

A RELAÇÃO ENTRE A POLÍTICA MONETÁRIA E PREÇO REAL DE *COMMODITIES* PRODUZIDAS PELO BRASIL

THE ASSOCIATION BETWEEN MONETARY POLICY AND THE REAL PRICE OF *COMMODITIES* PRODUCED BY BRAZIL

Aline Caroline Rodrigues[‡]
Leonardo Bornacki de Mattos[§]

Resumo: Este trabalho analisa a influência da política monetária, via taxa real de juros, sobre o preço real de um conjunto de *commodities* produzidas no Brasil. O método de estimação empregado foi o Vetor de Correção de Erros e Funções Impulso Resposta para cada uma das *commodities*. Os resultados indicam a existência de relação inversa entre a taxa real de juros internacional e nacional e o preço real das *commodities* produzidas no Brasil, assim como aponta a literatura. Em termos gerais, as respostas aos choques ocorrem até o terceiro mês e a acentuação por volta do quinto. Como fatores de robustez as séries em estudo foram suavizadas por meio do filtro de Hodrick-Prescott e reestimadas com o IBC-BR, outra *proxy* para o PIB. Nestes casos, os resultados apresentaram respostas mais atenuadas com a mesma direção das anteriores. Essa pesquisa fornece contribuições para a análise da variação de preços reais das *commodities* em situações de relaxamento monetário que vem sendo conduzido pelas economias mundial e, sobretudo pela brasileira.

Palavras-Chave: Política monetária; Taxa de juros; Preço de *commodities*; Modelo Vetorial de Correção de Erros.

Classificação JEL: E52, E58, Q02

Abstract: We analyze the influence of monetary policy by the real interest rate on the real price of a set of commodities produced in Brazil. We used the Vector of Error Correction and Impulse Response Functions for each of the commodities. Our results indicate the existence of an inverse relationship between the international and national interest rates and the real price of the commodities produced in Brazil, as the literature points out. In general, we found that the responses to the shocks occur until the third month and the accentuation around the fifth. We were unable to classify the price sensitivity of each commodity group to changes in interest rates. As robustness factors, we smoothed the series through the Hodrick-Prescott filter and re-estimated with the IBC-BR, another proxy for GDP, in these cases the results showed more attenuated responses in the same direction as the previous ones. Our research provides contributions to the analysis of the variation in real commodity prices in situations of monetary relaxation that has been conducted by the world economies and, above all, by the Brazilian economies.

Keywords: Monetary policy; Interest rate; Commodity price; Vector Error Correction Model

JEL Classification: E52, E58, Q02

[‡]Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: alineacr25@gmail.com

[§]Professor Associado no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: lbmattos@ufv.br. Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq.

1. Introdução

Historicamente, preços de *commodities* oscilaram como resultado de fatores diversos. Ao longo dos últimos vinte anos, entretanto, houve uma tendência de elevação de preços. Segundo dados do Banco Mundial (2020), no período de julho de 2000 a julho de 2008, os preços internacionais do café em quilos, da tonelada do milho e da soja cresceram 68,59%, 75,1% e 47,3%, respectivamente. Entre março de 2009 a março de 2019, os preços por tonelada seca do minério de ferro subiram 34,96% e do barril de petróleo cerca de 36,75% (BANCO MUNDIAL, 2020). O crescimento dos preços do quilo do frango e do arroba do boi gordo foram, 2,05% e 24,14%, respectivamente entre janeiro de 2009 e janeiro de 2019 (USDA, 2020).

No Brasil, as principais *commodities* produzidas também registraram altas de preços no mercado interno. Segundo dados do CEPEA (2020), entre 2002 a 2008, os preços reais da saca do café e da soja subiram 58,48% e 27,26%. Pela mesma fonte anterior, de 2009 a 2019, os preços reais da tonelada do açúcar, do quilo de frango e do arroba do boi gordo aumentaram 30,91%, 10,55% e 7,97%, respectivamente. No mesmo período, de acordo com o IBRAM (2020), o preço do minério de ferro aumentou 62,57%.

Na literatura, são abordadas diferentes explicações para a elevação do preço das *commodities*. Os argumentos apresentados, entretanto, não são excludentes. Uma das justificativas está pautada na ampliação do mercado consumidor pelos países asiáticos, sobretudo pela China. O rápido e expressivo crescimento da renda destes países alavancou a demanda por *commodities* e, portanto, seus preços (SZNAJDESKA, 2018; ALQUIST *et al.*, 2019).

Segundo Chatzopoulos *et al.* (2019), fatores climáticos são utilizados por outra corrente de pesquisadores que buscam explicar o aumento do preço das *commodities*. Secas, geadas, chuvas intensas, entre outros eventos climáticos podem comprometer a previsão das safras e diminuir a quantidade colhida, o que provocaria elevação dos preços. De acordo com Alquist (2019), a produção de biocombustíveis também é apontada pela literatura como uma terceira justificativa para a elevação dos preços das *commodities*. O aumento da demanda por produtos agrícolas como soja e milho, utilizados em larga escala como matéria-prima na produção de biocombustíveis, contribuiria para o aumento dos preços das *commodities*.

A questão da financeirização do mercado de *commodities* é uma quarta hipótese levantada acerca da alta de seus preços (ORDU-AKKAYA, 2018). Os contratos futuros e outros derivativos de *commodities* teriam se tornado opções de investimento atrativas. Os derivativos, como os agropecuários, oferecem retornos pouco correlacionados com os de investimentos como títulos e ações. São, portanto, usados para a diversificação de portfólio e redução do risco. A elevação dos preços também estaria relacionada, como apontam IRWIN e SANDERS (2011) e ORDU-AKKAYA (2018), à demanda especulativa.

A relação existente entre política monetária e preço de *commodities* confere outra explicação para o aumento dos preços, no entanto, é pouco abordada. A hipótese que sustenta esta corrente está fundamentada na condução da política monetária que, 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 deles diz respeito à decisão relativa à extração das *commodities* por meio da Regra de Hotelling. A exemplo, o detentor de um recurso não renovável, como óleos e minerais, tem a opção de extrair hoje a um preço mais baixo e investir os rendimentos à uma taxa de juros mais elevada. Ou ele pode manter seus recursos por mais períodos na esperança de que os preços futuros aumentem mais rápido do que a taxa de juros, assim poderá ganhar mais pela unidade do produto vendido renunciando os juros atuais. Quanto menor a taxa de juros mais tempo o detentor mantém seu recurso e, com uma oferta menor o preço tende a elevar-se (HOTELLING, 1931, FRANKEL, 2006).

O segundo canal está associado à estocabilidade. Em tempos de política monetária expansionista, devido às reduções na taxa de juros, o custo de oportunidade de estocagem é reduzido, fator que incentiva o aumento da demanda por estoques de *commodities* e, conseqüentemente, colabora para a elevação dos preços de tais produtos (FRANKEL 1986, 2006).

O terceiro canal, por sua vez, diz respeito à taxa de câmbio. Uma política monetária doméstica expansionista ao reduzir a taxa de juros, induz à fuga de capitais e a depreciação da moeda doméstica (FRANKEL, 2006). No mercado internacional, as *commodities* produzidas internamente tornam-se relativamente mais baratas, o que eleva a exportação desses produtos. A maior demanda por *commodities* pelo mercado externo pressiona o aumento do preço desses produtos no mercado interno (FRANKEL, 1986, 2006; SIAMI-NAMINI, HUDSON, 2017).

