

## Relação entre política monetária e o preço real de *commodities* produzidas pelo Brasil\*

*The Association between Monetary Policy and the Real Price of Commodities  
Produced in Brazil*

Aline Caroline Rodrigues e Leonardo Bornacki de Mattos\*\*

**Resumo:** Este trabalho investiga como os preços reais das *commodities* produzidas no Brasil respondem a choques na taxa de juros real doméstica. Um modelo Vetorial com Correção de Erros (VEC) foi estimado para cada *commodity*. Os resultados revelaram uma relação inversa entre a taxa de juros real doméstica e os preços reais das *commodities* produzidas no Brasil ao longo dos meses de 1999 a 2019, em linha com a literatura existente. Esse estudo contribui para a literatura ao examinar essa relação no contexto brasileiro, destacando o impacto das mudanças na taxa de juros como um indicador relevante para autoridades monetárias e formuladores de políticas públicas. Tendo em vista que os movimentos nos preços das *commodities* desempenham um papel crucial na formação das expectativas de inflação, sendo considerados indicadores importantes para as decisões de produção, manutenção de estoques e investimentos por parte de governos, agentes do agronegócio e empresas.

**Palavras-chave:** Preço real de *commodities*. Taxa de juros. Política monetária.

**Abstract:** We investigate how the real prices of commodities produced in Brazil respond to shocks in the domestic real interest rate. A Vector Error Correction (VEC) model was estimated for each commodity. The results revealed an inverse relationship between the domestic real interest rate and the real prices of commodities produced in Brazil from 1999 to 2019, in which is consistent the existing literature. Our study contributes to the literature by examining this relationship in the Brazilian context, highlighting the impact of changes in the interest rate as a relevant indicator for monetary authorities and policymakers. Movements in commodity prices play a crucial role in shaping inflation expectations, they are considered important indicators for production decisions, stock maintenance, and investments by governments, agribusiness agents, and companies.

**Keywords:** Commodity price. Interest rate. Monetary policy.

**JEL:** Q02. Q11. E42.

\* Submissão: 11/09/2022 | Aprovação: 04/06/2024 | DOI: 10.5380/re.v45i86.87542

\*\* Respectivamente: (1) Centro Universitário Fundação de Ensino Octávio Bastos (UNIFEOP), São João da Boa Vista, Brasil | ORCID: 0000-0002-7525-6225 | E-mail: alineacr25@gmail.com | (2) Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil | ORCID: 0000-0003-4519-231X | E-mail: lbmattos@ufv.br | Os autores agradecem à CAPES pela concessão de bolsa de mestrado à primeira autora, e ao CNPq, pela concessão de bolsa de produtividade em pesquisa ao segundo autor.



## 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, conhecido como o *boom das commodities*, os preços internacionais do café em quilos, da tonelada do milho e da soja cresceram 68,59%, 75,10% e 47,30%, respectivamente. Tal tendência manteve-se também 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 da 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 e 2008, os preços reais da saca do café e da soja subiram 58,48% e 27,26%, respectivamente. Pela mesma fonte anterior, de 2009 a 2019, os preços reais da tonelada do açúcar, do quilo de frango e da 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 desses países alavancou a demanda por *commodities* e, portanto, seus preços (Sznajderska, 2018). A produção de biocombustíveis confere outra justificativa para a elevação do preço desses produtos, sobretudo da soja e do milho, que são amplamente utilizados como matérias-primas para a produção deste tipo de energia (Alquist, 2019).

Segundo Chatzopoulos *et al.* (2019), fatores climáticos são apontados por outra corrente de pesquisadores que buscam explicar as variações no 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. A questão da financeirização do mercado de *commodities* é uma quarta hipótese levantada acerca da alta de preços, uma vez

que essa classe de derivativos é utilizada para a diversificação de portfólio e redução de risco (Irwin; Sanders, 2011; Ordu-Akkaya, 2018).

A relação existente entre a taxa de juros 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* por diferentes canais (Frankel; Hardouvelis, 1985; Frankel, 1986, 2006).

Um dos canais destacado pela literatura—está associado à estocabilidade: reduções na taxa de juros reduzem o custo de oportunidade de estocagem, fato que incentiva o aumento da demanda por estoques de *commodities* e, conseqüentemente, colabora para a elevação dos preços de tais produtos (Frankel, 1986, 2006). Um segundo 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 à depreciação da moeda doméstica (Frankel, 2006; Saghalian; REED, 2015). 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).

A questão da especulação do mercado de *commodities* é também outro 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. Uma maior demanda especulativa por derivativos de *commodities* induz o aumento do preço desses produtos (Frankel, 1986, 2006; Liu; Zhang, 2019).

A literatura que aborda a relação entre a taxa de juros e o preço de *commodities* não é vasta. Há estudos para o cenário internacional, com preços cotados em dólares (Frankel, 1986, 2006; Saghalian *et al.* 2002; Hamilton, 2009; Saghalian; Reed, 2015; Siami-Nami *et al.*, 2018). Em outras moedas, podem ser citados os trabalhos de Anzuini *et al.* (2012), para a Itália; Saghalian e Reed (2015) para o Canadá e Civcir e Varoglu (2019) para a Turquia.

