

Componente fiscal e eficácia da política monetária em um modelo novo-keynesiano: uma abordagem empírica para o Brasil

Fiscal Component and Effectiveness of Monetary Policy in a New-Keynesian Model: an Empirical Approach for Brazil

Daniel Pereira dos Anjos^a
Ricardo Ramalhete Moreira^b

Resumo: Este trabalho estimou um modelo novo-keynesiano através da abordagem VAR a fim de contribuir com a literatura sobre avaliação de políticas monetária e fiscal no Brasil, dando-se continuidade aos testes empíricos encontrados na literatura. As variáveis foram coletadas para o período Jan-2003 a Jan-2018, e foi adicionado um bloco fiscal ao modelo que permite inferir sobre o regime de coordenação entre ambas as políticas, diferenciando-se de trabalhos anteriores e dando-se maior robustez aos resultados obtidos. Dentre estes, encontrou-se um papel indireto da política fiscal na eficácia da política monetária através de efeitos diretos da primeira sobre as flutuações cambiais reais e, por este canal, nas expectativas inflacionárias do público. Sugere-se a necessidade de consolidação fiscal a fim de fortalecer a credibilidade e eficácia da política monetária no âmbito do regime de metas para inflação.

Palavras-chave: política monetária, política fiscal, dinâmica macroeconômica, VAR, Brasil.
Classificação JEL: E5, E6, E31, E17

Abstract: This article estimated a new-Keynesian model through a VAR approach in order to contribute to the monetary and fiscal policies evaluation literature in Brazil, thereby updating empirical tests found in previous works. The time series were collected from Jan-2003 to Jan-2018, and a fiscal block was added to the model, thus allowing to infer on the coordination regime between both the policies, so that it brings differences compared to previous studies and gives more robustness to the obtained results. Among the latter, we found an indirect role of the fiscal policy in driving the monetary policy's efficacy by means of the former's direct effects on real exchange rate fluctuations and, by such a channel, on the public's inflationary expectations. It suggests the need for fiscal consolidation to strengthen the monetary policy's credibility and efficacy under an inflation targeting regime.)

Keywords: monetary policy, fiscal policy, macroeconomic dynamics, VAR, Brazil
JEL Classification: E5, E6, E31, E17

^a PPGeco-UFES. E-mail: danielpereiraanjos@hotmail.com

^b Professor do PPGeco-UFES. Bolsista do CNPq. E-mail: ricardo.moreira@ufes.br

1. Introdução

A avaliação de eficiência das políticas monetária e fiscal é fundamental para uma clara compreensão acerca das causas de eventuais desequilíbrios macroeconômicos, assim como das possibilidades de manutenção de estabilidade econômica no longo prazo. Neste sentido, é importante especificar o modo pelo qual as autoridades econômicas reagem às flutuações macroeconômicas e, por sua vez, identificar os efeitos das políticas monetária e fiscal sobre a dinâmica de variáveis relevantes em nível agregado.

Desde o início dos anos 90, desenvolveram-se esforços neste sentido e, no campo monetário, uma contribuição crucial foi Taylor (1993), a partir da qual consolidou-se uma linha de pesquisa acerca das regras de política monetária, inicialmente para a economia norte-americana (CLARIDA, GALÍ E GERTLER, 1999) e outras economias desenvolvidas e, posteriormente, proliferamente para economias emergentes e em desenvolvimento, tais como para o Brasil (MOREIRA, 2013). A literatura aplicada à dimensão fiscal, por outro lado, é mais recente e um marco é Taylor (2000), dentre outros, dando-se ênfase à necessidade de solvência fiscal no longo prazo.

Este trabalho utilizou um modelo novo-keynesiano a fim de contribuir com a literatura sobre avaliação de políticas monetária e fiscal, especificamente para o Brasil, dando-se continuidade aos testes empíricos realizados por Moreira (2013), porém de forma estendida: as variáveis foram coletadas para um período mais amplo (de janeiro de 2003 a janeiro de 2018) e outras variáveis foram adicionadas ao modelo e às estimações, de modo a robustecer os resultados obtidos anteriormente e nesta pesquisa.

Algumas hipóteses teóricas, caras à literatura associada, foram testadas através das estimações implementadas pelo método de Vetores Autorregressivos (VAR) irrestritos: (i) a esperada existência de política contracíclica por parte do Banco Central do Brasil (BCB); (ii) a existência de influência indireta do câmbio na definição da taxa de juros; (iii) o componente forward-looking de política monetária, ou seja, as respostas da autoridade monetária às expectativas inflacionárias; (iv) o endividamento público (ou componente fiscal) como causador de efeito positivo no viés inflacionário; e (v) a existência de dominância fiscal.

O artigo está estruturado da seguinte maneira: a seção seguinte, teórica, trata do modelo utilizado no trabalho, enquanto a seção 3 aponta resultados prévios encontrados para a economia brasileira; na seção 4 estão os resultados e a discussão das estimativas, seguida pelas conclusões, referências e apêndice.

2. Um modelo novo-keynesiano com bloco fiscal

Até o início dos anos 1990 os modelos utilizados para determinar as políticas monetárias combinavam a hipótese de rigidez dos preços com a disponibilidade monetária. A evolução do campo teórico permitiu que diferentes fricções fossem incorporadas às teorias tradicionais, levando a criação de modelos dinâmicos baseados no comportamento otimizador dos agentes. Introduzidos conceitos como a competição monopolística, rigidez

nominal dos preços e a não-neutralidade da política monetária no curto prazo, nesses modelos chamados de novo-keynesianos, segundo Walsh (2010), existe a possibilidade das autoridades monetárias e fiscais intervirem na economia para determinar a demanda agregada no curto prazo, com políticas cíclicas ou anticíclicas.

Dentre as premissas da teoria, a rigidez de preços permite analisar a atuação das autoridades monetárias e fiscais sobre uma ótica real do comportamento dos preços, e não apenas como números que oscilam livremente. A informação assimétrica, outra fricção nos modelos tradicionais, implica em ter que conviver com incertezas e com escolhas de agentes, com maior ou menor informação, que balizariam a condução e a efetividade das políticas monetária e fiscal. Essas fricções elevam a importância de discussões como (i) a credibilidade e a reputação das autoridades monetária e fiscal, e (ii) as consequências da transparência para as políticas macroeconômicas: conforme mostram Taylor (1993), Svensson (1997) e Clarida, Galí e Gertler (1999), a crença dos agentes nas políticas, influenciam os agentes tanto no presente quanto no campo expectacional.