A questão da especulação do mercado de *commodities* é o quarto canal. Em cenários de baixas taxas de juros, gestores de carteiras têm incentivos para substituição de ativos cujos rendimentos são positivamente correlacionados com a taxa de juros. A maior demanda por derivativos de *commodities* induz o aumento do preço desses produtos (FRANKEL, 1986, 2006; LIU, ZHANG, 2019).

A literatura que aborda a relação entre política monetária e o preço de *commodities* não é vasta. Há estudos para o cenário internacional, com preços cotados em dólares, (FRANKEL, 1986, 2006; SAGHAIAN *et al.* 2002; AKRAM, 2009; HAMILTON, 2009; SAGHAIAN; REED, 2015; SIAMI-NAMI *et al.*, 2018). Em outras moedas, podem ser citados os trabalhos de Anzuini *et al.* (2012), para a Itália; Alquist *et al.* (2019), para o mercado de *commodities* do Canadá, e Civcir e Varoglu (2019) para a Turquia.

Para o caso brasileiro, os estudos que tratam dessa relação são ainda mais escassos, sendo as principais referências Barros (1992) e Spolador *et al.* (2011). O primeiro trabalho verificou como reagem os preços reais internos de alimentos mediante a choques do preço internacional de alimentos, da taxa de juros doméstica e da produção industrial. Enquanto o segundo analisou como reagem os preços nominais, em dólares, recebidos pelos produtores brasileiros de *commodities* à choques do diferencial de juros, da produção industrial, da taxa de câmbio e das importações de produtos agrícolas.

O presente trabalho tem como objetivo investigar a influência da política monetária brasileira sobre o preço real de um conjunto de *commodities* produzidas no Brasil: soja, milho, café, açúcar, minério de ferro, petróleo, boi gordo e frango. O período de análise é mensal e cobre os anos de 1999 a 2019, que coincidem com a adoção do regime de metas de inflação, no qual foi estabelecido uma regra estável para a condução da política monetária brasileira.

A seleção das *commodities* foi pautada pela representatividade das mesmas para os mercados interno e externo, bem como por suas características inerentes à estocabilidade. Em específico, permitiu-se investigar diferenças na sensibilidade dos preços a choques da taxa de juros entre *commodities* estocáveis e não estocáveis. As classificadas como estocáveis, como a soja e o milho podem, por meio do canal da estocagem, apresentar preços mais sensíveis às alterações da taxa de juros.

Análise semelhante foi proposta para as *commodities* cuja destinação¹ interna é mais expressiva. Espera-se, por meio do canal (depreciação) da taxa de câmbio, maior resposta dos preços às alterações nos juros. Nessa categoria, encontram-se o boi gordo e o milho, cuja destinação interna média, no período coberto pelo estudo, foi de 95,18% e 63,33% para o boi gordo e para o milho², respectivamente (FAO, 2017; CONAB, 2017).

Este estudo centra-se em identificar a relação existente entre a política monetária e o preço real das *commodities* produzidas pelo Brasil, particularmente pela atual conjuntura das economias mundial e, sobretudo, brasileira. Segundo dados do BACEN (2020), a Selic, a taxa básica de juros da economia brasileira, já vinha sendo fixada pelas autoridades monetárias em níveis sucessivamente inferiores. Em junho de 2020, a meta para os juros básicos da economia foi fixada pelo Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil em 2,25% ao ano, seu menor valor histórico.

A opção da autoridade monetária brasileira por uma política expansionista está alinhada às ações adotadas pelos bancos centrais dos Estados Unidos, Europa, Japão, entre outros, que têm utilizado o afrouxamento monetário como instrumento de estímulo à atividade econômica em contrapartida aos efeitos recessivos decorrentes da pandemia do coronavírus que tem atingido o mundo. Por outro lado, esse estudo

¹ 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 entre os anos 1999 a 2017.

² As demais *commodities* apresentaram porcentagem interna inferior a 50%, tendo sido classificadas como destinação externa.

e a literatura anteriormente apontada fornecem subsídios de uma possível consequência do afrouxamento monetário adotado: a elevação de preços reais das *commodities*.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado em outras quatro seções. Na seção 2 é apresentada uma síntese do modelo teórico que dá suporte à investigação empírica. A seção 3 é destinada à apresentação do modelo empírico. Na seção 4 são apresentados e discutidos os principais resultados obtidos. A seção 5 sistematiza as conclusões do trabalho.

2. Modelo teórico

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

O modelo de Frankel (1986, 2006) considera que os preços reais das *commodities* são mais flexíveis, os quais respondem de maneira mais rápida à mudanças da política monetária, comparativamente, ao que ocorre com os preços de serviços e bens manufaturados, que são considerados rígidos no curto prazo.

2.1 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 que os preços das *commodities* são uma função do nível esperado de preços, da taxa de juros e da oferta monetária, conforme a equação (1):

$$q = \underbrace{\bar{m} - \phi \cdot \bar{y} + \lambda \cdot (\bar{r} + \mu)}_2 - \underbrace{\left(\frac{1}{\theta}\right) \cdot [i - E(\Delta p) - c]}_3 \quad (1)$$

o primeiro termo q representa o preço real de equilíbrio da *commodity* no longo prazo. O segundo termo da equação representa o mercado monetário, em que m é o logaritmo da oferta de moeda, 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 e $(\bar{r} + \mu)$ a taxa real de juros de longo prazo. O terceiro termo refere-se ao nível esperado de preços e da taxa de juros, $\left(\frac{1}{\theta}\right)$ é a elasticidade da taxa de juros com relação aos preços esperados, i é a taxa nominal de juros, $E(\Delta p)$ é o nível esperado de preços e c é o custo de oportunidade de se manter estoques, que é mantido constante, segundo o modelo. Todas as variáveis encontram-se em logaritmo.

A equação (1) representa o modelo completo para uma economia fechada. Como no curto prazo o preço dos bens manufaturados são fixos, a taxa real de juros $[i - E(\Delta p)]$ irá cair até atingir um valor abaixo de seu valor de longo prazo (\bar{r}). Esse processo fará com que o preço das *commodities* ultrapasse seu valor esperado de longo prazo (*overshooting*) e se eleve mais que proporcionalmente à mudança da oferta monetária. A medida que os preços tornam-se flexíveis, os agentes passam a criar expectativas de crescimento dos preços de longo prazo, a taxa de juros de longo prazo passa a subir para que o equilíbrio dos preços de toda a economia seja alcançado (FRANKEL, 1986, 2006).

