

EFEITOS DOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE AS TAXAS DE INFLAÇÃO DESAGREGADAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE UM TVP-VAR ENTRE 2003 E 2020

Aroldo de Freitas Junior

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern) e pós-graduado em Finanças e Controladoria pela Faculdade Ibra de Tecnologia (Fitec) e em Gerenciamento de Projetos pela Faculdade Ibra de Brasília (Fabras).

E-mail: aroldojrportalegre@outlook.com

 <https://orcid.org/0009-0009-0878-6435>

Rodolfo Herald da Costa Campos

Graduado em Matemática pelo Instituto Federal de Educação, Ciências e Tecnologia do Ceará (Ifce), graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e mestre e doutor pela mesma instituição. Professor da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern) e professor colaborador do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPE) da mesma instituição.


E-mail: rodolfocampos@uern.br

 <https://orcid.org/0000-0003-1335-9226>

Thiago Geovane Pereira Gomes

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), mestre em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (Ufpe) e doutor em Economia pela UFPB. Professor da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern).

E-mail: thiagogeovanep@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-8837-547X>




Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional

Franciclécia de Sousa Barreto Silva

Doutora em Planejamento Urbano e Regional pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Professora do Departamento de Economia da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern), *campus* avançado de Pau dos Ferros. Membro do Grupo de Estudos e Pesquisas em Economia, Cultura e Território (Gepect-Uern). Economista.

E-mail: francicleziabarreto@uern.br

 <https://orcid.org/0000-0002-5862-1542>

Como citar este artigo: Freitas Junior, A. de, Campos, R. H. da C., Gomes, T. G. P., & Silva, F. de S. B. (2023). Efeitos dos choques de política monetária sobre as taxas de inflação desagregadas: Uma análise a partir de um TVP-VAR entre 2003 e 2020. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(1), 119–151. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n1p.119-151

Recebido em: 25/2/2023

Aprovado em: 14/03/2023

Resumo

O presente trabalho avalia as respostas da inflação desagregada a choques de política monetária durante o período de 2003 a 2020. Modelos de Vetores Autor-regressivos com parâmetros variantes no tempo (TVP-VAR) são estimados, e utilizam-se as funções de resposta ao impulso para avaliar o comportamento dos preços desagregados em relação a choques na Selic em diferentes períodos. Para verificar possíveis mudanças na condução da política monetária no período, estimou-se também uma regra de Taylor para o período estudado sujeito a quebras estruturais. Os resultados do teste de quebra estrutural de Bai e Perron (2003) encontraram evidências empíricas de uma quebra em 2006m08, que pode estar associada a uma mudança na condução de política monetária por parte do Banco Central. Essa data, com as datas em que assumiram os presidentes do Banco Central, foi utilizada na análise das funções de resposta ao impulso do TVP-PVAR para comparação dos efeitos dos choques de política monetária em períodos distintos. Os resultados, a partir das funções de resposta ao impulso estimadas, demonstram respostas semelhantes dos choques de política monetária sobre preços desagregados em períodos distintos.

Palavras-chave: inflação desagregada; IPCA; política monetária; regra de Taylor; TVP-VAR.

Classificação *JEL*: E43, E52, E58.

INTRODUÇÃO

A economia brasileira esteve à mercê do descontrole inflacionário durante alguns períodos de sua história. As décadas de 1980 e 1990 foram marcadas pelos altos níveis de inflação, em parte por causa de choques externos à economia brasileira e de alguns dos diversos planos de estabilização, na busca de amenizar as consequências da inflação e do descontrole das contas públicas, dadas como principais determinantes da inércia e tendência inflacionária. Ao longo dos anos 1990, profundas transformações estruturais abriram caminho para um novo tipo de inserção internacional. Isso resultava em um aumento da produtividade, mesmo que ainda em patamares baixos. O papel do Estado na economia mudaria drasticamente, saindo de um Estado-empresário para um Estado regulador e fiscal da economia (Borges, 2015).

O período de 1980 a 1993 manteve a taxa de inflação, medida pelo IGP-DI, no patamar médio de 438% a.a. Os déficits públicos crescentes, a dificuldade do Estado em garantir a estabilidade e a provisão de serviços sociais básicos e o ônus imposto por sua agenda de empreendedor direto originaram um processo de redefinição do papel do Estado na economia brasileira, nos anos 1990. Em 1993, Fernando Henrique Cardoso assumia o Ministério da Fazenda do governo de Itamar Franco, e sua equipe econômica logo iniciaria os preparos para implantação do Plano Real, que possibilitou uma queda abrupta da inflação, uma elevada carga de recursos externos para o país, tomando por base a âncora cambial. Em seguida, o ano de 1994 é marcado pela rápida queda da inflação e pelo forte crescimento econômico decorrentes de políticas voltadas à população de baixa renda, da recuperação de crédito e do efeito multiplicador entre aumento do consumo e investimento (Giambiagi & Moreira, 1999).

Gremaud et al. (2017) demonstraram que o segundo mandato de Fernando Henrique Cardoso possuía como destaque o desgaste das medidas de controle que, com as pressões internas, acarretou a queda do ministro do Desenvolvimento, Clóvis Carvalho, por divergências com o ministro da Fazenda, Pedro Malan. Por fim, em 1999 assume o Ministério da Fazenda Francisco Lopes que, com o Comitê de Política Monetária (Copom), adotou o sistema de câmbio flutuante e o Regime de Metas de Inflação (RMI), como formas de manter a confiança dos agentes externos.

Para a economia brasileira, o ano de 2000 é marcado pela implementação da Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000, que dispõe sobre a tributação e o orçamento com normas de finanças públicas aplicáveis à União,

aos estados, ao Distrito Federal e aos municípios. A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), segundo Bresser-Pereira (1998), surgia no Brasil, em meio à reforma do Estado, com o intuito de substituir a administração pública burocrática pela administração gerencial, pretendendo tornar o Estado mais enxuto e eficiente na prestação de serviços à sociedade. Segundo Goroncio e Teixeira (2010), a LRF também reiterou a competência do Senado Federal para disciplinar, mediante proposta do presidente da República, os limites globais para o montante da dívida consolidada da União, dos estados do Distrito Federal e dos municípios.