De modo mais específico, Saghalian e Reed (2015) por meio de um modelo vetorial de correção de erros (VEC), 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, entre os meses de 2000 e 2013.

Outros autores, como Alam e Gilbert (2016) e Castro (2019), dedicaram-se a analisar a relação entre taxa de juros americana e os preços internacionais de *commodities* agrícolas. No primeiro caso, o estudo cobriu os meses de 1991 a 2014 e analisou onze *commodities* agrícolas individualmente por meio de um *factor-augmented* VAR (FAVAR). Os resultados revelam que reduções da taxa de juros coincidem com elevações dos preços reais das *commodities* estudadas.

Enquanto Castro (2019) analisou o efeito da taxa de juros sobre o preço internacional à vista de *commodities* agrícolas por meio de outro método, painel *Threshold* VAR entre os trimestres de 1983 a 2014. Especificamente, o estudo demonstrou que o aumento de 1% na taxa de juros leva a uma redução de 8,1% no preço das *commodities* agrícolas. Em se tratando de países da América Latina, Cabrales *et al.* (2014) identificaram por meio de vetor autorregressivo estrutural (SVAR) que os preços de quatro importantes *commodities* para o balanço de pagamentos colombiano (petróleo, carvão, ouro e níquel) reagem de forma inversa a choques da taxa de juros para os meses compreendidos entre 1980 e 2010.

Especialmente, para o caso brasileiro, os estudos que tratam dessa relação são ainda mais escassos. As principais referências são Barros (1992) e Spolador *et al.* (2011). O primeiro trabalho verificou como reagem os preços reais internos de alimentos mediante choques do preço internacional de alimentos, da política monetária doméstica e da produção industrial. Os resultados do vetor autorregressivo (VAR) indicam relação inversa sobre a política monetária e os preços reais internos de alimentos durante 1973 a 1987. O autor ainda ressalva que a política monetária não se mostrou um instrumento efetivo para a estabilização da economia doméstica devido à sua forte endogeneidade com as variáveis internacionais (Barros, 1992).

No segundo caso, com o emprego também de um VAR, os autores analisaram como reagem os preços nominais, em dólares, recebidos pelos produtores brasileiros de *commodities* a choques no diferencial de juros, da produção industrial, da taxa de câmbio e das importações de produtos agrícolas durante os anos de 1970 a 2006. Os resultados encontrados apontam relação contrária entre o diferencial de juros e os preços recebidos pelos produtores como sugerem a teoria (Spolador *et al.*, 2011).

Diante do exposto, o presente trabalho tem como objetivo investigar a influência da taxa de juros 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. A seleção das *commodities* foi pautada pela representatividade dessas para os mercados interno e externo, bem como por características inerentes à estocabilidade. Com relação à destinação interna, encontram-se o boi gordo e o milho, uma vez que são *commodities* de alta concentração interna como corroborado pela Organização das Nações Unidas para a Alimentação (FAO, 2019) e a Companhia Nacional de Abastecimento e Agricultura, (2019) para o período de análise. Os preços reais do frango e do boi gordo representam as *commodities* não estocáveis.

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. Segundo dados do BACEN (2020), a Selic, taxa básica de juros da economia brasileira, já vinha sendo fixada pelas autoridades monetárias em níveis sucessivamente inferiores. Em agosto de 2020, a meta para os juros básicos da economia foi fixada pelo Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil em 2,0% ao ano, seu menor valor histórico.

Atualmente, o cenário de taxa de juros tem tomado rumos à elevação dos juros. Em maio de 2022, a autoridade monetária brasileira estabeleceu a Selic em 12,75% a.a. O objetivo de tal elevação está fundamentada no controle dos reflexos inflacionários decorrentes da crise provocada, em grande parte, pela Pandemia do Coronavírus. Embora nos dois últimos anos, 2021 e 2022, perceba-se instabilidade nos cenários econômicos mundiais motivados pela crise de saúde provocada pela Pandemia, além da guerra travada pela Rússia e Ucrânia, essa pesquisa, por razão histórica brasileira, mantém seu recorte temporal entre janeiro de 1999 a maio de 2020.

Desde 1999, ano da adoção do regime de metas de inflação, até 2020, foram registradas diversas alterações nas taxas de juros, porém nunca foi visto, em território nacional, uma taxa de juros tão baixa quanto em 2020, quando a Selic atingiu seu menor valor de 2% ao ano<sup>1</sup>. Para além de uma discussão da conduta da política monetária brasileira, essa pesquisa traz contribuições acerca da movimentação dos preços reais internos de *commodities* produzidas pelo Brasil

---

<sup>1</sup> Essa pesquisa é fruto da dissertação de mestrado, quando finalizada a taxa de juros ainda não havia sido reduzida a 2%.

que atinge diferentes esferas econômicas, tais como os agentes do agronegócio, bem como as famílias, uma vez que são impactadas diretamente pelas variações nos preços dos alimentos.