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

O modelo anteriormente apresentado concentrou-se em relações para uma economia fechada. Esta subseção descreve o modelo de Frankel (2006), o qual afirma que as relações econômicas não são realizadas apenas por um único país e passa a incluir a taxa de câmbio para melhor explicar o efeito da taxa de juros real sobre o preço das *commodities* quando demais países são acrescidos à análise, conforme a equação (2):

$$s_j = s_{j/\$} + s_{\$/c} \quad (2)$$

em que s_j é o preço à vista 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:

$$(s_{j/\$} - \bar{s}_{j/\$}) - (p_j - \bar{p}_j) + (p_{\$} - \bar{p}_{\$}) = -\left(\frac{1}{v}\right)(i_j - i_{\$} - [E(\Delta p_j) - E(\Delta p_{\$})]) \quad (3)$$

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

Como o objetivo é encontrar uma equação para os preços domésticos de longo prazo, assim como no modelo para uma economia fechada, Frankel (2006) encontra a equação (4):

$$(q_{j/c} - \bar{q}_{j/c}) = -\left(\frac{1}{v}\right)(r_j - r_{\$}) - \left(\frac{1}{\theta}\right)(r_{\$} - c) \quad (4)$$

$q_{j/c}$ e $\bar{q}_{j/c}$ são o preço real e o preço real de equilíbrio da *commodity* c em moeda local; r_j é a taxa de juros real do país doméstico e $r_{\$}$ a taxa real de juros do país estrangeiro; $\left(\frac{1}{v}\right)$ elasticidade do diferencial de juros; $\left(\frac{1}{\theta}\right)$ é a elasticidade da taxa de juros real com relação aos preços esperados do país estrangeiro, c é o custo de armazenamento que continua constante. Frankel (2006) combina o resultado de (4) com o segundo termo (equação monetária) da equação (1):

$$q_{j/c} = \bar{m} - \phi \cdot \bar{y} + \lambda \cdot (\bar{r} + \mu) - \left(\frac{1}{v}\right) \cdot (r_j - r_{\$}) - \left(\frac{1}{\theta}\right)(r_{\$} - c) \quad (5)$$

Por meio da equação (5), é possível identificar que 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, processo definido como 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.

3. Metodologia

Para estabelecer a relação entre política monetária e o preço real de *commodities* produzidas pelo Brasil a presente pesquisa utilizou do modelo de vetores autorregressivos com correção de erros vetorial (VEC). Essa metodologia permite a análise das inter-relações entre múltiplas variáveis que compõe a teoria e permite avaliar a interação entre as variáveis que apresentam relação de cointegração. As conclusões obtidas a partir da modelagem VEC apontam para o longo prazo, tendo um caráter mais estrutural do que as observadas pela estimação de modelos VAR (SIAMI-NAMI *et al.*, 2018, SIAMI-NAMINI *et al.*, 2019 e LEONE *et al.*, 2019).

Inicialmente aferiu-se a existência de sazonalidade nas séries. Grande parte das variáveis empregadas neste estudo são provenientes do setor agrícola, as quais, em determinadas épocas do ano, podem apresentar o efeito sazonal (FREITAS; SÁFADI, 2015). As estratégias adotadas para a identificação da sazonalidade foram a criação de índices sazonais, teste de HEGY para raiz unitária sazonal e regressão com *dummies* sazonais.

A ordem de defasagem, foi definida por meio dos critérios de seleção *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Information Criterion* (SC) e *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQ). Em linhas gerais, a maioria das séries apontaram duas defasagens, sendo as exceções o preço real do milho, com três defasagens, preço real do café e do minério de ferro, com quatro defasagens. A ordem de integração foi definida a partir dos testes de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF) e o Teste Phillips-Perron

(PP). Todas as séries são estacionárias em primeira diferença, a exceção da taxa de juros real doméstica, que é estacionária em nível. Após tais tratamentos iniciou-se a estimação do modelo autogressivo vetorial.

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

Após os resultados dos testes de ADF, PP e HEGY estimou-se um modelo autorregressivo vetorial, VAR, em nível com as ordens de defasagem apresentadas anteriormente, com o objetivo de verificar a presença de cointegração entre as séries. O teste de cointegração de Johansen foi o empregado, o mesmo apontou um vetor de cointegração entre as variáveis.

De acordo com as características apresentadas, em que as séries são não estacionárias e cointegradas, estimou-se o vetor de correção de erros (VEC), o qual permite tratar as restrições de cointegração entre as variáveis que possuem dinâmica de curto prazo e ajuste para o equilíbrio de longo prazo. Na temática entre a relação de política monetária e preço real de *commodities* os trabalhos de Siami-Namini *et al.*(2019) e Leone *et al.* (2019) são exemplos que abordaram as relações de curto e longo prazo existentes entre a política monetária e o preço real de *commodities*, sendo o primeiro para o caso americano e o segundo para a Itália, em ambos os estudos foi estimado um VEC.

Acerca de trabalhos nacionais de mesmo cunho não existem até, o presente momento, estudos que analisem a existência de cointegração entre as variáveis explanadas anteriormente. Os trabalhos existentes estimaram um VAR, uma vez que as variáveis apresentaram-se estacionárias, o que não é o caso deste estudo, em particular. A equação (6) apresenta o modelo vetorial de correção de erros estimado:

$$\Delta PC_{w,t} = \alpha(\beta_1 PC_{i,t-1} + \beta_2 JI_{t-1} + \beta_3 JD_{t-1} + \beta_4 TC_{t-1} + \beta_5 PI_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{1i} \Delta PC_{w,t-i} + \Gamma_{2i} JI_{t-i} + \Gamma_{3i} JD_{t-i} + \Gamma_{4i} TC_{t-i} + \Gamma_{5i} PJI_{t-i} + u_t \quad (6)$$

em que α_t 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, açúcar, petróleo e minério de ferro); JI trata-se do juros real internacional; JD do juros real doméstico; TC representa a taxa real de câmbio; PI 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 decomposição de Cholesky para estimação das funções impulso resposta (FIR). Por conferir uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo, de modo que a primeira variável não é afetada contemporaneamente por nenhuma das outras, a segunda apenas pela primeira, a terceira pelas duas primeiras, e assim sucessivamente (LUTKEPOHL, 2005).

Neste trabalho, a *London InterBank Offered Rate (LIBOR)* é a *proxy* para a taxa internacional de juros, sendo definida como a variável mais exógena do modelo, uma vez que a autoridade monetária brasileira não tem controle sobre as alterações da mesma. A taxa de juros real doméstica (TD) foi calculada pela diferença entre a Selic e a inflação observada para o período de tempo de análise. Como a taxa de juros doméstica nominal é definida pela autoridade monetária brasileira e tende a seguir a tendência internacional, estabeleceu-se que a taxa de juros real doméstica é influenciada pela taxa de juros internacional e afeta as demais variáveis do modelo, como em Civcir e Varoglu (2019).

Alterações da taxa de juros internacional e doméstica determinam o diferencial de juros e definem a taxa de câmbio (TC), a qual não sofre, neste estudo, influência das demais variáveis (PIB e preço real de *commodities*). Em sequência, tem-se a Produção Industrial (PI), trata-se da *proxy* para o produto interno bruto da economia (PIB), a qual refere-se as condições de demanda por *commodities*, sendo afetada, nesta estrutura, por todas as variáveis do modelo menos pelo preço das *commodities*.

Há de se fazer uma ressalva, com relação a escolha da variável Produção Industrial, como o PIB brasileiro é calculado trimestralmente, a literatura tem adotado a variável referente a produção industrial

como *proxy* para o PIB. Contudo, o emprego da PI é limitada, a participação da indústria para o PIB brasileiro retrata cerca de apenas 22% (IBGE, 2019). Entretanto, na ausência de um índice mais fidedigno sobre o nível de atividade econômica de periodicidade mensal, que englobe todo o período desta análise, optou-se pela adoção da produção industrial (SPOLADOR, *et. al.* 2011; ARIAS *et. al.*, 2019).

O último termo trata-se do preço real das *commodities* ($PCommodity_w$) a qual, segundo o modelo teórico, é a variável mais endógena do modelo, não afeta nenhuma outra variável, mas é afetada por todas as demais. Vale ressaltar, que a ordenação das variáveis seguiu o modelo teórico de Frankel (2006) e de resultados empíricos dos trabalhos de Siami-Namini e Hudson (2017), Civcir e Varoglu (2019) e Leone *et. al.* (2019), fato que não exclui outras ordenações para a estimação.

