

SURPRESA MONETÁRIA E IMPACTOS SOBRE A TAXA DE CÂMBIO, PREÇOS AGRÍCOLAS E INDUSTRIAIS NA PANDEMIA DE COVID-19.

Roberto Santolin, Professor Associado da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ) e membro do corpo permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada (PPEA) da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP), e-mail: rsantolin@ufrj.br.

Resumo: Em razão do enfrentamento à redução da demanda agregada, como decorrência da pandemia de COVID-19, houve no Brasil um acentuado crescimento da moeda entre os anos de 2020 e 2021. A partir da estimativa de um modelo de Vetores de Correção de Erros o presente trabalho avalia se o crescimento de M1 no período pandêmico acarretou *overshooting* da taxa de câmbio real, dos preços agrícolas e industriais em relação ao IPCA, além do crescimento do *pass-through* cambial. Os resultados apontam que o crescimento monetário esteve associado tanto ao *overshooting* como um acentuado *pass-through* nos preços agrícolas.

Palavras Chaves: Preços Agrícolas, Preços Industriais, *Overshooting*, *Pass-Through*, Séries Temporais.

Área Temática: 1. Economia

1. Introdução

Na literatura nacional, embora haja um forte interesse de pesquisa sobre os repasses cambiais em preços agrícolas e industriais (Fraga et al., 2008; Bender Filho, et. al, 2013; Araújo, Rocha e Besarria, 2015; Soares, et. al, 2016; Copetti, Coronel e Souza, 2020; e Copetti e Coronel, 2020); observa-se poucos trabalhos que se dedicaram a avaliar o papel da moeda (M1) nestes preços setoriais (Margarido, 2000; Cunha e Vieira, 2003; e Tomazzia e Meurer; 2009).

Possivelmente, o desinteresse deste tipo de abordagem empírica é resultado da implementação do Regime de Metas de Inflação (RMI), que desde janeiro de 1999, tem como principal instrumento de política monetária a taxa de juros Selic. Desde a implementação do RMI a quantidade de M1 tem sido endógena à taxa Selic, mensalmente anunciada pelo Banco Central do Brasil (BACEN), com o objetivo de ancorar as expectativas dos agentes na meta do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) estabelecida anualmente. A estruturação da política monetária do RMI, baseada na formação de expectativas inflacionárias com base na taxa Selic, fez com que M1 perdesse relevância para explicar as flutuações dos preços.

Porém, o ano de 2020 foi marcado pela necessidade do Governo Federal do Brasil em realizar políticas monetárias e fiscais com intuito de enfrentar a crise humanitária decorrente da pandemia de COVID-19. Como parte desta estratégia, foram implementadas políticas expansionistas do lado fiscal, com afrouxamento monetário, este último materializando-se numa acelerada redução da taxa Selic entre 2020 e 2021. Do lado fiscal, houve crescimento de transferências monetárias direcionadas às famílias e empresas, como subsídios para pessoas desempregadas, ou mesmo pagamento de parte dos salários das empresas em *lockdown*.

Diante destas políticas fiscais e monetárias, coordenadas e necessárias para uma efetiva estratégia de enfrentamento ao coronavírus, observou-se o crescimento da quantidade de moeda entre 2020 e 2021, o que neste trabalho será tratado como uma evidência de surpresa monetária. Mais especificamente, esta surpresa monetária ofereceu algumas alternativas de análises sobre o comportamento dos preços que em outras condições não estariam disponíveis. Portanto, no período pandêmico oportunizou-se uma avaliação do efeito da política monetária caracterizada por um quase-experimento: um acelerado crescimento de M1 associado a uma forte redução da taxa Selic.

Neste quase-experimento, interessa observar alguns possíveis fenômenos macroeconômicos decorrentes desta surpresa monetária, como por exemplo, o *overshooting* (ultrapassagem) da taxa de câmbio, conforme proposto por Dornbusch (1976), ou ainda algum tipo *overshooting* dos preços agrícolas e bens industriais, sugerido por Frankel (1986). A ocorrência do *overshooting* da política monetária sobre os preços agrícolas e industriais, pode indicar que a surpresa monetária não foi neutra sobre estes setores.

Desta forma, o propósito do presente trabalho é avaliar se a surpresa monetária observada, caracterizada por Lucas (1980) como uma mudança abrupta na política monetária não antecipada, impôs efeitos de longo prazo em preços setoriais em magnitude superior àqueles caracterizados por uma cesta de bens de consumo, como retrata o IPCA.

Cabe destacar que a literatura internacional, ao contrário da literatura nacional, apresenta acentuado interesse empírico pelos efeitos de choques da política monetária sobre os preços de bens agrícolas, principalmente nos Estados Unidos (EUA), como pode ser observado nos trabalhos de Chambers (1984); Devadoss e Meyers (1987); Lapp (1990); Belongia (1991);

Dorfman e Lastrapes (1996); Issac e Rapach (1997); Saghaian, Reed, Marchant (2002); e Kim e Kim (2021). A principal motivação por este interesse, conforme destaca Frankel (1986), deve-se fundamentalmente pela crise dos preços agrícolas nos EUA, na década de 1980, resultado do aperto monetário conduzido por Paul A. Volcker, presidente do Federal Reserve (FED) entre 1979 e 1987, para desinflacionar a economia norte-americana¹.

Os resultados observados no presente trabalho tendem a indicar que os preços agrícolas apresentaram maiores efeitos de *overshooting* e *pass-through* cambial quando comparado aos bens industriais (manufaturados). Neste sentido, observou-se que os setores analisados não convergiram para o IPCA após o choque monetário não antecipado, este resultado sugere a não neutralidade da moeda no longo prazo.

O próximo item apresenta a revisão de literatura, em que se discutem trabalhos teóricos e empíricos dos possíveis efeitos de um choque monetário sobre preços setoriais e o câmbio, além de trabalhos empíricos que versam sobre o efeito da política monetária sobre preços no Brasil. No tópico seguinte, são discutidos os aspectos metodológicos e modelo econométrico adotado. O item 4, destina-se a discussão dos resultados, e o tópico 5 as conclusões do presente trabalho.

2. Referencial Teórico

Os estudos sobre a relação entre a política monetária e a transmissão para os preços agrícolas se iniciaram a partir da crise dos preços de alimentos como decorrência do ajuste monetário durante o período Volker, nos EUA, na década de 1980. Frankel (1986) ao observar a crise no setor, propôs um modelo teórico que evidenciasse alguma relação entre a política monetária implementada sobre os preços agrícolas e de manufaturados (industriais). O autor assume diferentes características entre os dois setores: o setor agrícola, o segmento mais próximo da competição perfeita devido a homogeneidade das *commodities* agrícolas; enquanto o segmento industrial possui características oligopolistas, ou de concorrência monopolística, que tendem a apresentar preços relativamente rígidos.

Frankel (1986) sugeriu que os preços agrícolas reagiram em *overshooting* como resposta a política monetária contracionista, em razão de sua relativa flexibilidade, em comparação aos preços de manufaturados (industriais). Para formalizar este argumento o autor baseou-se no modelo de Dornbusch (1976) o qual propõe um *overshooting* da taxa de câmbio como resposta a uma política monetária contracionista que imediatamente aprecia o câmbio, seguido de uma depreciação cambial que satisfaz a equação da paridade descoberta da taxa de juros.

Mais especificamente, Frankel (1986) argumentou que o *overshooting* dos preços agrícolas decorre de uma redução monetária nominal que implica redução dos saldos monetários reais no curto prazo. Isto aumenta a taxa de juros real, o que deprime os preços reais agrícolas. Como resultado, os preços no setor agrícola ultrapassam (*overshooting*) seu novo equilíbrio o que gera uma expectativa de crescimento futuro destes preços suficiente para anular o choque da taxa de

¹ Conforme *Economic Research Federal Reserve Bank of St. Louis*, entre 1979 e 1989, a taxa de juros dos EUA, medida pelo *Federal Funds Effective Rate (FEDFUNDS)* permaneceu entre 8,2% a 19,10%, este foi o período com as maiores taxas de juros nos EUA. Dados disponíveis em: <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>. Dados capturados em setembro de 2023.

juros mais alta. Esses efeitos reais, segundo Frankel (1986), desaparecem a longo prazo, também reforçado pelo declínio da taxa de crescimento monetário.

