897	0,910	0,939

Fonte: Elaboração própria

Tabela 34: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do frango após aplicação filtro HP

	D(HPFRANGO)	D(HPJI)	D(HPJD)	D(HPCAMBIO)	D(HPPI)
alfa	-0,008*** [-3,749]	-0,016 [-0,530]	0,078*** [3,062]	-0,006*** [-3,964]	-0,001** [-2,338]
D(HPFRANGO(-1))	0,912*** [2,763]	-0,203*** [-3,135]	-0,111** [-1,875]	0,002 [0,095]	-0,014* [-1,777]
D(HPJI(-1))	0,000 [0,024]	0,991 [1,017]	0,048*** [3,267]	-0,004 [-1,214]	0,004*** [3,042]
D(HPJD(-1))	-0,005 [-0,550]	-0,069*** [-3,762]	0,849*** [3,256]	0,024*** [4,157]	-0,003 [-1,347]
D(HPCAMBIO(-1))	0,089*** [2,528]	-0,331*** [-4,580]	-0,466*** [-4,803]	1,006*** [4,297]	0,037*** [-4,198]
D(HPPI(-1))	0,155** [1,980]	-1,362*** [-8,506]	-0,691*** [-3,227]	0,201*** [4,173]	0,905*** [4,519]
C	0,001 [1,337]	-0,008*** [-5,006]	-0,004 [-1,963]	0,001*** [2,360]	0,000 [-0,550]
R-squared	0,816	0,978	0,894	0,912	0,935

Fonte: Elaboração própria

Tabela 35: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do milho após aplicação filtro HP

	D(HPMILHO)	D(HPJI)	D(HPJD)	D(HPCAMBIO)	D(HPPI)
Alfa	0,000 [0,859]	-0,000 [-0,902]	0,040*** [4,223]	0,060** [2,407]	0,008*** [0,272]
D(HP MILHO(-1))	1,814*** [6,572]	-0,149*** [-2,703]	-0,070** [-1,795]	-0,008 [-0,552]	-0,004 [-0,486]
D(HP MILHO(-2))	0,924*** [2,640]	0,135 [0,394]	-0,048 [-0,529]	-0,003 [-0,193]	-0,005 [-0,639]
D(HPJI(-1))	0,011 [0,711]	1,841 [0,094]	0,005 [0,073]	0,021*** [2,659]	-0,001 [-0,152]
D(HPJI(-2))	-0,010 [-0,678]	-0,870** [-2,275]	0,003 [0,621]	-0,021** [-2,116]	0,002 [0,596]
D(HPJD(-1))	-0,007 [-0,679]	-0,016 [-0,741]	1,546*** [4,811]	0,004 [0,875]	-0,003 [-1,056]
D(HPJD(-2))	0,015 [1,285]	0,004 [0,172]	-0,788 [-1,753]	-0,005 [-0,856]	-0,001 [-0,355]
D(HP CAMBIO(-1))	0,085** [1,712]	-0,450*** [-4,564]	-0,480*** [-3,114]	1,859*** [3,098]	-0,027*** [-2,054]
D(HP CAMBIO(-2))	-0,079 [-1,539]	0,470*** [4,602]	0,171 [1,059]	-0,969*** [-3,127]	0,004 [0,280]
D(HPPI(-1))	0,066 [0,522]	-1,123 [-4,509]	-1,063** [-2,278]	0,010 [0,578]	1,725* [2,108]
D(HPPI(-2))	-0,131 [-1,059]	1,100*** [4,183]	0,413 [1,059]	-0,069 [-1,931]	-0,840** [-2,049]
C	0,000 [-0,727]	-0,001 [-1,619]	-0,005*** [-3,135]	0,000 [-1,334]	-0,001*** [-6,042]
R-squared	0,985	0,995	0,968	0,988	0,984

Fonte: Elaboração própria

Tabela 36: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real da soja após aplicação filtro HP

	D(HPSOJA)	D(HPJI)	D(HPJD)	D(HPCAMBIO)	D(HPPI)
alfa	-0,005*** [-5,940]	-0,006 [-0,200]	0,026*** [13,534]	-0,002*** [-4,288]	-0,001*** [-3,172]
D(HP SOJA(-1))	0,940*** [3,080]	-0,158*** [-3,117]	-0,189*** [-2,878]	0,035** [2,381]	0,014** [2,287]
D(HPJI(-1))	0,003 [0,591]	0,984*** [8,830]	0,021 [1,387]	-0,005 [-1,545]	0,005*** [3,712]
D(HPJD(-1))	0,036*** [3,488]	-0,076*** [-3,996]	0,849*** [3,622]	0,020*** [3,321]	-0,001 [-0,432]
D(HP CAMBIO(-1))	0,150*** [3,552]	-0,257*** [-3,309]	-0,420*** [-4,087]	1,029*** [2,895]	-0,045*** [-4,035]
D(HPPI(-1))	0,070 [0,780]	-1,293*** [-7,873]	-0,564** [-2,567]	0,220*** [4,332]	0,895*** [4,487]
C	0,001 [0,759]	-0,007 [-4,098]	-0,004* [-1,684]	0,001*** [2,551]	-0,001 [-2,889]
R-squared	0,889	0,977	0,894	0,913	0,935

Fonte: Elaboração própria

Tabela 37: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do petróleo após aplicação filtro HP

	D(HPPETROLEO)	D(HPJI)	D(HPJD)	D(HPCAMBIO)	D(HPPI)
alfa	0,001*** [3,178]	0,002*** [4,619]	-0,008*** [-3,488]	0,001*** [4,100]	0,000 [0,278]
D(HP PETROLEO(-1))	0,927 [0,257]	-0,082** [-2,065]	0,048 [0,952]	0,032** [2,542]	0,013*** [2,702]
D(HPJI(-1))	0,001 [0,105]	0,993 [1,032]	0,027* [1,854]	-0,003 [-1,024]	0,004*** [3,095]
D(HPJD(-1))	-0,061*** [-5,523]	-0,052*** [-2,714]	0,879*** [5,058]	0,027*** [4,585]	-0,001 [-0,480]
D(HPPI(-1))	-0,418*** [-4,160]	-1,529*** [-8,839]	-0,662** [-2,167]	0,147*** [2,738]	0,883*** [2,9131]
C	-0,003*** [-2,652]	-0,009*** [-5,520]	-0,004 [-1,952]	0,001 [1,565]	-0,001*** [-3,526]
R-squared	0,903	0,977	0,893	0,913	0,936

Fonte: Elaboração própria

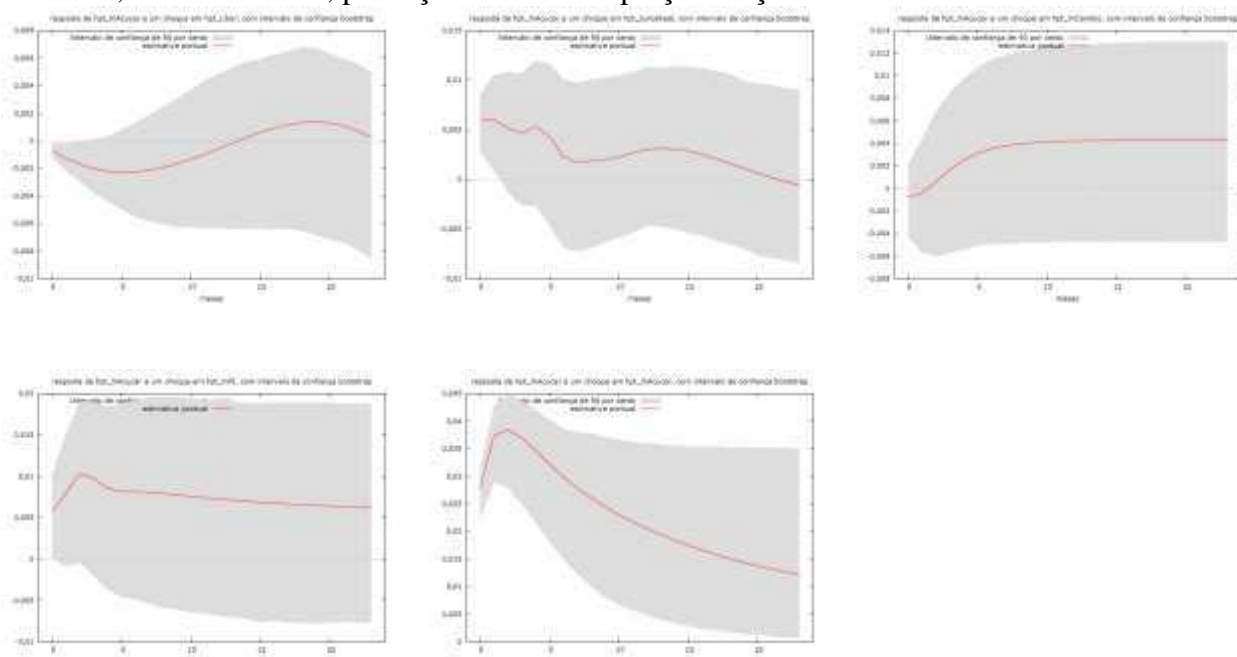
Tabela 38: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do petróleo açúcar após aplicação filtro HP