Acerca da inclusão da constante e do termo de tendência nos modelos, foram considerados dois casos: 1) a inclusão de uma constante e 2) a inclusão de uma constante e de uma tendência. Mantiveram-se nas estimações a componente que apresentou significância. Após as estimações do VEC, de modo a conferir a robustez dos resultados, adotaram-se algumas estratégias: i) teste para quebras estruturais; ii) suavização das séries pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott e iii) substituição da PI pelo Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br). Os resultados serão apresentados na próxima seção.

3.2 Fonte e descrição dos dados

As séries empregadas neste estudo têm periodicidade mensal e cobrem o período de janeiro de 1999 a maio de 2019. As variáveis nominais foram deflacionadas, conforme a literatura (FREITAS; SÁFADI, 2015), 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). A base de 1993 foi alterada para o ano de 2019, de modo a conferir resultados mais representativos para os dias atuais.

A taxa de juros real internacional (JI) refere-se a *London Interbank Offered Rate* (LIBOR % a.m.) de frequência mensal fornecida pelo *Bank of England* coletada no *Federal Reserve Bank dos Estados Unidos* (FED). A taxa de juros brasileira (JD) refere-se a taxa Overnight/Selic (% a.m.) de frequência mensal, trata-se da média dos juros mensais pagos pelo Governo aos bancos, fornecida e coletada pelo Banco Central do Brasil. Para o cálculo da taxa de juros real doméstica utilizou-se, como inflação observada, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo dessazonalizado (IPCA) de variação mensal (%) fornecido e coletado pelo Sistema de Recuperação Automática do IBGE (SIDRA).

A taxa de câmbio (TC) (R\$/US\$) refere-se ao valor de venda médio do período, calculada com base nas cotações diárias para a venda, com frequência mensal, fornecida e coletada pelo Banco Central do Brasil. A Produção Industrial (PI) refere-se ao índice de *quantum* dessazonalizado de frequência mensal obtida a partir dos dados da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (IBGE/PIM-PF) fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e coletada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA).

Os preços médios mensais (R\$) recebidos pelos produtores para a tonelada de açúcar, tonelada de café, quilo do frango e saca de 60kg de milho foram fornecidos pela Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Estado do Paraná (Seab-PR) e coletados junto ao IPEADATA. Com relação aos preços (R\$), da soja do boi gordo os dados mensais foram fornecidos e coletados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), a referida base não foi utilizada para a coleta de todos os preços por falta de observações que compreendessem todo o período de análise.

A série de preços para o minério de ferro refere-se aos preços à vista em dólar dos EUA/tonelada seca, cujas fontes são provenientes da VALE; CVRD3; UNCTAD e Banco Mundial e foram coletadas junto ao Banco Mundial. A série mensal média de preços, em dólares, para o petróleo bruto, refere-se ao preço médio à vista do Brent, Dubai e West Texas, foram fornecidas e coletadas junto ao Banco Mundial. As últimas duas séries foram convertidas pela taxa de câmbio vigente do período de análise fornecida pelo Banco Central do Brasil. Todas as variáveis estão em logaritmo natural, exceto a taxa real de juros internacional e doméstica. Ao aplicar o logaritmo a essas duas séries a interpretação seria por pontos

³ Companhia Vale do Rio Doce

percentuais, portanto, de forma a harmonizar e facilitar a interpretação dos resultados optou-se por não transformar essas duas variáveis.

4. Resultados

4.1 Descrição das séries em estudo

Esta subseção dedica-se a descrever o comportamento das séries ao longo dos anos compreendidos neste estudo (1999 a 2019), o objetivo é construir uma ideia inicial do comportamento das variáveis. Em linhas gerais, todas as *commodities* apresentaram crescimento, em termos reais, enquanto as taxas de juros internacional e nacional e a produção industrial têm apresentado quedas para o período de análise e a taxa de câmbio real aponta para uma depreciação ao longo do mesmo período de tempo, como podem ser observados no apêndice.

Em particular, a elevação do preço das *commodities* entre 2002 e 2003, é justificada pela desvalorização do real em 2002 motivados pela eleição presidencial daquele ano, o cenário internacional temia mudanças drásticas na conduta do novo governo (ALMEIDA; CATELA, 2017). Outro ponto relevante, trata-se da crise internacional do *Subprime*, os preços internos de todos os tipos de *commodities* caíram drasticamente entre 2008 e 2009, mas recuperaram-se rapidamente atingindo picos em 2011 (SPOLADOR *et. al.*, 2011).

A partir de 2012, algumas *commodities* agrícolas, tais como, café e milho e outros minerais, como o minério de ferro, apresentaram quedas nos seus preços fator condicionado, principalmente, pelo declínio da demanda Chinesa (CEPEA, 2013). Em 2014, com a crise dos alimentos, observam-se, novamente, tendências altistas para o preço real das *commodities*, principalmente para o segmento agropecuário, o qual apresentou elevação de 4,10%, entre fevereiro de 2013 e fevereiro de 2014. Em geral, o Índice de *commodities* do Banco Central, neste mesmo período elevou-se em cerca de 10,29% (BACEN, 2014). Relatórios do CEPEA (2020), indicam elevações nos preços das principais *commodities* produzidas pelo Brasil, as quais estão a cargo deste estudo⁴.

A soja e o milho, por exemplo, no início de abril de 2020 atingiram o maior valor nominal da série histórica registrada pelo CEPEA. A soja foi vendida por R\$ 100,00/saca de 60 kg e o milho por R\$ 60,14/saca de 60 kg. Em termos reais, esses valores são menores apenas em relação a 2012 para o caso da soja e, em 2007, para o milho. Segundo os pesquisadores deste mesmo centro, existem expectativas de preços mais remuneradores aos produtores para os mercados do café, frango e boi gordo para 2020 (CEPEA, 2019). O relatório do Instituto Brasileiro de Mineração de 2019 indicou elevação no preço do minério de ferro em cerca de 30% entre 2018 e 2019. No entanto, o preço desse produto deve cair em 2020, segundo as expectativas do Banco Morgan Stanley (2020).

Em relação as taxas de juros internacional nota-se, claramente, a implementação do *Quantitative Easing* durante os anos de 2008 e 2015, a taxa de juros internacional esteve próxima a zero, em fevereiro de 2014, a *Libor* encontrava-se em 0,07% a.a. (FMI, 2020). A tendência da taxa de juros doméstica, nos últimos cinco anos, segue em queda seu menor valor histórico 2,25% a.a. foi definido na reunião do Copom, em junho de 2020. Com a inflação dentro da meta definida em 4,0% a.a. a taxa de juros real doméstica tem acompanhado as reduções da taxa nominal.

4.2 A influência da política monetária e os preços das *commodities* selecionadas para este estudo e os coeficientes de longo prazo

Como descrito na metodologia, inicialmente, as séries foram tratadas de modo a identificar sazonalidade, raiz unitária e a escolha da defasagem. Nenhuma das séries apresentou sazonalidade. Os testes ADF e PP apontaram que apenas a série taxa de juros doméstica real é estacionária em nível, as demais apresentam estacionariedade em primeira diferença (ausência de séries I(2)). A escolha da defasagem manteve-se em duas em todos os casos, com exceção para as estimações com o preço real do

⁴ Ver relatório agrícolas Cepea, exemplo: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/releases/graos-cepea-indicador-da-soja-supera-r-100-sc-e-o-do-milho-r-60-records-nominais-das-series-do-cepea.aspx>

milho com três, o minério de ferro e o café com quatro. A tendência foi mantida nas estimações que apresentou significância.