Usualmente trabalhos novo-keynesianos defendiam apenas que a política monetária fizesse uso da Regra de Taylor, na qual o instrumento de política se ajustaria de acordo com a inflação e o produto da economia, como sugeriram Svensson (1997) e Ball (1999^a), mas trabalhos posteriores mostraram a necessidade de atentar-se ao comportamento da política fiscal. O entendimento difundido é que a dívida pública crescente tende a criar um ambiente de volatilidade e pessimismo quanto às condições de solvência do setor público (WOODFORD, 2001).

2.1. Construção de um modelo teórico novo-keynesiano

O modelo econômico novo-keynesiano desenvolvido nesta seção está fundamentado a partir das contribuições de Clarida, Galí e Gertler (1999), Ball (1999^a, 1999b) e Moreira (2013). Trata-se de uma abordagem em que toda variável é endógena às flutuações das demais, assim como a valores autorregressivos e sujeitas a perturbações aleatórias. As equações estruturais do modelo em nível macro estão em consistência com as demonstrações de micro-fundamentação amplamente reconhecidas pela literatura (a exemplo de Galí e Gertler, 2007), de modo que se optou-se neste trabalho não repetir as mesmas, evitando assim um número maior de equações. A demanda é especificada pela curva IS:

$$y_t = cy_{t-1} - d_1 i_{t-1} + d_2 (e_{t-1} - e_{t-2}) + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

Na qual y_t é o desvio do produto em relação ao potencial no período t , i_{t-1} é o desvio do nível da taxa nominal de juros no curto prazo em relação à taxa nominal de juros de equilíbrio; essa é a taxa referente à ausência de desequilíbrios de produção e inflação (Galí e Gertler, 2007); $(e_{t-1} - e_{t-2})$, por sua vez, é o *gap* da taxa real de câmbio em $t - 1$ ante o valor em $t - 2$; c , d_1 e d_2 são parâmetros positivos e ε_{1t} representa um *choque de demanda*, de média zero e variância dada (*white noise*).

A equação (2) representa, a partir de uma Curva de Philips aceleracionista, o lado da oferta:

$$\pi_t = a\pi_{t-1} + b_1y_{t-1} + b_2(e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Temos π_t como a variação da taxa de inflação t ante à inflação em $t - 1$; a , b_1 e b_2 são parâmetros positivos e ε_{2t} representa um choque de oferta (*white noise*). A equação (3) mostra a atuação da política monetária por meio do ajuste do nível da taxa de juros de curto prazo:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(f_1y_{t-1} + f_2\pi_{t-1}) + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

Onde ρ é o coeficiente de inércia da política monetária, f_1 e f_2 são, respectivamente, coeficientes de resposta aos desvios do produto e da inflação. Por sua vez, ε_{3t} representa um choque de juros *white noise*. Ao substituir (1) defasada em (2), observa-se a interdependência da taxa de inflação com as demais variáveis:

$$\pi_t = a\pi_{t-1} + b_1[cy_{t-2} - d_1i_{t-2} + d_2(e_{t-2} - e_{t-3}) + \varepsilon_{1t-1}] + b_2(e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

Por sua vez, ao substituir (3) defasada em (1) percebe-se a interdependência do desvio do produto y_t com as demais variáveis do modelo:

$$y_t = cy_{t-1} - d_1[\rho i_{t-2} + (1 - \rho)(f_1y_{t-2} + f_2\pi_{t-2}) + \varepsilon_{3t-1}] + d_2(e_{t-1} - e_{t-2}) + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

Com base na condição de paridade descoberta de juros, a taxa de câmbio real comporta-se de acordo com a equação (6)¹:

$$e_t = me_{t-1} - n(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{4t} \quad (6)$$

Na qual e_t é a taxa de câmbio no período t , a expressão $(i_t - i_t^*)$ representa o diferencial de juros em relação aos juros internacionais; m e n são parâmetros positivos e ε_{4t} demonstra um choque cambial *white noise*. As equações (1), (2), (3) e (6) podem ser alteradas para comportar um componente expectacional para o período $t + 1$, chegando-se a:

$$E[y_{t+1}] = cy_t - d_1i_t + d_2(e_t - e_{t-1}), \text{ sendo } E[\varepsilon_{1t+1}] = 0. \quad (7)$$

$$E[\pi_{t+1}] = a\pi_t + b_1y_t + b_2(E[e_{t+1}] - e_t), \text{ sendo } E[\varepsilon_{2t+1}] = 0. \quad (8)$$

$$E[i_{t+1}] = \rho i_t + (1 - \rho)(f_1y_t + f_2\pi_t), \text{ sendo } E[\varepsilon_{3t+1}] = 0. \quad (9)$$

¹ Assume-se implicitamente que diante de uma variação nominal da taxa de câmbio não há mudança expressiva nos diferenciais inflacionários com o resto do mundo, ao menos no curtíssimo prazo. Isto permite pensar a condição de paridade descoberta de juros em termos de taxa real de câmbio. Trata-se de abordagem similar a Ball (1999^b).

$$E[e_{t+1}] = me_t - nE[i_t - i_t^*], \text{ sendo } E[\varepsilon_{4t}] = 0. \quad (10)$$

Bloco fiscal

Além das relações apresentadas por trabalhos anteriores, é possível adicionar um componente fiscal ao modelo. Sob a ótica novo-keynesiana, a política fiscal pode ser descrita de acordo com Galí, López-Salido e Vallés (2007), que linearizam uma restrição orçamentária do governo e pode ser adaptada da seguinte forma para representar a dívida pública:

$$z_t = z_{t-1} + \Omega_t - \alpha y_t + \varepsilon_{6t} \quad (11)$$

Na qual z_t representa o componente fiscal do modelo sob a forma da dívida pública; z_{t-1} é a dívida pública no período $t - 1$; Ω_t representa o gasto governamental discricionário ou estrutural (Taylor, 2000); α é um parâmetro positivo indicador de tributação; y_t é o *gap* do produto e ε_{6t} demonstra um choque fiscal *white noise*. A equação (11), por ser restrição orçamentária, pode estar sujeita a uma regra fiscal, que irá ditar o comportamento do endividamento público. A regra fiscal em questão, dentro do modelo proposto, pode ser descrita por:

$$\Omega_t = \eta - v_1(z_t - z_{t-1}) - v_2\pi_t + \varepsilon_{7t} \quad (12)$$

Tendo η como uma constante na determinação do gasto governamental estrutural; v_1 e v_2 como parâmetros positivos indicadores do peso da variação dívida e da inflação na determinação do gasto público discricionário; e ε_{7t} é um choque aleatório. Uma regra fiscal como a descrita na equação (12), contracíclica no âmbito teórico, faz-se necessária para evitar a persistência de um crescimento indefinido da dívida, de modo a permitir uma estabilidade de longo prazo (Moreira, 2017). A regra fiscal do modelo, ao reagir diretamente à inflação, pode atuar como um estabilizador macrodinâmico.