	D(HPMINERIO)	D(HPJI)	D(HPJD)	D(HPPI)
alfa	0,000 [-1,589]	0,002*** [5,069]	-0,003*** [-2,844]	0,000 [1,366]
D(HP MINERIO(-1))	2,643*** [4,673]	0,004 [0,079]	-0,419** [-2,283]	0,031 [2,544]
D(HP MINERIO(-2))	2,102*** [2,778]	-0,049*** [-3,464]	-0,652* [-2,074]	0,047** [2,122]
D(HP MINERIO(-3))	0,711 [1,491]	0,036 [0,568]	-0,252 [-1,424]	0,017 [1,433]
D(HPJI(-1))	-0,013 [-0,450]	2,574*** [5,848]	0,105 [1,030]	0,028*** [3,920]
D(HPJI(-2))	0,022 [0,460]	-2,406 [-1,970]	-0,147 [-0,756]	-0,056*** [-4,132]
D(HPJI(-3))	-0,005 [-0,194]	0,831* [1,894]	0,048 [0,901]	0,030*** [4,269]
D(HPJD(-1))	-0,001 [-0,003]	-0,032 [-1,446]	1,963*** [3,419]	0,002 [0,456]
D(HPJD(-2))	-0,017 [-0,516]	0,066* [1,683]	-1,461 [-1,370]	-0,002 [-0,230]
D(HPJD(-3))	0,020 [1,133]	-0,059** [-2,388]	0,382*** [6,413]	0,000 [-0,166]
D(HPPI(-1))	0,037 [0,163]	-1,307*** [-4,300]	0,582 [0,753]	2,100 [0,351]
D(HPPI(-2))	0,203 [0,495]	2,300*** [3,745]	-1,710 [-1,191]	-1,600 [-1,964]
D(HPPI(-3))	-0,245 [-1,100]	-1,034*** [-3,417]	1,050 [1,399]	0,466*** [8,504]
C	0,000 [0,630]	-0,001*** [-3,135]	-0,001 [-0,551]	0,000*** [-2,868]
R-squared	0,988	0,998	0,970	0,989

Fonte: Elaboração própria

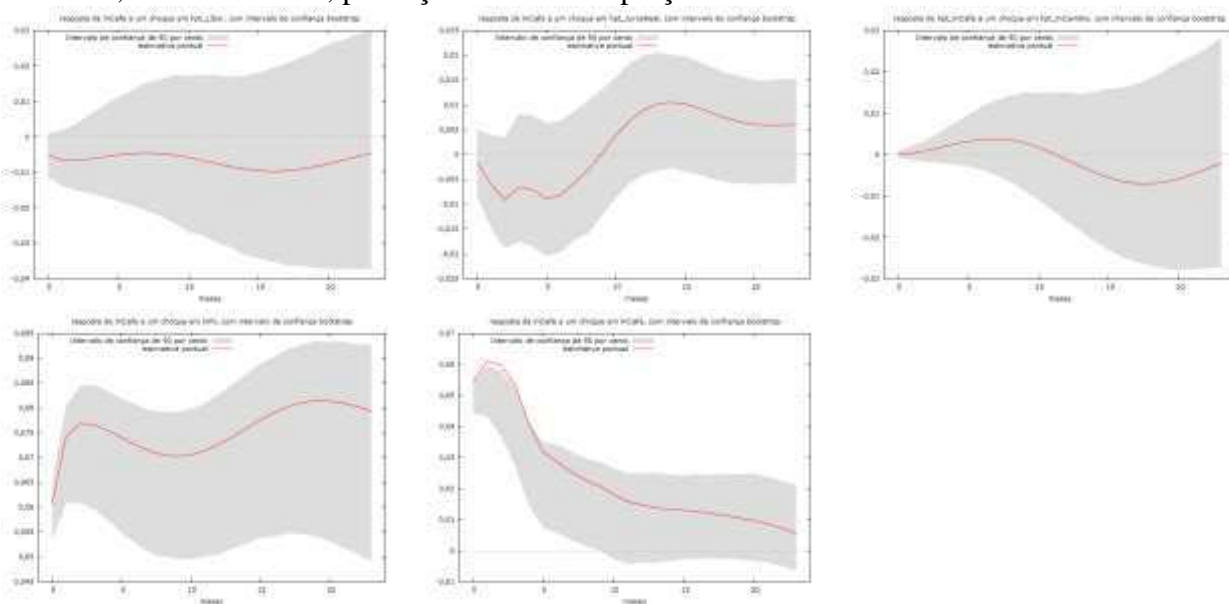
APÊNDICE O

Figura 1: Respostas preço real do açúcar à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, produção industrial e preço do açúcar.



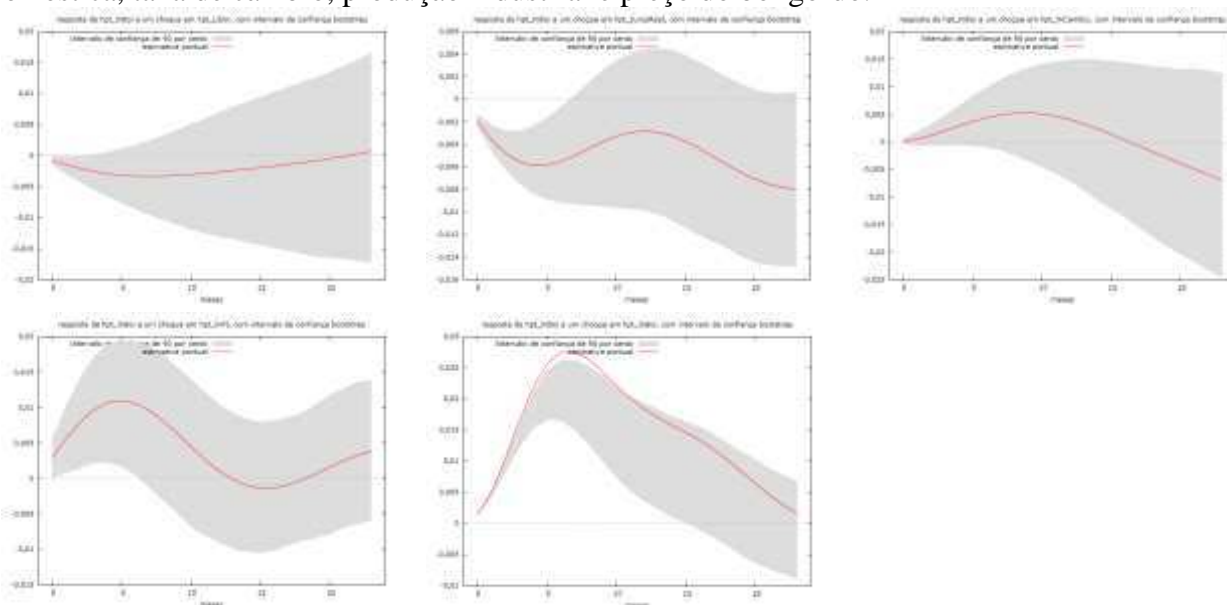
Fonte: Elaboração própria

Figura 2: Respostas preço real do café à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, produção industrial e preço do café.