Em seguida, foram examinados os vetores de cointegração pelo teste de Johansen. Ao comparar os resultados obtidos no teste, com valores críticos a 5% de significância, constatou-se a existência de pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis do modelo para o preço real de *commodities*.

A relação de cointegração é apresentada na Tabela 1. Conforme os resultados, o preço de cada *commodity* relaciona-se inversamente com a taxa de juros o que está de acordo com 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 Cívirc e Varoglu (2019) em uma mesma análise para a Turquia.

Tabela 1: Resultados da estimativa Vetores de Cointegração normalizados para cada *commodity*

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

Fonte: elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, estatística t em []. Jl 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 (tendência).

A Tabela 1 fornece informações sobre o impacto de longo prazo da taxa de juros brasileira e internacional sobre o preço das *commodities*, além da influência das demais variáveis. Com relação a taxa de juros real doméstica, os preços de todas as *commodities* apresentaram sinal esperado conforme a literatura: reduções nas taxas de juros conduzem à elevação de seus preços em termos reais (ANZUINI, 2012; ARIAS *et al.*, 2019). Ao que se refere a taxa de juros internacional, cuja *proxy* utilizada foi a Libor, grande parte das variáveis não apresentou significância estatística a exceção da soja e do frango, possivelmente pela representatividade delas em cenário internacional.

A taxa de câmbio apresentou sinal positivo para todas as variáveis, uma depreciação da taxa de câmbio, *ceteribus paribus*, tende a elevar as exportações, conseqüentemente, produz elevação nos preços das *commodities* internamente. Vale salientar que a taxa de câmbio não foi utilizada para a cointegração dos preços real do petróleo e do minério de ferro. Por ter sido empregada na conversão do preço de dólares

para real, de modo a não contabilizar a mesma variável duas vezes a taxa de câmbio foi retirada na estimação desses dois produtos.

A produção industrial, que indica as condições de demanda por *commodities*, também apresentou resultados esperados conforme o modelo teórico de Frankel (2006) e os resultados empíricos de Anzuini (2012) e Arias *et. al.* (2019). Contudo, em poucas relações apresentou significância, fator que pode estar condicionado as limitações desta variável como exposto anteriormente.

A Tabela 2, a seguir, apresenta os resultados dos 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).

Tabela 2: Resultados dos 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 pelos autores com base nos resultados da pesquisa. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, estatística t em [].

É importante ressaltar, novamente, a influência da taxa real 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. Esperava-se que as variáveis de conduta da política econômica interna, como a taxa real de juros doméstica e a produção industrial, fossem de fato, as variáveis responsáveis pelo ajuste.

Os preços das *commodities*, conforme o modelo teórico, são consideradas flexíveis no curto prazo, enquanto os bens manufaturados rígidos. Saghalian *et. al.* (2002), ao estudarem a relação da política monetária americana sobre o preço internacional de *commodities* agrícolas, encontraram coeficientes de ajustamento maiores, em valor absoluto, para os preços de *commodities* em comparação aos bens manufaturados representados pela variável produção industrial, o que comprova a rigidez dos bens manufaturados em relação às *commodities*. Resultado, também, verificado neste trabalho como corrobora a Tabela 2.

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

Esta seção dedica-se em apresentar como reagem os preços das *commodities*, selecionadas para este estudo, a um choque exógeno temporário de um desvio padrão da taxa de juros real internacional e doméstica.

De modo geral, pode-se inferir, por meio dos resultados apresentados pelas funções impulso resposta que se encontram no Apêndice, que os preços reais das *commodities* selecionadas para esta pesquisa reagem de forma inversa às alterações na taxa real de juros, conforme a teoria de Frankel, (2006) e resultados empíricos de Saghaian *et. al.* (2002), Anzuini (2012), Arias *et. al.* (2019) Amatov e Dorfman (2017) e Siami-Namini, (2019). A taxa real de juros doméstica exerce, em quase todos os casos, respostas mais acentuadas com magnitudes relativamente maiores quando comparados com a taxa real de juros internacional. As respostas aos choques para o caso da taxa real de juros doméstica, também, são mais rápidas, entre o primeiro e o segundo mês.

As exceções se referem ao preço real do minério de ferro e do petróleo. Nesses casos, a taxa real de juros internacional tende a influenciar de forma mais abrupta tais *commodities*, quando comparado às respostas ao choque da taxa real de juros doméstica. Esse resultado é justificável pela representatividade dessas duas *commodities* no cenário internacional, ambas estão cotadas em dólares nenhuma fonte nacional possui seus valores em moeda nacional. 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) e Siami-Namini, (2019).

Os trabalhos acerca desta temática para o caso brasileiro são escassos. Spolador, Barros e Bacchi (2011) encontraram uma relação inversa entre a taxa de juros internacional e o preço recebido pelos produtores de cultivos e animais vivos (*Brazilian Farm Price Index*). Os autores, utilizaram o mesmo modelo teórico proposto por Frankel (2006), os resultados encontrados nesta pesquisa são semelhantes aos deles, há, também, uma relação inversa entre os preços e as taxas; e a resposta dos preços, em ambos os trabalhos, acontece por volta do segundo mês e passa a acentuar-se após o quinto mês.

A resposta do preço real das *commodities* ao impulso de um desvio padrão na taxa real de juros doméstica é de queda, em todos os casos, como esperado pela teoria. No curto prazo, essa queda apresenta-se mais expressiva à medida que em que se avança no tempo, a resposta ao choque tende a desaparecer, resultados encontrados, também, por Anzuini (2013), Saghaian (2015) e Siami-Namini *et al.* (2019). Apesar desses autores terem utilizado de índices agregados para os preços das *commodities* as trajetórias e as respostas aos choques encontrados neste estudo apresentaram resultados semelhantes, a resposta atinge o menor valor entre o primeiro e terceiro mês e sua acentuação ocorre por volta do quinto mês.

Em específico, este trabalho, procurou diferenciar as categorias estocáveis e não estocáveis, demanda interna e externa. Esperava-se que as *commodities* estocáveis apresentassem quedas mais bruscas indicando certa sensibilidade aos choques da taxa real 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 as *commodities* responderam ao choque da taxa de juros doméstica de maneira mais brusca quando comparadas com as estocáveis, como o caso do açúcar e da soja, por exemplo.

A respeito das *commodities* de demanda interna, como o milho, novamente os resultados não são condizentes aos esperados. O preço real para o milho e da soja apresentam respostas semelhantes, o aumento de um desvio-padrão da taxa real 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, aparentemente, o preço real do milho apresenta maior sensibilidade, sua resposta ocorre logo no primeiro mês, enquanto a soja por volta do quarto mês.

Por meio dos resultados encontrados pelas funções impulso resposta, também não foi possível diferenciar a sensibilidade dos preços das *commodities* categorizadas como demanda interna e externa. Embora o choque no preço real do milho apresente certa sensibilidade, o que pode resultar em uma elevação maior de seus preços em comparação com as *commodities* de demanda externa, o mesmo não pode ser dito para o preço real do boi gordo, cuja destinação é também interna.