A problemática que envolve alterações da taxa de juros e a variação dos preços está relacionada, principalmente, à dificuldade monetária que as famílias passam a ter para adquirir alimentos. Do ponto de vista macroeconômico, elevações de preços internos dos alimentos podem resultar em aumento da inflação e consequente redução da renda real da população (Headey; Martin, 2016; Jolliffe *et al.* 2018). Em um nível microeconômico, aumentos dos preços internos das *commodities* conduzem a uma elevação nos preços dos alimentos, o que aumenta a pobreza, reduz a qualidade e a quantidade de alimentos consumidos, além de restringir o consumo de outros serviços essenciais como educação e saúde (World Bank, 2011; Mrdalj; El Bilali, 2021).

Desta forma, em um cenário de aumento dos preços dos alimentos, mudanças climáticas e necessidade de estratégias de segurança alimentar, o impacto das alterações de juros pode ser entendido como um sinalizador para autoridades monetárias, formuladores de políticas públicas e agentes do agronegócio (ofertantes e demandantes) de modo que possam buscar as melhores alocações possíveis de seus recursos econômicos. 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 sintetiza as conclusões do trabalho.

## 2. Modelo teórico

Para avaliar o impacto da política monetária, via alteração na taxa de juros, 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 às alterações dos juros, 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):

$$\underbrace{q}_1 = \underbrace{\bar{m} - \phi \cdot \bar{y} + \lambda \cdot (\bar{r} + \mu)}_2 - \underbrace{\left(\frac{1}{\theta}\right)}_3 \cdot [i - E(\Delta p) - c] \quad (1)$$

o primeiro termo  $q$  representa o preço real de equilíbrio da *commodity* no longo prazo. O segundo termo da Equação (1) representa o mercado monetário, em que  $m$  é o logaritmo da oferta de moeda,  $\phi$  é a elasticidade da demanda por moeda em relação ao produto;  $y$  é o logaritmo produto total da economia;  $\lambda$  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 é fixo, 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 resultará no chamado *overshooting*, no qual o preço das *commodities* ultrapassa seu valor esperado de longo prazo e se eleva mais do que proporcionalmente à mudança da oferta monetária. À medida que os preços se tornam mais flexíveis, os agentes começam a formar expectativas de crescimento dos preços a longo prazo, o que faz com que a taxa de juros de longo prazo aumente para alcançar o equilíbrio dos preços em toda a economia (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 acrescentados à análise, conforme a equação (2):

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

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 Equação (3):

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

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):

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

$q_{j/cm}$  e  $\bar{q}_{j/cm}$  são o preço real e o preço real de equilíbrio da *commodity*  $cm$  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):

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

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 permanecerá 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 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

#### 3.1 Resposta dos preços das *commodities* produzidas no Brasil a choques da taxa de juros real

O modelo teórico apresentado na seção 2 subsidia a escolha de variáveis que determinam a intensidade da relação entre taxa de juros real e preços reais das *commodities* produzidas pelo Brasil. Empiricamente, para explorar o efeito que esses fatores têm sobre a relação em questão, a seguinte equação é estimada:

$$\ln PC_{cm,t} = \beta_0 + \beta_1 txJI_t + \beta_2 txJD_t + \beta_3 txC_t + \beta_4 PI_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$\ln PC_{cm,t}$  representa o logaritmo do preço real da *commodity*  $cm$ ;  $cm$  pode assumir  $b$  (boi gordo),  $f$  (frango),  $s$  (soja),  $m$  (milho),  $cf$  (café),  $a$  (açúcar),  $p$

(petróleo) e *mf* (minério de ferro); *txJI* trata-se da taxa de juros real internacional; *txJD* taxa de juros real doméstico; *txC* a taxa real de câmbio; *PI* a Produção Industrial sendo *proxy* para o PIB e  $\varepsilon_t$  indica o termo de erro *i.i.d.*.

Sobre o efeito de cada variável espera-se que os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  apresentem sinais negativos, o que confere a aceitação da hipótese de que a taxa de juros e o preço real das *commodities* apresentem resultados inversos, como aponta a teoria. Quanto às demais variáveis, o sinal esperado é positivo.

Na literatura referente ao impacto da taxa de juros sobre o preço real de *commodities* não há um consenso sobre a existência de relações de longo prazo. Saghalian *et al.* (2002), Siami-Nami *et al.* (2018), Siami-Namini *et al.* (2019) e Leone *et al.* (2019) encontraram evidências de cointegração e, portanto, uma relação de longo prazo. Ao passo que Akram (2009), Hamilton (2009), Saghalian e Reed (2015) e Civcir e Varoglu (2019) são exemplos de que as relações de cointegração eram inexistentes.