Adicionalmente, pode-se incluir a variável “desemprego”, por meio da Lei de Okun (Okun, 1962), para ser utilizada como *proxy* do desvio do produto para fins de robustez. A relação entre o crescimento do produto e a mudança na taxa de desemprego é descrita por:

$$u_t - u_{t-1} = -b(g_{y_t} - g_{y_n}) + \varepsilon_{5t} \quad (13a)$$

Onde $u_t - u_{t-1}$ representa a variação da taxa de desemprego em relação ao período $t - 1$; b é coeficiente positivo que fornece o efeito sobre a taxa de desemprego em relação ao crescimento normal e $g_{y_t} - g_{y_n}$ representa o *gap* do crescimento do produto em relação à taxa normal de crescimento do produto (g_{y_n}). O *gap* do crescimento do produto poderia ser utilizado da forma em que está para integração da equação (13a) ao modelo; no entanto, trata-se de uma medida em taxa, enquanto o *gap* do produto está medido em nível. É possível solucionar este problema com um simples algebrismo.

Sendo o *gap* do produto $y_t = Y_t - Y_t^P$, então $Y_t = y_t + Y_t^P$; assumindo o crescimento do produto como $g_{y_t} = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$, é possível definir, portanto, $g_{y_t} = \frac{(y_t + Y_t^P) - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \frac{(y_t + Y_t^P) - (y_{t-1} + Y_{t-1}^P)}{(y_{t-1} + Y_{t-1}^P)}$. Dessa forma, por meio da aproximação na equação anterior para integrar ao modelo proposto originalmente, teríamos

$$u_t - u_{t-1} = -b \left[\frac{(y_t + Y_t^P) - (y_{t-1} + Y_{t-1}^P)}{(y_{t-1} + Y_{t-1}^P)} - g_{y_n} \right] + \varepsilon_{5t} \quad (13b)$$

de modo que o desemprego poderia ser utilizado em todas as relações descritas anteriormente, inclusive naquelas que possuem componente expectacional.

O sistema de equações aqui descrito possui interdependência entre as variáveis do modelo, de modo que, ao serem apresentadas iterações nas equações iniciais, é possível utilizar modelos de vetores autorregressivos para avaliar as relações de endogenia entre as variáveis e as respostas delas para eventuais choques nas demais variáveis.

3. Evidências para o caso brasileiro

Um primeiro aspecto relevante ao abordar a macrodinâmica e a atuação das autoridades monetárias é a rigidez de condução das políticas. Para a economia brasileira os resultados parecem alterar-se no decorrer da solidificação do regime de metas de inflação. Minella et al. (2002) utilizaram um VAR com dados entre julho de 1999 a junho de 2002 e mostraram que o Banco Central reagiu com rigidez aos choques inflacionários que ocorreram na economia brasileira.

Todavia, tratando-se de um regime de estabilização que objetiva um controle a médio e longo prazo, o teste do tempo é crucial. Barcellos Neto e Portugal (2009), utilizando filtros estatísticos, estudaram o comportamento da taxa natural de juros no Brasil entre os anos 1999 e 2005 e encontraram indicações de falta de rigidez da autoridade monetária. No estudo, a taxa de juros real quase sempre se localizava-se abaixo da taxa de juros natural estimada, indicando acomodação de viés inflacionário ou persistência da inflação devido a fatores que estão para além do controle do BCB. Curado e Curado (2014), utilizando o método generalizado dos momentos (GMM) para dados entre 2002 e 2013, atentaram para uma condução mais flexível do que a observada em trabalhos anteriores. A elevação do produto, e não somente o controle da inflação, aparece como importante objetivo para a tomada de decisão do Banco Central.

De todo modo, Furlani, Portugal e Laurini (2010), com dados entre 2000 e 2007, comprovaram que o Banco Central do Brasil possui política anti-inflacionária; os autores também indicaram a existência de fortes reações da autoridade monetária ao resultado do produto. Fonseca Neto (2010), com uma curva de Phillips novo-keynesiana, estimada para o Brasil entre 2000 e 2008, identificou a persistência inflacionária como um dos principais determinantes da inflação; isso significa que existe formação de expectativas com base no desempenho passado da economia.

Outro ponto que destaca a relação entre a atuação do Banco Central e a política fiscal é o câmbio. Retornando aos resultados encontrados por Furlani, Portugal e Laurini (2010), o Banco Central não altera sua política monetária devido a choques cambiais; o que existe é o controle indireto do efeito de movimentações cambiais sobre a inflação por meio do impacto da taxa de câmbio nas expectativas de inflação e, conseqüentemente, na inflação aferida. Assim, uma forte desvalorização do câmbio afetaria as expectativas de inflação, elevando a pressão inflacionária no período posterior, forçando o Banco Central a elevar a taxa de juros.

No campo expectacional, Triches e Feijó (2017) utilizaram uma Curva de Philips novo-keynesiana, estimada por Autoregressive Distributed Lag (ARDL) com dados entre 2000 e 2014, para estudar as expectativas de inflação no Brasil e encontraram predominância da expectativa de inflação sobre a inércia na determinação da inflação. Em outras palavras, o Banco Central reage às variações nas expectativas de inflação, porque elas seriam as responsáveis pelas alterações na taxa de inflação observada. No entanto, os autores destacam que ainda existe um componente inercial na composição do nível de preços, e isto poderia estar relacionado ao controle de preços administrados e à indexação presente nos reajustes de diversos contratos (com destaque à política de reajuste salarial do país).

Pensando na condução fiscal para o Brasil, alguns trabalhos identificaram política fiscal ativa ou evidências de dominância fiscal, uma das hipóteses buscadas aqui. Em dominância fiscal, a política fiscal (ativa) não cobre os choques na dívida com poupança pública, enquanto a autoridade monetária ajusta fracamente a taxa de juros nominal evitando impactos de elevação nas despesas fiscais com o pagamento de juros sobre a dívida pública. Marques Junior (2010), utilizando um VAR com dados entre 1994 e 2008, encontrou resultados que confirmaram tal situação, originalmente descrita por Blanchard (2005) e relacionando-se dívida pública, risco de *default* e taxa de câmbio. Todavia, Marques Junior (op. cit.) identificou dominância fiscal em nível muito menor que o delineado por Blanchard (op. cit.). Por sua vez, Moreira e Carvalho Junior (2013), estimando um GMM para dados entre 1999 e 2011, encontraram evidências de política fiscal ativa no Brasil a partir de 1999, e via redução do superávit primário. Tal evento teria resultado em elevação da dívida pública e fraca interação entre as políticas monetária e fiscal, levando à inconsistência de metas anunciadas.