Uma possível justificativa para esses resultados está pautada na existência de outros canais apontados pelo modelo teórico de Frankel (2006): a elevação do incentivo em extrair hoje as *commodities* em face dos juros atuais, denominado como regra de Hotelling. Ou pelo canal financeiro, dada atratividade das *commodities* para a construção de portfólios diversificados em cenários de reduções nos juros. Não foi possível identificar, neste trabalho, com a metodologia nele imposta e neste período de análise, por qual desses canais a política monetária, via taxa de juros, afeta o preço real das *commodities* abordadas nesta pesquisa.

É possível inferir, tanto por meio dos resultados do modelo VEC como pelas funções impulso resposta, que existe uma relação inversa entre a taxa real de juros real internacional 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.

Com relação as demais variáveis, em todos os casos a resposta a um choque de um desvio-padrão da taxa de câmbio teve um impacto positivo sobre o preço de todas as *commodities*, resultado esperado, uma vez que uma depreciação cambial, promovida por redução na taxa de juros, *ceteribus paribus*, tende a impulsionar as exportações (a *commodity* brasileira 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*. Um choque da produção industrial, que indica aumento da renda agregada da economia, tende a elevar a demanda por *commodities* aumentando seus preços. Resultado, também, esperado conforme o modelo teórico, além de compatíveis com os trabalhos de ALAM *et. al.*, (2017); ARIAS *et. al.*, (2019).

4.4 Avaliação da robustez dos resultados

Nesta seção, com o objetivo de avaliar a consistência dos resultados encontrados, são apresentadas as análises de robustez. Os modelos VAR/VEC foram reestimados sob duas alternativas: i) suavização das séries pelo filtro Hodrick-Prescott (HP) e ii) utilização do Índice de Atividade Econômica do Brasil do Banco Central (IBC-Br) como *proxy* para o PIB. Como discutido anteriormente, a variável Produção Industrial apresenta certas limitações, optou-se por reestimar os modelos com a substituição da PI por IBC-Br. Cabe ressaltar, que a referida série encontra-se disponível a partir de 2006, para que não se perdessem muitas observações preferiu-se manter a PI e utilizar o IBC-Br como uma análise de robustez.

Foram investigadas quebras estruturais em todas as séries por meio do teste *Bai-Perron* (1998), uma vez que as mesmas apresentam alguns períodos de elevados picos, bem como momentos de severas quedas. As séries de preços, em sua maioria, apresentaram quatro possíveis quebras, resultados que corroboram com os seguintes episódios econômicos, i) 2002 eleições presidenciais; ii) 2005 *boom* das *commodities*; iii) 2008 crise financeira *subprime*; e iv) 2013/2014 crise de alimentos.

Como o teste de *Bai-Perron* (1998) indicou vários períodos de quebra, optou-se por suavizar as séries por meio do filtro HP como em (AREZKI, 2014), ao invés de estimar um modelo VEC para cada período, pois o número de observações seria insuficiente. Em termos gerais, os resultados apresentaram-se mais parcimoniosos com poucas diferenças nos coeficientes. Algumas variáveis que antes não se demonstraram significativas passaram a ser, como a taxa de juros internacional, os sinais esperados mantiveram-se. As funções respostas ao impulso apresentaram resultados semelhantes. A diferença encontrada foi a dissipação da resposta ao choque que passou a ser mais longo, como se o choque se apresentasse mais suave.

Acerca da estimação com o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), os resultados foram similares aos da estimação com a PI, poucas foram as alterações dos coeficientes. Não foram encontradas diferenças consideráveis entre as funções impulso resposta nos modelos estimados com o IBC-Br, resultado esperado, tendo em vista que a correlação entre as referidas séries é de 0,98.

5. Considerações finais

Este trabalho objetivou avaliar a influência da política monetária sobre o preço real de oito⁵ *commodities* produzidas pelo Brasil. O cenário internacional tem sinalizado, mais uma vez, para um afrouxamento monetário, as taxas de juros internacionais têm-se mantido em queda. As perspectivas da conduta monetária brasileira tendem a acompanhar o contexto internacional com novas quedas na taxa de juros. Como o Brasil é um produtor relevante de *commodities* buscou-se, especificamente, verificar como os preços desses produtos reagem a choques provenientes das taxas de juros real internacional e doméstica.

Empregou-se o modelo Vetorial com Correção de Erros (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 inversa entre as taxas de juros reais e os preços reais das *commodities* produzidas pelo Brasil durante os meses compreendidos entre os de 1999 a 2019, período que compreende a implantação das Metas de Inflação e câmbio flutuante. 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.

No Brasil, a meta para a taxa básica de juros, a Selic, encontra-se em seu menor valor histórico (2,25% a.a.). A taxa real de juros tem acompanhado essa queda. Como demonstram os resultados, alguma parcela da política monetária brasileira pode ter contribuído para a elevação dos preços internos desses produtos. Essa pesquisa fornece contribuições para a análise da variação de preços das *commodities* em situações de relaxamento monetário e pode aprimorar decisões relacionadas à manutenção ou não de estoques devido ao custo de oportunidade de armazenagem inerentes a taxa de juros.

Em cenários de juros em queda, segundo os resultados encontrados neste trabalho, deveríamos esperar efeitos positivos sobre os preços das *commodities* para os próximos períodos. Entretanto, em decorrência da pandemia de coronavírus, tem-se um cenário de forte retração da economia mundial, cujos efeitos negativos sobre os preços das *commodities* podem se sobrepor aos sugeridos para os da política monetária.

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 importantes *players* no mercado internacional dessas mercadorias; ii) investigar influência da política sobre o preço real das *commodities* por meio de outras ordenações de variáveis.

REFERÊNCIAS

- AKRAM, Q. Farooq. Commodity prices, interest rates and the dollar. **Energy economics**, v. 31, n. 6, p. 838-851, 2009.
- ALMEIDA, M.; CATELA, E.Y. S. Ciclo dos preços das *commodities* internacionais e a dinâmica de investimentos no Brasil: evidências do período 1996–2017. Anpec-Sul, 2017.
- 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.
- 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.
- AREZKI, R.; LEDERMAN, D.; ZHAO, H. The relative volatility of commodity prices: a reappraisal. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 96, n. 3, p. 939-951, 2014.
- 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.

5 Boi gordo, frango, milho, soja, café, açúcar, petróleo e minério de ferro

BANCO CENTRAL DO BRASIL. BACEN. 2016. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: abr. 2019.

BANCO MUNDIAL. Mercado de *Commodities*. Disponível em: <<https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>>. Acessado em abril de 2020.

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.

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

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Relatório agrícolas CEPEA-USP/CNA, dez 2009**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/categoria/relatorios-agricolas.aspx>. Acesso em: abr. 2020

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Relatório preços agrícolas CEPEA-USP/CNA, março 2020**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/categoria/relatorios-agricolas.aspx>. Acesso em: abr. 2020

CABRALES, C. A.; GRANADOS, J. C. C.; O., J., J. The effect of monetary policy on commodity prices: disentangling the evidence for individual prices. **Economics Research International**, v. 2014, 2014.

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.

CIVCIR, İrfan; VAROGLU, Dizem Ertac. International transmission of monetary and global commodity price shocks to Turkey. **Journal of Policy Modeling**, 2019.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. Disponível em: < <https://www.conab.gov.br> > Acesso em: abr. 2019.

DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy** - JEP, 84, pp. 1161-76. 1976.