O RMI já havia sido instaurado por outros países¹ como forma de reconhecer que o objetivo da política monetária é a manutenção da taxa de inflação por intermédio do Banco Central do Brasil (BCB). A ideia central é utilizar a política monetária como uma forma de alcançar a estabilidade de preços da economia podendo contar com uma comunicação entre setor público, classe empresarial e os *policymakers*, por meio de transparência e flexibilização. A política fiscal deverá então ser vinculada à política monetária para conter a existência de déficits e servir como base para a reação do BCB contra a política instaurada (Carvalho et al., 2017).

O Brasil seguiu esses outros países, durante a década de 1990, a respeito da implantação do RMI, que se tornou um instrumento utilizado na busca da estabilização do nível de preços da economia, de uma maior transparência na condução da política monetária, eliminando os problemas relacionados ao viés inflacionário e, conseqüentemente, conferindo uma maior credibilidade à respectiva autoridade monetária. Segundo Carrara e Correa (2012), de acordo com o decreto que o instituiu o RMI, ficaria a cargo do BCB a tarefa de assegurar o cumprimento da meta de inflação, estipulada pelo Copom do BCB. O instrumento de política monetária escolhido pelo Copom para controlar o nível de preços foi a taxa de juros Selic, que responde como referência para as demais taxas de juros, da economia brasileira, guiando as trocas de reserva entre as instituições financeiras, sendo também considerada pelo mercado como o principal indicador de política monetária do governo. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) engloba uma parcela maior da população. Ele aponta a variação do custo de vida médio de famílias com renda mensal de um e 40 salários mínimos.

1 Os pioneiros na adoção do RMI foram a Nova Zelândia, em 1990, seguida pelo Canadá e Chile, em 1991, pelo Reino Unido, em 1992, pela Suécia, em 1993, e pela Austrália, em 1994. Essa estratégia de política monetária foi seguida por outros países de economias de mercado emergentes, como a Polônia, em 1998, o Brasil e México, em 1999, e a África do Sul, em 2000.

Na literatura internacional e nacional sobre política monetária, a estimação da regra de Taylor (1993) tem considerado modelos lineares e não lineares. Os trabalhos de Clarida et al. (2000), Cogley e Sargent (2001), Boivin (2005) e Woodford (2003) consideraram em seus estudos modelos não lineares com parâmetros variantes no tempo. Para o caso do Brasil, modelos não lineares na estimação de funções de reação para o BCB foram utilizados nos trabalhos de Balbino et al. (2011) que analisaram a condução da política monetária no período entre janeiro de 1996 e janeiro de 2009, não demonstrando diferenças significativas na condução da política monetária durante as gestões do BCB. Diniz et al. (2014) demonstraram efeitos diretos sobre a remuneração de títulos ligados à Selic e indiretos sobre a remuneração dos títulos públicos indexados ao câmbio e à inflação gerados por choques na política monetária. Por sua vez, Prado e Silva (2017) observaram oposição quanto à aplicação de choques na expectativa da inflação. A resposta da taxa de juros a choques no hiato do produto aproximava-se dos efeitos no desvio da inflação, enquanto a resposta a choques nas flutuações da taxa de câmbio de curto prazo teria efeitos acumulados praticamente nulos.

A política monetária afeta os preços da economia por meio da decisão entre consumo e investimento das famílias e empresas, da taxa de câmbio, do preço dos ativos, do crédito e das expectativas. Tomando por base a neutralidade da moeda no longo prazo, os efeitos da política monetária são observados para curto e médio prazos.

O objetivo geral deste trabalho é avaliar a condução da política monetária do BCB entre 2003 e 2020, observando as respostas das taxas de inflação desagregadas aos choques nas taxas de juros. Para realizar essa análise, será utilizado o modelo TVP-VAR proposto por Primiceri (2005) e amplamente utilizado em aplicações empíricas em macroeconomia e política monetária. Propõe-se também avaliar o efeito de política monetária em períodos distintos, observando se as mudanças na condução de política monetária alteraram o comportamento da trajetória da inflação a partir de seus índices desagregados, com base nas funções de impulso-resposta do modelo.

Além da metodologia de Primiceri (2005), testes de mudança estrutural propostos por Bai e Perron (1998, 2003) serão conduzidos a uma função de reação do BCB para verificar a estabilidade estrutural nos parâmetros dessa relação. As possíveis datas das quebras estimadas serão utilizadas na análise das funções de impulso-resposta do TVP-VAR para comparação dos efeitos dos choques de política monetária em períodos distintos.

A principal contribuição empírica desta pesquisa consiste em estudar os efeitos de choques de política monetária sobre as taxas de inflação desagregadas

em períodos distintos, investigando se mudanças na condução de política monetária têm efeitos diferenciados sobre os preços desagregados.

Além desta introdução, este trabalho segue assim dividido. A seção 1 apresenta o referencial teórico do trabalho, fazendo uma breve revisão sobre o RMI e a regra de Taylor, considerada uma função de reação do BCB. Na seção 2, há a revisão de literatura empírica a respeito de modelos lineares e não lineares da regra de Taylor, bem como resultados empíricos acerca da economia brasileira. A seção 3 indica a estratégia empírica da análise e a metodologia de pesquisa além da base de dados. Na seção 4, constam os resultados obtidos durante a pesquisa. Por fim, a última seção aponta as conclusões desta pesquisa.

1

REFERENCIAL TEÓRICO

■ 1.1 A função de reação do BCB: regra de Taylor

A condução da política monetária e os desafios encontrados pelos *policy-makers* são temas de amplo debate. Uma proposta foi elaborada por Taylor (1993) cuja ideia básica consiste em mensurar a taxa básica de juros de equilíbrio com base nas condições econômicas vigentes. O autor argumenta que a política monetária deve ser determinada por regras transparentes e críveis, que podem servir de parâmetros para a condução da política monetária.