Saghaian, Reed e Marchant (2002) estendem o modelo de dois setores proposto por Frankel (1986) e propõe que o efeito *overshooting* da taxa de câmbio também afeta os preços dos manufaturados. Por hipótese os autores sugerem que devido a flexibilidade nos preços agrícolas o efeito da política monetária neste setor deve ser maior. Em outras palavras, o *overshooting*, decorrente da política monetária se materializa, em parte, devido ao efeito da contração monetária (como em Frankel (1986)), e em parte devido ao repasse cambial sobre os preços internos. Este último efeito caracteriza, portanto, o *pass-through* cambial sobre os preços domésticos que por hipótese deve ser maior nos preços agrícolas do que nos preços industriais.

Em termos empíricos, Saghaian, Reed e Marchant (2002) analisaram a trajetória de ajuste das taxas de câmbio e dos preços em resposta a choques monetários não antecipados, ou surpresas monetárias nos EUA. Tal análise foi realizada a partir do teste de cointegração de Johansen, em um modelo de correção de erros vetoriais. Os resultados indicaram que os preços agrícolas se ajustaram mais rapidamente do que os preços industriais às inovações da oferta monetária ao afetar os preços relativos no curto prazo. Além disso, os autores sugerem não neutralidade monetária de longo prazo, isto é, os choques na política monetária não afetaram todas as variáveis nominais de forma proporcional.

Os achados empíricos de Kim e Kim (2021) também contrariam a ideia da neutralidade monetária. A partir de modelos de Vetor Autorregressivo com restrições de sinais nas respostas de impulso, os autores sugerem que choques contracionistas na política monetária apresentaram efeitos negativos significativos nos preços agrícolas reais, sugerindo, portanto, que tais preços responderam mais aos choques na política monetária do que ao nível geral de preços. Finalmente, sugerem que a dinâmica dos preços agrícolas e das taxas de câmbio, sob choques na política monetária, apresentaram um lento *overshooting* e que a resposta dos preços agrícolas foi mais forte do que os observados no câmbio.

Em termos de pesquisas nacionais, relacionadas à transmissão de choques monetários sobre os preços agrícolas e industriais, observa-se algum desinteresse sobre o tema. De acordo com a pesquisa realizada no presente trabalho poucos artigos procuraram avaliar qual tem sido os efeitos específicos relativos a política monetária sobre os setores agrícola ou industrial no Brasil.

Como exceção a esta contatação pode ser mencionado Cunha e Vieira (2003), pesquisa alinhada aos trabalhos de Dornbusch (1976), Frankel (1986) e Saghaian, Reed e Marchant (2002). Os autores avaliaram o comportamento dos preços agrícolas e industriais em resposta a choques monetários e cambiais não-antecipados na economia brasileira, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000 a partir de um modelo VEC. Os resultados empíricos encontrados pelos autores corroboraram a hipótese de que os preços agrícolas responderam mais intensamente, no curto prazo, aos choques monetários e cambiais não antecipados, quando comparados com os preços de bens industriais. Em particular, os autores não identificaram surpresas monetárias no trabalho, e utilizaram o termo “não antecipado” para caracterizar choques em 1 desvio padrão, de M1 e câmbio, sob o ponto de vista de respostas aos impulsos com base nos coeficientes

estimados pelo modelo VEC, o que para os autores caracterizariam um tipo de *overshooting* monetário e cambial².

Margarido (2000) analisou choques de variáveis macroeconômicas externas e domésticas sobre o comportamento dos preços agrícola e industrial no Brasil, a partir de um modelo VEC entre julho de 1994 e dezembro de 1998. O autor observou que a estabilização dos preços domésticos decorrente do Plano Real, tornou os preços agrícolas internos mais sensíveis às variações de preços de produtos agrícolas internacionais. Mais especificamente, os resultados mostraram que o conjunto de variáveis externas exerceram maior influência sobre o comportamento dos preços agrícolas no Brasil em relação a estudos anteriores.

Para o setor industrial, Tomazzia e Meurer (2009), ao investigar a transmissão do regime de metas de inflação, de junho de 1999 a dezembro de 2008, sobre a produção industrial desagregada, observaram que a produção foi consistentemente afetada por choques exógenos da política monetária. Contudo, o nível de preços reagiu negativamente a um choque contracionista, o que caracterizou um *price puzzle*, isto é, uma elevação dos preços e da inflação logo após a contração monetária. Não obstante, os autores observaram um efeito relevante do *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços industriais.

Cabe destacar que embora haja poucos trabalhos que avaliam os efeitos da política monetária sobre preços agrícolas ou industriais no Brasil, há uma literatura bem desenvolvida que se dedica a avaliar *pass-through* da taxa de câmbio (repassé cambial) para os preços de bens agrícolas específicos, como por exemplo, do complexo da soja, café, carne de boi e frango, ou mesmo de gêneros agregados em alimentos ou bebidas, conforme indicam os trabalhos de Fraga et al. (2008), Bender Filho, et. al (2013), Araújo, Rocha e Besarria (2015), Soares, et. al (2016), Copetti, Coronel e Souza (2020), e Copetti e Coronel (2020). Os trabalhos supracitados utilizam a metodologia VAR ou VEC para avaliar a sensibilidade dos preços à variação cambial. Em geral, a sensibilidade é medida a partir da resposta dos preços analisados diante do choque em 1 desvio padrão da taxa de câmbio.

Aparentemente o desinteresse de pesquisadores sobre a transmissão de choques monetários a preços setoriais (agrícola e industrial) decorre de dois motivos. O primeiro deles, refere-se à ausência de choques negativos específicos setoriais sobre o mercado agrícola brasileiro, como o observado nos EUA na década de 1980. O segundo motivo pode estar associado ao entendimento que existe uma dependência dos preços internos condicionados a variabilidade cambial e da flutuação dos preços internacionais de *commodities*. Em outras palavras, a literatura nacional tem centrado na compreensão dos impactos dos diferentes índices lastreados ao mercado de *commodities* (como *Commodity Research Bureau Index* (CRB) e Índice de Commodities Brasil (IC-Br)) e do *pass-through* cambial sobre preços internos, como o IPCA ou IGP-M (ver por exemplo, Araújo e Modenesi (2010), Ono (2014), Souza (2014), Soares et al. (2016); e Stockl et al. (2017), Carrara e Barros (2019)).

Em outras palavras, em termos macroeconômicos, o interesse da pesquisa volta-se na avaliação da capacidade da política de juros do BACEN em lidar com choques dos preços de *commodities* e da taxa de câmbio sobre os preços internos generalizados. Assim, mais relevante do que averiguar o impacto da política monetária, em termos de M1, sobre setores agrícola ou

² No presente artigo o termo “não antecipado” foi utilizado a partir da abordagem de surpresas monetárias desenvolvido por Lucas (1980), em que “não antecipado” se refere a uma política monetária que não poderia ser prevista pelos agentes conforme a Crítica de Lucas em expectativas racionais.

industrial, tem sido avaliada como a taxa de juros afeta o câmbio e os preços. Naturalmente, isto decorre da implementação do Regime de Metas de Inflação (RMI), a partir de janeiro de 1999, em que os agregados monetários estão subordinados a Selic definida pelo BACEN na tentativa de alcançar a meta de inflação de cada ano.