Em particular, esse estudo adota abordagem do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), uma vez que há presença de vetores de cointegração, a qual, neste caso, implica que as flutuações nas taxas de juros reais podem ser importantes fontes de choques reais que explicam as oscilações no preço real das *commodities*. Desta forma, a Equação (6) representa a relação de longo prazo entre as variáveis de interesse. Portanto, a dinâmica de curto prazo pode ser estimada por meio de um Modelo VEC, especificado na forma matricial como apresenta a equação (7):

$$B_0 X_t = \beta + \sum_{i=1}^j \alpha_i X_{t-i} + \rho TCE_{t-1} + u_t \quad (7)$$

em que  $j$  é a defasagem obtida pelos critérios de informação (quatro para o preço real do açúcar, boi gordo e do milho, as demais *commodities* com duas defasagens),  $X_t$  é o vetor de variáveis  $X_t = [\Delta \ln(PC_{w,t}), \Delta(txJI_t), \Delta(txJD_t), \Delta(txC_t), \Delta(PI_t)]'$  endógenas,  $TCE_t$  é o termo de correção de erros  $TCE_t = \ln(PC_{w,t}) - \beta - \Gamma_1(txJI_t) - \Gamma_2(txJD_t) - \Gamma_3(txC_t) - \Gamma_4(PI_t)$  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). Essa abordagem confere 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 *Federal Funds Rate (FED)* é a *proxy* ( $txJI$ ) 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 ( $txJD$ ) foi calculada pela diferença entre a Selic e a inflação observada para o período 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 ( $txC$ ). Em sequência, tem-se a Produção Industrial ( $PI$ ), trata-se da *proxy* para o PIB, a qual refere-se às condições de demanda interna por *commodities* que sofre alterações mediante as condições do mercado internacional, via taxa de câmbio e demais variáveis já citadas anteriormente.

Há de se fazer uma ressalva, com relação à escolha da variável Produção Industrial (PI), como o PIB brasileiro é calculado trimestralmente, a literatura tem adotado a variável referente à produção industrial como *proxy* para o PIB. Contudo, o emprego da PI é limitado, 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 refere-se ao preço real das *commodities* ( $PCommodity_{cm,t}$ ) a qual, segundo o modelo teórico, é a variável mais endógena do modelo que 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 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; Sáfiadi, 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 o último ano de análise desta pesquisa. As informações das séries utilizadas são descritas a seguir:

A taxa de juros real internacional ( $txJI$ ) a *Federal Funds Rate* (FED) (FED % a.m.) fornecida e coletada no *Federal Reserve Bank dos Estados Unidos* (FED);

A taxa de juros brasileira ( $txJD$ ) refere-se à taxa Overnight/Selic (% a.m.), 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 ( $txC$ ) (R\$/US\$) refere-se ao valor de venda médio do período, calculada com base nas cotações diárias para a venda, fornecida e coletada pelo Banco Central do Brasil;

A Produção Industrial ( $PI$ ) refere-se ao índice de *quantum* dessazonalizado obtido 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 (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; CVRD2; UNCTAD e Banco Mundial e foram coletadas junto ao Banco Mundial. A série preços médio, 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.

## 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), com objetivo de construir uma ideia inicial do comportamento das variáveis, os gráficos encontram-se no Apêndice E. 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.

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, uma vez que 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).

---

<sup>2</sup> Companhia Vale do Rio Doce.

A partir de 2012, algumas *commodities* agrícolas tais como café, milho e outros minerais como o minério de ferro, apresentaram quedas em seus preços, fator condicionado, principalmente, pelo declínio da demanda Chinesa (CEPEA, 2013). Em 2014, com a crise dos alimentos, observam-se, novamente, tendências de ascensão do 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). Em 2020, relatórios do CEPEA, indicaram elevações nos preços das principais *commodities* produzidas pelo Brasil, as quais estão a cargo deste estudo<sup>3</sup>.

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. Em relação às *commodities* minerais, 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.

Em relação às 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 (FMI, 2020). A tendência da taxa de juros doméstica, nos últimos cinco anos, segue em queda, seu menor valor histórico de 2,0% a.a. foi definido na reunião do Copom, em agosto 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 resultados de longo e curto prazo**

Antes da estimação do modelo VEC, as séries passaram por alguns tratamentos e testes. Inicialmente aferiu-se a existência de sazonalidade. 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; Sáfiadi, 2015). As estratégias adotadas para a identificação da sazonalidade foram

---

<sup>3</sup> Ver relatório agrícolas Cepea, por 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>

a criação de índices sazonais, teste de HEGY para raiz unitária sazonal e regressão com *dummies* sazonais, em nenhum caso foi auferida sazonalidade<sup>4</sup>.

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 boi gordo, milho e do açúcar, com quatro defasagens. A escolha da defasagem seguiu a estratégia apontada em Lutkepohl, (2005), em que o modelo é testado com as defasagens menores, se essas conferirem bons ajustes, então, não se faz necessário aumentar o número de ordens. 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 variáveis apresentaram estacionariedade em primeira diferença (ausência de séries I (2)), os resultados deste teste encontram-se no Apêndice A.

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, exceto para as equações com os preços reais do frango, soja e petróleo, as quais apontaram para no mínimo dois vetores de cointegração. Os resultados encontram-se no Apêndice B.