FAO. **CROP PROSPECTS and Quarterly Global Report Food Situation 2017**. Disponível em < <http://www.fao.org/3/a-i8278e.pdf>>. Acesso em abr. 2020.

FMI - FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2017) Regional Economic Outlook. Western Hemisphere: tale of two adjustments. Washington (Apr. 2019). ISBN 978-1-47557-522-4

FRANKEL, Jeffrey A.; HARDOUVELIS, Gikas A. Commodity prices, money surprises and fed credit. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 17, n. 4, p. 425-438, 1985.

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.

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

HOTELLING, Harold. The economics of exhaustible resources. **Journal of political Economy**, v. 39, n. 2, p. 137-175, 1931.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/home/ipca/brasil>> Acesso em: ago. 2019.

IBRAM. A força da mineração brasileira. Brasília: **Instituto Brasileiro de Mineração**, 2020.

IRWIN, Scott H.; SANDERS, Dwight R. Index funds, financialization, and commodity futures markets. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 33, n. 1, p. 1-31, 2011.

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.

LIU, L.; ZHANG, X. Financialization and commodity excess spillovers. **International Review of Economics & Finance** n° 64, 2019

LEONE, Maria; MANELLI, Alberto; PACE, Roberta. Commodity Market and Financial Derivative Instruments: Is There a Cointegration?. **Journal of Modern Accounting and Auditing**, v. 15, n. 4, p. 185-202, 2019.

LUTKEPOHL, H. Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables, **EUI Working Paper ECO**, n. 2005/2, 2005

ORDU-AKKAYA, Beyza Mina; SOYTAS, Ugur. Unconventional monetary policy and financialization of *commodities*. **The North American Journal of Economics and Finance**, 2018.

SAGHAIAN, Sayed H.; REED, Michael R.; MARCHANT, Mary A. Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in an open economy. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n. 1, p. 90-103, 2002.

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.

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

SIAMI-NAMINI, S. Volatility transmission among oil price, exchange rate and agricultural commodities prices. **Applied Economics and Finance**, v. 6, n. 4, p. 41-61, 2019.

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

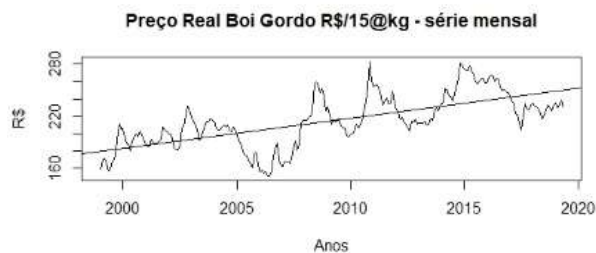
SZNAJDESKA, A. The role of China in the world economy: evidence from a global VAR model. **Applied Economics**, v.14, n.1, 2018.

USDA. **Prices Paid and Received: Livestock Farm Index by Month Reporting**. Disponível em https://www.nass.usda.gov/Charts_and_Maps/Agricultural_Prices/lvskfarm.php. Acesso em: abr. 2020

World Development Indicators. **The World Bank Group**, 2019. Available from: <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>. Acesso em: abr. 2019.

APÊNDICE

Figura 1: Série mensal Preço Real Boi Gordo R\$/15@kg



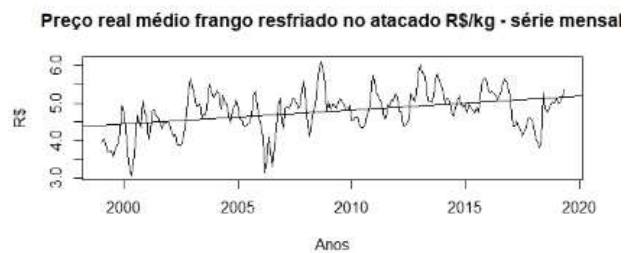
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 4: Série mensal Preço real Café Arábica Reais R\$/60kg



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 2: Série mensal Preço real médio frango resfriado no atacado R\$/kg



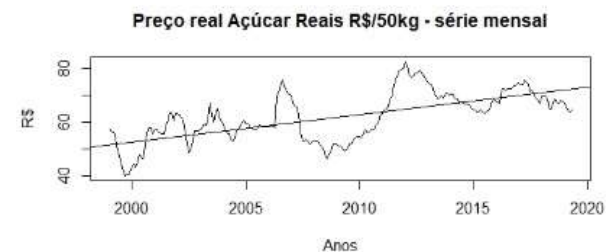
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 5: Série mensal Preço Real Soja R\$/60kg



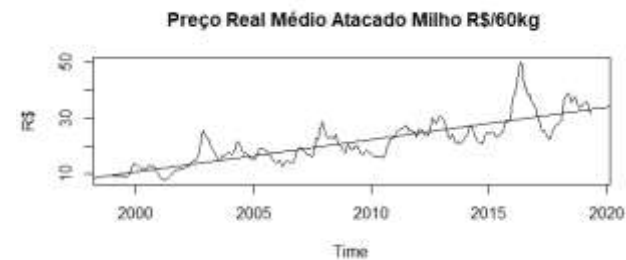
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 3: Série mensal Preço real Açúcar Reais R\$/50kg



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 6: Série mensal Preço Real Médio Atacado Milho R\$/60kg



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 7: Série mensal convertida de US\$ para R\$ Preço Real Minério R\$/barril



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 10: Série mensal da taxa de juros real internacional (Libor)



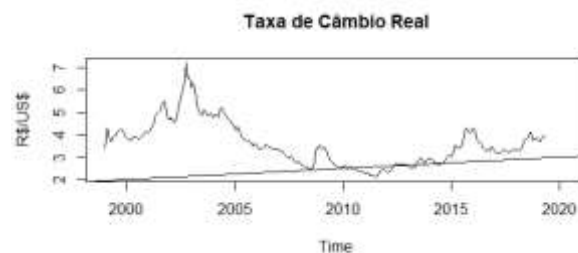
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 8: Série mensal convertida de US\$ para R\$ Preço Real Médio Petróleo R\$/unidade de ferro por tonelada métrica seca



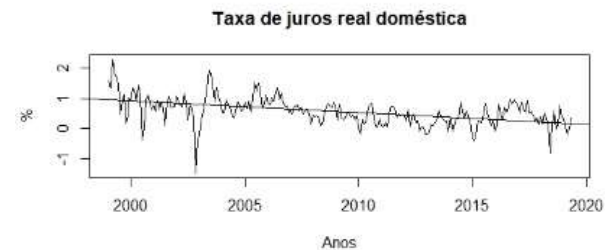
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

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



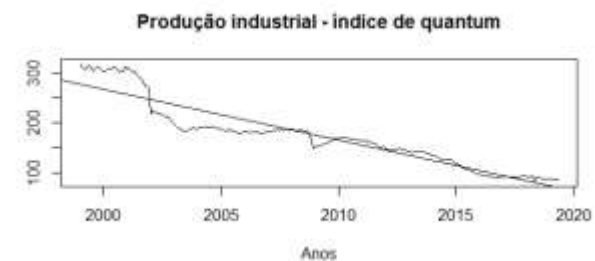
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 9: Série mensal da taxa de juros real doméstica