Sobre este ponto, Carrara e Barros (2019) investigam choques de oferta originados de flutuações de preços de *commodities*, bem como a reação e a eficácia da política monetária em controlar o impacto sobre os preços domésticos a partir do IPCA. Os autores averiguaram que a taxa de inflação apresentou um componente de indexação importante, influenciada pela expectativa que o mercado forma, e pelo comportamento dos preços do lado da oferta, que também exerceram influência sobre as expectativas de inflação. O estudo não avaliou o efeito da Taxa Selic diretamente sobre o IPCA, mas os autores destacaram que o Banco Central (BACEN) procurou controlar o efeito da expectativa por meio da taxa de juros. Além disso, destacam que os desvios da inflação, em relação ao esperado, ocorreram devido a variações não previstas de choques de oferta (câmbio e *commodities*) e do hiato do produto. Outros autores como Araújo e Modenesi (2010), Ono (2014), Souza (2014), Soares *et al.* (2016); e Stockl *et al.* (2017) também destacaram a importância de se incluir os preços de *commodities* na análise da composição do IPCA.

Desta forma, os efeitos da política monetária sobre os preços agrícolas passam a ser indiretos, por um lado como uma reação do BACEN ao efeito das flutuações dos preços das *commodities* sobre o IPCA; por outro, pelo efeito dos juros sobre a taxa de câmbio. Este último, decorre do fato de que a venda de produtos no mercado internacional, bem como os custos de importação de insumos agrícolas, depende tanto da variação dos preços internacionais quanto da variação cambial, conforme destacam Amaral, Silva e Leite (2023).

Contudo, não está claro se o efeito sobre o mercado agrícola possui diferenças em relação aos outros setores da economia, uma vez que se espera que a variação dos preços de *commodities* afete inicialmente preços agrícolas, e posteriormente outros setores. No caso do setor industrial brasileiro, este ponto é ainda mais sensível, uma vez que devido ao crescimento de produtos importados, sobretudo produtos industriais chineses, houve uma crescente desindustrialização da economia brasileira nas últimas duas décadas. Neste caso, os preços industriais também podem ser influenciados pela variação cambial.

Assim, se há diferenças entre preços setoriais (agrícola e industrial) e índices gerais de preços (IPCA) como resposta a políticas monetárias, poderá se constatar a não neutralidade da moeda entre os preços. Vale ressaltar, contudo, a partir da revisão de literatura supracitada no presente trabalho, que se espera que a não neutralidade seja decorrente principalmente de uma surpresa monetária com efeitos de *overshooting* e *pass-through* sobre preços agrícolas e industriais.

3. Metodologia

A partir da revisão teórica abordada, propõe-se o uso de estimativas impulso resposta com uso de séries temporais que mostrem se a política monetária pode ser considerada neutra ou não neutra. A neutralidade da política monetária ocorre se após o choque na variável de moeda observa-se uma resposta diferente entre os preços setoriais, agrícola e industrial, em relação ao IPCA. Para realizar esta avaliação econométrica, parte-se de uma estrutura empírica que tem

como referência os trabalhos de Saghaian, Reed, Marchant (2002) e Kim e Kim (2021) que usam Vetores Autorregressivos (VAR), ou modelos com Vetores de Correção de Erros (VEC).

O presente estudo, por sua vez, pretende estimar como preços agrícolas (P_{Agro}) e industriais (P_{Ind}), em termos do IPCA, respondem as variáveis de Moeda (MI), Taxa de Juros ($Selic$), taxa de câmbio ($Câmbio Real$), e Índice de *Commodities* (CRB). Para se avaliar estatisticamente o papel de choques macroeconômicos sobre as variáveis de interesse P_{Agro} e P_{Ind} . As estimativas são realizadas de acordo com os passos recomendados na literatura de séries temporais conforme indicado por Enders (2009):

1. Avaliar a estacionariedade das séries temporais usadas nas estimativas, e determinar se estatisticamente as variáveis podem ser consideradas estacionárias ou não estacionárias;
2. Utilizar os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC) e teste de autocorrelação serial para definir a ordem de defasagem do modelo de autorregressão vetorial;
3. Caso as séries sejam todas não estacionárias, realizar o teste de cointegração de Johansen do Máximo Autovalor e do Traço para identificar a presença de vetores de cointegração;
4. Caso se observe a presença de 1 ou mais vetores de cointegração estimar o modelo como Vetor de Correção de Erro (*Vector Error Correction Model* – VEC);
5. Caso haja alguma variável estacionária no modelo, ou não se observe nenhum vetor de cointegração, deve-se estimar o modelo como um Vetor Autorregressivo (VAR), com as variáveis em primeira diferença, todas estacionárias.

3.1 Fonte de Dados

As variáveis de preços setoriais foram construídas a partir de variáveis do Índice de Preços ao Atacado de origem agrícola ($IPA AGRO$) e de preços industriais ($IPA IND$), ambas como desvios do IPCA, a partir das seguintes equações:

$$P_{Agro} = (\ln(IPA AGRO) - \ln(IPCA)) \times 100 \quad (1)$$

$$P_{Ind} = (\ln(IPA IND) - \ln(IPCA)) \times 100 \quad (2)$$

Os dados de $IPA AGRO$, $IPA IND$ e $IPCA$ ³ foram obtidos diretamente no site do IPEADA⁴. As outras variáveis do modelo Saldos Monetários Reais (MI), Taxa de Câmbio ($Câmbio Real$), Taxa Selic ($Selic$)⁵, também foram obtidos no sítio do IPEADA, enquanto a variável de preços de *commodities* - *Commodity Research Bureau Index* (CRB) foi obtida no sítio Thomson-Reuters⁶. Os dados são mensais e referem-se ao período de janeiro de 1999 a maio de 2023.

Para as estimativas dos modelos de vetores autorregressivos propôs-se que o ordenamento, para fins da decomposição de Cholesky, siga a seguinte estrutura (em que a primeira variável é

³ Respectivamente, IPA-DI - origem - prod. agropecuários - índice (ago. 1994 = 100); IPA-DI - origem - prod. industriais - índice (ago. 1994 = 100); e IPCA - geral - taxa de variação - (% a.m.), transformada para base (ago. 1994 = 100).

⁴ Disponível no sítio <http://www.ipeadata.gov.br/>, dados capturados em setembro de 2023.

⁵ Meio de pagamento Restrito - M1 - papel-moeda em poder do público - média - R\$ (milhões), deflacionado com base no IPCA (ago. 1994 = 100); Taxa de câmbio - efetiva real - INPC - importações - índice (média 2010 = 100); Taxa de juros - Selic - fixada pelo Copom - (% a.a.) - Banco Central do Brasil.

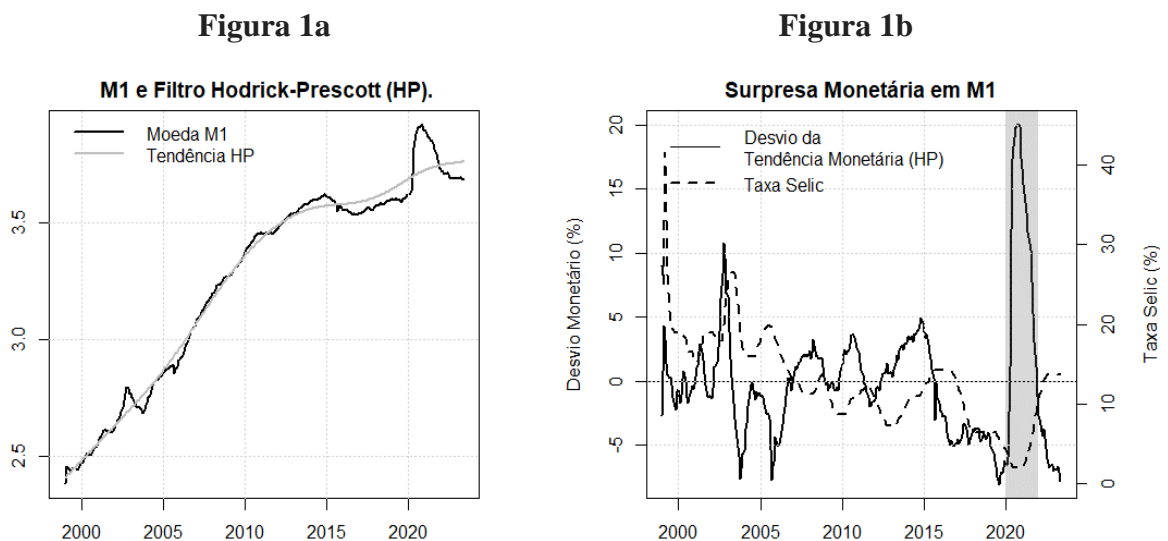
⁶ Disponível no sítio <https://br.investing.com/indices/thomson-reuters---jefferies-crb-historical-data> dados capturados em setembro de 2023.