4. Estratégia metodológica, dados e discussão de resultados

4.1. Estratégia metodológica e dados

A análise empírica utilizou vetores autorregressivos (VAR) para teste das hipóteses abordadas na introdução. Um modelo VAR irrestrito basicamente trata todas as variáveis como endógenas, de modo que cada uma relaciona-se com ela mesma, em defasagem temporal, e com as outras, criando um sistema dinâmico. Um modelo VAR de ordem p

pode ser expresso, segundo Bueno (2011), em função de um vetor com n variáveis endógenas X_t conectadas por meio de uma matriz A :

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-1} + B \varepsilon_t \quad (14)$$

na qual A é uma matriz nxn que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $nx1$, X_t ; B_0 é o vetor de constantes $nx1$; B_i representa as matrizes nxn , com $i = 1,2,3 \dots p$; B é a matriz diagonal nxn de desvios-padrão; e ε_t é o termo do erro aleatório não correlacionado temporalmente. A equação demonstra as relações entre as variáveis endógenas, normalmente com base em modelos econômicos estruturados teoricamente, e por isso essa equação é chamada *forma estrutural*.

Todavia, dada a endogeneidade de todas as variáveis, usualmente o VAR é estimado na sua *forma reduzida*:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-1} + A^{-1}B \varepsilon_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_1 X_{t-1} + e_t \quad (15)$$

na qual $\Gamma_i = A^{-1}B_i$, com $i = 1,2,3 \dots p$ e $B \varepsilon_t = A e_t$.

Para o teste de hipóteses teóricas subjacentes ao modelo apresentado, foi utilizado um modelo VAR composto por seis variáveis, no período compreendido entre Jan/2003 a Jan/2018, sendo elas:

$SELIC_OVER_t$ = a taxa básica de juros no Brasil (Selic), representada pela série histórica anualizada da Selic Over, que é a taxa de rentabilidade média dos títulos públicos no mercado interbancário ao final de cada dia; foi utilizada para composição da série histórica mensal a taxa Selic diária no fechamento de cada mês (Fonte: BCB);

$IPCA_t$ = a inflação corrente acumulada nos últimos 12 meses em relação aos 12 meses imediatamente anteriores, sendo utilizados os dados do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) calculado pelo IBGE;

$E[IPCA_t]$ = a expectativa de inflação acumulada para doze meses à frente, utilizando a mediana das expectativas do IPCA existentes em cada mês analisado, dados para último dia do mês; os dados são disponibilizados pelo Sistema Gerador de Séries do BCB (SGS BCB);

IBC_CYCLE_t = o desvio do produto total da economia brasileira em relação ao produto potencial; o produto foi representado pelo índice do Banco Central IBC-Br dessazonalizado. A utilização do IBC-Br como *proxy* do PIB é necessária visto que a série oficial do produto interno bruto não tem periodicidade mensal; por não existir medida direta do produto potencial foi preciso utilizar o filtro HP (Hodrick-Prescott, 1997) para obter um valor de produto potencial;

$CAMBIO_REAL_t$ = a taxa de câmbio real para o dólar americano em fim de período, deflacionado pelo IPA-DI, com mês-base junho de 1994 (Fonte: BCB);

$DBGG_t$ = a dívida bruta do governo geral (Governo Federal, governos estaduais e municipais); a série histórica utilizada será a $DBGG^2$ em porcentagem do total do PIB (Fonte: SGS BCB).

Durante o período analisado, a taxa básica de juros no Brasil assumiu uma tendência de diminuição, mesmo em meio a naturais elevações da taxa em diversos momentos. Para as expectativas de inflação, após uma expressiva diminuição e uma tendência de crescimento a partir de 2009, as observações para os últimos anos indicaram nova diminuição da inflação esperada. Um último destaque é o comportamento explosivo da dívida pública, variável fiscal do modelo, após 2014; em contraste, até meados de 2008 a dívida reduziu-se consistentemente. No Apêndice 1 pode ser visualizada a evolução histórica das variáveis.

As variáveis foram submetidas a testes de raiz unitária – a saber, o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de raiz unitária de Phillips-Perron (PP) e o teste de estacionariedade de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Tabela 1 - Testes de raiz unitária - variáveis em nível

Variáveis	ADF	PP	KPSS
$IPCA_t$	-4.174***	-2.682	0.201**
$E[IPCA_t]$	-5.217***	-5.377***	0.223**
$SELIC_OVER_t$	-3.518**	-2.609	0.305***
IBC_CYCLE_t	-4.127***	-3.335*	0.033*
$CAMBIO_REAL_t$	-3.016	-2.32	0.404***
$DBGG_t$	-0.052	-0.105	0.355***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Para os testes ADF e PP: (***) rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula ao nível de 10%; para o teste KPSS: (***) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 10%.

Tabela 2 - Testes de raiz unitária– variáveis em primeira diferença

Variáveis	ADF	PP	KPSS
$D(IPCA_t)$	-6.530***	-6.624***	0.102*
$D(SELIC_OVER_t)$	-5.001***	-4.671***	0.073*
$D(CAMBIO_REAL_t)$	-10.734***	-10.693***	0.063*
$D(DBGG_t)$	-4.260***	-18.233***	0.077*

Fonte: Elaborado pelos autores.

² Estão incluídas, nesse conceito, as operações do Banco Central com títulos públicos, o que permite um acompanhamento melhor da situação da dívida em relação ao conceito líquido da mesma; débitos das empresas estatais não são contabilizados.

Nota: Para os testes ADF e PP: (***) rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula ao nível de 10%; para o teste KPSS: (***) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 10%.

Os testes ADF, PP e KPSS (Tabelas 1 e 2) em conjunto atestaram que apenas as variáveis IBC_CYCLE_t e $E[IPCA_t]$ possuíam estacionariedade em nível (I(0)), enquanto as demais eram estacionárias em suas primeiras diferenças (I(1)). Deste modo, os modelos VAR foram estimados levando-se em conta tais resultados. Após os de raiz unitária, identificou-se a defasagem ótima do modelo VAR (Tabela 3) utilizando-se os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ).