A partir disso, foram analisados os resultados (e testes pós-estimação) dos diferentes modelos de cointegração para as variáveis em estudo, conforme as possíveis combinações de tendência de dados e existência de intercepto, a tendência e a constante foram mantidas nas análises em que apresentavam significância. Além disso, constatou-se a presença de heterocedasticidade nos modelos. Hill *et al.* (2003) destaca que a heterocedasticidade pode ser encontrada em dados de corte transversal e em dados de séries temporais, uma vez que a série temporal é formada por observações de uma unidade econômica ao longo do tempo, sendo possível que a variância se modifique. Segundo Morelli (2002), essa questão está presente nas séries de dados macroeconômicos, quando um choque ou variação externa cria maior ou menor incerteza sobre a variável dependente em especial, em longos períodos que contemplam alterações na condução de políticas

---

<sup>4</sup> Tais resultados complementares podem ser solicitados aos autores.

macroeconômicas, como é o caso deste estudo em que se observam diversas alterações na taxa de juros (Selic).

A partir dos vetores de cointegração normalizados para cada *commodity*, os quais se encontram no Apêndice B<sup>5</sup>, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo dos preços reais das *commodities*, em relação às taxas de juros internacional e doméstica, taxa de câmbio real e a produção industrial. Os resultados de longo prazo indicam que as mudanças nos preços reais das *commodities* devem-se especialmente a alterações da taxa de juros doméstica, além de apresentarem sinais condizentes com a literatura.

Os resultados do modelo VEC indicam convergência para com a literatura. De acordo com os resultados, o preço de cada *commodity* relaciona-se inversamente com a taxa de juros doméstica, conforme previsto pela 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 Civrir e Varoglu (2019) em uma mesma análise para a Turquia. Portanto, reduções na taxa de juros real brasileira conduzem a elevações dos preços das *commodities* em termos reais domésticos. Em relação à taxa de juros internacional, muitas das variáveis não demonstraram significância estatística. Isso pode ser atribuído ao foco doméstico da análise, em que é esperado que as variáveis domésticas exerçam uma influência maior nos preços reais das *commodities*.

A taxa de câmbio apresentou significância estatística e sinal esperado para quase todas variáveis, uma depreciação da taxa de câmbio, *ceteribus paribus*, tende a elevar as exportações, conseqüentemente, produz elevação nos preços das *commodities* internamente. É importante notar que a taxa de câmbio não foi incluída na cointegração dos preços reais do petróleo e do minério de ferro, pois já havia sido utilizada na conversão dos preços de dólares para reais. Isso foi feito para evitar a contabilização dupla da mesma variável. A produção industrial, que indica as condições de demanda por *commodities*, apresentou resultados diversos, em poucas relações apresentou significância, fator que pode estar condicionado às limitações desta variável como exposto anteriormente.

---

<sup>5</sup> Devido ao espaço foram apresentadas apenas os vetores de cointegração normalizados para cada *commodity*, resultados complementares podem ser solicitados aos autores.



Com relação aos resultados de curto prazo<sup>6</sup>, verificou-se novamente a influência da taxa real de juros doméstica. O coeficiente de ajuste relacionado a esta variável apresentou significância estatística em todos os modelos. De fato, esperava-se que as variáveis de conduta da política econômica interna, como a taxa real de juros doméstica, fossem responsável pelo ajuste.

Quanto à velocidade de ajuste do modelo, de acordo com a teoria proposta por Frankel (2006), os preços reais das *commodities* 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.

#### **4.3 Respostas dos preços reais das *commodities* em termos domésticos à choques de taxas de juros real doméstica**

Esta seção dedica-se a 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 doméstica (os demais choques encontram-se no Apêndice E).

De modo geral, pode-se inferir, por meio dos resultados apresentados pelas funções impulso resposta, 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 Saghalian *et al.* (2002), Anzuini (2012), Arias *et al.* (2019), Amatov e Dorfman (2017) e Siami-Namini, (2019). A exceção encontra-se para o preço real do boi gordo cujo resultado é inverso, para o café e milho que apresentam choque negativo e ao longo do tempo torna-se positivo. Esses resultados não são exclusivos, as pesquisas de Henderson, (2018) e Amatov e Dorfman, (2017) também encontraram resultados inversos para algumas *commodities* agrícolas nos Estados Unidos. Tal resultado pode ser fruto de adoções atípicas da política monetária, tais como as reduções históricas da Selic,

---

<sup>6</sup> Por falta de espaço, os resultados referentes ao ajuste de curto prazo não foram inseridos, mas podem ser solicitados aos autores.

situação brasileira relativamente próxima ao *Quantitative Easing* introduzido para o caso americano. Nesses casos, o mercado de *commodities* pode comportar-se de forma inesperada à teoria devido a alterações monetárias nunca presenciadas pelo mercado (Henderson, 2018).