influenciada apenas por ela mesmo em $t = 0$, e a última é afetada por todas as variáveis em $t = 0$): *CRB*, *Selic*, *M1*, *Cambio Real*, *P_Ind*, *P_Agro*. A variável *CRB* é um índice do mercado financeiro internacional formado a partir dos preços de *commodities* por isso é natural que seja considerada a variável mais exógena do modelo, isto é, não é afetada imediatamente após o choque das outras variáveis. A *Selic* é utilizada pelo BACEN para controle da inflação, e *M1* é imediatamente endógena aos juros escolhidos. As demais, seguem a proposta do presente artigo, a variável *Cambio Real* responde aos choques dos juros e de *M1*, enquanto *P_Ind* e *P_Agro*, respondem aos choques do câmbio e de *M1*; *P_Ind* é anterior a *P_Agro* em razão da hipótese de que os preços agrícolas são mais flexíveis do que os preços industriais.

4. Resultados e Discussão

Para avaliar a ocorrência de surpresas monetárias na economia brasileira em anos recentes, a Figura 1 apresenta o crescimento da quantidade de Moeda (M1) no período de janeiro de 1999 a maio de 2023, em termos reais com base em julho de 1994. Conforme pode ser observado na Figura 1a, houve tendência de crescimento monetário de M1 relativamente constante até 2015, a partir de então, houve redução no crescimento de M1.

Figura 1 – Crescimento da Moeda (M1), em Bilhões 1994.08 = 100; Filtro Hodrick--Prescott (HP) de M1, Desvio Percentual da Tendência (HP) de M1 e Taxa Selic. Dados mensais, jan. 1999 a mai. 2023.



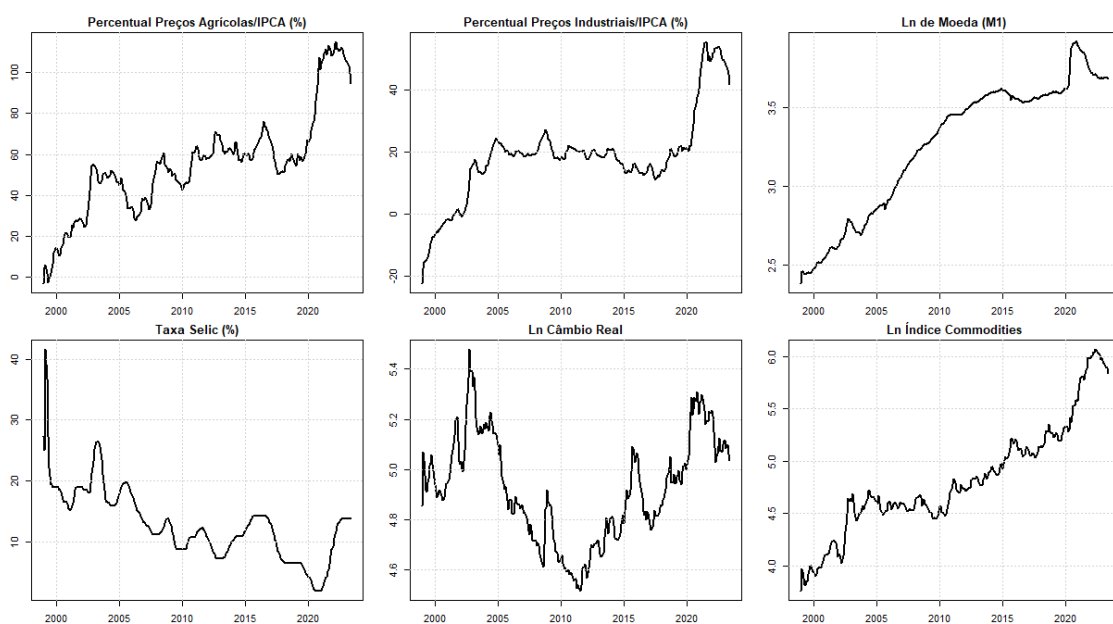
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de BACEN (2023).

Em outras palavras, a tendência do filtro HP extraída de M1 tornou-se menos íngreme entre 2015 e 2020. Em 2020, em razão das políticas fiscais e monetárias no combate a pandemia, configura-se um crescimento acelerado da quantidade de M1. A Figura 1b esclarece que antes do período pandêmico, a maior taxa de crescimento de M1 havia ocorrido em outubro de 2002, em 10,77%, porém concomitante ao crescimento de M1 neste período também houve o crescimento da taxa Selic, em 19,64%, 21,33%, 23,25%, respectivamente, de outubro a

dezembro de 2002, alcançando 25,14% em janeiro de 2004. Isto significa que em termos de política monetária, o crescimento de M1 neste período foi acompanhado por um aperto monetário do lado dos juros. Mais especificamente, a Figura 1b aponta, a partir da área hachurada em cinza, que a surpresa monetária pode ser mais bem caracterizada entre maio de 2020, em que o crescimento em relação a tendência foi de 11%, atingindo, em outubro de 2020, 20,05%; ao mesmo tempo que a taxa de juros, no mesmo período, foi de 2,67% a 2%. Nesta perspectiva, além dos valores observados nas séries históricas de M1 e Selic, deve-se ainda destacar que este crescimento monetário foi não esperado e não previsto (em razão do desconhecimento sobre o fim da pandemia) o que corrobora a ideia destes dados indicarem uma surpresa monetária.

A Figura 2 apresenta as variáveis utilizadas nas estimativas do modelo de Vetor Autorregressivo. Conforme pode ser observado as variáveis apresentam características não estacionárias, além disso, após 2020, há evidências de diferentes choques. Por exemplo, em relação aos preços agrícolas houve crescimento em torno de 50% em relação ao IPCA, e dos preços industriais este crescimento foi menor, em torno de 35%. O Real também apresentou acentuada desvalorização em relação ao Dólar, em torno de 30%. Por sua vez, os preços de *commodities* (CRB) cresceram de forma vigorosa neste período, em torno de 90%. Todas estas características apontam para a necessidade de uma análise diferenciada entre o período anterior e posterior à 2020.

Figura 2 – Variáveis utilizadas na análise econométrica.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimativas econométricas e os testes de raiz unitária ADF-aumentado. Conforme já discutido na metodologia as estatísticas dos preços agrícolas e industriais são apresentadas como desvios percentuais do IPCA. Há valores negativos em ambos os desvios, o que impossibilita o uso da

transformação em logaritmo neperiano (ln) nestas variáveis. Com exceção da Taxa Selic, as outras variáveis do modelo foram estimadas em ln, o que possibilita a interpretação dos resultados como elasticidades.

Tabela 1 – Estatística descritivas das variáveis utilizadas nas estimativas, período janeiro de 1999 a maio de 2023, totalizando 293 observações para cada variável.