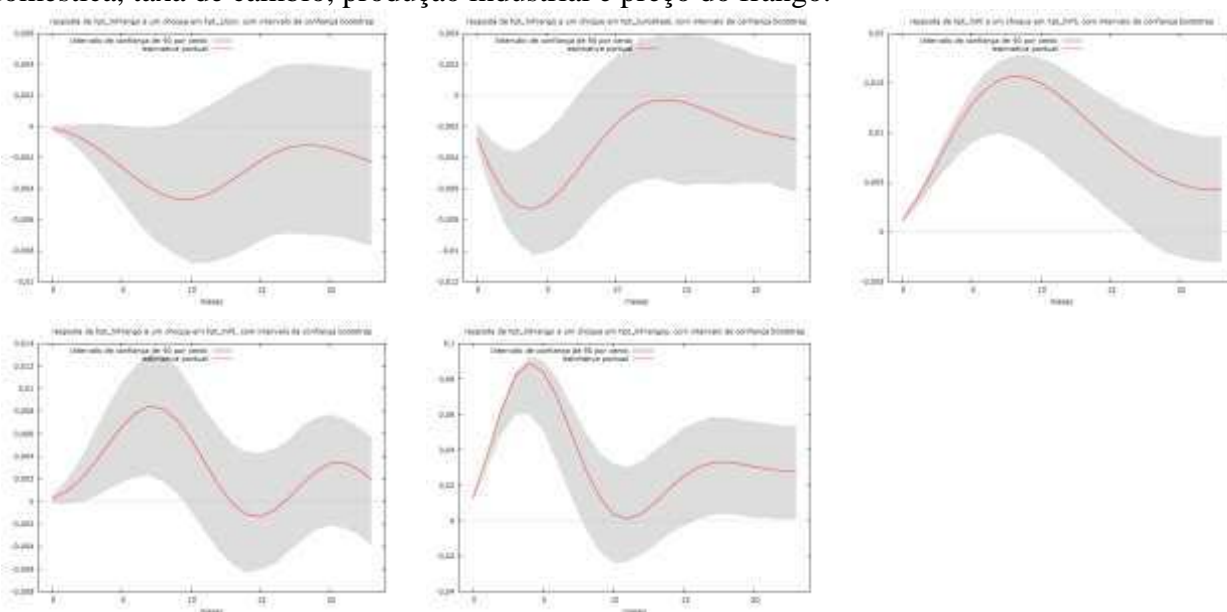
Fonte: Elaboração própria

Figura 3: Respostas preço real do boi gordo à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, produção industrial e preço do boi gordo.



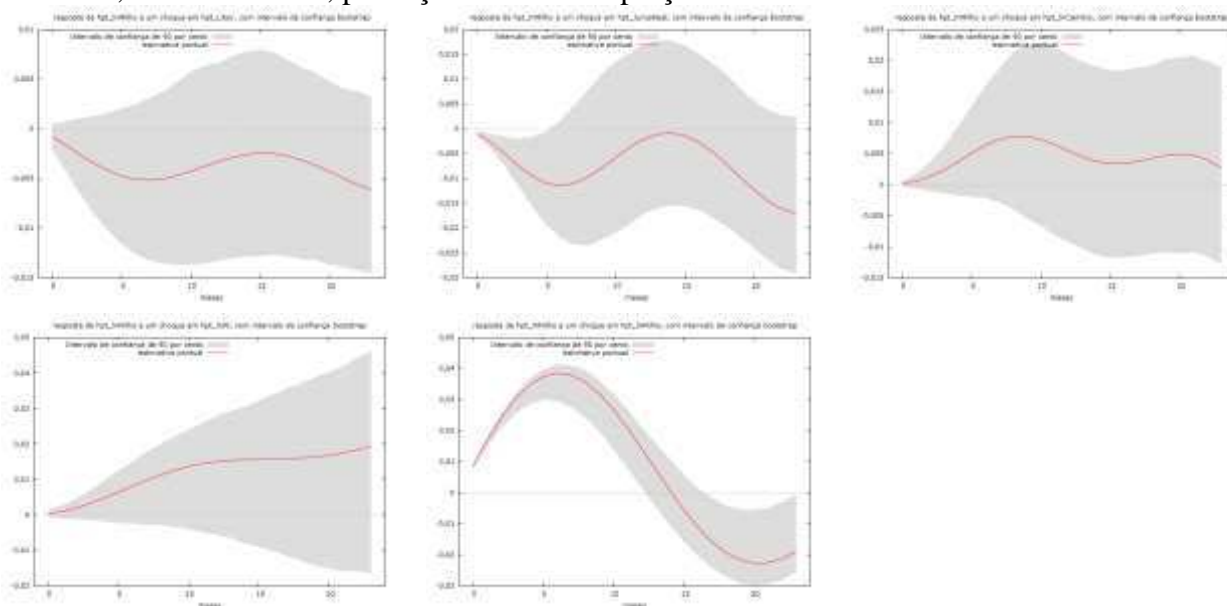
Fonte: Elaboração própria

Figura 4: Respostas preço real do frango à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, produção industrial e preço do frango.



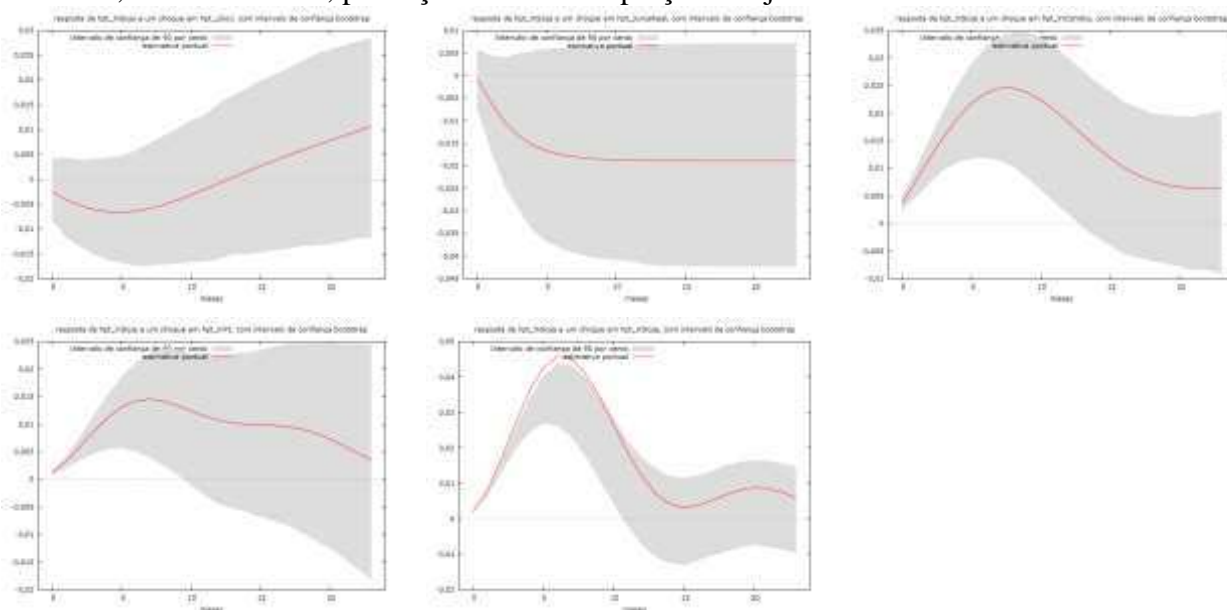
Fonte: Elaboração própria

Figura 5: Respostas preço real do milho à choques taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, produção industrial e preço do milho.



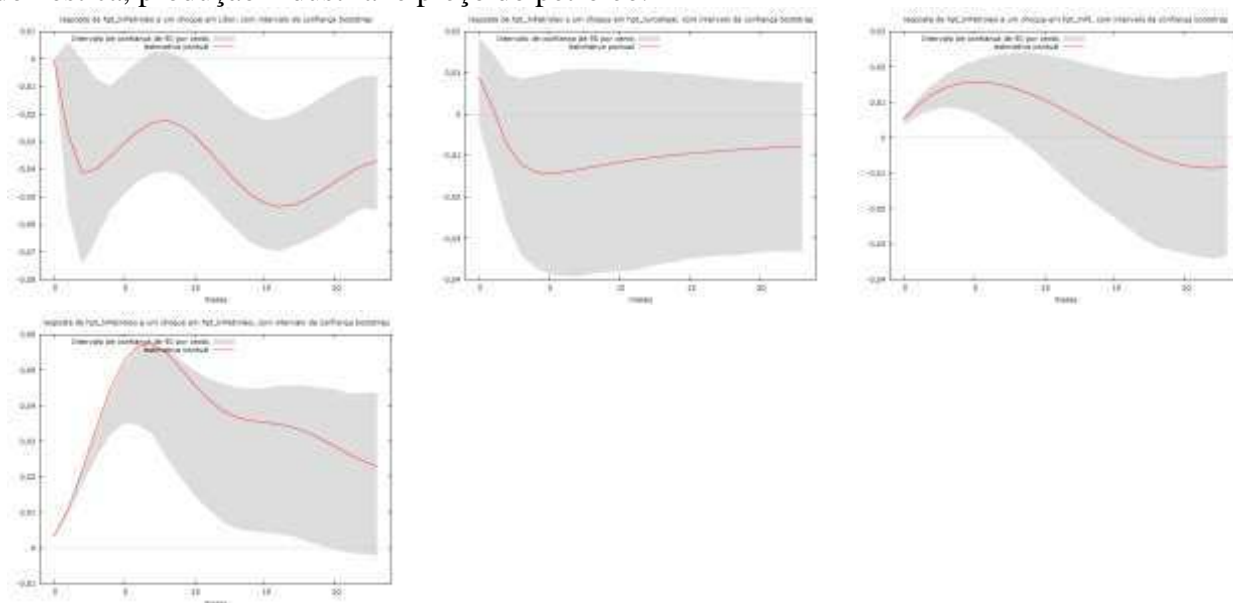
Fonte: Elaboração própria

Figura 6: Respostas preço real da soja à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, produção industrial e preço da soja.



