Impactos da flexibilização da política monetária sobre os agregados macroeconômicos: uma análise do caso brasileiro sob metas de inflação no período 2011-2019

Felipe Santos Tostes* Graciela Aparecida Profeta**

Resumo

No governo Dilma, foram implementadas medidas de flexibilização da política monetária. Este artigo questiona se os instrumentos introduzidos pelo governo foram interpretados como interferências na gestão do Regime de Metas de Inflação pelo Banco Central. Ademais, isso pode ter afetado a credibilidade da política monetária, contribuindo para a perda da estabilidade da inflação. Os métodos de Vetores Autorregressivos e Vetor de Correção de Erros foram utilizados para verificar o impacto entre as variáveis. Os resultados indicam uma forte evidência de que a baixa credibilidade da política monetária prejudicou o funcionamento da âncora nominal no período analisado.

Palavras-chaves: Credibilidade. Política monetária. Política fiscal. Modelos de séries temporais.

http://dx.doi.org/10.5335/rtee.v26i54.12305

Submissão: 24/02/2021. Aceite: 20/04/2021.

Doutor em Teoria Econômica pela Universidade Federal Fluminense (UFF). Professor do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal Fluminense (UFF). Professor Coordenador do ensino de graduação a distância do curso de Administração Pública do Cederj. Líder do grupo de estudos em Economia Keynesiana (GEEK). Integrante do Núcleo de estudos em Economia Aplicada (NEEA). E-mail: felipesantostostes@id.uff.br

^{**} Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professora do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal Fluminense (UFF). Integrante do Núcleo de estudos em Economia Aplicada (NEEA). Líder do grupo de estudos de mercado e regulação econômica (GEMRE). E-mail: gracielaprofeta@id.uff.br

Introdução

O regime de política econômica adotado no Brasil em julho de 1999, o tripé macroeconômico, configura-se a partir de metas de inflação, metas para o superávit primário das contas públicas e taxa de câmbio livre. O objetivo desta estrutura de política econômica é a estabilidade de preços, em que para cada ano é definida uma meta para a inflação, que pode variar dentro de uma banda de acordo com o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA). Também é desejável que o governo mantenha um compromisso com o superávit primário e que a taxa de câmbio não sofra forte volatilidade.

Entre os anos de 1999 e 2010, período em que este regime foi aplicado de forma estrita, a inflação esteve fora das bandas apenas nos anos de 2001, 2002 e 2003, o governo conseguiu alcançar um resultado de superávit primário das suas contas e a taxa de câmbio apresentou tendência à apreciação. A média de crescimento do produto interno bruto (PIB) no período foi de 3,5%. Ou seja, o regime gerou resultado satisfatório com relação aos seus objetivos.

A manutenção deste tripé entre os anos de 1999 e 2010 baseava-se na boa relação entre a autoridade monetária, o Banco Central do Brasil (BCB), e a autoridade fiscal, o Tesouro Nacional (TN). O BCB era o responsável por manter a taxa de inflação sobre controle. De outro lado, o TN era o responsável por alcançar o superávit primário. Entretanto, em agosto de 2011, no início do governo Dilma Rousseff (2011-2016), foram implementados novos instrumentos de política econômica, como parte do plano denominado Nova Matriz Econômica (NME). A princípio, o que chamou maior atenção no plano foi a introdução de instrumentos auxiliares aos instrumentos típicos do Regime de Metas de Inflação (RMI), tornando a política monetária mais flexível.

A taxa de juros Selic e as taxas de juros dos bancos públicos (Caixa Econômica Federal e Banco do Brasil) foram reduzidas com o objetivo de estimular a economia por meio da elevação do consumo das famílias e dos investimentos privados. Também para estimular os investimentos, foram concedidos incentivos fiscais. A taxa de câmbio foi desvalorizada, a fim de estimular as exportações. O controle da inflação por meio da Selic foi complementado com uma estratégia de concessão de subsídios nos setores de energia e combustível (CAGNIN et al., 2013; CHAMIÇO, 2018).

Os resultados demonstraram que o governo conseguiu manter a inflação próxima ao teto da meta até o ano de 2014, não conseguindo impedir a alta inflação no

ano de 2015 (IPCA igual a 10,67%), estourando o teto da meta. O mesmo aconteceu com o resultado das contas públicas, em que os superávits primários constantes até 2013 se transformaram em déficits primários persistentes a partir de 2014. A taxa de câmbio volta a ter uma tendência à depreciação a partir do ano de 2012. A média de crescimento do PIB no período foi de 0,4%. Isto é, o regime não obteve um resultado satisfatório neste período com relação aos seus objetivos e, ademais, pode ter contribuído com o estado de fragilidade da economia brasileira.

O fato de o governo Dilma Rousseff nunca ter abandonado o tripé e ter escolhido uma estratégia de flexibilização da política monetária pode ter contribuído para um estado de desconfiança e deterioração das expectativas. Isso porque os agentes econômicos necessitam de clareza das informações com relação às ações da política econômica. Devem acreditar no comprometimento das autoridades com as regras da política econômica. Ademais, a política econômica necessita de uma âncora nominal que guie as expectativas dos agentes econômicos. No RMI, a expectativa de inflação exerce o papel de âncora nominal da política econômica, convergindo a inflação para a sua meta (MODENESI, 2005).

Este trabalho leva em questão se os agentes econômicos entenderam os novos instrumentos de política econômica utilizados durante o período como uma interferência, tanto na âncora nominal da política econômica como no instrumento da política monetária, a Selic. Se isso foi interpretado com desconfiança pelos agentes econômicos, pode ter sido o fator determinante para afetar as expectativas dos agentes econômicos e, consequentemente, para a perda da estabilidade da inflação.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 trata da operacionalidade da política monetária, das medidas econômicas adotadas e os resultados dessas no governo Dilma. A seção 3 apresenta a metodologia utilizada no trabalho. A seção 4 fornece as evidências empíricas obtidas a partir da aplicação de modelos econométricos. Por fim, são apresentadas as conclusões.

Referencial teórico

A flexibilização do tripé macroeconômico

A adoção do arranjo de política econômica a partir de 1999 demandou modificações na operacionalidade da política monetária. No RMI, o BCB tem como principal

instrumento de política monetária as operações em mercado aberto com títulos do TN, com o objetivo de manipular a variável operacional, a taxa básica de juros de curto-prazo (Selic). O objetivo é influenciar as metas intermediárias no chamado mecanismo de transmissão da política monetária¹ (taxa de juros de longo prazo, os preços dos ativos no mercado financeiro, as expectativas dos agentes econômicos, o custo e a demanda pelo crédito e a taxa de câmbio). O objetivo final da política monetária é coordenar a demanda agregada para manter a inflação estável.

Para o bom funcionamento do sistema de metas de inflação, o tripé deve ser complementado com política de superávit primário e de taxa de câmbio flutuante. No primeiro caso, o TN não pode intervir no mercado de reservas bancárias, a fim de compensar déficits orçamentários, para não perder controle sobre a Selic. No segundo caso, o BCB deve deixar o mercado de câmbio funcionar livremente, de modo que se mantenha o controle sobre a liquidez do mercado monetário por meio dos títulos públicos.²

As medidas adotadas pelo governo Dilma, com o intuito de amenizar os efeitos decorrentes da crise econômica da área do Euro³, implementaram uma flexibilização da política monetária, sem, no entanto, abandoná-la. A política econômica passou a ter como objetivo final, além da estabilidade da inflação, a obtenção de taxas elevadas de crescimento econômico. Em conjunto com os instrumentos de política monetária próprios do RMI, foi adotada uma série de medidas de política cambial, creditícia e fiscal (CHAMIÇO, 2018; CAGNIN et al., 2013).

Com relação à política monetária, o Ministério da Fazenda adotou alguns instrumentos auxiliares: i) o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) foi utilizado com o objetivo de controlar a demanda por crédito; ii) foram adotados controles sobre os fluxos de capitais, com o objetivo de diminuir o impacto da relação juros domésticos e juros externos no volume de reservas bancárias, evitando efeitos sobre as taxas de juros e de câmbio; iii) as taxas de juros de curto prazo dos bancos públicos (Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal) foram reduzidas, com o objetivo de fazer com que as demais instituições financeiras também diminuíssem as suas taxas de juros, reduzindo o *Spread* bancário; iv) O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) passou a atuar de forma ativa na determinação da taxa de juros de longo prazo, com o objetivo de influenciar o mercado de crédito de longo prazo (CHAMIÇO, 2018; CAGNIN *et al.*, 2013).

Com relação à política fiscal, o Ministério da Fazenda adotou algumas medidas: i) desoneração tributária como a redução do Imposto sobre os Produtos

Industrializados (IPI), a instituição do Regime Especial de Reintegração de Valores Tributários para as Empresas Exportadoras (Reintegra), a redução do prazo de devolução de créditos do PIS-Pasep sobre bens de capital, a ampliação do Simples Nacional, a desoneração da folha de pagamento de setores intensivos em mão de obra e o estabelecimento de um novo regime tributário para o setor automotivo; ii) foi implementado um programa de investimento público e de compras governamentais (CHAMIÇO, 2018; CAGNIN et al., 2013).

Como a política fiscal tinha como objetivo estimular a atividade econômica por meio da redução da carga tributária e da elevação dos investimentos públicos, o instrumento convencional de política monetária no RMI pode ter tido sua eficácia prejudicada, levando o governo a adotar medidas auxiliares no âmbito da operacionalidade da política monetária.