A regra de Taylor tem sido usada como uma espécie de função de reação do BCB na determinação da taxa de juros de curto prazo, servindo como guia operacional ao BCB, para que ele possa seguir no processo decisório de política monetária. Segundo Schio et al. (2020), a regra de Taylor relaciona a taxa de juros (básica) aos desvios da inflação em relação à sua meta e ao hiato do produto, e à taxa de juros real de equilíbrio. Assim, temos o seguinte:

$$i_t = \beta_1 + \beta_2 (\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta_3 y_t \quad (1)$$

Onde $\beta_1 = \pi_{t-i} + \bar{i}$ é a taxa de juros real de equilíbrio; π^* , a meta de inflação estabelecida; e y_t , o hiato do produto, que mensura os desvios entre produto real e produto potencial, tal que $y_t = 100 \left(\frac{PIB_t - PIB^*}{PIB^*} \right)$.

Segundo Silva Junior (2013), levando em consideração a Equação 1, primeiramente se percebe que, caso a inflação ultrapasse a meta estabelecida, a autoridade monetária deverá elevar sua taxa de juros nominal em $\beta_2 (\pi_{t-1} - \pi^*)$. Segundo, se o hiato do produto apresentar-se negativo, a taxa de juros nominal deverá ser reduzida em $\beta_3 y_t$. Terceiro, se ambas as situações ocorrerem simultaneamente, o sentido da variação na taxa de juros nominal será definida com base na magnitude dos coeficientes na grandeza dos desvios em relação às metas estabelecidas para a inflação e para o produto.

Apesar de a regra de Taylor descrever o movimento das taxas de juros, ela não incorporava um fator de suavização (*fato estilizado*) da taxa de juros, e as autoridades monetárias tendem a calibrar o juro básico de forma suave e contínua ao longo do tempo, não implicando, assim, uma resposta imediata e drástica da política monetária. Assim, os Bancos Centrais agem de forma gradual para evitar crises financeiras decorrentes de choques de juros e de conhecimentos parciais, e tomam suas decisões com base em um processo sequencial de tentativa e erro, o que implicaria a suavização dos movimentos na taxa de juros.

Para modelar esse fato estilizado da política monetária, Clarida et al. (1999) e Modenesi (2008) propõem uma modificação na regra de Taylor ao introduzirem um termo de suavização (autorregressivo) que capturaria a relação entre a taxa de juros atual e a passada. Assim, a taxa de juros corrente é igual ao seu valor defasado mais um componente ao modo de Taylor, tal que:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1) i_t^* \quad (2)$$

$$i_t^* = \beta_2 + \beta_3 (\pi_{t+1}^E - \pi^*) + \beta_4 y_{t+1}^E \quad (3)$$

Após a substituição da equação 2 na equação 3, ter-se-á:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1) \left[\beta_2 + \beta_3 (\pi_{t+1}^E - \pi^*) + \beta_4 y_{t+1}^E \right] \quad (4)$$

Onde o parâmetro β_1 representa o grau de suavização da taxa de juros que pode assumir um valor entre 0 e 1. Quanto mais próximo de 1 esse parâmetro, maior o grau de inércia na taxa de juros.

2

REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA

2.1 Modelos lineares e não lineares para a função de reação do BCB: evidências empíricas para o Brasil

Modelos lineares e não lineares têm sido considerados na estimação de regras de Taylor, na literatura sobre política monetária. Policano (2006) demonstra que, para o âmbito internacional, diversos autores, como Clarida et al. (2000), Cogley e Sargent (2001), Boivin (2005) e Woodford (2003), examinaram esse tema considerando modelos não lineares e parâmetros variantes no tempo para representar possíveis mudanças na condução de política monetária pelos Bancos Centrais.

Clarida et al. (1998) contribuem para a regra de Taylor por meio da utilização de uma abordagem *forward-looking*, em que a autoridade monetária norte-americana estabelece a taxa de juros baseada nos desvios da expectativa de inflação com relação à meta, estabelecida pelo *Federal Reserve Board* (FED), e na expectativa do hiato do produto. Entretanto, mudanças na condução de política monetária pelas autoridades monetárias podem ocasionar instabilidade estrutural nos parâmetros das funções de reação estimadas. Em Clarida et al. (2000), regras de Taylor são estimadas em diferentes subperíodos delimitados pelos mandatos dos presidentes do FED para verificar empiricamente mudanças nos parâmetros dessa relação.

Algumas pesquisas recentes têm demonstrado preocupação com a variação dos coeficientes da regra de Taylor ao longo do tempo e investigado o momento

em que se dá a alteração de condução da política monetária. Boivin (2006) utiliza um *real time data* para estimação da regra de Taylor *forward-looking* por meio da utilização de um modelo com parâmetros que variam no tempo (TVP) para a economia norte-americana. Kim e Nelson (2006) também estimaram regras de Taylor *forward-looking* com coeficientes variando no tempo.

Para a economia brasileira, Minella et al. (2003) estimaram uma regra de Taylor *forward-looking* utilizando dados mensais para o período correspondente a 1999m07 – 2002m12. Os resultados evidenciaram que, na condução de sua política monetária, o BCB reagiu fortemente ao aumento no desvio das expectativas de inflação com relação à meta, de maneira *forward-looking*, no período analisado e de forma consistente ao esperado por uma autoridade que segue o RMI. Os autores também chegaram à conclusão de que o período analisado foi caracterizado pela redução no grau de persistência da inflação e enfatizaram a construção da credibilidade, da autoridade monetária, como fator essencial para as bases do RMI.

A literatura brasileira também tem considerado a utilização de modelos não lineares na estimação de funções de reação para o BCB, como os trabalhos de Balbino et al. (2011), Salgado et al. (2005) e Aragón e Portugal (2010). Salgado, Garcia e Medeiros (2001) utilizaram um modelo autorregressivo com efeito *threshold* (*threshold auto-regressive* – TAR), em que as taxas de juros seguem dois regimes diferentes em períodos distintos: com crise externa e sem crise externa. O que determinará o regime em que a taxa de juros se encontra será o valor assumido pela variável *threshold*, que é a variação cambial. Os autores concluíram que, em períodos de crises externas, o BCB fixaria a Selic levando em consideração a situação das contas externas, enquanto, para períodos de normalidade, a Selic seria determinada de acordo com as variáveis internas: inflação e produto.