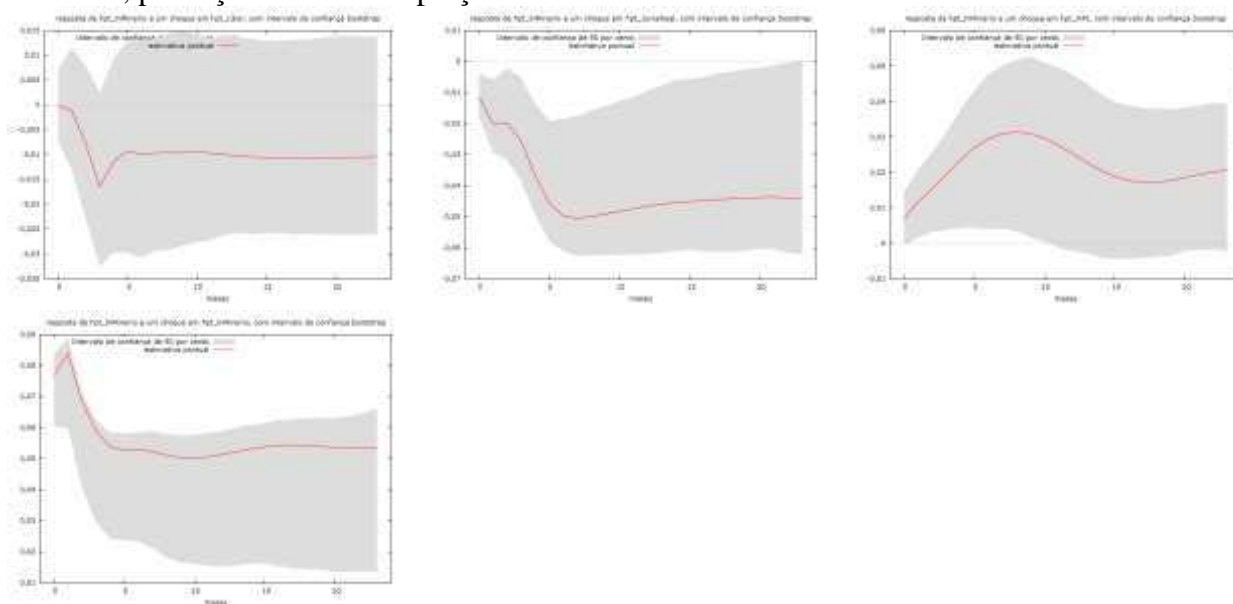
Fonte: Elaboração própria

Figura 7: Respostas preço real do petróleo à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, produção industrial e preço do petróleo.



Fonte: Elaboração própria

Figura 8: Respostas preço real do minério à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, produção industrial e preço do minério.



Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE P

Tabela 39: Resultados da estimativa Vetores de Cointegração com o IBC-Br normalizados para cada *commodity*

<i>Commodity</i>	<i>lnPreço Commodity</i>	Juros Internacional	Juros Doméstico	lnTaxa Câmbio	lnIBC-Br	Constante
Açúcar	1	-0,002	-1,818***	-0,546	5,703***	3,142***
	-	[-0,051]	[-8,515]	[-0,985]	[3,313]	[3,843]
Café	1	-0,012	-0,642***	1,174***	0,206	8,352
	-	[0,583]	[-6,790]	[7,870]	[1,196]	[0,442]
Boi Gordo	1	0,028	-1,572***	0,046	0,367***	0,323
	-	[-0,757]	[-7,659]	[0,630]	[4,747]	[1,006]
Frango	1	0,012	-0,162***	0,140**	0,080	1,090**
	-	[-1,450]	[-3,197]	[2,089]	[1,150]	[2,901]
Milho	1	0,087**	-1,214***	0,0366	0,780**	6,580**
	-	[2,395]	[-5,886]	[1,221]	[2,454]	[2,546]
Soja	1	-0,259**	-3,427***	2,478**	1,388	1,772
	-	[-2,319]	[-5,459]	[2,523]	[1,501]	[0,323]
Minério	1	0,173***	-1,991***	-	1,242**	0,085
	-	[2,829]	[-5,961]	-	[2,448]	[0,004]
Petróleo	1	0,118***	-1,026***	-	1,001***	0,539
	-	[4,110]	[-6,472]	-	[4,095]	[1,771]

Fonte: Elaboração própria

Tabela 40: Resultados dos coeficientes de ajustamento com o IBC-Br

<i>Commodity</i>	DPreço Commodity	DJuros Internacional	DJuros Doméstico	DTaxa Câmbio	DIBC-Br
Açúcar	-0,001	-0,001	0,170***	-0,008**	-0,002***
	[-0,618]	[-0,154]	[5,886]	[-2,255]	[-3,005]
Café	-0,020	-0,014	0,288***	-0,011	-0,003*
	[-1,524]	[-0,615]	[5,002]	[-1,397]	[-1,920]
Boi Gordo	-0,004***	-0,2833*	1,021***	0,053	-0,027***
	[-5,134]	[-1,970]	[4,370]	[1,621]	[-3,463]
Frango	-0,327	-0,128	-0,425*	-0,024	-0,003
	[-1,262]	[-1,147]	[-1,730]	[-0,642]	[-0,343]
Milho	-0,045*	-0,053	0,322***	0,001	-0,004*
	[-1,646]	[-1,900]	[4,992]	[0,176]	[-1,833]
Soja	-0,006	-0,015	0,095***	-0,001	-0,007
	[-1,570]	[-1,999]	[5,059]	[-0,685]	[-1,146]
Minério	-0,037**	0,017	-0,162***	-	0,002
	[-2,418]	[1,031]	[-3,950]	-	[1,597]
Petróleo	-0,059**	0,069**	-0,336***	-	0,001
	[-2,456]	[2,103]	[-4,384]	-	[0,396]

Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE Q

Tabela 41: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do açúcar

	D(LN ACUCAR)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNIBC)
D(LN ACUCAR(-1))	0,266*** [3,723]	-0,219 [-0,798]	-1,513** [2,215]	0,050 [0,549]	0,066*** [2,899]
D(JI(-1))	0,015 [1,039]	0,705* [1,709]	0,011* [1,806]	0,010 [0,504]	0,009 [1,996]
D(JD(-1))	-0,007 [-0,920]	-0,052* [-1,826]	-0,062 [-0,876]	-0,003 [-0,298]	-0,001 [-0,345]
D(LN CAMBIO(-1))	0,032 [0,599]	-0,097 [-0,464]	-1,437*** [-2,721]	0,357*** [5,141]	-0,016 [-0,904]
D(LNIBC(-1))	-0,315 [-1,417]	-1,710** [-2,020]	0,962 [0,464]	-0,066 [-0,230]	0,120 [1,644]
C	-0,001 [-0,296]	-0,004 [-0,498]	-0,001 [-0,068]	-0,002 [-0,705]	-0,003*** [-4,190]
R-squared	0,083	0,489	0,229	0,150	0,129