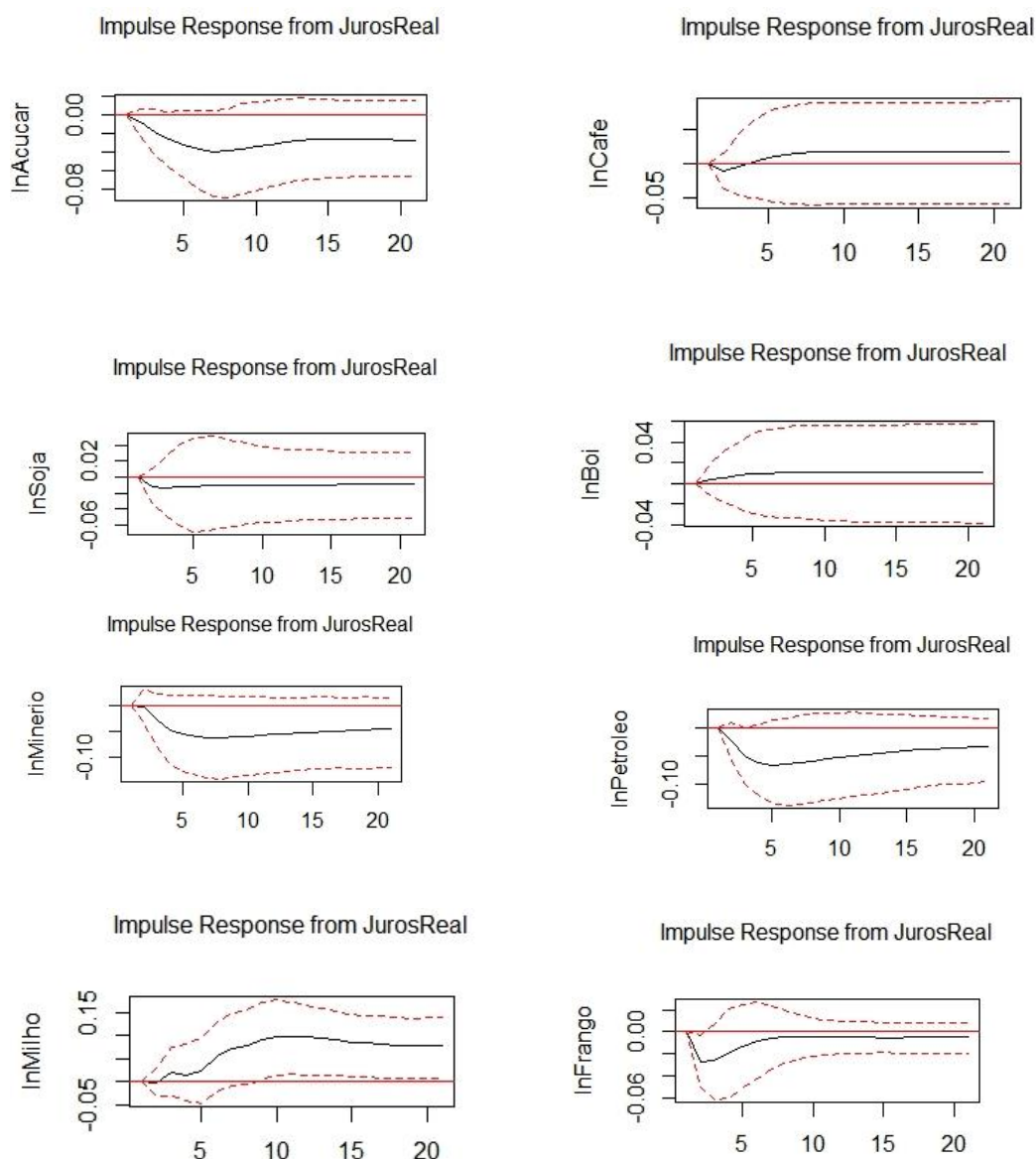
Com relação aos demais resultados, entre o primeiro e o quinto período (mês), os preços das *commodities* apresentaram uma resposta negativa a um choque positivo de 1% na taxa de juros. Por exemplo, observa-se uma queda de 0,05% para o preço real do açúcar, 0,03% para o preço real do frango, 0,01% para o preço real do café, 0,001% para o preço real do milho<sup>7</sup>, 0,01% para o preço real da soja, 0,01% para o preço real do minério de ferro e 0,8% para o preço real do petróleo. Adicionalmente, 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 (Apêndice E).

Os resultados das funções impulso resposta foram organizados na Figura 1, apresentada a seguir:

---

<sup>7</sup> O preço real para o café e o milho apresentam resultados negativos e por volta do terceiro mês invertem o sinal.

**Figura 1 – Resposta dos preços reais das *commodities* selecionadas a um choque na taxa de juros real com um desvio padrão**



As exceções de choques mais acentuados referem-se ao preço real do frango e da soja. 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* na pauta exportadora brasileira, uma vez que o Brasil lidera o ranking de exportações de ambas as *commodities*. Desta

forma, espera-se que, de fato, variáveis de cunho internacional exerçam maior influências sob essas em relação a outras *commodities*. 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 terceiro mês e passa a acentuar-se após o quinto mês.