Oliveira et al. (2013) investigaram mudanças estruturais na regra de política monetária adotada pelo BCB por meio da metodologia proposta por Bai e Perron (2003). Os resultados obtidos demonstraram que, desde a adoção do regime de metas inflacionárias, os coeficientes da regra de política monetária adotada pelo BCB, durante o período de 2000 a 2011, não permaneceram constantes. Os autores buscaram estimar uma função de reação para o BCB com base na regra de Taylor (1993):

$$i_t = \beta_{0j} + \beta_{1j}Dj_t + \beta_{2j}Gap_{t-2} + \beta_{3j}\Delta e_{t-1} + \rho_{1j}i_{t-1} + \rho_{2j}i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

para $j = 1, 2$, onde i_t é a taxa Selic mensal (média do período) no período t ; Dj_t , a média ponderada entre os desvios no ano corrente e no ano seguinte da expectativa da inflação em relação à sua meta de cada ano; Gap_{t-2} , a diferença entre o produto efetivo em relação ao seu potencial defasado em dois períodos; Δe_{t-1} , a variação da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) no período $t - 1$; e ε_t , o termo de erro. Dessa forma, o autor Taylor demonstra que a definição da taxa básica de juros, para o curto prazo, levava em consideração o desvio das expectativas em relação às metas, no ano corrente e no seguinte.

Para o período supracitado, seguindo os testes de Bai e Perron (2003), foram encontradas quebras estruturais entre fevereiro de 2004 e outubro de 2007. Os resultados demonstraram que a postura adotada pelo BCB foi relativamente forte, durante o período, para controlar a inflação.

Balbino et al. (2011) analisaram a condução da política monetária no período entre janeiro de 1996 e janeiro de 2009. Duas amostras foram consideradas: a primeira analisando o período referente ao câmbio fixo, entre janeiro de 1996 e fevereiro de 1999, e a segunda entre janeiro de 1999 e janeiro de 2009, para verificar diferenças na condução de política monetária das gestões de Armínio Fraga² e Henrique Meirelles.³ Os pesquisadores estimaram um modelo VAR cujos parâmetros e matriz de variância-covariância variam ao longo do tempo, como em Primiceri (2005), em que se utilizaram como variáveis para o modelo a taxa de inflação (IPCA), o hiato do produto – a partir de um filtro Hodrick-Prescott – e a taxa de juros.

Os autores assumiram uma função de reação para o BCB, dada por:

$$\hat{i}_t = \bar{i} + \varnothing_\pi (\pi_t - \bar{\pi}) + \varnothing_x X_t \quad (6)$$

onde \hat{i}_t é a taxa de juros nominal; \bar{i} é um intercepto exógeno correspondente à taxa natural de juros; π_t e $\bar{\pi}$ são, respectivamente, a inflação corrente e a meta de inflação; \varnothing_π é o hiato do produto; e \varnothing_x são os coeficientes de resposta à inflação e ao hiato do produto.

Seus resultados mostram o seguinte: 1. não houve diferenças significativas na condução da política monetária durante as gestões; 2. a taxa de juros per-

2 Gestão de Armínio Fraga como presidente do BCB: de 4 de março de 1999 a 1º de janeiro de 2003.

3 Gestão de Henrique Meirelles como presidente do BCB: de 1º de janeiro de 2003 a 31 de dezembro de 2010.

maneceu acima da necessária para a convergência da inflação de acordo com a condição de estabilidade, a partir de 2003; e 3. a gestão de Armínio Fraga agiu de acordo com a regra de estabilização na crise de 2002, contudo a inflação manteve-se acima da meta graças à magnitude dos choques exógenos.

Jesus e Lopes (2016) estimaram uma regra de Taylor *forward-looking* para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2016 e centraram-se na hipótese de mudança nos parâmetros de reação do BCB durante a gestão Alexandre Tombini. Os autores estimaram uma regra de Taylor seguindo a proposta de Judd e Rudebusch (1998) e Clarida et al. (1998), com a seguinte forma funcional:

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + (1 - \rho_1 - \rho_2) [\alpha_1 + \alpha_2 (\pi^e - \pi^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4 (e_t - \bar{e}_t)] + \varepsilon_t \quad (7)$$

O nível da taxa de juros em cada período do tempo i_t depende, além de uma constante α_1 e do seu valor defasado em dois períodos i_{t-2} , do diferencial entre a expectativa de inflação π^e e a sua meta para o período seguinte π^* , do hiato do produto contemporâneo h_t e da variação percentual da taxa de câmbio real em relação à sua tendência de longo prazo $(e_t - \bar{e}_t)$. Assumindo que o termo de erro ε_t representa choques exógenos aleatórios na taxa básica de juros, é i.i.d, e que o parâmetro que mede o grau de suavização da taxa de juros (ρ) está no intervalo (0,1).

Definindo $\beta_1 = (1 - \rho)\alpha_1$; $\beta_2 = (1 - \rho)\alpha_2$; $\beta_3 = (1 - \rho)\alpha_3$; $\beta_4 = (1 - \rho)\alpha_4$, a regra pode ser reescrita da seguinte forma:

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \beta_1 + \beta_2 (\pi^e - \pi^*) + \beta_3 h_t + \beta_4 (e_t - \bar{e}_t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Onde os β_i , $i = 1, \dots, 4$ assumem o papel de parâmetros de curto prazo e α_i , $i = 1, \dots, 4$ assumem o papel de parâmetros, de longo prazo. Espera-se que todos os parâmetros estimados apresentem sinal positivo, pois a hipótese era de que a autoridade monetária tenha um comportamento contracíclico e que as desvalorizações cambiais sejam acomodadas pela política monetária. Em par-

titular, espera-se que o parâmetro $\alpha_2 = \beta_2 / (1 - \rho)$ seja maior que a unidade para que seja válido o “princípio de Taylor”. Além disso, Clarida et al. (2000) demonstraram que $\alpha_2 = \frac{\beta_2}{1 - \rho} > 1$ e $\alpha_3 = \frac{\beta_3}{1 - \rho} > 0$ são condições para que a regra de política monetária seja estabilizadora.