Variáveis	Desvio		Valor		Estatística τ (nível)	Estatística τ (prim. dif.)
	Média	Padrão	Mínimo	Máximo		
<i>MI</i> (ln)	3,261	0,428	2,382	3,917	-1,050 (1)	-7,109 (1)
<i>P_Agro</i> (%)	55,071	25,045	-2,838	114,894	-2,633 (1)	-8,484 (1)
<i>P_Ind</i> (%)	18,499	14,328	-22,385	55,486	-2,093 (8)	-4,202 (7)
<i>Selic</i> (%)	12,845	5,781	2,000	41,580	-2,740 (1)	-7,943 (10)
<i>Câmbio Real</i> (ln)	4,922	0,209	4,517	5,478	-1,904 (1)	-10,196 (1)
<i>CRB</i> (ln)	4,823	0,530	3,762	6,069	-0,781 (1)	-9,962 (1)

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Nota: Estatística τ refere-se ao teste ADF de raiz unitária. Nas variáveis em nível foi realizado o teste ADF com tendência, valores críticos de 1%, 5% e 10%, respectivamente, de -3,98 -3,42 -3,13. Nas variáveis em primeira diferença foi realizado o teste ADF com *drift*, valores críticos de 1%, 5% e 10%, respectivamente, de -3,44, -2,87 e -2,57. Valores em parênteses refere-se ao número de *lags* decidido a partir do teste de Akaike.

Em termos dos testes de raiz unitárias, conforme esperado a partir da visualização da Figura 2, todas as variáveis apresentaram a raiz unitária em nível, e tornam-se estacionárias a partir da primeira diferença, o que condiciona que se verifique a presença de vetores de cointegração na estimativa auto regressiva vetorial, isto é, deve ser analisado estatisticamente a presença de vetores de correção de erro o que torna o modelo um modelo de Vetor de Correção de Erro (*Vector Error Correction*, VECM).

Para a seleção das defasagens do Modelo 1 (jan. 1999 a dez. 2019), os critérios de Akaike e Schwartz sugeriram 2 defasagens, com os valores mínimos observados, respectivamente, de -24,03 e -25,75. Para o Modelo 2, que analisa os efeitos monetários durante o período pandêmico, foi utilizado o período de janeiro de 2019 a maio de 2023. A razão para esta escolha de dados anteriores a fevereiro de 2020 (início da pandemia) deve-se ao ganho de graus de liberdade nas estimativas, além da perda de variáveis nas defasagens da estimativa do vetor autorregressivo. A amostra do Modelo 2 se encerra em maio de 2023, mês que foi declarado o fim da emergência sanitária global de Covid-19 (Federal, 2023). Para que o Modelo 1 e o Modelo 2 sejam diretamente comparáveis, optou-se em manter duas defasagens nas estimativas.

A Tabela 2 apresenta o Teste de Johansen do Autovalor Máximo para a escolha do número de vetores de cointegração. Para o caso do Modelo 1 o teste indicou a presença de um vetor de cointegração. Para o Modelo 2 observou-se a presença de dois vetores de cointegração.

Assim, diante dos resultados observados, optou pela estimativa de dois modelos VECM para os dados da amostra e, posteriormente, avaliar o comportamento das análises impulso-resposta entre os diferentes períodos amostrais a fim de se evidenciar alguma mudança nas elasticidades estimadas entre os dois períodos. Conforme já discutido anteriormente, a hipótese a ser verificada é se a surpresa monetária no período pandêmico acarretou mudanças tanto no impacto monetário sobre os preços, como também se houve mudanças significativas nas outras variáveis, como o câmbio e o CRB sobre o comportamento dos preços agrícolas e industriais.

Tabela 2 – Teste do Autovalor Máximo para Escolha de Vetores de Cointegração nas estimativas VECM Modelo 1: jan. 1999 a dez. 2019 e Modelo 2: jan. 2019 a mai. 2023.

Vetores	Modelo 1				Modelo 2			
	Teste Estatístico	10%	5%	1%	Teste Estatístico	10%	5%	1%
$R = 0$	57.68	40.91	43.97	49.51	61.47	40.91	43.97	49.51
$R \leq 1$	25.29*	34.75	37.52	42.36	56.42	34.75	37.52	42.36
$R \leq 2$	21.94	29.12	31.46	36.65	30.85*	29.12	31.46	36.65
$R \leq 3$	16.77	23.11	25.54	30.34	27.17	23.11	25.54	30.34
$R \leq 4$	11.5	16.85	18.96	23.65	11.25	16.85	18.96	23.65
$R \leq 5$	6.33	10.49	12.25	16.26	4.49	10.49	12.25	16.26

Notas: 1. * indica a não rejeição do Teste de Autovalor ao nível de 5%.

2. O Teste do Traço apresenta os mesmos resultados.

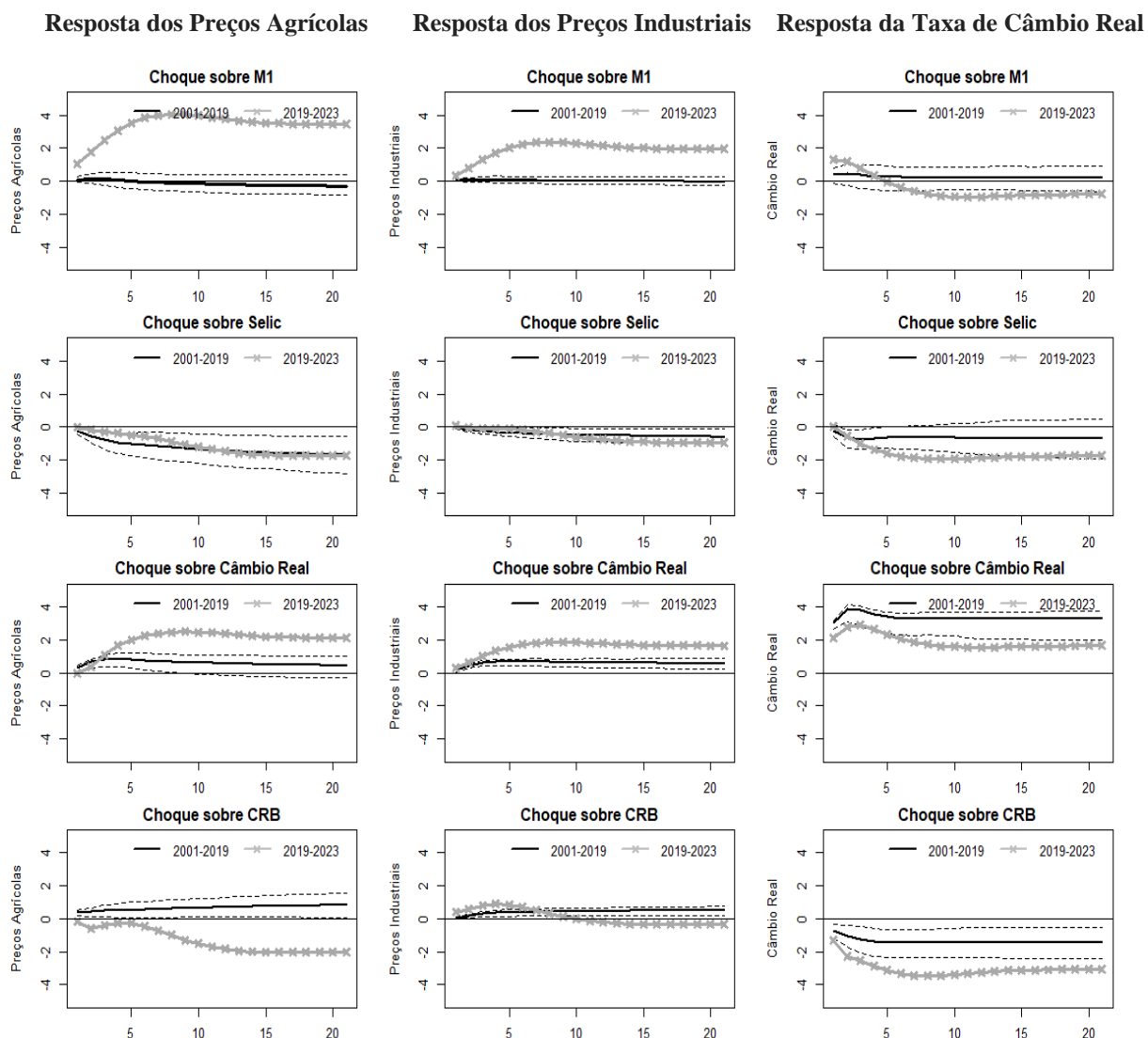
Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