Nesta pesquisa, nota-se que, no curto prazo, a resposta dos preços das *commodities* é mais evidente, manifestando-se em quedas mais fortes, à medida que se avança no tempo, a resposta ao choque tende a desaparecer, o que confere com o modelo *Overshooting de commodities* (Frankel, 1986, 2006). 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 nesta pesquisa apresentaram resultados semelhantes, a resposta atinge o menor valor entre o primeiro e quinto e, então acentua-se.

Este trabalho, também procurou identificar diferenças entre 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. Diferentemente do esperado, a resposta do preço real do frango apresentou-se mais brusca quando comparadas com as estocáveis, como, por exemplo, o caso do café e da soja. Enquanto o preço real do boi gordo apresentou resultados inversos.

A respeito das *commodities* de demanda interna, como o milho, novamente os resultados não são condizentes aos esperados. O preço real para o milho ficou praticamente em torno de zero. Portanto, 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.

Uma possível justificativa para esses resultados está pautada na existência de outros canais apontados pelo modelo teórico de Frankel (2006). Como, por exemplo, o canal financeiro, que destaca a atratividade das *commodities* para a diversificação de portfólios em períodos de queda nas taxas de juros. Não foi possível identificar, neste trabalho, com a metodologia nele imposta e neste período de análise, por qual desses canais a taxa de juros, afeta o preço real das *commodities* abordadas nesta pesquisa.

Por outro lado, 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 doméstica com o preço real das *commodities* produzidas no Brasil<sup>8</sup>, não sendo possível capturar por qual canal apresentado pelo modelo teórico é exercida essa relação.

Com relação aos demais choques, as respostas dos preços das *commodities* a um choque de um desvio-padrão da taxa de juros internacional apresentaram tanto resultados positivos quanto negativos, o que pode estar relacionado à adoção de uma conduta monetária não convencional americana. Nesses cenários atípicos nem sempre as *commodities* respondem de forma inversa a choque de taxa de juros como aponta a teoria (Henderson, 2018). 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 e, por consequência, o preço interno dessas mercadorias se eleva.

Em relação à *proxy* para as condições de demanda, a produção industrial, os resultados são diversos, em alguns casos as *commodities* respondem de forma positiva, em outros, negativa, em outros o choque fica em torno de zero. Esperavam-se respostas positivas: um choque da produção industrial, que indica aumento da renda agregada da economia, tende a elevar a demanda por *commodities* aumentando seus preços. A possível razão para esses resultados trata-

---

<sup>8</sup> Com exceção ao preço real do boi gordo, o qual já foi justificado.

se das limitações da variável Produção Industrial, como já explanado anteriormente.

#### 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. O modelo *VEC* foi reestimado 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 se encontra disponível a partir de 2006, o que não condiz com o início da implementação do Regime de Metas de Inflação, fato que comprometeria os objetivos principais desta pesquisa. Portanto, 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 elas 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<sup>9</sup>.

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.

---

<sup>9</sup> Tais resultados complementares podem ser solicitados aos autores.

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 como os preços real das *commodities* produzidas no Brasil reagem a choques da taxa de juros real doméstica. Nos últimos anos o Brasil presenciou alterações históricas na taxa básica de juros, a Selic, a qual em agosto de 2020 atingiu seu menor valor, 2,0% a.a. De modo a atingir o objetivo deste trabalho, empregou-se o modelo Vetorial com Correção de Erros (VEC) para cada *commodity* contendo a taxa de juros internacional, taxa de juros real doméstica, taxa de câmbio real e produção industrial.

Os resultados indicaram a existência de uma relação inversa entre a taxa de juros real doméstica 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. Os resultados indicam que parte da elevação dos preços internos desses produtos pode estar relacionados às reduções da taxa de juros domésticas presenciadas nos últimos anos.

Portanto, essa pesquisa fornece contribuições para a análise da variação de preços das *commodities* em situações de relaxamento monetário e pode aprimorar decisões de agentes do agronegócio relacionadas à manutenção ou não de estoques (canal estoques), estratégias de mitigação de risco (canal financeiro) e, também confere inferências sobre o comportamento do preço mediante a depreciação da moeda (canal taxa de câmbio).

Além disso, o impacto das alterações de juros pode ser entendido como um sinalizador para autoridades monetárias, formuladores de políticas públicas, além de agentes econômicos (famílias e empresas) de modo que possam buscar as melhores alocações possíveis de seus recursos econômicos. Principalmente em cenários de elevação do preço das *commodities* que encarece os alimentos e acabam por comprometer a segurança alimentar dos indivíduos.

Este estudo concentrou-se principalmente na análise da variação de preços de *commodities* por meio de mudanças na taxa de juros, com foco nos canais de manutenção de estoques e na taxa de câmbio, portanto, com investigações direcionadas à demanda. No entanto, é importante destacar que mudanças na taxa de juros também tendem a afetar a oferta de produtos agrícolas. Desta forma, para trabalhos futuros, sugerem-se outras investigações, para além da análise aqui apresentada: i) verificar o comportamento da oferta de *commodities* mediante a alterações na taxa de juros; ii) analisar a influência do crédito rural para a produção de *commodities* diante das modificações na taxa de juros.