Seus resultados sugerem o seguinte: 1. a regra de política monetária seguida pelo BCB não é desestabilizadora; 2. o parâmetro do hiato do produto aumentou e o do desvio da expectativa de inflação em relação a meta diminuiu durante a gestão de Tombini; e 3. haveria fortes indícios de que o BCB teria levado em conta choques cambiais em sua função de reação. As evidências encontradas não se mostraram tão distintas quando analisado o período completo, que compreendeu as três gestões: Fraga, Meirelles e Tombini, respectivamente.

Contudo, se testado apenas o período da gestão de Tombini, torna-se evidente que ele negligenciou o desvio na expectativa de inflação em relação à meta e, em contrapartida, ampliou a resposta da taxa básica de juros por causa de mudanças no hiato do produto. Não foram encontrados resultados que provassem que, durante o período, a regra de Taylor não tenha sido respeitada, todavia corroboraram isso as evidências empíricas encontradas nos trabalhos de Curado e Curado (2014)⁴ e Barbosa, Camêlo e João (2016).⁵ Isso mostrou ser compatível com a evolução da inflação, que não demonstrou comportamento explosivo para o período, como também sugeriu que o BCB deve ter considerado os choques cambiais, na sua função de reação, o que pode ajudar a explicar esse controle.

■ 2.2 Efeitos dos choques de política monetária: evidências empíricas para o Brasil

Os impactos gerados pelos choques nas taxas de juros seguem como preocupações para as autoridades monetárias e fiscais. Diniz et al. (2014) demonstraram que choques na política monetária geram efeitos diretos sobre a remuneração.

4 Os autores sugerem que o regime de metas para a inflação se tornou mais flexível ao longo da gestão de Alexandre Tombini.

5 Não foi possível negar a hipótese de que o BCB mudou sua função de reação a partir de 2011, já que, de acordo com o cálculo dos autores, o parâmetro de longo prazo do hiato da inflação diminuiu de 5,2 no “período Lula” para 0,4 no “período Dilma”, enquanto o do hiato do produto aumentou de 1,7 para 4,0 no “período Dilma”.

neração de títulos ligados à Selic, como também indiretos sobre a remuneração dos títulos públicos indexados ao câmbio e à inflação. Os autores estimaram dados, por meio do modelo VAR, referentes ao período de janeiro de 2003 a dezembro de 2012, os efeitos de um aumento de 0,5 p.p. na taxa Selic sobre a inflação medida pelo IPCA e a taxa de câmbio. Os resultados obtidos por meio de funções de impulso-resposta indicam que, para a produção industrial, a taxa de câmbio e o IPCA, o efeito é negativo em 24 meses. O aumento da Selic levava a uma valorização do câmbio real-dólar, persistente, ao longo do tempo. Já o IPCA atinge seu menor valor após dez meses, e o indicador se mantém em nível permanentemente menor.

Os estudos de Prado e Silva (2017) demonstraram efeitos dos choques na condução da política monetária sobre a Selic, o IPCA, EIPCA, hiato do produto, TCRE (índice de taxa de câmbio efetiva em US\$/R\$), a DIV (dívida líquida do setor público em relação ao PIB) e CRISE (*dummy* correspondente ao período de junho de 2008 a julho de 2009), durante o período de janeiro de 2004 a julho de 2014, considerando diferentes especificações da regra sugerida por Taylor (1993) e a partir de um modelo VAR. Os resultados empíricos apontam para uma resposta acumulada a choques na própria Selic intensa e que se acumula ao longo do tempo; a resposta a desvios na inflação é positiva, apesar de tornar-se significativa a partir do quinto mês, demonstrando defasagem na atuação sobre a taxa de juros. Contudo, observa-se oposição quando aplicados choques na expectativa da inflação; após choques no hiato do produto, a resposta da taxa de juros aproximou-se do efeito no desvio corrente da inflação, já a resposta a choques nas flutuações da taxa de câmbio, de curto prazo, tem efeito acumulado praticamente nulo, o que corrobora as conclusões das regras de Taylor.

Por fim, tem-se dado bastante destaque à suavização da condução da política monetária, sendo os efeitos da taxa de câmbio praticamente inexistentes ao final de um ano, enquanto o endividamento público mostra elevada influência para a variação da taxa de juros do período em questão. De acordo com Prado e Silva (2017, p. 15):

A significância estatística do hiato do produto nas especificações [...] sua causalidade, no sentido de Granger, e a acentuada resposta da Selic para impulsos nesta variável, inclusive superior à resposta a impulsos no desvio corrente da inflação, indicam que as decisões da autoridade monetária são tomadas sem desconsiderar a atividade econômica.

Balbino et al. (2011) estimaram funções de impulso-resposta para quatro períodos: 1999:2; 2002:4; 2006:4 e 2009:1. Eles demonstraram que utilizando um modelo VAR com parâmetros variantes no tempo não haveria evidências de não linearidade em relação aos choques de política monetária, percebendo-se que as reações da taxa de juros foram praticamente idênticas. Graças à volatilidade de sua estimação, resultado do pequeno número de observações para a geração das distribuições, não foi possível rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente de resposta seja estatisticamente maior do que 1, sendo possível observar que, após o período de 2002, o parâmetro de reação da taxa de juros com relação à inflação permanece estatisticamente maior do que 1, o que denota maior rigor da autoridade na condução da política monetária. Isso explicaria o motivo de manter-se a inflação abaixo da meta, entre 2006 e 2007, na gestão de Afonso Bevilaqua, não havendo choques exógenos de grande intensidade, enquanto, durante a gestão de Mário Mesquita, a inflação acelerou elevando-se acima da meta durante o período de crise. Mesmo com os choques exógenos da crise de 2008, a inflação ficou dentro da meta, demonstrando maior rigor na condução da política monetária desse período.⁶

3

METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 Estratégia empírica e metodologia da análise

Serão utilizados os modelos TVP-VAR para verificar como choques de política monetária afetaram a trajetória da inflação no período considerado. E as variáveis utilizadas serão as medidas de inflação desagregadas, além do próprio IPCA geral, e a taxa de juros Selic.