A Figura 3 apresenta as análises de impulso-resposta a partir da estimativa do Modelo VECM. A linha contínua em preto (2001 a 2019) refere-se ao Modelo 1, enquanto a linha em cinza pontilhada (2019 a 2023) refere-se ao Modelo 2. O Modelo 1 e o Modelo 2 comparam o período anterior à pandemia de COVID-19 (2001 a 2019), e o período posterior (2019 a 2023) e verifica se a expansão monetária, observada na Figura 1, esteve correlacionada com algum *overshooting* nos preços agrícolas, industriais e no câmbio real.

Na Figura 3, anterior ao período pandêmico (2001 – 2019), choques em M1 não apresentaram efeitos significativamente diferentes de zero sobre os preços agrícolas e industriais. Contudo, após o período pandêmico (2019 a 2023) observa-se que choques de M1 estiverem relacionados ao crescimento dos preços agrícolas e industriais. Em particular, estima-se que o choque de 1 desvio padrão em M1, aumentou o crescimento dos preços agrícolas em torno de 4%, em termos mensais acima do IPCA, enquanto o efeito observado nos preços industriais foi de 2%. Conforme os trabalhos discutidos na presente revisão de literatura, já se esperava que os preços agrícolas fossem mais flexíveis do que os industriais em resposta ao choque monetário. Além disso, os resultados observados indicam a não neutralidade monetária sobre os preços agrícolas e industriais, uma vez que o modelo sugere que mesmo após 20 períodos a frente após o choque, não houve convergência para o IPCA, isto é, a resposta ao impulso de M1 não convergiu para zero.

Verifica-se ainda na Figura 3 que o choque de M1 sobre o câmbio real também pode ser explicado pelas hipóteses propostas por Dornbusch (1976) e Frank (1986), quais sejam, após o crescimento da moeda, inicialmente, há uma desvalorização cambial, seguida de uma apreciação. Isto define o *overshooting* cambial em decorrência do crescimento monetário, descrito na revisão teórica do presente trabalho, inicialmente o crescimento de M1 reduz a taxa de juros e cria expectativas nos mercados de uma forte desvalorização cambial, contudo, no transcorrer dos meses após o choque, há o crescimento dos juros e redução de M1, o que resulta na apreciação cambial.

Figura 3 – Análise Impulso Resposta sobre Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) para 2 defasagens.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Em relação a taxa Selic ambos os modelos apresentam a mesma resposta após o choque de 1 desvio padrão da variável juros, ou seja, não foi observado nenhuma diferença entre os períodos 2001 a 2019 (Modelo 1) e 2019 a 2023 (Modelo 2). Isto confere robustez ao modelo uma vez que não se esperava efeitos *overshooting* em razão dos juros, adicionalmente, sugere que os preços agrícolas tendem a responder de forma mais acentuada a política monetária realizada a partir dos juros do que os preços industriais. Frente a um choque de 1 ponto percentual da Taxa Selic, observa-se uma queda de um 1,7% dos preços agrícolas em relação ao IPCA, e de 0,9% ponto percentual dos preços industriais. O câmbio real, como esperado, valorizou-se diante do crescimento da taxa de juros em torno de 1,9% frente aumento de 1 ponto percentual da Selic, contudo, este efeito foi significativo apenas no primeiro e segundo período após a ocorrência do choque. Tais resultados, mais uma vez, também sugerem que os preços agrícolas e industriais não são neutros em relação a política monetária conduzida por meio da Taxa Selic,

em outras palavras, quando houve crescimento dos juros, os preços agrícolas estatisticamente foram mais penalizados.

Em termos do efeito da desvalorização cambial observou-se um *pass-through* cambial mais acentuado sobre os preços agrícolas durante o período pandêmico. O crescimento de 1 desvio padrão na taxa de câmbio real incorreu crescimento dos preços agrícolas em 2,5%; e dos preços industriais em 1,8%, em relação ao IPCA. Tais valores anteriores ao período pandêmico foram inferiores, em cerca de 0,8% e 0,7%, para preços agrícolas e preços industriais.

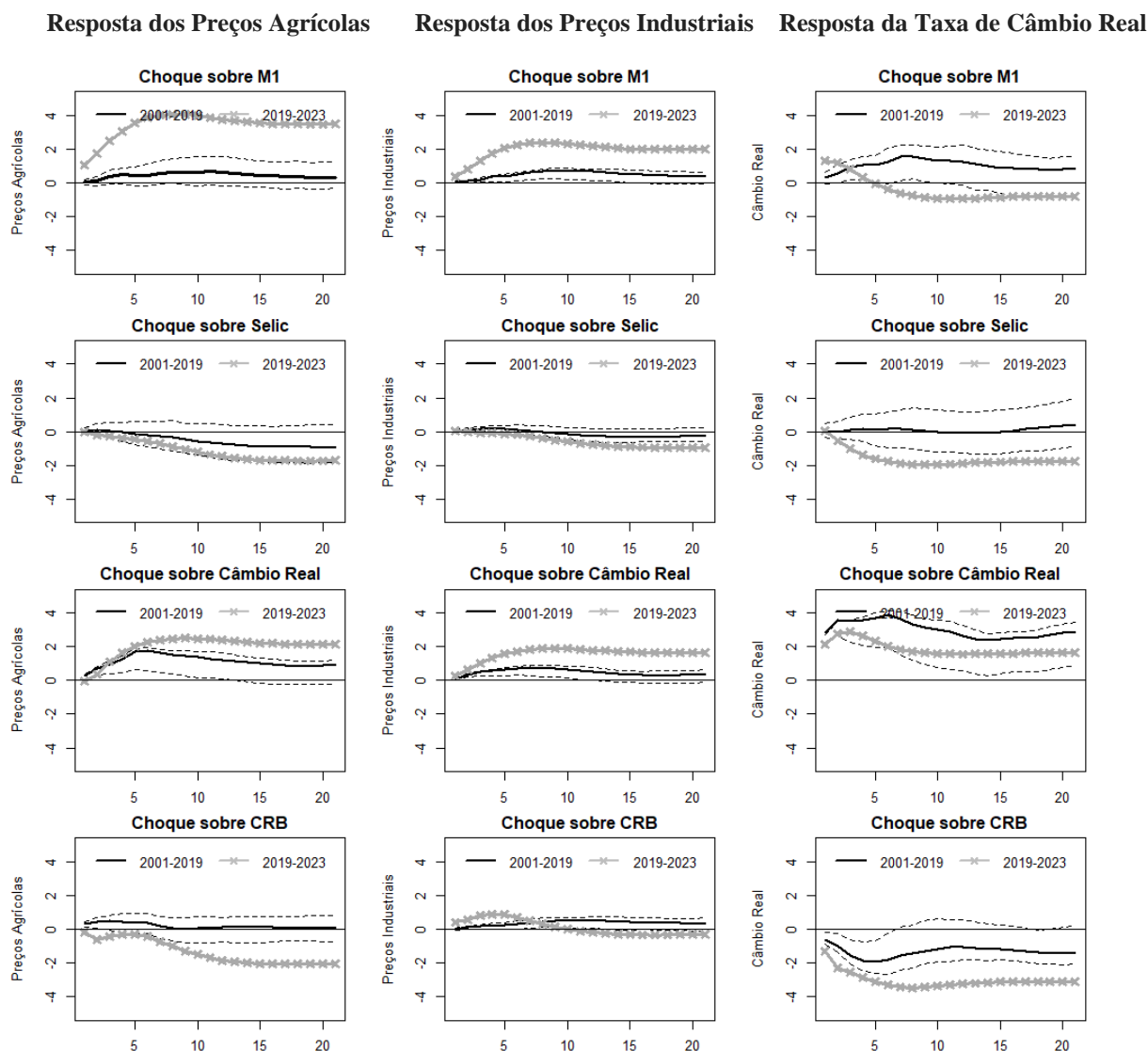
Em relação a variável índice de *commodities*, CRB, os resultados observados antes de depois da pandemia apresentam-se contraditórios. No período anterior à pandemia, o crescimento em 1 desvio padrão na variável CRB esteve associado, como esperado, ao crescimento dos preços agrícolas, estatisticamente significativo em torno de 1,5%. Contudo, no período pandêmico, o choque sobre a variável CRB apresentou comportamento negativo sobre os preços agrícolas.