Tabela 3 - Critério de seleção do lag ótimo

Lag	AIC	SC	HQ
0	16.640	16.749	16.685
1	10.451	11.214*	10.760*
2	10.535	11.951	11.110
3	10.586	12.656	11.426
4	10.637	13.360	11.741
5	10.631	14.008	12.001
6	10.425*	14.456	12.060

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: * indica o lag ótimo de acordo com o critério de informação

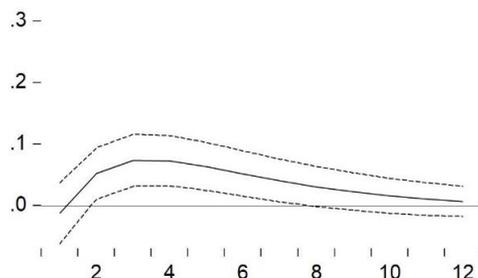
O lag de uma defasagem foi indicado de modo conjunto com o teste de estabilidade por raízes inversas (Apêndice 2). Para evitar que o modelo-base ficasse sujeito a lags maiores, e menores graus de liberdade, e dada a comprovada estabilidade obtida pelo teste de raízes inversas, optou-se por elevar os lags do VAR apenas na análise de robustez, mantendo-se o VAR-base com 01 defasagem. Por sua vez, visto que a análise de robustez eliminou a autocorrelação serial e manteve resultados semelhantes aos do VAR-base, constatou-se que uma eventual autocorrelação serial no modelo-base não afetou os resultados da estimação.

Definido o lag do modelo a ser utilizado, o modelo-base VAR foi aplicado ao grupo de variáveis. A partir do modelo VAR foi gerado um grupo de 36 funções de impulso-resposta generalizadas. As funções de impulso-resposta foram obtidas por meio do método de impulsos generalizados, que diferentemente do método de Cholesky, não necessita de ortogonalização dos choques e ordenamento das variáveis (PESARAN; SHIN, 1997). Do total das funções, foram selecionadas aquelas significantes para a análise, e isso foi feito com base nos intervalos de confiança para as funções de impulso-resposta. A totalidade das funções de impulso-resposta podem ser visualizadas no Apêndice 3.

4.2. Discussão dos resultados

(I) Resposta de $D(IPCA_t)$ a um choque em $D(SELIC_{OVER_t})$

Gráfico 1 - Resposta de $D(IPCA_t)$ a um choque em $D(SELIC_{OVER_t})$

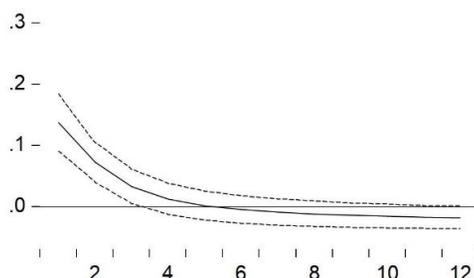


Fonte: Elaborado pelos autores.

No Gráfico 1 observa-se uma resposta positiva da variação na inflação a um choque na variação da taxa de juros. Uma possível explicação para tal resultado é a defasagem entre a política monetária e o efeito observável da mesma na economia. Outra é a inexistência de uma política monetária ideal: a inflação acima da meta exige elevações da taxa de juros em termos reais (Princípio de Taylor), enquanto um aumento insuficiente da taxa básica nominal pode expressar a acomodação da inflação – em oposição a seu combate pela autoridade monetária (CLARIDA; GALÍ; GERTLER, 1999). A ineficácia da política monetária não decorre potencialmente somente pela falta de ação por parte da autoridade monetária, mas também de outros fatores, como, por exemplo, um descontrole das contas públicas ou uma flexibilização do crédito subsidiado por bancos públicos em meio ao aumento da taxa básica de juros.

(II) Resposta de $D(IPCA_t)$ a um choque em $E[IPCA_t]$

Gráfico 2 - Resposta de $D(IPCA_t)$ a um choque em $E[IPCA_t]$

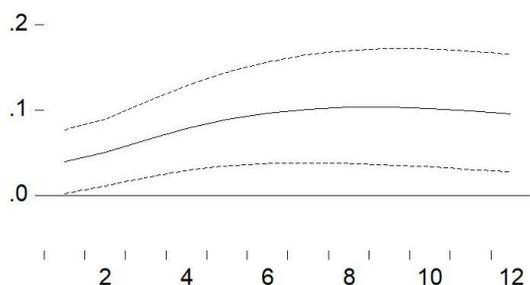


Fonte: Elaborado pelos autores.

Diante de um choque nas expectativas de inflação, a variação da inflação corrente responde imediatamente e de forma positiva, até aproximadamente o 3º mês após o choque inicial (Gráfico 2). O movimento do gráfico mostra que a expectativa de inflação de fato afeta a inflação corrente, como afirmaram Triches e Feijó (2017), mas seu efeito é rapidamente dispersado. A rápida diluição do efeito poderia também ser uma indicação de persistência inflacionária: se o efeito expectacional dissipa-se rapidamente, a variável com maior peso na determinação da inflação poderia ser a persistência da inflação passada, similar ao resultado encontrado por Fonseca Neto (2010).

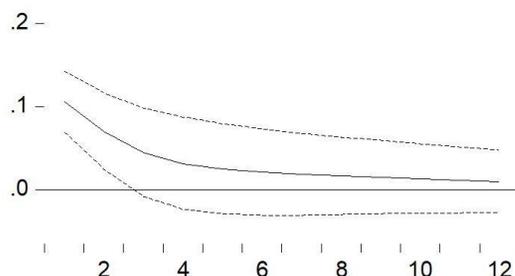
(III) Resposta da $E[IPCA_t]$ a um choque em IBC_CYCLE_t

Gráfico 3 - Resposta da $E[IPCA_t]$ a um choque em IBC_CYCLE_t



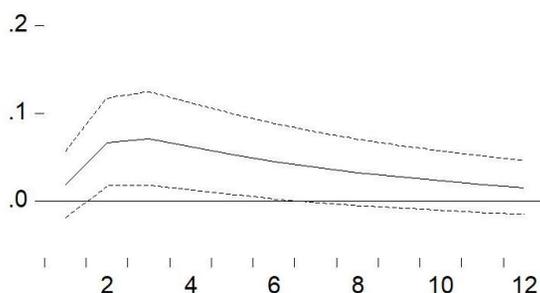
Fonte: Elaborado pelos autores.

Por sua vez, a expectativa de inflação para 12 meses à frente reage positivamente ao choque no hiato do produto durante todo o período simulado (Gráfico 3). O aumento da atividade doméstica tende a ocasionar inflação ou risco inflacionário em algum momento. Com expectativas racionais, a movimentação da função impulso-resposta poderia ser creditada a um motivo: a falta de confiança do público na resposta da autoridade monetária ao desvio causado pelo choque do produto. Diante da representação traçada, pode-se falar em evidências de ineficiência do BCB quanto ao controle futuro da inflação. O desenho que se forma é: o choque no produto gera imediata expectativa de alta da inflação, que, por sua vez, deveria estimular a autoridade monetária a utilizar a taxa de juros para conter as flutuações. Todavia, por eventual acomodação da inflação pelo Banco Central, os agentes não esperam que o choque em questão seja controlado rapidamente.