A análise empírica também utilizará testes de quebras estruturais propostos por Bai & Perron (1998, 2003) sobre a regra de Taylor estimada entre 2003 e 2020, para verificar possíveis mudanças estruturais nos parâmetros dessa relação. Mudanças de regime de política monetária podem afetar os parâmetros estruturais da função de reação do BCB. Com efeito, é importante testar se os parâmetros dessa relação permaneceram estáveis no período estudado.

6 Para detalhes complementares, ver Balbino et al. (2011).

As possíveis datas das quebras serão utilizadas para comparação na análise das funções de impulso-resposta do TVP-VAR em períodos distintos, comparando os efeitos dos choques de política monetária sobre as taxas de inflação desagregadas.

■ 3.2 O modelo TVP-VAR

O modelo VAR com parâmetros variantes no tempo (TVP-VAR) e volatilidade estocástica proposto por Primiceri (2005) tem sido bastante utilizado em problemas macroeconômicos que envolvem análise de política monetária. Em geral, assume-se que os parâmetros do modelo e a matriz de variância e covariância das inovações podem variar no tempo seguindo processos univariados de primeira ordem.

Para introduzir a teoria sobre modelos TVP-VAR, considere a seguinte estrutura de um modelo VAR estrutural:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \dots + F_s y_{s-1} + u_t \quad (1)$$

Com $t = s+1, \dots, n$, onde y_t é um vetor $k \times 1$ de variáveis observáveis e A , F_1, \dots, F_s são matrizes dos coeficientes de ordem $k \times k$. O termo u_t é um choque estrutural, com $u_t \sim N(0, \Sigma)$, onde:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_k \end{pmatrix} \quad (2)$$

Para atingir a identificação do modelo, especificam-se as relações simultâneas dos choques estruturais via identificação recursiva, assumindo que A é uma matriz triangular inferior como em (3):

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & a_{k2} & \cdots & 1 \end{pmatrix} \quad (3)$$

Assumindo a identificação proposta em (3), o modelo (1) pode ser escrito na forma reduzida como:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde $\varepsilon_t \sim N(0, I_k)$ e $B_i = A^{-1} F_i$, para $i = 1, 2, \dots, s$. Para fins de simplificação, defina $\beta = \begin{pmatrix} \llcorner (B_1) \\ \vdots \\ \llcorner (B_s) \end{pmatrix}_{k^2 \times s \times 1}$, onde $\text{vec}(B_i)$ é a operação de vetorização⁷ da matriz B_i , e $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1} \cdots y'_{t-s})$, onde \otimes denota o produto de Kronecker, tal que o modelo em (4) pode ser escrito como:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (5)$$

O modelo (5) é o modelo VAR padrão, em que os parâmetros, assim como a estrutura da matriz de variância e covariância das inovações, são assumidos como constantes no tempo. O modelo TVP-VAR proposto por Primiceri (2005) é uma extensão do modelo VAR descrito em (5), onde agora os parâmetros são variantes no tempo. O modelo TVP-VAR com volatilidade estocástica tem então a seguinte forma funcional:

7 O operador $\text{vec}(B_i)$ transforma a matriz B_i em um vetor coluna de ordem $k^2 \times 1$.

$$y_i = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \quad (6)$$

com $t = s + 1, \dots, n$. Os parâmetros β_t , A_t e Σ_t são todos variantes no tempo.⁸ Seguindo Primiceri (2005), considere $\alpha_t = (a_{21,t} \ a_{31,t} \ \dots \ a_{kk-1,t})'$ como sendo o vetor dos elementos $a_{ij,t}$ com $i > j$, da matriz em A_t , e $h_t = (h_{1,t} \ h_{2,t} \ \dots \ h_{k,t})$, com $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$, para $j = 1, 2, \dots, k$ e $t = s + 1, \dots, n$. Assumindo que os parâmetros em (6) seguem um processo estocástico de passeio aleatório, então:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_t^\beta \quad (7)$$

$$a_{t+1} = a_t + u_t^a \quad (8)$$

$$h_{t+1} = h_t + u_t^h \quad (9)$$

E,

$$V = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_t^\beta \\ u_t^a \\ u_t^h \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_n & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \Sigma_\beta & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \Sigma_a & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \Sigma_h \end{pmatrix} \quad (10)$$

onde I_n é a matriz identidade e Σ_β , Σ_a e Σ_h são matrizes positivas definidas. Assume-se ainda que $\beta_{t+s} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$, $a_{t+s} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$ e $h_{t+s} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$.

8 Em particular, é possível ainda assumir interceptos variantes no tempo, fazendo $X_t = I_k \otimes (1 \ y'_{t-1} \ \dots \ y'_{t-s})$.

Na estimação do modelo (6), considera-se o seguinte: 1. a matriz A_t é triangular inferior para identificação recursiva do modelo, muito embora o procedimento de estimação aplicado no modelo considere uma identificação não recursiva, por meio de uma modificação no algoritmo MCMC; 2. os parâmetros do modelo seguem processos de passeio aleatório; 3. a estrutura da matriz de variância e covariância do modelo para as inovações dos parâmetros variantes no tempo é governada pelos parâmetros Σ_β , Σ_a e Σ_h .

Seguindo Primiceri (2005), métodos bayesianos, baseados na utilização do Filtro de Kalman e de métodos de Monte Carlo com cadeias de Markov (MCMC), são utilizados para encontrar as distribuições *a posteriori* dos parâmetros de interesse do modelo, ou seja, β_t , A_t , Σ_t e os parâmetros da matriz de variância e covariância V . Detalhes podem ser vistos em Primiceri (2005).