Fonte: Elaboração própria

Tabela 48: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do petróleo

	D(LN PETROLEO)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNIBC)
D(LN PETROLEO(-1))	0,203*** [2,826]	0,031 [0,374]	-0,420* [-1,751]	-0,045 [-1,441]	0,024*** [3,487]
D(JI(-1))	0,022 [0,523]	0,704* [1,784]	0,127 [0,931]	0,007 [0,389]	0,006 [1,432]
D(JD(-1))	0,045 [0,203]	-0,063** [-2,093]	-0,015 [-0,210]	-0,002 [-0,221]	-0,002 [-0,754]
D(LN CAMBIO(-1))	-0,209 [-1,287]	-0,117 [-0,626]	-1,064** [-2,012]	0,360*** [5,197]	-0,027 [-1,455]
D(LNIBC(-1))	0,858 [1,311]	-0,886** [-2,177]	0,713 [0,636]	0,023 [0,081]	0,096 [1,329]
C	0,002 [0,27079]	-0,005 [-0,598]	0,001 [0,063]	-0,002 [-0,512]	-0,003*** [-4,286]
R-squared	0,071	0,489	0,235	0,155	0,126

Fonte: Elaboração própria

Tabela 42: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do café

	D(LN CAFE)	D(JI)	D(JD)	D(LNCAMBIO)	D(LNIBC)
D(LN CAFE(-1))	0,225 [2,959]	0,004 [0,026]	-0,713 [-2,113]	-0,021 [-0,339]	-0,003 [-0,291]
D(LN CAFE(-2))	0,079 [1,019]	-0,139 [-0,987]	-0,009 [-2,029]	-0,046 [-1,014]	-0,006 [-0,573]
D(LN CAFE(-3))	0,062 [0,817]	0,147 [1,071]	-0,239 [-3,720]	-0,044 [-0,990]	-0,046 [-0,471]
D(JI(-1))	0,073 [1,667]	0,622 [7,788]	-0,208 [-0,394]	-0,003 [-0,104]	0,012 [1,772]
D(JI(-2))	-0,041 [-0,788]	0,043 [0,452]	-0,187 [-0,889]	-0,012 [-0,387]	-0,002 [-0,264]
D(JI(-3))	-0,014 [-0,322]	0,126 [1,573]	0,131 [1,653]	0,003 [0,986]	-0,008 [-1,180]
D(JD(-1))	-0,020 [-1,016]	-0,073 [-2,063]	-0,057 [-0,641]	-0,003 [-0,282]	-0,003 [-1,001]
D(JD(-2))	0,002 [0,082]	0,016 [0,494]	-0,107 [-1,399]	-0,006 [-0,557]	-0,005 [-2,027]
D(JD(-3))	0,004 [0,233]	-0,038 [-1,293]	0,111 [1,561]	-0,013 [-1,345]	-0,001 [-0,414]
D(LN CAMBIO(-1))	0,216 [1,660]	-0,167 [-0,715]	-1,374 [-2,467]	0,364 [4,711]	-0,013 [-0,688]
D(LN CAMBIO(-2))	-0,060 [-0,437]	0,353 [0,144]	-0,172 [-0,285]	-0,012 [-1,503]	-0,013 [-0,601]
D(LN CAMBIO(-3))	-0,090 [-0,694]	0,257 [1,084]	-0,806 [-1,433]	0,130 [1,692]	-0,047 [-2,457]
D(LNIBC(-1))	-0,684 [-1,321]	-1,696 [-1,817]	0,378 [1,768]	-0,317 [0,109]	-0,036 [0,402]
D(LNIBC(-2))	0,419 [0,844]	-0,179 [-0,160]	-1,379 [-1,760]	-0,026 [-0,859]	0,021 [2,829]
D(LNIBC(-3))	0,038 [0,751]	-0,022 [-0,266]	-0,056 [-2,536]	-0,132 [-0,441]	-0,023 [-0,290]
C	0,000 [0,025]	-0,005 [-0,544]	-0,027 [-1,326]	-0,002 [-0,702]	-0,002 [-3,436]
R-squared	0,109	0,517	0,322	0,182	0,198

Fonte: Elaboração própria

Tabela 43: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do boi gordo

	D(LNBOI)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNIBC)
D(LNBOI(-1))	0,181 [2,531]	-0,048 [-0,215]	-0,459 [-2,864]	0,016 [0,261]	0,009 [0,811]
D(JI(-1))	-0,026 [-1,492]	0,699 [1,617]	0,168 [1,261]	0,003 [0,14266]	0,007 [1,342]
D(JD(-1))	-0,014 [-1,882]	-0,071 [-2,498]	0,031 [0,4488]	0,001 [0,11695]	0,000 [-0,039]
D(LN CAMBIO(-1))	-0,015 [-0,256]	-0,160 [-0,711]	-0,506 [-0,991]	0,333 [4,57860]	-0,018 [-0,929]
D(LNIBC(-1))	0,501 [1,834]	-1,853 [-2,196]	0,912 [0,445]	0,016 [0,05493]	0,163 [2,145]
C	0,002 [0,78049]	-0,005 [-0,580]	0,001 [0,062]	-0,002 [-0,59879]	-0,003 [-3,713]
R-squared	0,119	0,491	0,286	0,132	0,058

Fonte: Elaboração própria

Tabela 44: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do frango

	D(LN FRANGO)	D(JI)	D(JD)	D(LNCAM BIO)	D(LNIBC)
D(LN FRANGO(-1))	0,215 [2,996]	-0,044 [-0,353]	-0,632** [-1,955]	0,034 [0,814]	0,010 [0,970]
D(JI(-1))	0,014 [0,441]	0,692* [1,694]	0,233* [1,654]	-0,001 [-0,049]	0,005 [1,099]
D(JD(-1))	-0,037** [-2,408]	-0,074*** [-2,798]	-0,112 [-1,623]	0,004 [0,401]	-0,001 [-0,464]
D(LN CAMBIO(-1))	0,027 [0,229]	-0,119 [-0,575]	-1,256** [-2,321]	0,347*** [4,933]	-0,019 [-1,045]
D(LNIBC(-1))	-0,298 [-0,613]	-0,210** [-2,512]	0,500 [0,226]	-0,007 [-0,026]	0,118 [1,603]
C	-0,001 [-0,167]	-0,005 [-0,66942]	-0,002 [-0,128]	-0,002 [-0,602]	-0,003 [-4,082]
R-squared	0,119	0,505	0,179	0,135	0,098

Fonte: Elaboração própria

Tabela 45: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do milho

	D(LNMILHO)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNIBC)
D(LN MILHO(-1))	0,370*** [5,046]	0,147 [1,263]	-0,803** [-2,470]	-0,047 [-1,431]	0,006 [0,037]
D(LN MILHO(-2))	-0,065 [-0,857]	-0,156* [-1,685]	-0,234 [-0,794]	0,009*** [2,800]	0,019*** [2,814]
D(JI(-1))	0,033 [0,681]	0,619 [8,068]	0,019 [0,984]	-0,001 [-0,082]	0,010 [1,512]
D(JI(-2))	-0,053 [-1,198]	0,127 [1,627]	0,013 [0,066]	-0,002 [-0,0776]	-0,007 [-1,083]
D(JD(-1))	0,003 [0,158]	-0,064 [-2,044]	-0,115 [-1,541]	-0,004 [-0,429]	-0,003 [-1,006]
D(JD(-2))	0,007 [0,387]	0,020 [0,796]	-0,114 [-1,641]	-0,006 [-0,651]	-0,005 [-2,072]
D(LN CAMBIO(-1))	0,116 [0,804]	-0,283 [-1,225]	-0,999 [-1,790]	0,390 [5,112]	-0,007 [-0,334]
D(LN CAMBIO(-2))	-0,106 [-0,746]	0,183 [0,791]	-0,501 [-0,072]	-0,108 [-1,427]	-0,037 [-1,951]
D(LNIBC(-1))	-0,181 [-0,331]	-1,875 [-2,195]	0,997 [0,477]	0,062 [0,217]	0,095 [1,307]
D(LNIBC(-2))	0,797 [1,461]	-0,278 [-0,355]	-2,483 [-2,238]	-0,306 [-1,088]	0,219 [2,925]
C	0,001 [0,134]	-0,006 [-0,676]	-0,019 [-0,976]	-0,002 [-0,823]	-0,002 [-3,207]
R-squared	0,149	0,511	0,278	0,171	0,173