(IV) Resposta de $E[IPCA_t]$ a um choque em $D(IPCA_t)$ **Gráfico 4 - Resposta de $E[IPCA_t]$ a um choque em $D(IPCA_t)$** 

Fonte: Elaborado pelos autores.

No Gráfico 4 as expectativas de inflação respondem, no primeiro e segundo meses, positivamente diante de um choque na variação da inflação corrente, com diluição rápida dos efeitos em sequência. Um comportamento semelhante para a resposta das expectativas de inflação a um choque na inflação corrente foi encontrado por Moreira (2013), em cujo trabalho identificou-se uma “deflação de expectativas”. A interpretação para o Gráfico 4 baseia-se em dois pontos, a existência de perfil adaptativo da inflação – o que poderia sugerir o controle efetivo das expectativas por meio da inflação corrente – e a relativa ausência de credibilidade da política monetária no período analisado.

(V) Resposta de $E[IPCA_t]$ a um choque em $D(CAMBIO_REAL_t)$ **Gráfico 5 - Resposta de $E[IPCA_t]$ a um choque em $D(CAMBIO_REAL_t)$** 

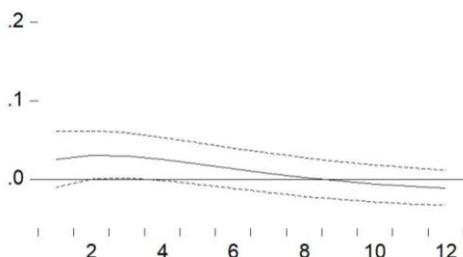
Fonte: Elaborado pelos autores.

Em relação aos efeitos de um choque cambial, o aumento da variação da taxa real de câmbio é seguido por elevações na expectativa de inflação. As expectativas de inflação

inicialmente elevam-se, seja pela perspectiva de incremento da atividade econômica via concorrência externa, seja por elevação de preços devido ao aumento do valor de bens importados inseridos em cadeias de produção no país. De todo modo, os resultados corroboram aqueles encontrados por Furlani, Portugal e Laurini (2010).

(VI) Resposta de $D(SELIC_OVER_t)$ a um choque em $E[IPCA_t]$

Gráfico 6: Resposta de $D(SELIC_OVER_t)$ a um choque em $E[IPCA_t]$

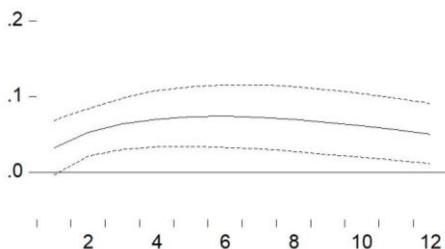


Fonte: Elaborado pelos autores.

No que diz respeito à resposta do Banco Central ao comportamento das expectativas de inflação, verificou-se reação positiva da taxa Selic. Os resultados demonstram a importância do componente expectacional inflacionário na escolha da atuação da autoridade monetária. Isto corrobora a hipótese do procedimento *forward-looking* do Banco Central do Brasil e confirma a ideia de que é mais fácil a autoridade monetária controlar a expectativa de inflação em comparação com a inflação efetiva de determinado período (SVENSSON, 1997), pelo fato de que enquanto a inflação observada *ex post* está sujeita aos efeitos de choques, a inflação esperada *ex ante* expurga tais efeitos por definição e é mais representativa da percepção do público quanto à consistência da política monetária com a meta anunciada.

(VII) Resposta de $D(SELIC_OVER_t)$ a um choque em IBC_CYCLE_t

Gráfico 7 - Resposta de $D(SELIC_OVER_t)$ a um choque em IBC_CYCLE_t

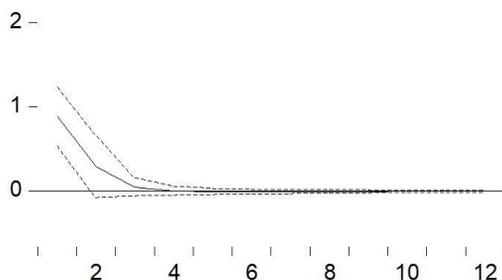


Fonte: Elaborado pelos autores.

A autoridade monetária responde aos desvios do produto da economia e o faz de forma consistente com os resultados encontrados por Moreira (2013) e Furlani, Portugal e Laurini (2010). Uma política de elevação das variações da Selic face a maiores hiatos do produto pode, no entanto, ter dois significados quanto às preferências do BCB. Por um lado, pode expressar uma preocupação das autoridades com os efeitos prospectivos da atividade econômica sobre a dinâmica inflacionária futura (Gráfico 3), desta forma sinalizando uma postura conservadora do BCB e alinhada com as metas inflacionárias. Por outro lado, em comparação com a resposta da Selic face ao hiato do produto, as reações diretas da primeira frente a mudanças nas expectativas inflacionárias (Gráfico 6) são muito tímidas e efêmeras. Isto poderia traduzir uma maior preferência do BCB em relação ao controle da variância do produto *vis-à-vis* a variância da inflação diante de choques de oferta.

(VIII) Resposta de $D(\text{CAMBIO_REAL}_t)$ a um choque em DBGG_t

Gráfico 8 - Resposta de $D(\text{CAMBIO_REAL}_t)$ a um choque em DBGG_t



Fonte: Elaborado pelos autores.

Um choque no componente fiscal do modelo gera resposta positiva do câmbio real. A resposta positiva cessa no terceiro mês. O aumento da razão dívida/PIB cria receios de insolvência fiscal para determinados governos, elevando os prêmios de risco, o que pode ocasionar diminuição de investimentos externos nos meses à frente. Montes e Tiberto (2015), por exemplo, analisaram a correlação entre a gestão da dívida pública brasileira e o risco-país, mostrando que melhor reputação reduz o risco e aumenta a estabilidade econômica. Por este ponto de vista, a intensidade inicial da resposta cambial, notadamente superior ao observado nos gráficos anteriores, indicaria fragilidade da autoridade fiscal quanto à sua reputação.

Blanchard (2005), Marques Junior (2010), Moreira e Carvalho Junior (2013) e Moreira (2017) encontraram indícios de política fiscal ativa (i.e. uma política fiscal insolvente no longo prazo) no Brasil. Portanto, a resposta das variações do câmbio real no Gráfico 8 pode implicar perda de eficácia da política monetária sob metas de inflação, já que resultados fiscais deficitários estariam afetando a dinâmica cambial e esta, por sua vez, induziria a respostas de alta nas expectativas de inflação (Gráfico 5).