3.2.1 Teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003)

Verificar a estabilidade dos parâmetros em regressões lineares, bem como se essas relações lineares estão sujeitas a mudanças estruturais ao longo tempo, tem sido um tema de importância relevante na literatura econométrica atual. O trabalho seminal de Chow (1960) utiliza uma abordagem do teste F de significância com data da quebra conhecida (determinada exogenamente) para testar. Quandt (1960) modificou a estrutura do teste de Chow de modo a permitir uma data de quebra desconhecida (determinada endogenamente), considerando a estatística F com maior valor entre todas as possíveis datas da quebra. Adrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) derivaram as distribuições limites dos testes propostos por Quandt.

Bai e Perron (1998, 2003) propõem testes estatísticos para verificar se há mudanças nos parâmetros a partir de uma relação estimada. Além dos testes estatísticos propostos e dos valores críticos calculados, os autores sugerem ainda um algoritmo para estimar a data das quebras.

3.3 Descrição da base de dados e estatísticas descritivas

Este estudo utiliza informações retiradas das seguintes fontes: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), BCB e Ipeadata. Serão utilizados dados de séries temporais referentes às taxas Selic, ao PIB, ao Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), ao Índice de Produção Industrial (IPI), ao IPCA geral, ao IPCA a preços monitorados e ao IPCA a preços livres,

no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2020. A Tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas dos índices utilizados na pesquisa.

Tabela 1
Estatísticas descritivas

| Est. descritiva | SELIC a.a. | IPCA | PIB | IBC_BR | IPI | IPCA_PM | IPCA_PL |
|-----------------|------------|----------|----------|----------|----------|-----------|-----------|
| Média | 11.67528 | 6.007457 | 378072.8 | 130.3596 | 92.29120 | 6.571931 | 5.830.042 |
| Mediana | 11.18000 | 5.621313 | 380143.2 | 135.1300 | 92.25000 | 5.244956 | 5.935.901 |
| Máximo | 26.32000 | 17.23531 | 664466.5 | 152.1300 | 112.6000 | 23.00432 | 1.535.995 |
| Mínimo | 1.900000 | 1.877488 | 127177.5 | 96.15000 | 60.30000 | -0.962213 | 0.971551 |
| Desvio padrão | 4.919680 | 2.859303 | 158033.9 | 13.96555 | 9.818462 | 4.827782 | 2.713922 |
| Observação | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 |

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do BCB e Ipeadata.

A taxa Selic é o indicador de referência para a taxa básica de juros doméstica, sendo utilizada como referência para sinalização das ações de política monetária. Ela representa a média ponderada pelo volume financeiro das taxas de juros praticadas em operações compromissadas de prazo de um dia útil que têm por objeto os títulos públicos federais custodiados na Selic que, nesse período analisado, possui uma média de 11,68 atingindo seu valor máximo, de 26,320, em 2003; seu valor mínimo de 1,9 ocorreu nos meses de setembro e outubro de 2020; e seu desvio padrão, de 4.813989 (BCB, 2018).

O IPCA é calculado pelo IBGE, sendo considerado como principal indicador de inflação pelo governo federal. Seu propósito é medir a variação dos preços nas cestas de consumo, definida pela POF. Durante o período analisado, possuiu como média o valor de 6.007457; alcançando em seus valores máximo de 17.235307, em 2003.05, e mínimo de 1.877488, em 2020.5; e desvio padrão e variância de, respectivamente, 2.859303 e 1297.611.

Por sua vez, o PIB é o resultado da soma de todos os produtos e serviços finais do país. Para o caso brasileiro, o PIB é calculado pelo IBGE. Nossa pesquisa verificou que, no período de 2003m01 a 2020m12, o valor médio do PIB foi de 378072.8, alcançando como máximo o valor de 664466.5, em 2020m11, e mínimo de 127177.5, em 2003m01; enquanto isso, seu desvio padrão e variância são, respectivamente, de 158033.9 e 81663725.

O IBC-Br tem como objetivo refletir a evolução contemporânea da atividade econômica do país contribuindo para a elaboração das estratégias de política monetária. possui de média de 130.3596, máximo de 152.1300, em julho de 2013, mínimo de 96.15000, em janeiro de 2003, desvio padrão de 13.96555 e variância de 28157.68.

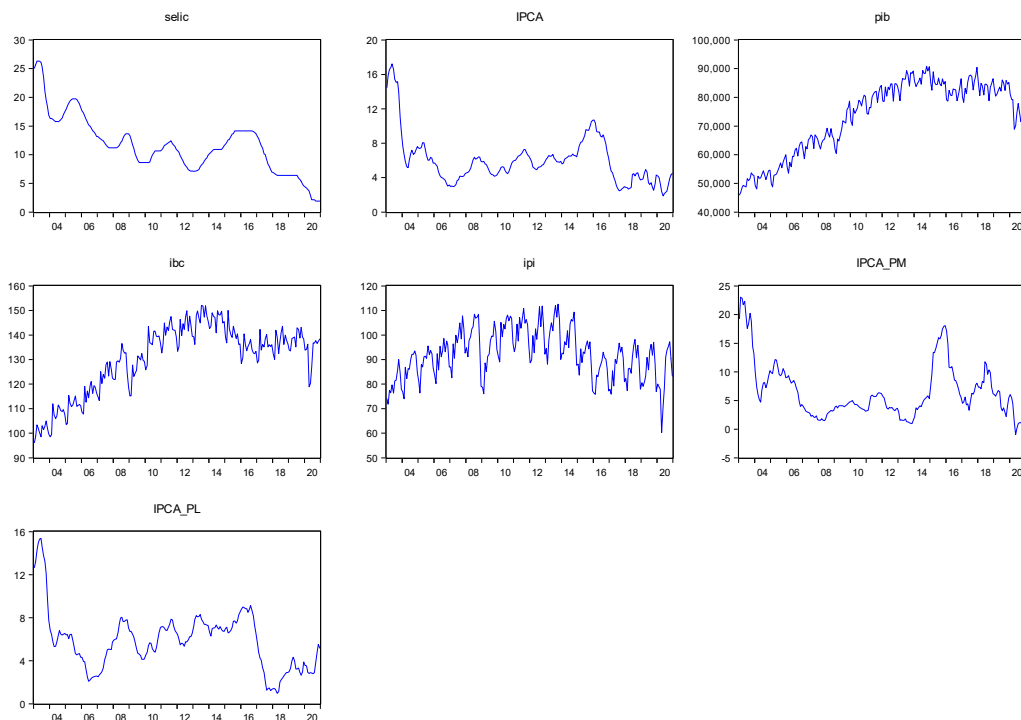
O IPI toma por base a PIM-PF (Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física) calculada pelo IBGE, tomando como base o índice de (2012 = 100). Alcançando como média o valor de 92.29120, máximo de 112.6000, em outubro de 2013, mínimo de 60,3, em abril de 2020, com desvio padrão de 9.818462 e variância de 19934.90.