Fonte: Elaboração própria

Tabela 46: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real da soja

	D(LN SOJA)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNIBC)
D(LNSOJA(-1))	0,326*** [4,378]	0,057 [0,398]	-0,146* [2,465]	0,038*** [5,808]	0,001 [0,097]
D(JI(-1))	-0,038 [-1,257]	0,667 [1,507]	-0,015 [-0,993]	0,019 [0,979]	0,012 [2,3901]
D(JD(-1))	0,007 [0,527]	-0,037 [-1,384]	-0,056 [-0,806]	-0,002 [-0,183]	-0,002 [-0,693]
D(LN CAMBIO(-1))	-0,057 [-0,506]	-0,128 [-0,599]	-1,608 [-2,949]	0,376 [5,239]	-0,014 [-0,742]
D(LNIBC(-1))	0,284 [0,620]	-0,926 [-1,436]	0,212 [0,962]	-0,119 [-0,401]	0,095 [1,243]
C	0,000 [-0,051]	-0,002 [-0,204]	0,004 [0,221]	-0,002 [-0,761]	-0,003 [-4,240]
R-squared	0,113	0,496	0,211	0,154	0,096

Fonte: Elaboração própria

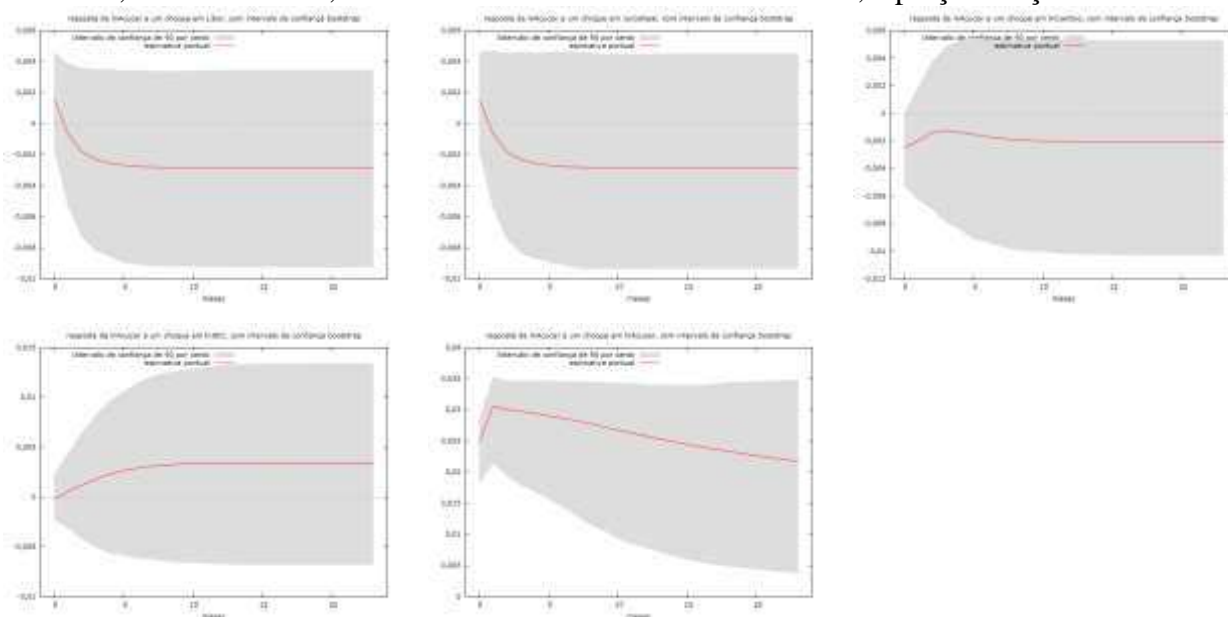
Tabela 47: Resultados da estimativa do modelo VEC para o preço real do minério

	D(LN MINERIO)	D(JI)	D(JD)	D(LN CAMBIO)	D(LNIBC)
D(LN MINERIO(-1))	0,232*** [3,237]	0,119 [1,335]	-0,513** [-2,526]	0,055* [1,947]	0,021*** [3,461]
D(LN MINERIO(-2))	0,201** [2,509]	-0,103** [-2,155]	-0,076 [-0,351]	0,000 [-0,089]	0,006 [0,870]
D(LN MINERIO(-3))	-0,037 [-0,478]	-0,079*** [-2,818]	-0,204*** [-3,245]	-0,018* [-1,670]	0,009 [1,260]
D(JI(-1))	0,082 [1,111]	0,590 [7,481]	0,074 [0,395]	0,003 [0,119]	0,010 [1,520]
D(JI(-2))	-0,073 [-0,809]	0,061 [0,652]	-0,166 [-0,797]	-0,010 [-0,301]	-0,004 [-0,511]
D(JI(-3))	0,030 [0,990]	0,125 [1,607]	0,392 [2,194]	0,017 [0,698]	-0,009 [-1,356]
D(JD(-1))	0,013 [0,488]	-0,082 [-2,491]	-0,043 [-0,542]	0,003 [0,274]	-0,002 [-0,746]
D(JD(-2))	-0,027 [-0,938]	0,001 [0,022]	-0,081 [-1,071]	0,001 [0,109]	-0,005 [-1,803]
D(JD(-3))	-0,036 [-1,382]	-0,041 [-1,401]	0,110 [1,511]	-0,028 [-0,801]	0,000 [-0,107]
D(LN CAMBIO(-1))	-0,589 [-2,796]	-0,296 [-1,245]	-1,207 [-2,162]	0,405 [5,209]	-0,016 [-0,812]
D(LN CAMBIO(-2))	0,383 [1,648]	0,130 [0,555]	-0,464 [-0,762]	-0,164 [-1,906]	-0,004 [-0,266]
D(LN CAMBIO(-3))	-0,023 [-1,040]	0,214 [0,718]	-0,597 [-1,045]	0,135 [1,701]	-0,053 [-2,690]
D(LNIBC(-1))	-0,136 [-0,137]	-1,637 [-1,774]	0,371 [1,674]	0,002 [0,722]	-0,005 [0,043]
D(LNIBC(-2))	0,196 [1,298]	-0,605 [-0,045]	-1,421 [-2,019]	-0,017 [-0,580]	0,021 [2,876]
D(LNIBC(-3))	-0,336 [-0,470]	-0,036 [-0,010]	-0,681 [-3,174]	-0,006 [-0,216]	-0,016 [-0,241]
C	0,003 [0,376]	-0,004 [-0,497]	-0,032 [-1,583]	-0,001 [-0,230]	-0,003 [-3,634]
R-squared	0,138	0,531	0,344	0,174	0,230

Fonte: Elaboração própria

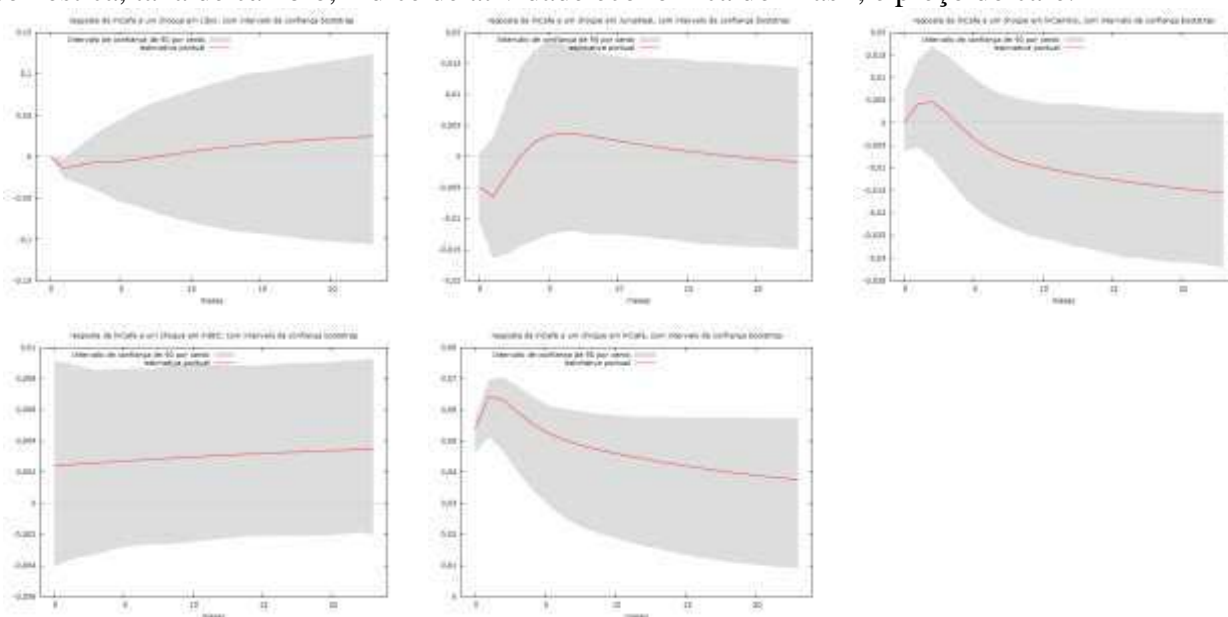
APÊNDICE R

Figura 1: Respostas preço real do açúcar à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, índice de atividade econômica do Brasil, e preço do açúcar.