Resultados da flexibilização do tripé macroeconômica

As medidas de política econômica adotadas na NME não resultaram no alcance dos seus objetivos finais de controle da inflação e elevação da atividade econômica e, ademais, podem ter sido responsáveis pela deflagração da crise econômica a partir de 2014. Segundo Barbosa Filho (2017), a crise resulta de um conjunto de choques de oferta e de demanda: i) a NME reduziu a produtividade da economia brasileira, diminuindo o produto potencial; ii) ocorreu o esgotamento dos efeitos sobre a demanda agregada dos instrumentos da NME; iii) gerou a crise de sustentabilidade da dívida pública doméstica; e iv) foi necessária a eliminação das isenções tarifárias.

Uma das causas apontadas por Oreiro (2017) é a queda na Formação Bruta de Capital Fixo (FBKF) a partir do segundo trimestre de 2014. Na visão pós-keynesiana, uma das causas para a redução da FBKF é a incerteza inerente ao processo de tomada de decisão pelos empresários, em que a queda nas expectativas em relação ao retorno do capital levou a uma queda nos investimentos. Além do mais, outros fatores levaram à intensificação da crise econômica, como o realinhamento de preços relativos nos setores de energia e combustíveis, a desvalorização da taxa de câmbio, a queda da renda real do trabalho e a perda de capacidade de geração de superávit primário.

A Figura 1 mostra a evolução percentual anual do PIB no período 1999-2018. A flexibilização da política monetária permitiu, nos primeiros anos de adoção das

medidas, uma recuperação em relação aos efeitos da crise econômica de 2008/2009 e uma sustentação dos níveis de atividade econômica, mesmo sob efeitos da crise da área do Euro. Entretanto, é possível ver uma clara perda de dinamismo da economia brasileira a partir de 2014.

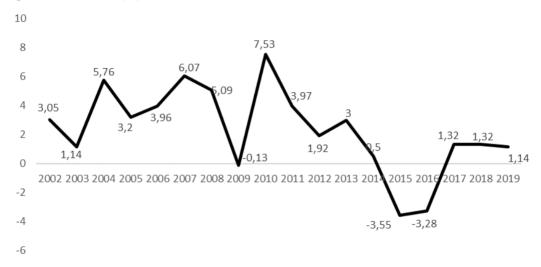
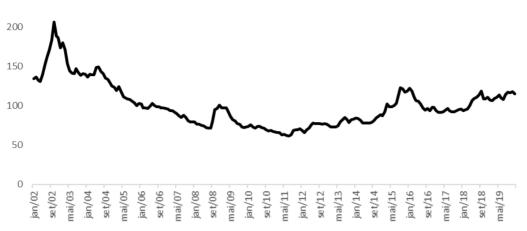


Figura 1 - PIB - taxa (%) de crescimento anual

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados do BCB.

No Brasil, os bancos podem negociar livremente moedas estrangeiras ao longo do dia, mas, ao final do dia, o BCB intervém mantendo o volume em poder dos bancos dentro de determinado nível (FORTUNA, 2020). A estabilidade da taxa de câmbio, mesmo não sendo um objetivo explícito de bancos centrais em RMIs, auxilia no alcance da meta de inflação (MENDONÇA; TOSTES, 2015). Como mostra a Figura 2, a taxa de câmbio passou a ter uma tendência forte de desvalorização a partir de 2014. Ou seja, no período de flexibilização da política monetária, podemos notar uma relativa estabilidade da taxa de câmbio.

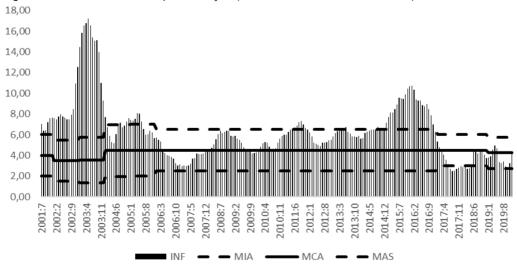
Figura 2 – Índice da taxa de câmbio real (IPCA) – dólar americano 250



Fonte: elaboração dos autores a partir de dados do BCB

Com relação à inflação, é possível ver, na Figura 3, que a partir da adoção da NME o BCB passou a atuar na margem superior das metas inflacionárias de 2010 a 2016. Como o governo passou a atuar de forma ativa para manter o dinamismo do setor real da economia, as taxas de inflação passaram a ser mais elevadas.

Figura 3 – Histórico de Metas para Inflação (% a.a. acumulado em 12 meses)



Fonte: elaboração dos autores a partir de dados do BCB. IPCA mensal acumulado em doze meses.

MIA = Meta Inferior Ajustada; MCA = Meta Central Ajustada; e MSA = Meta Superior Ajustada.

Teoria e Evidência Econômica - a. 26, n. 54, p. 77-114, jan./jun. 2020

Algumas análises demonstram os determinantes da inflação brasileira no período de adoção do RMI, com base no modelo do Consenso Macroeconômico⁴ e que perpassam o período de incidência da flexibilização do RMI.

Summa e Macrini (2014) obtiveram os determinantes da inflação brasileira pelo método de redes neurais para o período de julho de 1999 a setembro de 2010. No que diz respeito às pressões de demanda, medidas a partir do hiato do produto, os resultados demonstram que o impacto dessa variável é cíclico, ou seja, o sinal do impacto sobre a inflação muda de valor ao longo do tempo. Com relação à inflação passada e à "inflação importada", a análise mostra um impacto positivo sobre a inflação estimada.

Medeiros, Portugal e Aragón (2017) obtiveram os determinantes da inflação no Brasil, para o período de março de 2002 a junho de 2015, por meio da realização de testes de quebras estruturais nos parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) proposta por Blanchard e Galí (2007), bem como nos parâmetros da CPNK híbrida apresentada por Galí e Gertler (1999). Essa análise difere das demais por apresentar o impacto de choques sobre os parâmetros da curva de Phillips. Os métodos de estimação utilizados foram o de mínimos quadrados ordinários (MQO) e o de variáveis instrumentais (VI). Os resultados obtidos apontam para uma diminuição do efeito da expectativa de inflação sobre a inflação corrente, uma diminuição do efeito da taxa de desemprego e da insignificância do hiato do produto a partir da quebra estrutural identificada em 2004.

Arruda, Oliveira e Castelar (2017) fizeram uma análise da inflação brasileira recente a partir do arcabouço da curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida para o período entre janeiro de 2002 e agosto de 2015. Os resultados sugerem que a inflação brasileira ainda possui um forte componente inercial e sensibilidade às oscilações do hiato do produto.

Conforme Kydland e Prescott (1977), um tema muito importante em ambientes de metas de inflação é o desenvolvimento da credibilidade da política monetária. O desenvolvimento da credibilidade permite ao banco central utilizar menores taxas de juros, bem como diminui o impacto das variáveis macroeconômicas sobre a inflação.

Nesse sentido, Montes e Curi (2015) realizaram um estudo que fornece evidência empírica, de dezembro de 2001 a junho de 2013, de que o ganho de credibilidade é crucial para reduzir a volatilidade da taxa básica de juros, bem como a taxa de inflação no Brasil. Os métodos de estimação utilizados foram o de mínimos quadrados ordinários (MQO), o de Método dos momentos generalizado (GMM) e

o de Vetores Autorregressivos (VAR). Os resultados indicam que um aumento da credibilidade ajuda a manter a inflação baixa e estável.

A Figura 4 mostra a evolução da credibilidade da política monetária. O índice de credibilidade foi desenvolvido por Mendonça e Galveas (2013) e considera o comportamento forward-looking dos agentes econômicos em relação à inflação. A credibilidade atinge o seu ponto máximo quando a expectativa de inflação para os próximos 12 meses ($E(INF_{-})$) é igual ao centro da meta de inflação ponderada (próximos 12 meses – INF_{t+12}^*) e diminui de forma linear, enquanto a expectativa inflacionária desvie do centro da meta de inflação. Quando a inflação ultrapassa os limites do intervalo de tolerância da meta de inflação, o $CRED_M$ é igual a 0. Assim, $CRED_M$ é resultado de:

$$CRED_{M_{t}} = \begin{cases} 1 \ se \ E_{t}(INF_{t+12}) = INF_{t+12}^{*} \\ 1 - \frac{1}{INF_{t+1}^{banda} - INF_{t+12}^{*}} [E_{t}(INF_{t+12}) - INF_{t+12}^{*}] \ se \ INF_{t}^{banda_inf} < E_{t}(INF_{t+12}) < INF_{t}^{banda_super} \\ 0 \ se \ E_{t}(INF_{t+12}) \ge INF_{t}^{banda_super} \ ou \ E_{t}(INF_{t+12}) \le INF_{t}^{banda_inf} \end{cases}$$
 (1)

Em que INF_{i+1}^{banda} é o limite de tolerância da inflação definido para o próximo ano, $INF_{i}^{band_inf}$ é o limite inferior e $INF_{i}^{band_super}$ é o limite superior; INF_{i+1}^{*} é a meta de inflação para o próximo ano. A Figura 4 mostra o comportamento do índice de credibilidade monetária no período de 2001 a 2019.

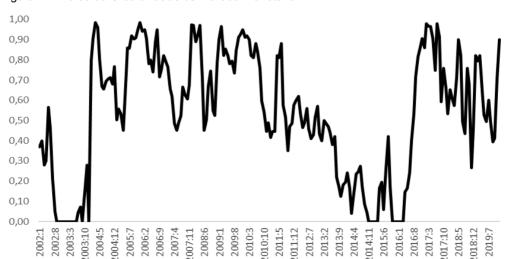


Figura 4 – Índice de Credibilidade da Política Monetária

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados do BCB.