4.3. Testes de robustez

Além do modelo-base, estimaram-se modelos alternativos. No primeiro, foi utilizado o indicador Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física³ (PIM-PF) do IBGE, com ajuste sazonal. No segundo teste, foi utilizada a meta Selic. Para o terceiro teste, foi utilizada a taxa de desocupação da Pesquisa Mensal de Emprego⁴ (PME), também do IBGE. O quarto e último teste incorpora a Necessidade de Financiamento do Setor Público⁵ (NFSP) como variável fiscal. Para todos os modelos de robustez constatou-se o mesmo resultado para a resposta da taxa de juros frente um choque nas expectativas de inflação, reforçando a sugestão de um Banco Central *foward-looking* no Brasil. Nas estimações de robustez a taxa de juros mostra-se sensível às variações do produto da economia. As expectativas de inflação continuam reagindo positivamente aos choques cambiais, assim como a resposta de $E[\pi_t]$ a um choque positivo na taxa de juros continua positivo, contrariando o efeito esperado do instrumento de política monetária.

Utilizando-se a NFSP, a resposta do câmbio a um choque fiscal se mantém, corroborando a suposta relação entre a gestão da dívida pública brasileira, o risco-país e o câmbio. Neste caso, o artigo de Blanchard (2005) parece ser ainda mais atual, visto que a movimentação do câmbio só cessa por volta do sexto mês após o choque inicial, comprovando a má interferência do ambiente fiscal no mercado cambial e na eficácia da política monetária.

Considerações finais

O presente trabalho usou um modelo de características novo-keynesianas e aplicou séries temporais brasileiras através da metodologia de vetores autorregressivos, tomando como base o período de Jan/2003 a Jan/2018. Um VAR trata todas as variáveis como endógenas, o que minimiza o problema de se impor restrições ao modelo que podem ser falsas. Buscou-se no trabalho observar o comportamento das respostas dinâmicas entre a política monetária, variáveis macroeconômicas e um componente fiscal.

Dentre os principais resultados obtidos, destaca-se a falta de significância estatística da resposta das expectativas de inflação frente a um choque na taxa de juros, justificando a ausência dessa função de impulso-resposta na Seção 4.2. Assim, verificou-se que a variação da Selic não se mostrou um instrumento diretamente eficaz para o controle das mudanças na inflação esperada no período analisado, ou seja, as expectativas de inflação para um período de 12 meses à frente não responderam negativamente às

³ Para a PIM-PF uma cesta de produtos industriais é selecionada e o IBGE considera que a variação dessa cesta representa as evoluções de curto prazo do valor adicionado de toda indústria (IBGE, 2015).

⁴ Com a reformulação da PNAD, o IBGE encerrou a PME em março de 2016, com dados referentes a fevereiro de 2016. Com essa variável o modelo precisou ser ajustado para um menor período de tempo.

⁵ NFSP sem desvalorização cambial em porcentagem do PIB (acumulado em 12 meses). Reflete o resultado nominal do setor público consolidado.

variações da taxa de juros. A inflação corrente apresentou o mesmo comportamento contrário ao consenso econômico.

O Banco Central do Brasil, portanto, responde aos choques nas expectativas de inflação e no nível de atividade da economia, como prevê a regra de Taylor, porém tal resposta via alta da taxa de juros não produz o efeito esperado nas expectativas futuras de inflação. Estes são fortes indícios de política monetária imperfeita: expressaria uma acomodação ou rigidez da inflação. O presente artigo obteve resultados que contribuem com a explicação deste fenômeno de perda de eficácia da política monetária nos anos estudados.

Os resultados envolvendo a taxa de câmbio sugerem que a flutuação cambial é influenciada pelo resultado fiscal e, por sua vez, influencia as expectativas de inflação, validando a hipótese do componente fiscal como causador de efeito positivo no viés inflacionário. Diante de um cenário recente de deterioração fiscal no Brasil, especialmente a partir de 2014 na gestão Dilma Rousseff, parte da eficácia da política monetária estaria sendo suprimida pelos efeitos cambiais daquela deterioração, dificultando o controle das expectativas inflacionárias. Em outras palavras, o Banco Central pode ter suas ações para cumprir a meta de inflação minadas pelas variações cambiais, as quais têm causa nos choques fiscais e nos choques da própria taxa real de câmbio.

Para estudos futuros, sugere-se a inclusão de outras variáveis no modelo – a exemplo do resultado primário do governo –, a fim de observar-se com maior robustez os resultados aqui encontrados. Ademais, é possível estimar o presente modelo através da imposição de restrições estruturais nos parâmetros com base em *calibração* e na ordenação de endogeneidade/exogeneidade das variáveis por meio de *modelos VAR estruturais* (*Structural VAR models*).

Referências

BALL, L. Efficient Rules for Monetary Policy. **International Finance**, v. 2, n. 1, 1999^a. DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-2362.00019>

BALL, L. Policy Rules for Open Economies. In: TAYLOR, John B. (Ed.). **Monetary Policy Rules**. Chicago: University of Chicago Press, 1999^b.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. [s.d.].

Banco Central do Brasil. **SGS - Sistema Gerador de Séries Temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>>.

BARCELLOS NETO, P. C. F. de; PORTUGAL, M. S. The Natural Rate of Interest in Brazil between 1999 and 2005. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-71402009000200003>

BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. In: GIAVAZZI, F.; GOLDFAJN, I.; HERRERA, S. (Ed.). **Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003**. Cambridge: MIT Press, 2005.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 2, 1999.

DOI: <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>

CURADO, T.; CURADO, M. Identificando as preferências do Banco Central do Brasil (2002-2013). **Estudos Econômicos**, v. 44, n. 3, 2014.

DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-41612014000300001>

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of The American Statistical Association**, v. 74, n. 466, 1979.

DOI: <https://doi.org/10.2307/2286348>

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, 1981.

DOI: <https://doi.org/10.2307/1912517>

FONSECA NETO, F. de A. Persistência inflacionária e curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 2, 2010.

DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-31572010000200008>

FURLANI, L. G. C.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P. Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence. **Economic Modelling**, v. 27, n. 1, 2010.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation. **Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 4, 2007.

DOI: [10.1257/jep.21.4.25](https://doi.org/10.1257/jep.21.4.25)

GALÍ, J.; LÓPEZ-SALIDO, J. D.; VALLÉS, J. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. **Journal of the European Economic Association**, v. 5, n. 1, 2005.

DOI: <https://doi.org/10.1162/JEEA.2007.5.1.227>

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, 1992.

DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE [s.d.].

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEADATA. [s.d.].

MARQUES JUNIOR, K. Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do Governo Lula. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 38, n. 1, 2010. DOI: <https://doi.org/10.34117/bjdv7n1-349>

MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges. **Banco Central do Brasil Working Papers**, n. 53, 2002.