### Referências

- AKRAM, Q. F. Commodity prices, interest rates and the dollar. *Energy Economics*, v. 31, n. 6, p. 838-851, 2009.
- ALAM, M.; GILBERT, S. Monetary policy shocks and the dynamics of agricultural commodity prices: evidence from structural and factor-augmented VAR analyses. *Agricultural economics*, v. 48, n. 1, p. 15-27, 2017.
- ALMEIDA, M.; CATELA, E. Y. Ciclo dos preços das *commodities* internacionais e a dinâmica de investimentos no brasil: evidências do período 1996-2017. In: *Anais do XX Encontro de Economia da Região Sul*, Anpec-Sul, 2017.
- ALQUIST, R.; BHATTARAI, S.; COIBION, O. Commodity-price comovement and global economic activity. *Journal of Monetary Economics*, v. 112, p. 41-56, 2019.
- AMATOV, A.; DORFMAN, J. The effects on commodity prices of extraordinary monetary policy. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, v. 49, n. 1, p. 83-96, 2017.
- ANZUINI, A.; LOMBARDI, M.; 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, J.; CALDARA, D.; RUBIO-RAMIREZ, J. The systematic component of monetary policy in SVARs: an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, v. 101, p. 1-13, 2019.



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>. Acesso em: abr. 2020.

BARROS, G. S. C. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies upon Brazilian agriculture. *Agricultural Economics*, v. 7, n. 3-4, p. 317-329, 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.; CASTRO, J. C.; JOYA, J. The effect of monetary policy on commodity prices: disentangling the evidence for individual prices. *Economics Research International*, v. 2014, p. 1-13, 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*, v. 59, n. 1, p. 371-394, 2020.

CHATZOPOULOS, T.; PEREZ DOMINGUEZ, I.; ZAMPIERI, M.; TORETI, A. Climate extremes and agricultural commodity markets: A global economic analysis of regionally simulated events. *Weather and Climate Extremes*, v. 27, p. 100193, 2019.

CIVCIR, Í.; VAROGLU, D. E. International transmission of monetary and global commodity price shocks to Turkey. *Journal of Policy Modeling*, v. 41, n. 4, p. 647-665, 2019.

DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, 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.

FRANKEL, J. Expectations and commodity price dynamics: the overshooting model. *American Agricultural Economics Association*, v. 68, n. 2, p. 344-348, 1986.

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

FRANKEL, J.; HARDOUVELIS, G. Commodity prices, money surprises and FED credibility. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 17, n. 4, p. 425-438, 1985.

FREITAS, C. A.; SÁFADI, T. Volatilidade dos retornos de commodities agropecuárias brasileiras: um teste utilizando o modelo APARCH. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 53, n. 2, p. 211-228, 2015.

HAMILTON, J. D. Causes and consequences of the oil shock of 2007-08. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 15002, 2009.

HEADEY, D. D.; MARTIN, W. J. The impact of food prices on poverty and food security. *Annual Review of Resource Economics*, v. 8, p. 329-351, 2016.

HENDERSON, J. Monetary policy and agricultural commodity prices: it's all relative. *Choices*, v. 33, n. 1, p. 1-8, 2018.

HILL, C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 2003.

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

JOLLIFFE, D.; SEFF, I. J.; DE LA FUENTE, A. Food insecurity and rising food prices: what do we learn from experiential measures? *World Bank Policy Research Working Paper*, n. 8442, 2018.

KIM, S. Do monetary shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries. *Journal of International Economics*, v. 48, n. 2, p. 387-412, 1999.

LIU, L.; ZHANG, X. Financialization and commodity excess spillovers. *International Review of Economics & Finance*, v. 64, p. 195-216, 2019.

LEONE, M.; MANELLI, A.; PACE, R. 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.

MORELLI, D. The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility: empirical evidence based on UK data. *International Review of Financial Analysis*, v. 11, n. 1, p. 101-110, 2002.

MRDALJ, V.; EL BILALI, H. Agri-food markets, trade, and food and nutrition security. In: GALANAKIS, C. (Ed.). *Food Security and Nutrition*. Londres: Academic Press, p. 87-106, 2021.

ORDU-AKKAYA, B. M.; SOYTAS, U. Unconventional monetary policy and financialization of commodities. *The North American Journal of Economics and Finance*, v. 51, p. 1-22, 2018.

SAGHAIAN, S. H.; REED, M. R.; MARCHANT, M. 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, S.; REED, M. Spillover effects of US Federal Reserve's recent quantitative easing on Canadian commodity prices. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, v. 3, n. 1, p. 33-43, 2015.

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, H.; BARROS, G.; BACCHI, M. 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, p. 1574-1587, 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](https://www.nass.usda.gov/Charts_and_Maps/Agricultural_Prices/lvskfarm.php).

Acesso em: abr. 2020.

WORLD DEVELOPMENT INDICATORS. *The World Bank Group*, 2019.

Disponível em: <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>. Acesso em: abr. 2019.

WORLD BANK. World development report 2011: Conflict, security, and development. The World Bank, 2011.