É possível ver, por meio da Figura 4, que houve uma perda gradual de credibilidade da política monetária como resultado da adoção das medidas econômicas. Ademais, pode-se dizer, de modo preliminar, que a política econômica adotada não obteve um resultado satisfatório neste período com relação aos seus objetivos e pode ter sido a responsável por colocar a economia brasileira em um estado de fragilidade.

Metodologia

O modelo econométrico e os procedimentos de estimação

A fim de verificar a influência dos efeitos da política econômica sobre os agregados macroeconômicos, utilizou-se, neste estudo, o modelo do novo consenso macroeconômico com três equações: uma expectativa de inflação (Equação 2), uma equação para a demanda agrega (Equação 3) e uma curva de Phillips (Equação 4).

Para estimar os impactos sobre a expectativa de inflação decorrentes de choques em IPCA, CAMBIO_R, ICM e DIVPIB, adotou-se a Equação (2):

$$EINF_{t-k} = \alpha_0 + \alpha_1 IPCA_{t-k} + \alpha_2 CAMBIO_R_{t-k} + \alpha_3 ICM_{t-k} + \alpha_4 DIVPIB_{t-k} + \varepsilon_t$$
 (2)

Acredita-se, com base na literatura revisada, que choques no IPCA implicam em elevação na EINF. Da mesma forma, choques no CAMBIO_R devem resultar em elevação na EINF. Um choque no ICM deve resultar em uma redução do EINF. Por fim, o choque na DIVPIB deve gerar um efeito positivo sobre EINF.

Com a Equação (3), pretendeu-se avaliar os impactos de choques nas variáveis SELIC_R, CAMBIO_R e G sobre o HIATO. Acredita-se que um choque na SELI-C_R deve diminuir o HIATO, enquanto um choque no CAMBIO_R e no G deve aumentar o HIATO.

$$HIATO_{t-k} = \gamma_0 + \gamma_1 SELIC_R_{t-k} + \gamma_2 CAMBIO_R_{t-k} + \gamma_3 G_{t-k} + \mu_t$$
 (3)

A partir da Equação (4), procurou-se verificar se a inflação recebe choques das expectativas (Equação 2), da demanda agregada (Equação 3) e do setor externo, através da variável CAMBIO. Espera-se que as relações entre a variável EINF e o IPCA, HIATO e o IPCA e entre CAMBIO e IPCA sejam positivas.

$$IPCA_{t-k} = \beta_0 + \beta_1 EINF_{t-k} + \beta_2 HIATO_{t-k} + \beta_3 CAMBIO_{t-k} + U_t$$
 (4)

Quanto aos procedimentos econométricos necessários à estimação das equações propostas para avaliar os efeitos das ações da política econômica sobre as variáveis macroeconômicas, ressalta-se que, dado que neste artigo utilizou-se séries de tempo, é fundamental realizar análise gráfica e teste formal, a fim de se verificar a estacionariedade das séries. A partir da análise gráfica, é possível observar se a variável tende ou não a ser estacionária, conforme comportamento apresentado ao longo do tempo. Geralmente, quando a série apresenta algum tipo de tendência, pode-se dizer que há um forte indício de que ela não seja estacionária em nível. Caso contrário, se a série apresentar um comportamento em torno da média, de \mathbf{t}_1 a \mathbf{t}_n , espera-se que ela seja estacionária.

Entretanto, esta análise, apesar de necessária, não é suficiente para definir a estacionariedade das séries, sendo indispensável a realização de teste formal de raiz unitária, em que o mais comum é o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que testa a hipótese nula quanto à presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de a série ser estacionária, "considerando a presença ou não da constante e/ou da tendência [...] e também possibilita a realização de testes conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto ou tendência" (MARGARIDO et al., 2004, p. 82). Então, se todas as séries forem estacionárias em nível, ou seja, integradas de ordem zero – I(0) –, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) deve ser empregado, pois apresentarão os melhores estimadores não tendenciosos e eficientes. Todavia, se as séries analisadas mostraram-se não estacionárias em nível, integradas em primeira e/ou segunda ordem – I(1) e I(2)⁵ –, é adequada a aplicação de modelos de séries temporais, tal como o modelo Vetorial Autorregressivo (VAR); já em caso de se observar relação de equilíbrio de longo prazo, o modelo Vetorial de Correções de Erros (VEC) é o mais indicado.

Conforme Bueno (2011), o VAR pode ser representado pelas matrizes (I) e (II) 6 , na forma simples bivariada, como exemplo, e possibilita que sejam observadas as correlações entre as variáveis, principalmente a partir da forma reduzida. A matriz (I) representa a forma estrutural do VAR:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \tag{I}$$

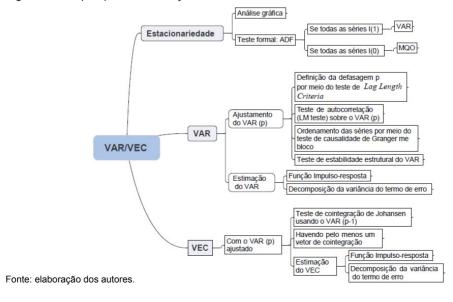
em que os erros são $\mathcal{E}_{t,1}$ e $\mathcal{E}_{t,2}$ e ruídos brancos. Gujarati (2006) complementa dizendo que os erros no modelo VAR são chamados de choques, impulsos ou inovações. Já a sua forma reduzida é representada pela matriz (II):

$$c_{11} = \frac{\gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21}}{1 - b_{12}b_{21}}; \ c_{12} = \frac{\gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22}}{1 - b_{12}b_{21}}; c_{21} = \frac{\gamma_{21} - b_{21}\gamma_{11}}{1 - b_{12}b_{21}}; c_{22} = \frac{\gamma_{22} - b_{21}\gamma_{12}}{1 - b_{12}b_{21}}; \\ u_{1,t} = \frac{\varepsilon_{1,t} - b_{12}\varepsilon_{2,t}}{1 - b_{12}b_{21}}; u_{2,t} = \frac{\varepsilon_{2,t} - b_{12}\varepsilon_{1,t}}{1 - b_{12}b_{21}}.$$

De acordo com Gujarati (2006, p. 779), "o termo *autorregressivo* deve-se à aparência do valor defasado da variável dependente [...] e o termo *vetor* deve-se ao fato de que se lida com um vetor de duas (ou mais) variáveis". Assim, as equações resultantes poderão ser estimadas por MQO.

Então, o modelo VAR permite verificar as inter-relações entre múltiplas variáveis a partir de um conjunto mínimo de restrições de identificação que "permitam identificar o componente 'exógeno' de cada variável, possibilitando a estimação do efeito de um 'choque' nessa variável sobre as demais" (CAVALCANTI, 2010, p. 251). Na Figura 5, apresenta-se um esquema quanto às etapas de estimação dos modelos VAR/VEC.

Figura 5 - Etapas para a estimação do modelo VAR/VEC



Teoria e Evidência Econômica - a. 26, n. 54, p. 77-114, jan./jun. 2020

De acordo com a Figura 5, são várias as etapas para a estimação do modelo VAR/VEC, sendo que a decisão de qual modelo melhor se ajusta aos dados passa tanto pelos resultados do teste de estacionariedade quanto pelos obtidos por meio do teste de cointegração de Johansen. No que concerne aos resultados do teste ADF, geralmente, tem-se que séries econômicas apresentam-se como I(1), isto é, estacionária apenas na primeira diferença. Se de fato todas as séries forem I(1), o melhor modelo poderá ser um VAR/VEC em detrimento ao MQO. Mas, pode ocorrer de existir séries estacionárias em nível, que são as I(0) e as não estacionárias [I(d), d>0]; neste caso, deve-se transformar todas as séries não I(0), por meio de processo de diferenciação, e aplicar os estimadores de MQO.

Quando todas as séries são por exemplo I(1), passa-se a ajustar o melhor modelo autorregressivo vetorial (VAR). Conforme Morettin e Toloi (2006), deve-se inicialmente realizar o teste de *Lag Length Criteria* (*Lag structure*), que se baseia nos resultados apontados pelos critérios de Schwarz (SC), Akaike (AIC) ou, ainda, de Hannan-Quinn (HQ). Tal teste permite definir quantas defasagens (p) serão incorporadas na estimação do modelo. Sobre o VAR (p) apontado, deve-se aplicar o teste do multiplicador de Lagrange (LM teste) para verificar se ele apresenta problemas relacionados à autocorrelação. Em caso de rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação, deve-se ajustar um VAR (p+1) até que o problema de autocorrelação não seja mais detectado.

De acordo com Bueno (2011), salienta-se que, em virtude de o VAR ser considerado um modelo ateórico e de todas as variáveis serem tratadas como endógenas, o ordenamento das séries na formulação do modelo implica nos resultados estimados. Nesses casos, é importante que se aplique o teste de causalidade de Granger em Bloco, que é um teste de exogeneidade que segue uma distribuição de $Qui\text{-}qua\text{-}drado~(\chi^2)$, e o ordenamento é realizado a partir do menor para o maior valor de χ^2 . Por fim, em relação ao ajustamento do modelo VAR (p), ainda é necessário verificar a sua estabilidade a partir do teste de raiz unitárias inversas. Estando todas as raízes inversas dentro do círculo unitário, o VAR (p) é considerado estável e pode-se prosseguir com a estimação do modelo.