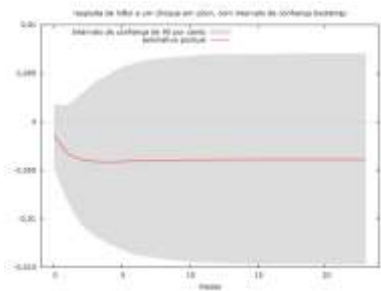
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 12: Produção industrial - indústria geral: índice de quant um dessazonalizado (média 2012 = 100)



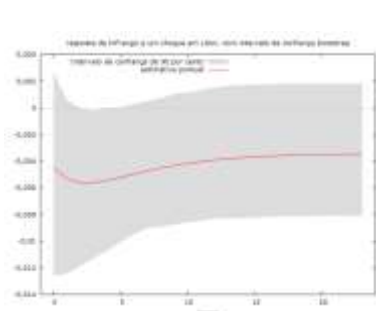
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 13: Resposta LnBoiGordo a um choque de Juros Internacional



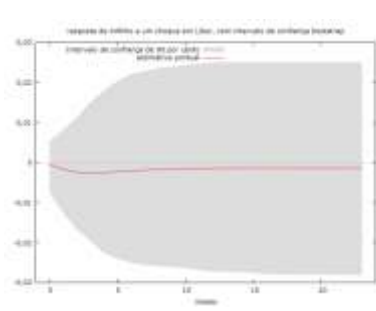
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 15: Resposta LnFrango a um choque de Juros Internacional



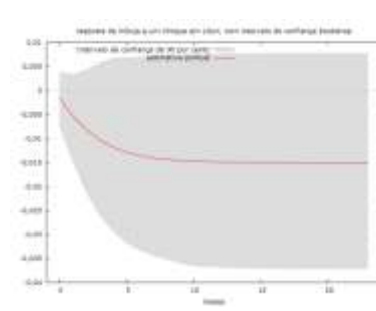
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 17: Resposta LnMilho a um choque de Juros Internacional



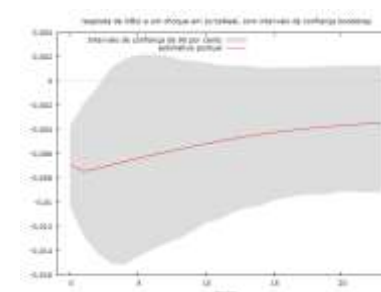
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 19: Resposta LnSoja a um choque de Juros Internacional



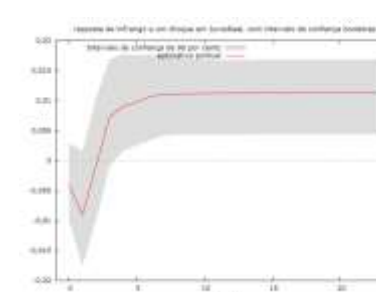
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 14: Resposta LnBoiGordo a um choque de Juros Doméstico



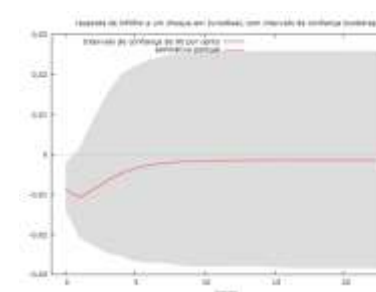
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 16: Resposta LnFrango a um choque de Juros Doméstico



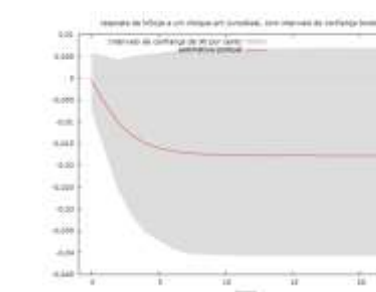
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 18: Resposta LnMilho a um choque de Juros Doméstico



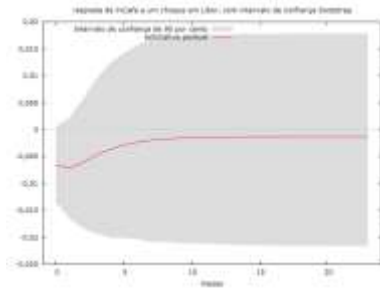
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 20: Resposta LnSoja a um choque de Juros Doméstico



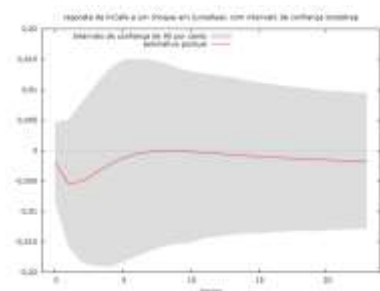
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 21: Resposta LnCafe a um choque de Juros Internacional



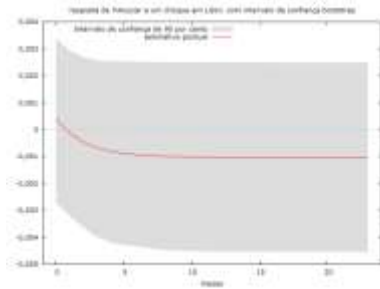
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 22: Resposta LnCafe a um choque de Juros Doméstico



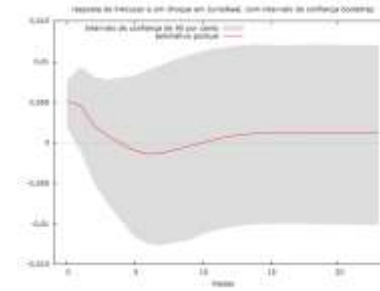
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 23: Resposta LnAçúcar a um choque de Juros Internacional



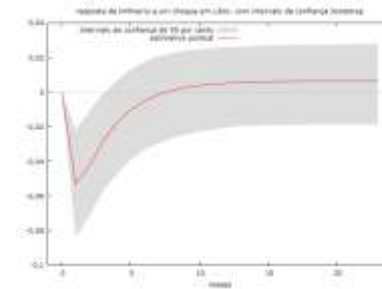
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 24: Resposta LnAçúcar a um choque de Juros Doméstico



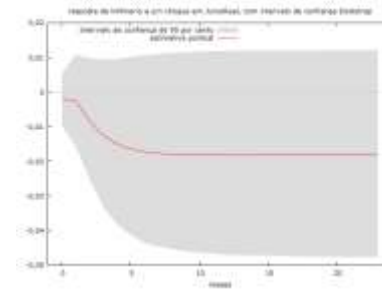
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 25: Resposta LnMinério a um choque de Juros Internacional



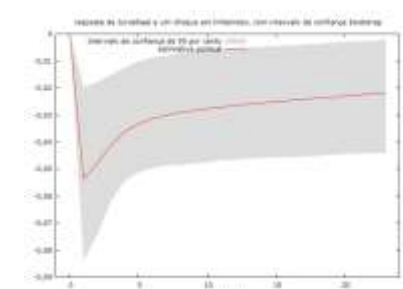
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 26: Resposta LnMinério a um choque de Juros Doméstico



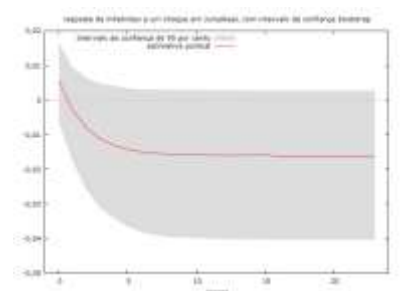
Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 27: Resposta LnPetróleo a um choque de Juros Internacional



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa

Figura 28: Resposta LnPetróleo a um choque de Juros Doméstico



Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados da pesquisa