MONTES, G. C.; TIBERTO, B. P. Gestão da dívida pública, reputação fiscal e risco-país: evidências empíricas para o Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 44, 2015.

MOREIRA, R. R. Política monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: evidências empíricas a partir de Vetores Autorregressivos. **Perspectiva Econômica**, v. 9, n. 1, 2013. DOI: <https://doi.org/10.4013/pe.2013.91.01>

MOREIRA, R. R. Pro-cyclical fiscal policy in Brazil: long- and short-term relationships using cointegration and error correction model (2005-2015). **International Journal of Economic Policy in Emerging Economies**, v. 10, n. 2, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1504/IJEPEE.2017.085287>

MOREIRA, T. B. S.; CARVALHO JUNIOR, A. C. C. d'A. Interação entre políticas monetária, fiscal e cambial no Brasil: um enfoque sobre a consistência das políticas. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 12, n. 1, 2013.

OKUN, A. Potential GNP: Its Measurement and Significance. **Proceedings of The Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association**, 1962.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. **Cambridge Working Papers in Economics**, 1997.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, Pierre. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biomètrika**, v. 75, n. 2, 1988.

SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. **European Economic Review**, v. 41, n. 6, 1997. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(96\)00055-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(96)00055-4)

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, 1993.

TAYLOR, J. B. Reassessing Discretionary Fiscal Policy. **Journal of Economic Perspectives**, v. 14, n. 13, 2000. DOI: [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)

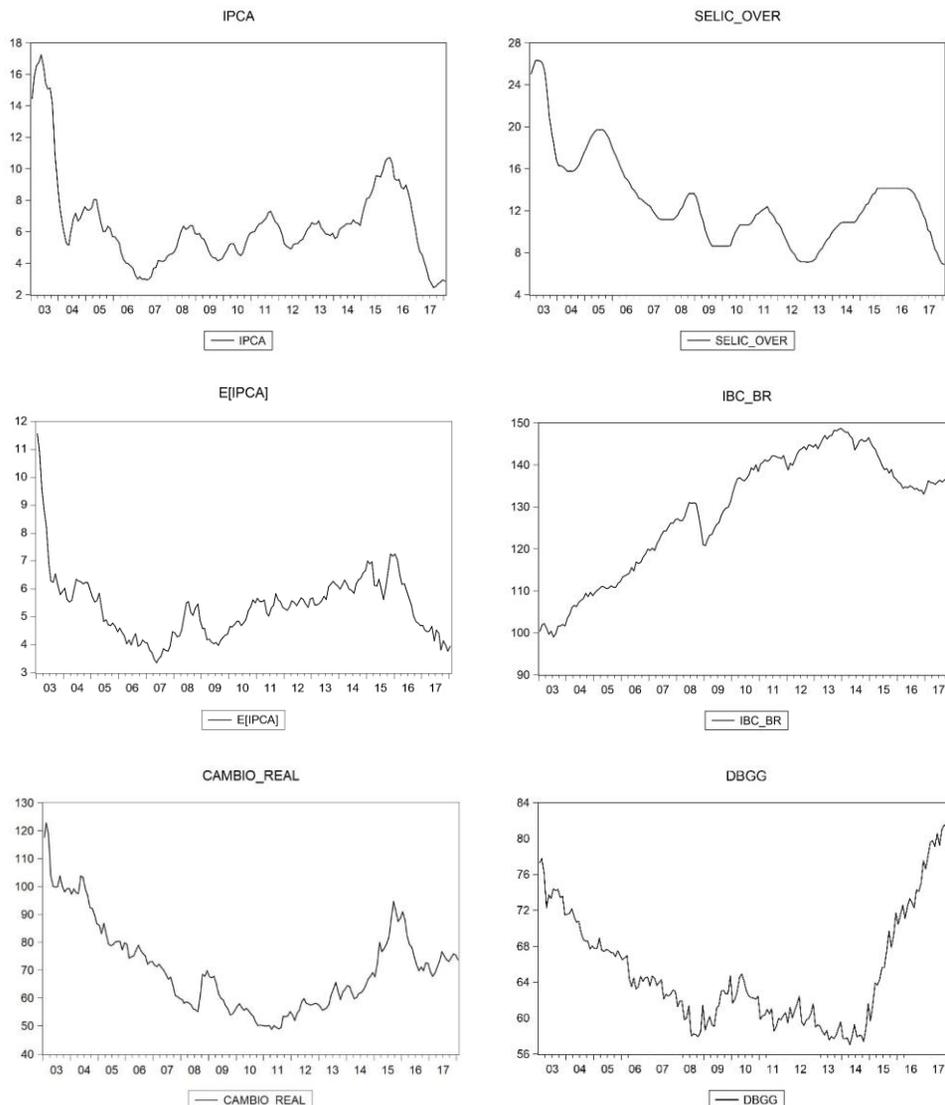
TRICHES, D.; FEIJÓ, F. T. An estimation of the hybrid Phillips curve for Brazil in the inflation targeting regime. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 1, 2017. DOI: <https://doi.org/10.11606/1413-8050/ea150953>

WALSH, C. E. **Monetary Theory and Policy**. 3. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.

WOODFORD, M. Fiscal Requirements for Price Stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, [s.l.], v. 33, n. 3, p.669-728, 2001.

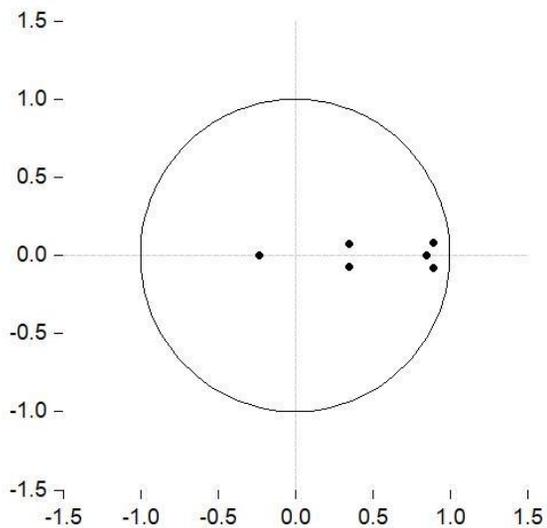
DOI: <https://doi.org/10.2307/2673890>

Apêndice 1 - Evolução das variáveis



Apêndice 2 - Teste de estabilidade por raízes inversas

Raízes inversas do Polinômio Característico Autorregressivo do VAR-base



Fonte: Elaborado pelos autores.

Apêndice 3 - Funções impulso-resposta para o VAR-base com impulsos generalizados