Quando o intuito do pesquisador é verificar se os desequilíbrios de curto prazo podem ser corrigidos no longo prazo, este deve aplicar o modelo VEC. Mas, para que isso ocorra, é necessário testar se existe relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, e isso é feito por meio do teste de Cointegração de Johansen a partir de um VAR (p-1). Se as séries forem estacionárias e/ou não houver relação de cointegração, o método de estimação a ser aplicado deve ser o VAR. Porém, havendo ao menos uma relação de cointegração, utiliza-se o modelo VEC (MORETTIN; TOLOI, 2006).

O modelo VEC corrige o desequilíbrio de curto prazo, por meio do Teorema de Representação de Granger. De acordo com este teorema, "se duas variáveis Y e X são cointegradas, a relação entre as duas pode ser expressa como um mecanismo de correção de erro" (GUJARATI, 2006, p. 758). Dessa forma, por meio deste modelo, é possível equilibrar o comportamento de uma variável econômica de curto prazo com seu comportamento de longo prazo.

De maneira simplista, pode-se dizer que o VEC é um modelo VAR aperfeiçoado. Então, o formato de um modelo de correção de erros, conforme Margarido $et\ al.$ (2004), é dado pela Equação (5):

$$\nabla z_{t} = \Gamma_{1} \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} + \nabla z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_{t} + u_{t}$$

$$\text{em que: } : \Gamma_{i} = -(I - A_{1} - \dots - A_{i}), (i = 1, \dots, k - 1), e \Pi = -(I - A_{1} - \dots - A_{i}).$$

$$(5)$$

Segundo Harris (1995 apud MARGARIDO et~al., 2004), o modelo VEC, na forma da Equação (6), torna possível a incorporação de relações de curto e longo prazos, por intermédio de correções em z_{t_i} dadas por meio dos parâmetros Γ_i e Π . Assim, como no VAR, no VEC, além da equação estimada, é possível extrair informações do resultado obtido via modelo empírico, por meio da Função Impulso-Resposta (FIR) e da Decomposição da Variância do Erro de Previsão (DVE), além da interpretação dos parâmetros estimados.

Descrição e fonte de dados

Levando-se em conta a disponibilidade de informações na base de dados do BCB, as variáveis deste estudo têm periodicidade mensal para o período de março de 2011 a agosto de 2019. Os dados utilizados foram os seguintes⁷:

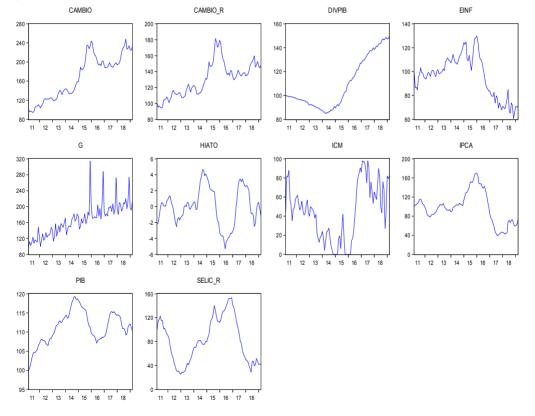
- a) EINF corresponde à expectativa da média da inflação acumulada para os próximos 12 meses medida pelo IPCA;
- b) HIATO desvios do produto em relação à sua tendência de longo prazo.
 Corresponde à diferença entre o PIB e o PIB potencial obtido por meio da aplicação do filtro Hodrick-Prescott (HP);
- c) $SELIC_R$ Taxa Selic real. Calculada a partir da equação $r_t = \left[\frac{1+i_t}{1+\pi_{t+12}^e}\right]-1$. Em que i_t é a taxa de juros Meta Selic definida pelo Copom % a.a.;
- d) CAMBIO é a taxa de câmbio nominal;

- e) CAMBIO_R é a taxa de câmbio nominal valorizado pelo IGP-DI do mês;
- f) G são as despesas totais do governo obtidas na série histórica do TN;
- g) INF é a inflação acumulada nos últimos doze meses medida pelo IPCA;
- h) DIVPIB Dívida Líquida Interna do Setor Público consolidado (% PIB).

Resultados e discussões

De modo a obter os melhores e mais verossímeis resultados que permitissem analisar os efeitos das ações da NME, seguiu-se com a análise do comportamento das séries temporais de 2011 a 2019. Na Figura 6, apresentam-se o comportamento gráfico das séries.

Figura 6 – Comportamento das séries utilizadas para estimação dos modelos VAR/VEC, 2011 a 2019



Fonte: elaboração dos autores a partir dos resultados da pesquisa.

A partir da análise da Figura 6, observa-se que todas as séries apresentam algum tipo de tendência, e isso é um indício de que não são estacionárias em nível. Para comprovar tal suspeita, apresentam-se, na Tabela 1, os resultados do teste ADF para verificar a estacionariedade das séries.

Tabela 1 – Resultados do Teste ADF das séries utilizadas nos modelos VAR/VEC

(continua...)

	Modelo	Defasagens*	Estatística τ**	Probabilidade	Decisão	Conclusão	
			CAMBIO_R				
D	Intercepto	01	-1,889	0,336	NE		
Ě	Intercepto e Tendência	01	-2,272	0,445	NE		
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	01	0,565	0,837	NE	I (1)	
1ª c	iferença	0	-7,393	0,000	ES		
			DIVPIB				
<u>a</u>	Intercepto	03	-0,245	0,928	NE		
Ě	Intercepto e Tendência	03	-2,024	0,580	NE		
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	02	1,164	0,936	NE	I (1)	
1ª c	iferença	02	-1,704	0,084	ES		
			EINF				
<u>a</u>	Intercepto	0	-1,068	0,726	NE		
Ě	Intercepto e Tendência	0	-1,672	0,756	NE		
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	0	-0,763	0,383	NE	I (1)	
1ª c	iferença	0	-9,727	0,000	ES		
			G				
<u> </u>	Intercepto	11	-1,418	0,570	SE		
Ę	Intercepto e Tendência	11	-0,979	0,941	NE		
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	11	4,583	1,000	NE	l (1)	
1ª c	iferença	11	-4,264	0,000	SE		
			HIATO			,	
o	Intercepto	01	-2,666	0,084	ES		
Ę,	Intercepto e Tendência	01	-2,657	0,257	NE		
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	01	-2,681	0,008	ES	l (1)	
1ª c	iferença	0	-4,264	0,000	ES		
	ICM						
<u>o</u>	Intercepto	03	-1,738	0,409	NE		
υĺ	Intercepto e Tendência	03	-2,299	0,430	NE		
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	03	-0,961	0,299	NE	I(1)	
1ª (diferença	02	-6,437	0,000	ES		

			IPCA			
<u> </u>	Intercepto	01	-1,532	0,513	NE	
Š	Intercepto e Tendência	01	-1,617	0,779	NE	
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	01	-0,699	0,412	NE	I(1)
1ª	diferença	0	-5,442	0,000	ES	
			PIB			
0	Intercepto	01	-2,654	0,086	ES	
Š	Intercepto e Tendência	01	-2,194	0,487	NE	
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	01	0,418	0,802	NE	I(1)
_1ª	diferença	0	-4,867	0,000	ES	
			SELIC_R			
o	Intercepto	03	-2,106	0,243	NE	
Š	Intercepto e Tendência	03	-2,144	0,514	NE	
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	01	-1,340	0,166	NE	I(1)
_1ª	diferença	0	-6,158	0,000	ES	
	CAMBIO					
_	Intercepto	011	-1,099	0,717	NE	
Σě	Intercepto e Tendência	01	-2,251	0,456	NE	
em nível	Sem Intercepto e Sem Tendência	01	1,263	0,947	NE	l(1)
1ª	diferença	0	-7,134	0,000	ES	

Observações: NE (não estacionária) e ES (Estacionária).

Conforme análise da Tabela 1, verificou-se que todas as séries são integradas de primeira ordem, considerando 10% de significância estatística, o que já havia sido sinalizado pela representação gráfica (Figura 6). Nesse caso, as Equações (2) a (4) foram estimadas pelo modelo VAR/VEC. Como mostrado na Figura 5, após a definição da ordem de integração das séries, passou-se a realizar o ajustamento do modelo VAR (p) para cada uma das equações supracitadas. Os resultados dos modelos VAR/VEC para cada caso estão apresentados nas subseções a seguir.

Apresentação e análise dos resultados estimados para choques na EINF

Para definir as defasagens necessárias para a estimação do VAR, utilizou--se o Teste de *Lag Length Criteria* disponível no Eviews 6.0. Os resultados foram

apresentados na Tabela A1. Assim, a partir dos resultados dos testes, verifica-se que os critérios de seleção apontaram para diferentes ordens de defasagens. Nesses casos, recomenda-se que a escolha considere o critério de Hanna-Quinn (HQ), visto que ele é o mais robusto entre os demais. Logo, a defasagem selecionada foi de ordem dois (2). A partir do VAR (2), testou-se a presença de autocorrelação, cujos resultados indicaram presença de autocorrelação. Desse modo, estimaram-se modelos VAR (p+1) até que não se rejeitasse a ausência de autocorrelação. Com tal procedimento, o VAR (5) foi o modelo que melhor se ajustou aos dados (Tabela A2) e foi a partir dessa especificação que se aplicou o teste de Causalidade de Granger em Bloco (Tabela 2).