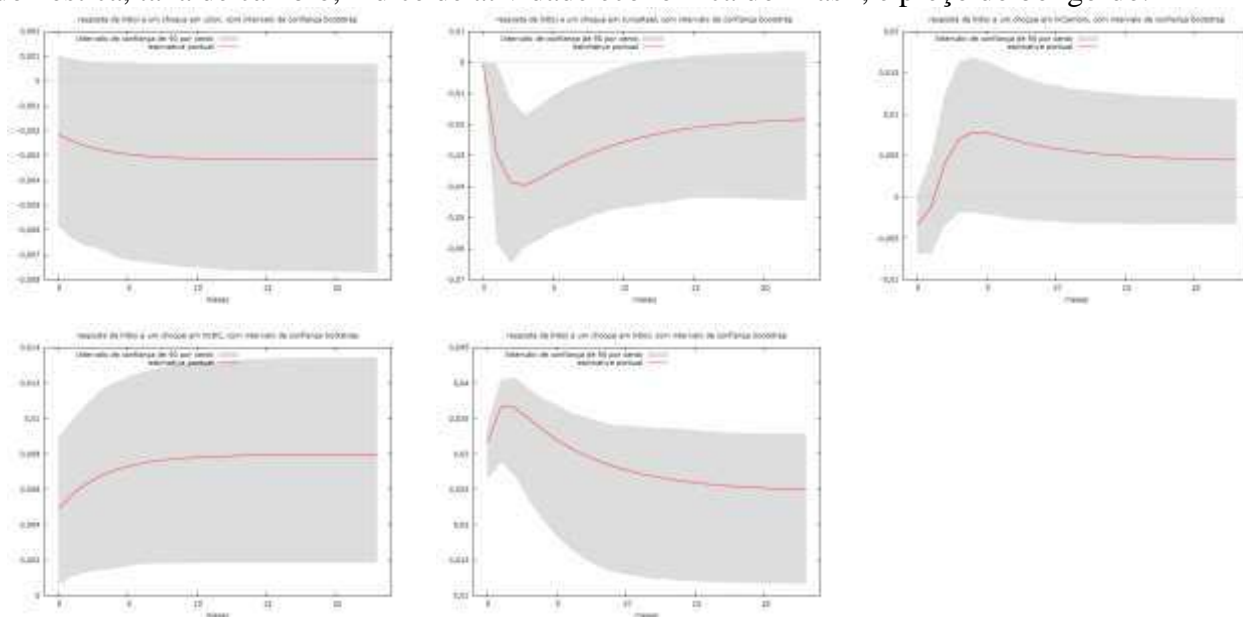
Fonte: Elaboração própria

Figura 2: Respostas preço real do café à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, índice de atividade econômica do Brasil, e preço do café.



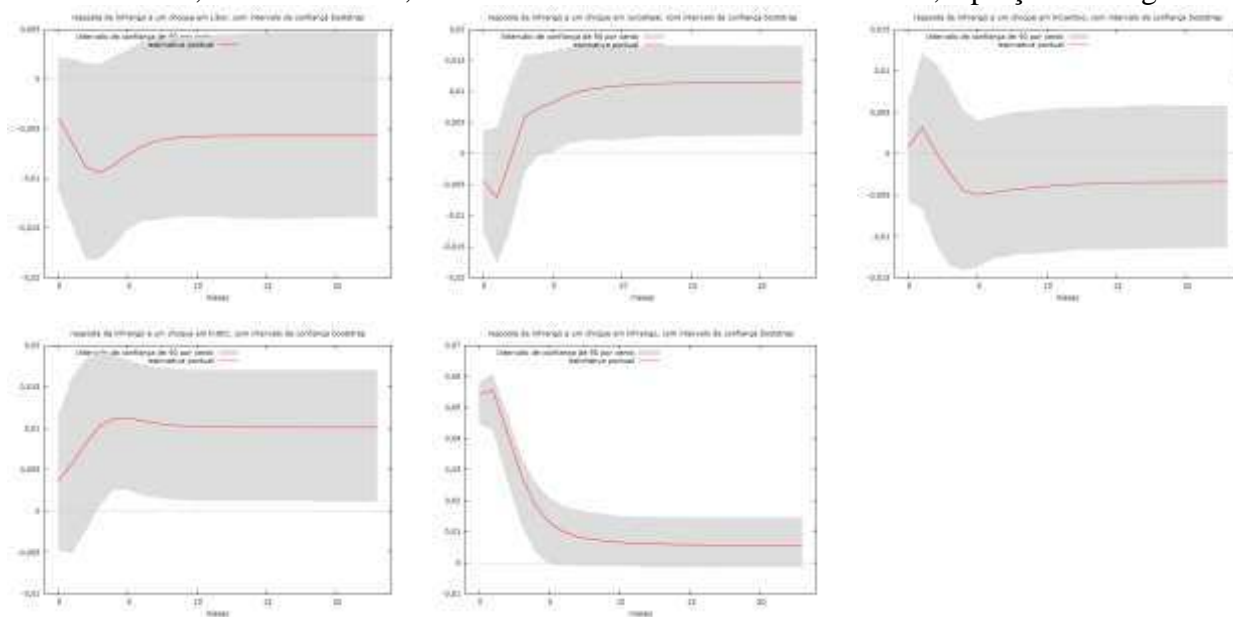
Fonte: Elaboração própria

Figura 3: Respostas preço real do boi gordo à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, índice de atividade econômica do Brasil, e preço do boi gordo.



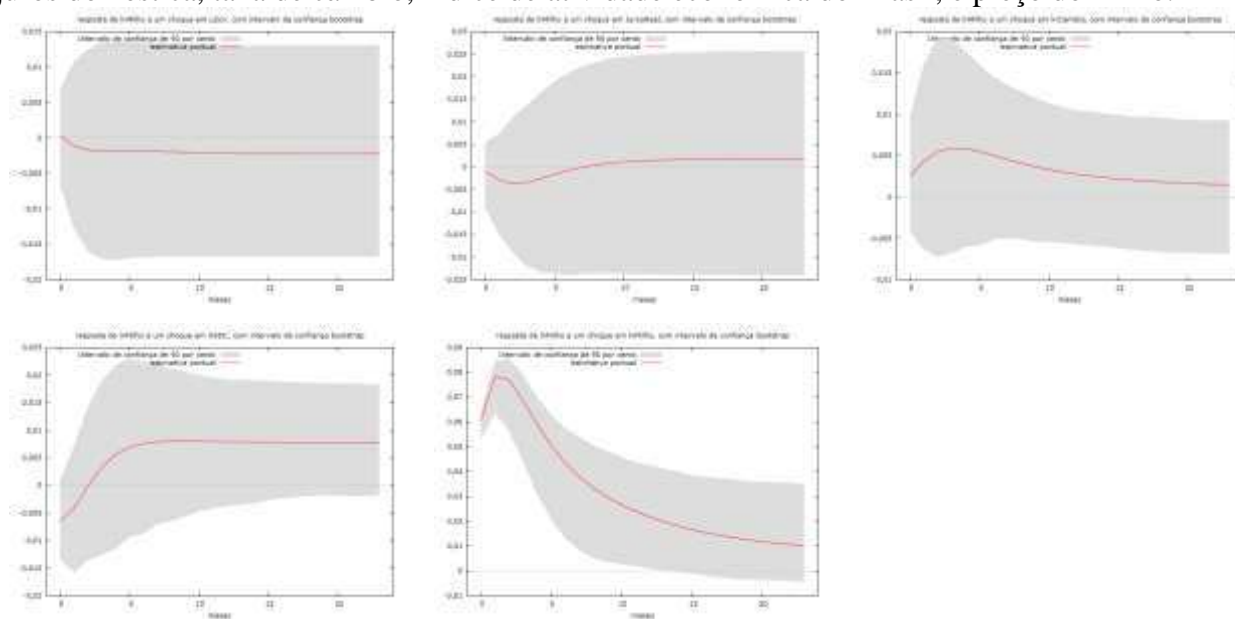
Fonte: Elaboração própria

Figura 4: Respostas preço real do frango gordo à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, índice de atividade econômica do Brasil, e preço do frango.