Conforme Celasun, *et al.* (2022), uma possível explicação para este resultado deve-se ao fato das dificuldades enfrentadas no escoamento de mercadorias nos portos mundiais durante o período pandêmico, em razão da falta de navios e *containers* disponíveis no mundo para a retomada das exportações à medida que a transmissão do vírus foi contida. Este fato acarretou sucessivos choques de ofertas no mundo, o que pode ter afetado o sistema de preços dos bens agrícolas no Brasil em termos da absorção de choques externos.

Da mesma forma, a variável de preços industriais, que antes da crise apresentou crescimento associado ao choque na variável CRB, no período pandêmico, apresentou ora resposta positiva, ora negativa. A resposta da Câmbio Real, por sua vez, apresentou resultados esperados; diante do choque em CRB, houve valorização cambial. Tal resultado decorre da precificação do mercado financeiro mundial que espera o aumento do crescimento das exportações de *commodities* e entrada de dólares diante do aumento em CRB. Como o dólar no curto prazo responde majoritariamente às expectativas do mercado financeiro, o crescimento da variável CRB, tendeu a valorizar a taxa de câmbio. Conforme pode ser observado na Figura 3, a análise impulso-resposta de CRB também foi mais acentuada durante o período pandêmico, que corrobora a ideia de maior instabilidade no mercado financeiro mundial no período pandêmico.

Embora, os critérios de Akaike e Schwartz tenham sugerido que 2 defasagens minimizam os resíduos quadráticos dos modelos estimados, verificou-se a partir do teste F de Edgerton-Shukur, a presença de autocorrelação nos resíduos estimados. A partir de 16 defasagens, o valor calculado do teste *F* indicou 5,8, com *p-valor* inferior a 1%. Para tratar deste ponto, foi aumentado gradativamente a quantidade de defasagens do modelo VAR até que houvesse a rejeição estatística da autocorrelação residual do Modelo 1. A rejeição ocorreu a partir da 7ª defasagem, com *F* calculado de 1,18 e *p-valor* de 0,07. Para avaliar o impacto nas análises, a Figura 4 apresenta o mesmo exercício de análises impulso-resposta discutidos a partir da Figura 3, porém com 7 defasagens no modelo 2001-2009.

Figura 4 – Análise Impulso Resposta sobre Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) para 7 defasagens.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Em relação a Figura 3, os principais resultados obtidos na Figura 4 são mantidos, quais sejam, no período pandêmico o crescimento da variável M1 não foi neutro entre os preços setoriais e incorreu no *overshooting* principalmente nos preços agrícolas, e em menor tamanho nos preços industriais. Portanto, os resultados observados corroboram a ideia de que o crescimento monetário observado na Figura 1b não foi neutro do ponto de vista dos efeitos de longo prazo sobre os preços setoriais. Por sua vez, a desvalorização cambial também acarretou *pass-through* dos preços agrícolas e industriais em proporções semelhantes. Da mesma forma que a Figura 3, choques em Selic não apresentaram resultados diferentes entre os períodos analisados, contudo observa-se a perda da significância estatística, o que implica, nesta estimativa, que os juros não afetaram de forma diferente os preços agrícolas e industriais em relação ao IPCA.

A variável *CRB* também perdeu significância estatística fora do período pandêmico, e em relação ao período pandêmico permaneceu com resultados ambíguos, como observado anteriormente.

Para avaliar o papel de cada uma das variáveis nos modelos estimados é apresentado na Tabela 3 a decomposição da variância das análises impulso resposta presentes na Figura 3. Em relação ao Modelo 1 (1999 a 2019) observa-se que a variável preços agrícolas, possui a maior parte de sua variabilidade explicada pelos valores defasados da própria variável preços agrícolas.

Tabela 3 – Decomposição das Variâncias, em % das Estimativas Impulso Resposta dos Modelos 1 e Modelo 2, meses a frente (*h*).

Modelo 1: jan. de 1999 a dez. de 2019												
<i>h</i>	Resposta dos Preços Agrícolas						Resposta dos Preços Industriais					
	CRB	Selic	M1	Câmbio Real	Preços Ind.	Preços Agr.	CRB	Selic	M1	Câmbio Real	Preços Ind.	Preços Agr.
1	4,89%	1,61%	0,40%	3,57%	0,67%	88,86%	0,44%	1,37%	0,60%	6,54%	91,05%	0,00%
6	3,36%	9,42%	0,11%	7,28%	0,18%	79,66%	8,22%	6,30%	0,44%	29,93%	55,11%	0,01%
12	4,06%	14,71%	0,18%	5,76%	0,08%	75,21%	10,99%	10,35%	0,22%	28,22%	50,17%	0,05%
18	4,88%	18,79%	0,35%	4,72%	0,05%	71,21%	12,53%	13,36%	0,14%	25,99%	47,82%	0,15%
24	5,55%	21,91%	0,52%	4,01%	0,04%	67,97%	13,57%	15,63%	0,12%	24,21%	46,20%	0,27%
32	6,23%	24,95%	0,71%	3,37%	0,03%	64,71%	14,50%	17,82%	0,13%	22,48%	44,68%	0,40%
40	6,72%	27,09%	0,86%	2,94%	0,03%	62,37%	15,12%	19,35%	0,14%	21,26%	43,62%	0,50%
48	7,07%	28,64%	0,97%	2,64%	0,03%	60,65%	15,56%	20,45%	0,16%	20,38%	42,87%	0,58%
Modelo Curva 2: jan. de 2019 a jun. de 2023												
<i>h</i>	Resposta dos Preços Agrícolas						Resposta dos Preços Industriais					
	CRB	Selic	M1	Câmbio Real	Preços Ind.	Preços Agr.	CRB	Selic	M1	Câmbio Real	Preços Ind.	Preços Agr.
1	0,88%	0,00%	31,78%	0,01%	1,18%	66,16%	15,77%	0,41%	11,94%	7,10%	64,79%	0,00%
6	1,26%	1,11%	62,63%	17,76%	11,60%	5,64%	7,59%	0,17%	34,71%	20,55%	31,16%	5,83%
12	4,79%	3,30%	52,98%	18,49%	18,62%	1,83%	2,61%	1,44%	33,10%	20,76%	35,03%	7,06%
18	8,06%	5,58%	46,76%	16,99%	21,47%	1,14%	1,82%	2,96%	30,13%	19,62%	38,36%	7,11%
24	9,49%	6,71%	44,05%	16,22%	22,69%	0,85%	1,49%	3,74%	28,73%	19,02%	39,94%	7,08%
32	10,41%	7,44%	42,28%	15,72%	23,50%	0,65%	1,26%	4,25%	27,80%	18,62%	41,01%	7,07%
40	10,94%	7,85%	41,28%	15,44%	23,95%	0,54%	1,12%	4,55%	27,26%	18,39%	41,63%	7,06%
48	11,27%	8,11%	40,64%	15,26%	24,25%	0,47%	1,04%	4,74%	26,92%	18,24%	42,02%	7,05%

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Contudo, nos meses posteriores ao choque, a variável Selic torna-se gradativamente relevante; após 48 meses, 28,65% da variável preços agrícolas é explicada pela variável Selic. Por sua vez, a variável de preços industriais, no primeiro período é explicada pelo choque da própria variável, em 91,05%. Após 48 meses da ocorrência do choque, as variáveis CRB, Selic e Câmbio Real, explicam a variabilidade do choque dos preços industriais, respectivamente em 15,56%, 20,45% e 20,38%, o que sugere que os preços industriais possuem influências mais diversas do que os preços agrícolas. Em nenhum dos dois casos a moeda (M1) apresentou relevância na variabilidade dos choques.