Tabela 2 – Teste de Causalidade de Granger em Bloco para as variáveis do choque na EINF

Excluídas	χ^2	Defasagem	Probabilidade
Variável dependente: EINF			
IPCA	10,41035	5	0,0644
CAMBIO_R	6,216507	5	0,2857
ICM	10,72728	5	0,0571
DIVPIB	23,26982	5	0,0003
Todas em conjunto	62,89967	20	0,000
Variável dependente: IPCA			
EINF	7,076298	5	0,2150
CAMBIO_R	7,384799	5	0,1936
ICM	5,939529	5	0,3121
DIVPIB	0,862242	5	0,9729
Todas em conjunto	29,10240	20	0,0858
Variável dependente: CAMBIO_I	3		
EINF	21,39924	5	0,0007
IPCA	9,439093	5	0,0928
ICM	9,062081	5	0,1066
DIVPIB	20,99601	5	0,0008
Todas em conjunto	57,23072	20	0,000
Variável dependente: ICM			
EINF	6,637913	5	0,2490
IPCA	7,279021	5	0,2007
CAMBIO_R	3,575027	5	0,6121
DIVPIB	7,922932	5	0,1605
Todas em conjunto	44,90933	20	0,0011
Variável dependente: DIVPIB			
EINF	3,190844	5	0,6706
IPCA	2,544789	5	0,7697
CAMBIO_R	9,659278	5	0,0855
ICM	3,930002	5	0,5595
Todas em conjunto	23,79277	20	0,2516

Fonte: elaboração dos autores.

Conforme resultados da Tabela 2, quando se considera a variável EINF como dependente, verifica-se causalidade no sentido de Granger do IPCA, ICM e DIVPIB para a EINF, a 10% de significância estatística. Isso mostra que a Expectativa de Inflação no tempo t responde adequadamente à inflação em t-1 e que a proporção da dívida no PIB é levada em consideração pelos agentes econômicos na formulação das expectativas. Ademais, a taxa de câmbio real não apresenta ser uma variável relevante para explicar as expetativas.

No que se refere ao ordenamento das variáveis, novamente foram considerados os resultados dos testes de χ^2 , que indicaram para a seguinte ordem: EINF, DI-VPIB, IPCA, ICM e CAMBIO_R. Ressalta-se que o resultado do χ^2 para o conjunto de variáveis do modelo em que o EINF é a variável dependente foi de 62,89, neste caso, o maior valor apresentado. Contudo, como no VAR todas as variáveis são endógenas, o pesquisador deve se valer da teoria e da literatura para corroborar ou refutar, pelo menos em partes, o ordenamento sugerido pelo teste de Causalidade de Granger em Bloco. Entretanto, como o interesse era verificar os efeitos das demais variáveis sobre a expectativa de inflação (EINF), esta foi considerada a variável mais endógena do modelo.

Após ter realizado as etapas preliminares de ajuste do modelo VAR (ver – Tabela A2 e Figura A1), verificou-se que o VAR(5) é estável e passou-se a testar a questão da cointegração. Para tanto, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen. O resumo dos resultados deste pode ser observado na Tabela A3, os quais apontaram para a existência de vetores de cointegração em todos os casos testados. Nesse caso, a estimação dos impactos das variáveis DIVPIB, IPCA, ICM e CAMBIO_R sobre a EINF foi realizada por meio de um VEC (4), cujos resultados estão apresentados na Equação (6).

$$\mathit{EINF}_{t-4} = \ 152,\!22 - 0,\!58^{***} \mathit{DIVPIB}_{t-4} + 0,\!10^{***} \mathit{IPCA}_{t-4} - 0,\!13^{***} \mathit{ICM}_{t-4} + 0,\!03^{\mathit{NS}} \mathit{CAMBIO}_{\mathit{R}\ t-4}(6)$$

A partir da Equação (6), verifica-se que todos os parâmetros estimados foram significativos a 1% de significância estatística, exceto o coeficiente da variável CAMBIO_R. Dado um aumento de 1 unidade na DIVIPIB, a EINF reduz em 0,58 unidades *ceteris paribus*. Esse resultado mostra que a elevação da dívida em proporção do PIB está relacionada a uma restrição da demanda, interpretado pelos agentes econômicos como um efeito recessivo na inflação futura. Dado um aumento de 1 unidade no IPCA, a EINF aumenta em 0,1 unidades *ceteris paribus*. Nesse caso, pode-se dizer que a inflação passada possui um efeito significativo sobre a

inflação futura e que um efeito de inércia inflacionária não pode ser descartado. Dado um aumento de 1 unidade no ICM, a EINF reduz em 0,13 unidades *ceteris* paribus. Esse resultado mostra que uma boa credibilidade da política monetária é um fator importante para a manutenção da âncora nominal.

Além das análises dos coeficientes estimados pelo modelo VEC (4), também pode-se verificar o comportamento da FIR na Figura A2 e da DEV na Tabela A4. Quanto à FIR, observa-se que choques de um desvio padrão sobre a própria EINF até o 4º mês da análise apresenta um impacto negativo na EINF, mas a partir daí os choques se dissipam rapidamente. No caso de choques na DIVPIB, nota-se que até o 5º mês há pouco impacto sobre a EINF, mas a partir do 6º mês choques no DIVIPIB tendem a gerar impactos cada vez mais negativos na EINF. Quanto aos choques no IPCA, os impactos sobre a EINF também são mais significativos a partir do 5º mês, entretanto, com tendência crescente e positiva. No que tange aos choques no ICM, os impactos sobre a EINF até o 3º mês se mostram negativos, mas a partir daí parecem se dissipar ao longo do tempo. De maneira a complementar a análise sobre os resultados da FIR, verificou-se pela DVE que de fato as variáveis que ganham força ao longo do tempo na explicação da decomposição do erro de variância da EINF são IPCA e ICM, com, respectivamente, 22,08% e 20,49% no 12º mês da análise.

Apresentação e análise dos resultados estimados para choques no Hiato do Produto

Novamente, foi feito o ajustamento de um modelo VAR (p) para estimar as relações entre as variáveis que compõem o choque no HIATO. Assim, averiguou-se que os critérios de seleção (Tabela A5) apontaram para diferentes ordens de defasagens. Nesse caso, optou-se pelo o que o critério de Hanna-Quinn (HQ) indicou, que foi para um VAR (2). A partir do VAR (2), testou-se a presença de autocorrelação, e os resultados indicaram presença de autocorrelação. Então, estimou-se um VAR (3), e este não apresentou problemas de autocorrelação (Tabela A6).

Com base no VAR (3), realizou-se o teste de Causalidade de Granger em Bloco, com o intuito de verificar se existia relação de causalidade entre as variáveis, bem como de definir o ordenamento das séries para a estimação do modelo VAR. O resultado deste teste está apresentado na Tabela 3.

Tabela 3 – Teste de Causalidade de Granger em Bloco para choque no HIATO

Excluídas	χ^2	Defasagem	Probabilidade				
Variável dependente: HIATO	Variável dependente: HIATO						
SELIC_R	1,130389	3	0,7697				
CAMBIO_R	11,49087	3	0,0093				
G	2,363110	3	0,5005				
Todas em conjunto	15,33877	9	0,0820				
Variável dependente: SELIC_R							
HIATO	7,232686	3	0,0648				
CAMBIO_R	0,905329	3	0,8241				
G	1,843019	3	0,6056				
Todas em conjunto	15,53630	9	0,0772				
Variável dependente: CAMBIO_R							
HIATO	15,07573	3	0,0018				
SELIC_R	10,10641	3	0,0177				
G	5,017235	3	0,1705				
Todas em conjunto	31,27851	9	0,0003				
Variável dependente: G							
HIATO	2,980883	3	0,3946				
SELIC_R	3,029729	3	0,3871				
CAMBIO_R	13,58433	3	0,0035				
Todas em conjunto	15,00133	9	0,0909				

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 3, verifica-se que, para o caso de a variável dependente ser o HIATO, apenas o CAMBIO_R a causa no sentido de Granger. Todavia, SELIC_R, CAMBIO_R e G, em conjunto, causam o HIATO. O que mostra que as políticas monetária e fiscal perderam efetividade no impacto sobre a demanda agregada no período de análise. Por sua vez, a taxa de câmbio é uma variável relevante, o que corrobora o argumento do impacto da recessão externa sobre o mercado doméstico.

No que tange ao ordenamento das séries usadas para a estimação do modelo VAR (3) para o choque no HIATO, o teste de χ^2 aponta para a seguinte ordem: HIATO, G, SELIC_R e CAMBIO_R. Após reestimar o VAR (3), considerado o ordenamento sugerido, foi testado se ele era estável por meio do teste de estabilidade e observou-se que todas as raízes unitárias estavam dentro do círculo unitário, indicando para um VAR (3) estável (Figura A3).

Realizadas essas etapas preliminares e dado que o VAR (3) foi considerado estável, o passo seguinte foi aplicar o teste de cointegração de Johansen, de modo

a verificar se existia relações de longo prazo entre as variáveis do modelo. Os resultados do teste de Johansen foram apresentados na Tabela A7 e apontaram que existia pelo menos uma relação de cointegração. Então, visto que existe pelo menos uma relação de cointegração, pode-se estimar o modelo VEC (2) considerando tendência linear nos dados, intercepto na equação de teste e sem tendência nesta. Os resultados da estimação estão apresentados na Equação (7).

$$HIATO_{t-2} = -44.13 + 0.64^{***}G_{t-2} - 0.04^{NS}SELIC_{R_{t-2}} - 0.22^{**}CAMBIO_{R_{t-2}} - 0.59^{***}T$$
 (7)

Ao analisar a Equação (7), verifica-se que todos os parâmetros estimados foram significativos a pelo menos 5% de significância estatística, exceto o estimado para a variável SELIC_R. Dado um aumento de 1 unidade no G, o HIATO aumenta em 0,64 unidades, *ceteris paribus*. Isso significa que a política fiscal teve efeito expansionista. Um aumento de 1 unidade no CAMBIO_R faz com que o HIATO diminua em 0,22 unidades, *ceteris paribus*.