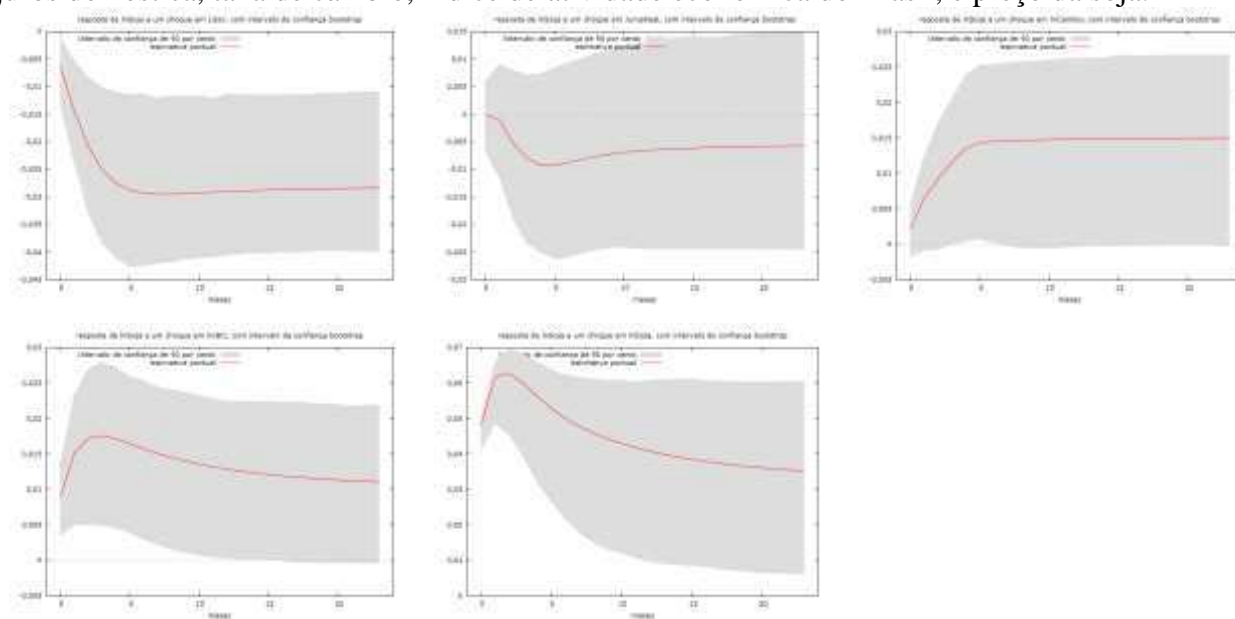
Fonte: Elaboração própria

Figura 5: Respostas preço real do milho gordo à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, índice de atividade econômica do Brasil, e preço do milho.



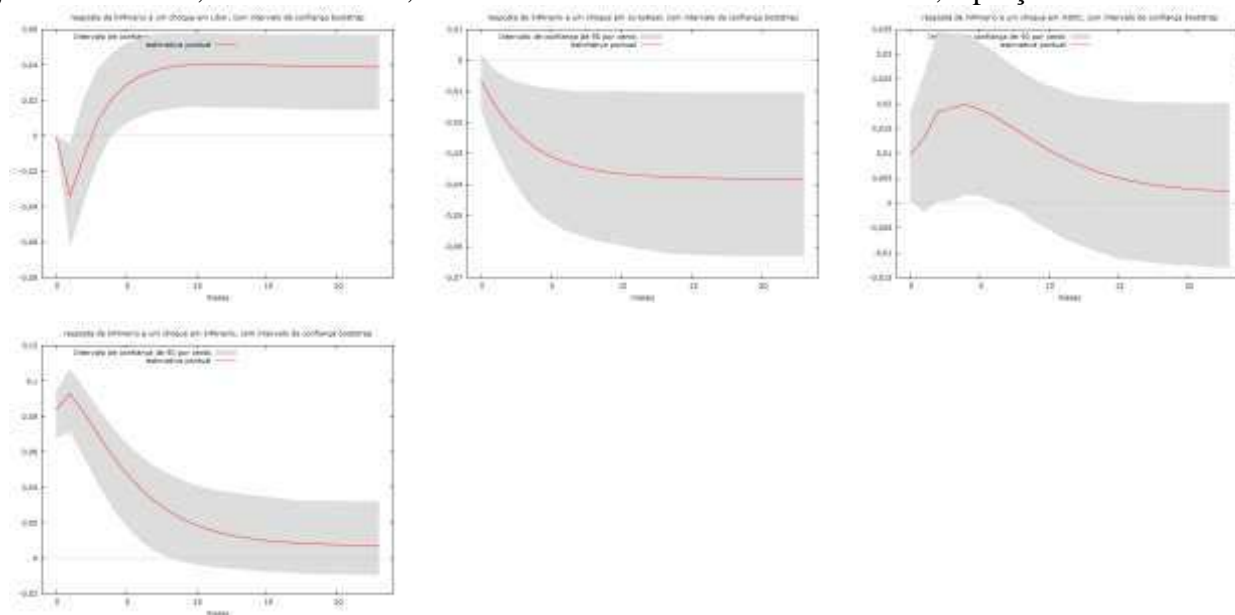
Fonte: Elaboração própria

Figura 6: Respostas preço real da soja gordo à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, índice de atividade econômica do Brasil, e preço da soja.



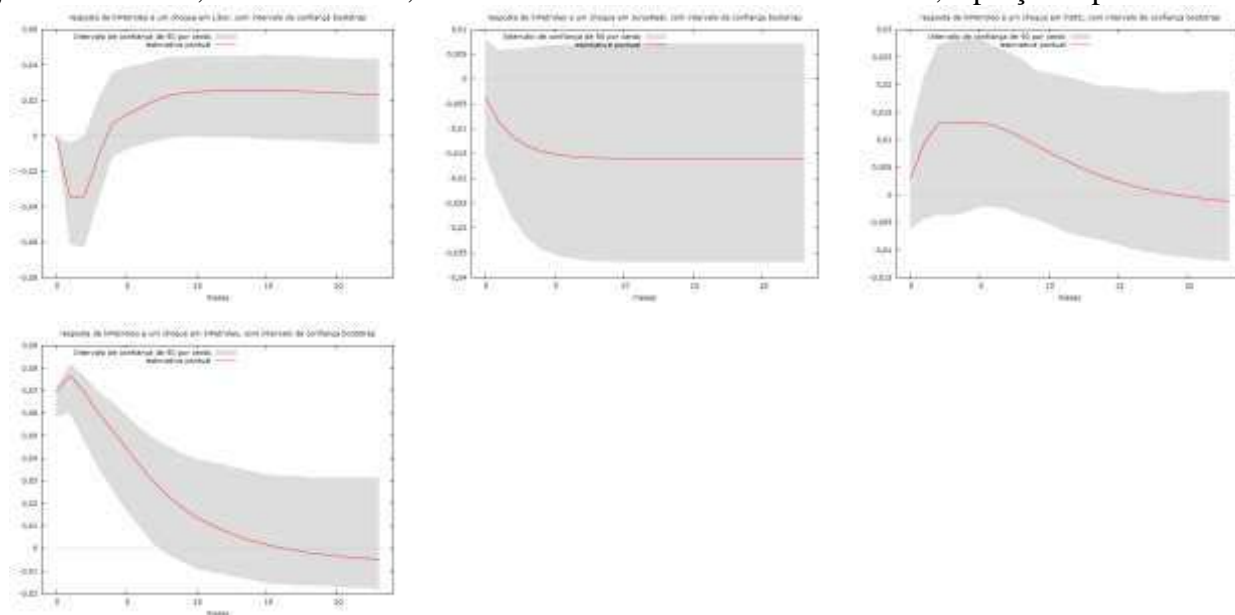
Fonte: Elaboração própria

Figura 7: Respostas preço real do minério gordo à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, índice de atividade econômica do Brasil, e preço do minério



Fonte: Elaboração própria

Figura 8: Respostas preço real do petróleo gordo à choques: taxa de juros internacional, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio, índice de atividade econômica do Brasil, e preço do petróleo.



Fonte: Elaboração própria