Por sua vez, no Modelo 2, de jan. de 2019 a jun. de 2023, observa-se que tanto no primeiro período quanto 48 meses após o choque, o efeito dominante da variável M1 nas variáveis preços agrícolas e industriais. Sobre os preços agrícolas, no primeiro período, M1 explicou 31,78%, e após 48 meses, 40,64% da variabilidade da resposta; enquanto na variável preços industriais estes valores foram respectivamente de 11,94% e 26,92%. Além de M1, observa-se que a variável câmbio real também possuiu papel importante para explicar a variabilidade dos preços no Modelo 2, o que reforça os efeitos de *overshooting* e *pass-through* cambial dos preços setoriais observados nas análises anteriores impulso-resposta.

5. Conclusão

O presente artigo avaliou se o crescimento da quantidade de Moeda (M1) durante o período pandêmico incorreu no *overshooting* da taxa de câmbio real, dos preços agrícolas e industriais em termos dos preços gerais (IPCA). O crescimento de M1 associado a redução da taxa de juros no período pandêmico foi tratado no presente trabalho como uma surpresa monetária, uma vez que o crescimento da moeda e a redução da Selic não poderiam ser previstos pelos agentes econômicos, em razão dos efeitos não conhecidos e não antecipados da pandemia.

Os resultados obtidos no presente artigo sugerem que os choques monetários observados durante o período pandêmico resultaram em efeitos *overshooting*, em maior grau nos preços agrícolas, devido a homogeneidade e maior flexibilidade destes, e menor grau nos preços industriais, caracterizados pela maior rigidez dos preços de manufaturados. Observou-se que anteriormente (entre 1999 e 2019), choques sobre a moeda não caracterizaram efeitos sobre os preços setoriais analisados. Tal evidência aponta que os choques monetários no período pandêmico não foram neutros, o que sugere que os efeitos da moeda sobre os preços agrícolas e industriais, em termos do IPCA, foram de longo prazo.

Em relação ao câmbio real, o efeito *overshooting* em M1 também foi observado apenas no período pandêmico, e seguiu a trajetória prevista pelo modelo de Dornbusch (1971), qual seja, diante do crescimento monetário não esperado, o câmbio inicialmente sofre uma desvalorização, associado a redução da taxa de juros, porém, nos períodos subsequentes passa a se valorizar, em vista do crescimento dos preços e do ajustamento posterior dos juros, o que completa o efeito *overshooting* do câmbio.

Finalmente, observou-se também o efeito *pass-through* da taxa de câmbio real sobre os preços setoriais. Diferente do *overshooting* o efeito *pass-through* foi observado em ambos os períodos analisados, contudo, mais forte durante o período pandêmico, efeito este associado aos choques mais intensos do câmbio neste período. Este resultado já era esperado em razão dos preços no atacado receberem influência maior forte do câmbio do que os bens de consumo medidos pelo IPCA.

Finalmente, as evidências não suportam a ideia de que os juros (Selic) possuíram papel relevante para controlar os preços setoriais, enquanto a variável índice de *commodities* (CRB) apresentou sinais ambíguos, sugerindo que o aumento dos preços internacionais de *commodities* durante o período pandêmico, não impactaram os preços internos de forma sistemática. Em outras palavras, os preços setoriais, sobretudo preços agrícolas, tiveram seu crescimento associado principalmente ao crescimento da moeda em resposta a necessidade da manutenção da demanda agregada durante a pandemia de COVID-19.

Referências Bibliográficas

ARAÚJO, E.; MODENESI, A. M. A Importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR. **Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia**. Salvador. 2010.

ARAÚJO, H. G. R.; ROCHA, R. M.; da NÓBREGA BESARRIA, C. *Pass-through* cambial para os preços de importação: uma análise para as principais commodities agrícolas importadas pela região Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, 46(4), 45-59, 2015.

BENDER FILHO, Reisoli; AMORIM, Airton Lopes; SOUSA, Eliane Pinheiro de; CORONEL, Daniel Arruda. Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. **Revista Ciências Administrativas**, v. 19, n. 1, p. 121-144, 2013.

CARRARA, A. F.; BARROS, G. S. A. D. C. (2016). A Influência do Preço dos Hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 54, 751-770.

COPETTI, Leonardo Sangoi; CORONEL, Daniel Arruda; SOUZA, Adriano Mendonça. Transmissão Da Variação Da Taxa De Câmbio Para Os Preços De Exportações Brasileiras Da Carne Bovina E Da Carne De Frango (1997-2019). **Gestão & Planejamento**, v. 21, 2020.

COPETTI, Leonardo Sangoi; CORONEL, Daniel Arruda. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do café robusta: um estudo comparativo do dólar e do euro. **Revista Capital Científico-Eletrônica**, v. 18, n. 1, p. 24-44, 2020.

CUNHA, Cleyzer Adrian da; VIEIRA, Wilson da Cruz. Choques monetários e cambiais e preços relativos na economia brasileira: 1990-2000. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 1, n. 1, p. 89-115, 2003.

FEDERAL, Senado. Decreto fim da emergência sanitária global de Covid-19. 2023. **Rádio Senado**. Disponível em: <https://www12.senado.leg.br/radio/1/noticia/2023/05/08/decretado-fim-da-emergencia-sanitaria-global-de-covid-19>. Acesso em maio de 2024.

FRAGA, Gilberto J.; ARRUDA, Cíntia Silva; ALVES, Alexandre Florindo; PARRE, José Luiz. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. **Análise Econômica**, v. 26, n. 49, 2008.

KIM, Jihae; KIM, Soyoung. Monetary policy shocks and delayed overshooting in farm prices and exchange rates. **International Review of Economics & Finance**, v. 71, p. 620-628, 2021.

LUCAS JR, Robert E. **Rules, discretion, and the role of the economic advisor**. In: Rational expectations and economic policy. University of Chicago Press, 1980. p. 199-210.

ONO, Gustavo Shoji. Análise do Impacto dos Preços das Commodities sobre a Inflação no Brasil. 2014. **Tese de Doutorado**.

SOARES, Aline Fernanda.; SILVA, Haroldo José Torres; SANCHES, André Luís Ramos; OZAKI, Vitor Augusto. Análise da dinâmica inflacionária no Brasil e preços de commodities: uma aplicação do modelo de vetores autorregressivos. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, v. 22, n. 46, 2016.

SOUZA, R. G. de. Análise da dinâmica entre preços das commodities e inflação no Brasil utilizando fatores comuns e previsões fora da amostra para o período de 2003:02 à 2014:02. 2014. *In: Anais* do 42º Encontro Nacional de Economia: Natal, Rio Grande do Norte, 2014.

STOCKL, M., MOREIRA, R. R., & GIUBERTI, A. C. (2017). O impacto das commodities sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: evidências para o CRB Índice e Índice de Commodities Brasil. *Nova Economia*, 27, 173-207.

TOMAZZIA, Eduardo Cardeal; MEURER, Roberto. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. *Economia Aplicada*, v. 13, p. 371-398, 2009.