Por fim, além das análises dos coeficientes estimados a partir do modelo VEC (2), também se pode verificar o comportamento da FIR na Figura A4 e da DVE na Tabela A8. Quanto à FIR, observa-se que choques de um desvio padrão sobre o próprio HIATO até o 4º mês da análise apresentam um impacto positivo, e ele não se dissipa ao longo do período. No caso de choques no G, nota-se que este impacta positivamente e de forma crescente o HIATO ao longo de todo o período. Já choques na SELIC_R não parecem impactar no comportamento do HIATO, pois desde o 1º mês da análise ele já se dissipa. Quanto aos choques no CAMBIO_R, os impactos sobre o HIATO também são significativos, entretanto, com tendência negativa e crescente. Também de maneira a complementar a análise sobre os resultados da FIR, verificou-se pela DVE que de fato o CAMBIO_R com 28,29% no 12º mês da análise é a variável de maior poder de explicação da decomposição do erro de variância do HIATO.

Apresentação e análise dos resultados estimados para choques no IPCA

As análises partem do ajustamento de um modelo VAR (p) para estimar as relações entre as variáveis. A partir do teste de *Lag Length Criteria* (Tabela A9), verificou-se que os critérios de seleção apontaram para diferentes ordens de defasagens. Então, conforme os critérios de AIC, SIC, HQ e o FPE, tem-se que duas

defasagens foram escolhidas para iniciar o ajustamento e a estimação do VAR. A partir do VAR (2) estimado, testou-se a presença de autocorrelação serial sobre ele. O resultado do teste LM para autocorrelação foi apresentado na Tabela A10 e, considerando que na segunda defasagem não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação, então, pode-se afirmar que o VAR (2) está livre de problemas sobre suas estimativas que decorreriam da presença de autocorrelação serial no modelo.

Retomando a Figura 5, o próximo passo é a definição do ordenamento das variáveis por meio do teste de causalidade de Granger em bloco. Os resultados estão apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Teste de Causalidade de Granger em Bloco para as variáveis do choque no IPCA

	-		
Excluídas	χ^2	Defasagem	Probabilidade
Variável dependente: IPCA			
EINF	0,647560	2	0,7234
HIATO	5,642972	2	0,0595
CAMBIO	0,042354	2	0,9790
Todas em conjunto	11,65328	6	0,0702
Variável dependente: EINF			
IPCA	10,86301	2	0,0044
HIATO	7,741583	2	0,0208
CAMBIO	7,475547	2	0,0238
Todas em conjunto	22,86982	6	0,0008
Variável dependente: HIATO			
IPCA	2,955159	2	0,2282
EINF	0,568934	2	0,7524
CAMBIO	6,270731	2	0,0435
All	13,37338	6	0,0375
Variável dependente: CAMBIO			
IPCA	7,798703	2	0,0203
EINF	7,336135	2	0,0255
HIATO	13,60563	2	0,0011
Todas em conjunto	23,70014	6	0,0006

Fonte: elaboração dos autores.

Conforme resultados apresentados pela estatística de □² na Tabela 4, sendo o IPCA a variável dependente, verificou-se que a 10% de significância estatística o HIATO causa o IPCA no sentido de Granger. E, em conjunto, HIATO, EINF e

CAMBIO também causam o IPCA no sentido de Granger. Isso significa que a inflação está respondendo adequadamente a oscilações na demanda agregada.

Quanto ao ordenamento das variáveis, este deve considerar o menor valor da estatística de \Box^2 de todas as variáveis em conjunto, para o maior valor. Então, para o choque no IPCA, o ordenamento adotado foi: IPCA, HIATO, EINF e CAMBIO. Ainda em relação ao ajustamento do melhor modelo VAR, realizou-se o teste de estabilidade do VAR (2), e os resultados foram apresentados na Figura A5, indicando que o modelo ajustado é estável.

De acordo com a Figura 5, após o ajustamento do VAR (p), deve-se verificar se existe relação de cointegração entre as variáveis do modelo. Os resultados do teste de Johansen (Tabela A11) revelaram não haver relação de cointegração entre as variáveis, o que impediu a estimação do modelo VEC. Diante disso, analisaram-se os resultados do VAR (2) ajustado por meio da FIR e da DVE. A FIR está apresentada na Figura 7.

Resposta no IPCA a choques no IPCA Resposta no IPCA a choques no HIATO 10.0 10.0 7.5 7.5 5.0 5.0 2.5 2.5 0.0 0.0 -2 5 -2 5 -5.0 -5.0 Resposta no IPCA a choques no CAMBIO Resposta no IPCA a choques no EINF 10.0 10.0 7.5 7.5 5.0 5.0 2.5 2.5 0.0 0.0 -2.5 -2.5 -5.0 -5.0 10

Figura 7 - Função Impulso-Resposta de choques no IPCA

Fonte: elaboração dos autores a partir do software Eviews 6.0.

A análise da Figura 7 revela que choques de um desvio padrão sobre o IPCA implicam, até o 3º mês, em aumentos no próprio IPCA, e estes demoram a se dissipar, uma vez que no 12º mês ainda se verifica que a série está distante da média (zero). Quanto a choques no HIATO, até o 5º mês, verificam-se efeitos negativos sobre o IPCA e, do 6º mês em diante, uma tendência de crescimento, mostrando que também há dificuldade na dissipação dos choques do HIATO sobre o IPCA. No caso de choques sobre EINF e CAMBIO, observa-se padrão similar, pois os efeitos sobre o IPCA se desenvolvem em torno da média. De modo complementar à análise da FIR, apresenta-se, na Tabela 5, a decomposição da variância do erro de previsão.

Tabela 5 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão para choque no IPCA

Período	Erro-padrão	IPCA	HIATO	EINF	CAMBIO
1	5,071530	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
2	8,761616	99,10709	0,755937	0,122675	0,014300
3	11,62742	98,34638	1,310069	0,331842	0,011712
4	13,80046	98,26371	1,212320	0,498477	0,025496
5	15,50626	98,38838	0,961976	0,625943	0,023696
6	16,93239	98,07145	1,149833	0,751454	0,027266
7	18,19206	96,97018	2,040972	0,906682	0,082162
8	19,34120	95,06670	3,604282	1,112748	0,216267
9	20,40569	92,51253	5,671962	1,380725	0,434786
10	21,39871	89,50626	8,048981	1,713391	0,731368
11	22,32800	86,23723	10,55862	2,107701	1,096448
12	23,19830	82,86607	13,05633	2,557023	1,520580

Fonte: elaboração dos autores.

Pela Tabela 5, corrobora-se o que a FIR apontou, ou seja, que choques no IPCA têm maior poder de impactar o próprio IPCA do que as demais variáveis. Com isso, tem-se mais um indício da existência de inércia inflacionária. Dentre as variáveis, o HIATO foi a que teve maior poder de impactar o IPCA, sendo que, no 12º mês de análise, esta foi responsável por 13,05% da decomposição do erro de previsão das variações no IPCA.

Conclusões

O estudo apresentou evidências empíricas dos choques de agregados macroeconômicos sobre a expectativa de inflação, a demanda agregada e a inflação. Em geral, os resultados estão de acordo com a maior parte da literatura revisada. A análise deste estudo procurou avaliar os impactos: da política fiscal, a partir do choque dos gastos do governo e da dívida pública em proporção do PIB; da política monetária, por meio da taxa básica de juros e do índice de credibilidade monetária; do setor externo, por meio da taxa de câmbio.

Com relação ao choque sobre a expectativa de inflação, a dívida pública em proporção ao PIB possui um efeito negativo. Isso significa que a dívida é interpretada como possuindo efeitos recessivos, pois os agentes econômicos avaliavam o governo como sendo capaz de aplicar uma política de ajuste fiscal de modo a reverter a tendência de crescimento da dívida ao longo do tempo e do BCB como sendo capaz de aplicar adequadamente a política monetária. Ou seja, a trajetória da dívida pública ao longo do tempo não é vista como explosiva a ponto de os agentes esperarem por sua monetização e seu consequente impacto sobre a inflação.

No que tange ao choque sobre a demanda agregada, verifica-se que a política fiscal foi pouco eficaz. Por sua vez, a política monetária não possui efeito, por meio da demanda, no controle da inflação, sendo este um resultado relevante. Em sínte-se, o impacto significativo da taxa de câmbio demonstra que a demanda agregada no período teve forte impacto dos fatores externos.

Com relação ao choque sobre o IPCA, um resultado interessante é que a inflação está respondendo adequadamente a oscilações na demanda agregada. Entretanto, como a demanda agregada responde à taxa de câmbio, fica evidenciado que a inflação do período respondeu indiretamente à taxa de câmbio. Ademais, choques no IPCA têm maior poder de impactar o próprio IPCA do que as demais variáveis desse. Logo, trata-se de outro indício da existência de inércia inflacionária, o que representa uma forte evidência dos efeitos da perda de credibilidade da política monetária sobre o funcionamento da âncora nominal.

De modo geral, os resultados indicam que a NME prejudicou o funcionamento da âncora nominal e contribuiu para a perda de credibilidade da política monetária. O resultado foi um aumento da inércia inflacionária no período. Com relação à política fiscal, os resultados evidenciam a sua pouca efetividade na demanda agregada. Por fim, a economia brasileira ainda enfrentou o impacto de choques externos, que, sob um regime de baixa credibilidade monetária, possibilita maiores efeitos da taxa de câmbio sobre o baixo crescimento econômico e sobre a elevada taxa de inflação no período.

Impacts of monetary policy easing on macroeconomic aggregates: an analysis of the Brazilian case under reporting targets in the period 2011-2019

Abstract

In the Dilma government, monetary policy easing measures were implemented. This article questions whether the instruments introduced by the government were interpreted as interferences in the management of the Inflation Targeting Regime by the Central Bank. Furthermore, this may have affected the credibility of monetary policy, contributing to the loss of inflation stability. The methods of autoregressive vectors and error correction vectors were used to verify the impact between the variables. The results indicate strong evidence that the low credibility of monetary policy impaired the functioning of the nominal anchor in the analyzed period.

Keywords: Credibility. Monetary policy. Fiscal policy. Time series models.

Impactos de la flexibilización de la política monetaria en los agregados macroeconómicos: un análisis del caso brasileño bajo metas de reporte en el período 2011-2019

Resumen

En el gobierno de Dilma se implementaron medidas de flexibilización de la política monetaria. Este artículo cuestiona si los instrumentos introducidos por el gobierno fueron interpretados como interferencias en la gestión del Régimen de Metas de Inflación por parte del Banco Central. Además, esto puede haber afectado la credibilidad de la política monetaria, contribuyendo a la pérdida de estabilidad de la inflación. Se utilizaron los métodos de vectores autorregresivos y vector de corrección de errores para verificar el impacto entre las variables. Los resultados indican una fuerte evidencia de que la baja credibilidad de la política monetaria perjudicó el funcionamiento del ancla nominal en el período analizado.

Contraseñas: Credibilidad. Política monetaria. Política fiscal. Modelos de series temporales.

Notas

- Para uma compreensão geral dos mecanismos de transmissão da política monetária, ver, por exemplo: Taylor (1995), Mishkin (1995), Berk (1998), Mendonça (2001), Mohanty e Turner (2008), Minella e Souza-Sobrinho (2013).
- ² Para a discussão sobre o trilema da política econômica, ver Mundell (1963) e de Mendonça e Veiga (2017).

- ³ "A equipe econômica do governo partia do diagnóstico de que a desaceleração do crescimento econômico brasileiro era um problema de demanda agregada que tinha sua origem no recrudescimento da crise econômica internacional, em função dos problemas de endividamento soberano dos países da área do euro" (OREIRO, 2017, p. 76).
- ⁴ Para uma explicação do modelo, ver, por exemplo, Romer (2005).
- ⁵ "A ordem de integração é o número de diferenças que deve ser aplicado à série para torná-la estacionária" (BUENO, 2011, p. 242).
- ⁶ As equações foram extraídas de Cavalcanti (2010).
- 7 Todas as variáveis, com exceção do ICM, foram transformadas em número índice de tal forma que seus valores em março de 2011 são iguais a 100 (2011 = 100). Para acompanhar a mesma base, o ICM foi multiplicado por 100.

Referências

ARRUDA, E. F.; OLIVEIRA, M. T. A.; CASTELAR, I. Recent dynamics of Brazilian inflation in different environments of forward-looking expectations. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 37, n. 4, p. 808-831, 2017.

BARBOSA FILHO, F. de H. A crise econômica de 2014/2017. Estudos Avançados, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.

BERK, J. M. Monetary transmission: what do we know and how can we use it? *PSL Quarterly Review*, v. 51, n. 205, 1998.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 39, n. s1, p. 35-65, 2007.

BUENO, R. L. S. Econometria de Séries Temporais. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAGNIN, R. F.; PRATES, D. M.; FREITAS, M. C. P. de; NOVAIS, L. F. A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). *Novos estudos CEBRAP*, n. 97, p. 169-185, 2013.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Revista de Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 14, n. 02, 2010.

CHAMIÇO, E. D. *A nova matriz econômica*: uma interpretação. Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia, 2018.

FORTUNA, E. *Mercado Financeiro*: produtos e serviços. 22. ed. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2020.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.

GIORNO, C.; RICHARDSON, P.; ROSEVEARE, D.; NOORD, P. van den. Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. Working Paper Economic Department OCDE, n. 152, 1995.

GUJARATI, D. Econometria Básica. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 473-491, 1977.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V. A.; CARNEVALLI, L. B. Análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. *Pesquisa & Debate*, São Paulo, v. 15, n. 01, 2004.

MEDEIROS, G. B. de; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. da S. B. Instabilidades na Curva de Phillips Novo-Keynesiana: um estudo empírico para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 47, n. 1, p. 45-76, 2017.

MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, v. 10, n. 1, p. 65-81, 2001.

MENDONÇA, H. F. de; GALVEAS, K. A. de S. Transparency and inflation: What is the effect on the Brazilian economy? *Economic Systems*, v. 37, n. 1, p. 69-80, 2013.

MENDONÇA, H. F. de; TOSTES, F. S. The Effect of Monetary and Fiscal Credibility on Exchange Rate Pass-Through in an Emerging Economy. *Open Economies Review*, v. 26, n. 4, p. 787-816, 2015.

MENDONÇA, H. F. de; VEIGA, I. da S. The open economy trilemma in Latin America: a three-decade analysis. *International Finance*, v. 20, n. 2, p. 135-154, 2017.

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Monetary policy channels in Brazil through the lens of a semi-structural model. *Economic Modelling*, v. 30, p. 405-419, 2013.

MISHKIN, F. S. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.

MODENESI, A. de M. *Regimes monetários*: teoria e a experiência do real. Barueri: Editora Manole Ltda., 2005.

MOHANTY, M. S.; TURNER, P. Monetary policy transmission in emerging market economies: what is new? *BIS Papers*, n. 35, p. 1-60, 2008.

MONTES, G. C.; CURI, A. The importance of credibility for the conduct of monetary policy and inflation control: theoretical model and empirical analysis for Brazil under inflation targeting. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 0, n. 46, 2015.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. Análise de séries temporais. 2. ed. São Paulo: E. Blucher, 2006.

MUNDELL, R. A. Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. The Canadian Journal of Economics and Political Science / Revue canadienne d'Economique et de Science politique, v. 29, n. 4, p. 475-485, 1963.

OREIRO, J. L. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. *Estudos Avançados*, v. 31, n. 89, p. 75-88, 2017.

ROMER, D. Advanced macroeconomic theory. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 2005.

SUMMA, R. F.; MACRINI, L. Os determinantes da inflação brasileira recente: estimações utilizando redes neurais. *Nova Economia*, v. 24, n. 2, p. 279-296, 2014.

TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

APÊNDICE

Tabela A1 – Teste de *Lag Length Criteria* para definição das defasagens (Lag) do VAR dos choques sobre a EINF, 2011 a 2019

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1809,56	NA	3,52e+11	40,77658	40,91640	40,83294
1	-1242,4	1057,845	1802888,	28,59326	29,43213*	28,93138
2	-1191,94	88,45011	1022795,	28,02108	29,55900	28,64098*
3	-1166,49	41,75534	1026080,	28,01089	30,24787	28,91255
4	-1124,43	64,26366	717523,8*	27,62763	30,56367	28,81106
5	-1105,09	27,37959	850082,3	27,75484	31,38992	29,22003
6	-1075,86	38,10335*	824383,3	27,65968	31,99382	29,40665
7	-1052,2	28,17845	932465,5	27,68981	32,72300	29,71854
8	-1018,41	36,44516	871413,1	27,49233*	33,22458	29,80284

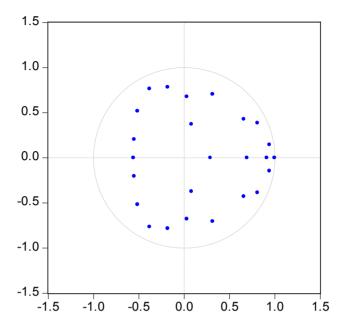
Fonte: elaboração dos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Tabela A2 – Teste LM para autocorrelação sobre o VAR (5) para choques sobre a EINF, 2011 a 2019

Lags	Teste LM	Probabilidade
1	34,84233	0,0911
2	42,98069	0,0141
3	35,75201	0,0754
4	51,86355	0,0012
5	27,79527	0,3174
6	30,61630	0,2020
7	30,42423	0,2088
8	21,43476	0,6681
9	27,23645	0,3442
10	25,53288	0,4329
11	21,38390	0,6710
12	57,66697	0,0002

Fonte: elaboração dos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Figura A1 – Teste de Estabilidade sobre o VAR (5) para choques sobre a EINF



Fonte: elaboração dos autores a partir do Eviews 6.0.

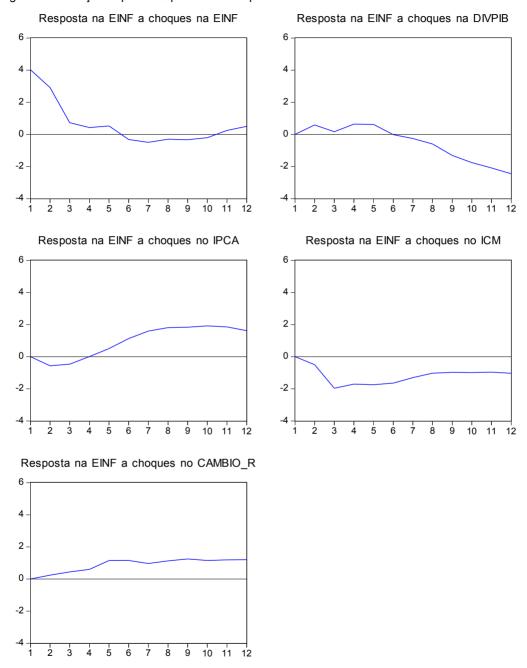
Tabela A3 – Teste de cointegração de Johansen sobre o VAR(4) para choques sobre a EINF

Tendência nos dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo de teste	Sem intercepto e sem tendência	Intercepto e sem tendência	Intercepto e sem tendência	Intercepto e com tendência	Intercepto e com tendência
Traço	1	2	2	2	3
Máximo	0	2	2	2	2

Fonte: elaboração dos autores.

Nota: Utilizou-se 5% de significância estatística para selecionar possíveis relações de cointegração por modelo.

Figura A2 – Função Impulso-resposta dos choques sobre a EINF



Fonte: elaboração dos autores a partir do software Eviews 6.0.

Tabela A4 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão para choques sobre a EINF

Período	Erro-padrão	EINF	DIVPIB	IPCA	ICM	CAMBIO_R
1	4,021216	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	5,061806	96,21403	1,343674	1,249356	0,968270	0,224673
3	5,517202	82,70247	1,216697	1,758648	13,49156	0,830626
4	5,857937	73,88743	2,271699	1,560092	20,49872	1,782067
5	6,292540	64,72162	2,938202	2,001711	25,45376	4,884711
6	6,709172	57,15993	2,585345	4,580279	28,40455	7,269893
7	7,107640	51,41571	2,436414	9,125126	28,68888	8,333876
8	7,520553	46,08646	2,811433	13,92818	27,48164	9,692286
9	8,016105	40,73927	5,143942	17,48667	25,68244	10,94768
10	8,565295	35,74054	8,715204	20,32048	23,82369	11,40009
11	9,142759	31,44223	12,88305	21,95488	22,02124	11,69860
12	9,746386	27,93039	17,66166	22,08117	20,49955	11,82723

Fonte: elaboração dos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Tabela A5 – Teste de *Lag Length Criteria* para definição das defasagens (Lag) do VAR dos choques no HIATO, 2011 a 2019

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1459,8	NA	2,27e+09	32,89443	33,00628	32,93951
1	-1044,01	784,8589	284755,2	23,91042	24,46966*	24,13583
2	-1009,42	62,18354	187952,1	23,49268	24,49932	23,89842*
3	-990,933	31,57960	178727,2	23,43671	24,89074	24,02279
4	-977,289	22,07626	190448,1	23,48964	25,39107	24,25605
5	-956,108	32,36590*	172467,6*	23,37322*	25,72205	24,31997
6	-943,231	18,52059	189842,7	23,44339	26,23961	24,57047
7	-930,258	17,49185	210769,3	23,51141	26,75502	24,81882
8	-924,667	7,035623	279903,6	23,74532	27,43633	25,23306

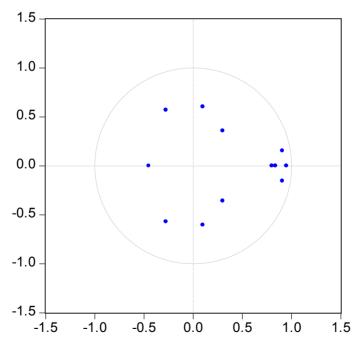
Fonte: elaboração dos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Tabela A6 – Teste LM para autocorrelação sobre o VAR (3) para choques no HIATO, 2011 a 2019

Defasagem	teste LM	Probabilidade
1	16,72944	0,4033
2	20,07187	0,2170
3	21,80041	0,1498
4	25,74650	0,0577
5	22,27186	0,1346
6	16,59633	0,4122
7	17,13073	0,3772
8	14,73010	0,5445
9	13,47121	0,6380
10	12,25858	0,7260
11	12,85892	0,6830
12	55,75325	0,0000

Fonte: elaboração dos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Figura A3 – Teste de Estabilidade sobre o VAR (3) para choques no HIATO



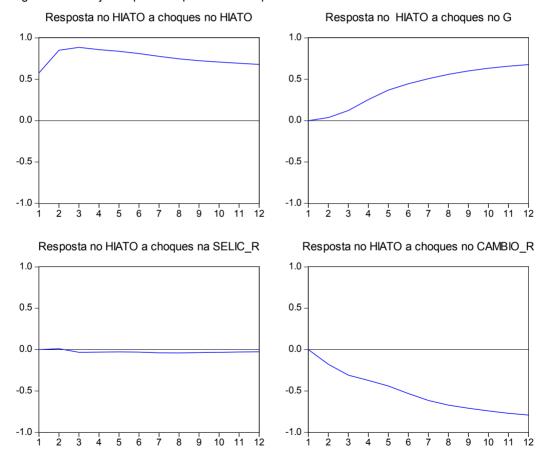
Fonte: elaboração dos autores a partir do Eviews 6.0.

Tabela A7 – Teste de cointegração de Johansen sobre o VAR (2) para choques no HIATO

Tendência nos dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo de teste	Sem intercepto e sem tendência	Intercepto e sem tendência	Intercepto e sem tendência	Intercepto e com tendência	Intercepto e com tendência
Traço	1	0	1	1	2
Máximo	1	0	0	1	1

Nota: Utilizou-se 5% de significância estatística para selecionar possíveis relações de cointegração por modelo.

Figura A4 – Função Impulso-resposta dos choques no HIATO



Fonte: elaboração dos autores a partir do software Eviews 6.0.

Tabela A8 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão para choques no HIATO

Período	Erro-padrão	HIATO	G	SELIC_R	CAMBIO_R
1	0,577373	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
2	1,043921	96,98880	0,125174	0,012090	2,873931
3	1,408531	92,76728	0,812164	0,061534	6,359024
4	1,710412	88,11705	2,752259	0,072965	9,057721
5	1,989259	82,87011	5,479451	0,072521	11,57792
6	2,257480	77,24855	8,151747	0,073737	14,52597
7	2,517373	71,65975	10,61008	0,082283	17,64788
8	2,767515	66,57437	12,86731	0,089313	20,46901
9	3,008100	62,15558	14,88285	0,090369	22,87120
10	3,240581	58,33103	16,64395	0,087640	24,93738
11	3,465135	55,01654	18,16505	0,083607	26,73480
12	3,681382	52,15219	19,47533	0,079041	28,29344

Tabela A9 – Teste de *Lag Length Criteria* para definição das defasagens (Lag) do VAR dos choques no IPCA, 2011 a 2019

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1404,40	NA	6,54e+08	31,64947	31,76132	31,69456
1	-895,24	961,1110	10058,67	20,56723	21,12647	20,79264
2	-853,43	75,17389	5644,113*	19,98710*	20,99374*	20,39285*
3	-843,44	17,05005	6497,808	20,12231	21,57634	20,70839
4	-826,22	27,87401*	6388,247	20,09472	21,99615	20,86113
5	-809,34	25,79037	6372,479	20,07500	22,42383	21,02175
6	-800,94	12,07235	7758,034	20,24592	23,04214	21,37300
7	-790,47	14,12824	9109,858	20,37000	23,61362	21,67741
8	-775,43	18,92239	9784,256	20,39165	24,08266	21,87939

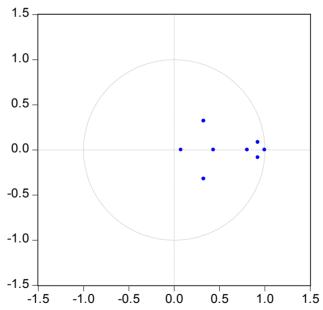
Fonte: elaboração dos autores.

Nota: (*) indica a ordem de defasagem selecionada por cada critério considerando 5% de significância estatística. LR é a estatística de teste sequencial e modificada, FPE refere-se ao erro final de previsão, AIC é o critério de informação de Akaike, SC indica o critério de informação de Schwarz e HQ refere-se ao critério de informação de Hannan-Quinn.

Tabela A10 – Teste LM para autocorrelação sobre o VAR (2) para os choques no IPCA, 2011 a 2019

Lags	Teste LM	Probabilidade
1	13,86519	0,6088
2	13,40349	0,6431
3	20,10004	0,2157
4	32,67266	0,0082
5	29,90236	0,0185
6	11,79919	0,7577
7	16,64265	0,4091
8	35,01602	0,0040
9	19,96435	0,2218
10	5,419583	0,9932
11	17,29386	0,3668
12	37,02748	0,0021

Figura A5 – Teste de Estabilidade sobre o VAR (2) para os choques no IPCA



Fonte: elaboração dos autores a partir do Eviews 6.0.

Nota: dentro do círculo unitário, tem-se as raízes inversas do VAR (2).

Tabela A11 – Teste de cointegração de Johansen sobre o VAR(1) para choques no IPCA

Tendência nos dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo de teste	Sem intercepto e sem tendência	Intercepto e sem tendência	Intercepto e sem tendência	Intercepto e com tendência	Intercepto e com tendência
Traço	0	0	0	0	0
Máximo	0	0	0	0	0

Nota: utilizou-se 5% de significância estatística para selecionar possíveis relações de cointegração por modelo.