No Brasil, os preços monitorados (administrados por contrato) referem-se aos preços que são menos sensíveis às condições de oferta e de demanda porque são estabelecidos por contrato ou por órgão público. Como esses contratos preveem, muitas vezes, reajustes de acordo com a inflação passada, tornam-se efetivamente “dependentes da inflação passada”. Para os preços monitorados, observa-se uma média de 6.571931, com seu máximo de 23.00432, em fevereiro de 2003, mínimo de -0.962213, em maio de 2020, desvio padrão de 4.827782 e variância de 1419.537. Já os preços livres são denominados como aqueles que sofrem maiores influências do mercado, possuindo maior sensibilidade a choques. Nesse período, encontramos como média o valor de 5.830.042, máximo de 15.35995, em junho de 2003, mínimo de 0.971551, em abril de 2018, com desvio padrão de 2.713922 e variância de 1259.289.

A seguir, observam-se os gráficos referentes à Selic, IPCA geral, PIB, IBC-Br, IPI, IPCA-PM e IPCA-PL durante o período de 2003m01 a 2020m12.

Figura 1

Gráficos para o período de 2003 a 2020



Fonte: Elaborada pelos autores no software EViews.

4

RESULTADOS

■ 4.1 Resultados da regra de Taylor

Para o presente estudo, as variáveis que apresentaram sazonalidade foram suavizadas pelo filtro *Census X-12*. A *proxy* para o hiato do produto foi obtida a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott na série de IBC. As variáveis utilizadas na estimação dos modelos sugeridos foram submetidas aos testes de raiz unitária de Dickey e Fuller aumentado (ADF) e Phillips e Perron (PP) para verificar a ordem de integração dessas séries. Os resultados dos testes sugerem evidências empíricas de estacionariedade dessas variáveis.

Tabela 2

Testes de quebras: teste de ℓ quebras versus nenhuma (double maximum tests)

| Teste de ℓ quebras versus nenhuma (double maximum tests) – UD max F_T e WD max F_T | | |
|---|----------------------------|----------------|
| | Equação da Regra de Taylor | |
| | UD max F_T | WD max F_T |
| Estatística de teste | 22.88* | 31.10* |
| Valores críticos | 16.49 | 17.80 |
| Número de quebras | 1 | 5 |
| Teste de ℓ versus $\ell + 1$ quebras – Sup $F_T(\ell \ell + 1)$ | | |
| | Sup $F(1 0)$ | Sup $F(2 1)$ |
| Estatística de teste | 22.88* | 17.82373 |
| Valores críticos | 16.14 | 18.14 |
| Datas das quebras | agosto de 2006 | |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. *** significância a 1%; ** significância a 5,0%; * significância a 10%. Valores críticos a partir de Bai e Perron (2003).

Tabela 3

Regra de Taylor estimada entre os regimes

| Variável | Coefficiente | Erro padrão | Estat. de teste | Valor p |
|-----------------------------|--------------|-------------|-----------------|-----------|
| 2003M03 – 2006M07 – 41 obs | | | | |
| C | 1.313438 | 0.329396 | 3.987416 | 0.0001*** |
| Selic(-1) | 1.721847 | 0.081207 | 21.20317 | 0.0000*** |
| Selic(-2) | -0.799034 | 0.075765 | -10.54624 | 0.0000*** |
| DJ | 0.100493 | 0.044585 | 2.253949 | 0.0253** |
| IBC_CYCLE | 0.044274 | 0.037020 | 1.195935 | 0.2331 |
| 2006M08 – 2020M12 – 173 obs | | | | |
| C | 0.046982 | 0.039923 | 1.176832 | 0.2406 |
| Selic(-1) | 1.618871 | 0.057786 | 28.01478 | 0.0000*** |

(continua)

- *Efeitos dos choques de política monetária sobre as taxas de inflação desagregadas: Uma análise a partir de um TVP-VAR entre 2003 e 2020*, Aroldo de Freitas Junior, Rodolfo Herald da Costa Campos, Thiago Geovane Pereira Gomes, Francilézia de Sousa Barreto Silva

Tabela 3

Regra de Taylor estimada entre os regimes (conclusão)

| Variável | Coefficiente | Erro padrão | Estat. de teste | Valor p |
|---|--------------|-------------|-----------------|-----------|
| 2006M08 – 2020M12 – 173 obs | | | | |
| Selic(-2) | -0.629338 | 0.056828 | -11.07438 | 0.0000*** |
| DJ | 0.064979 | 0.017476 | 3.718180 | 0.0003*** |
| IBC_CYCLE | 0.015388 | 0.004364 | 3.526131 | 0.0005*** |
| R ² 0.998104 R ² ajustado 0.998021 Erro padrão da regressão 0.211742 SQR 9.146303 Estatística _F 11934.58 Probabilidade (Estatística _F) 0.000000 Durbin-Watson 2.230446 | | | | |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. Erros padrão em parênteses. * significância a 10%; ** significância a 5%; *** significância a 1%.

Para estimação do número de quebras, Bai e Perron (2003) sugerem o procedimento sequencial de teste $SupF_T(\ell | \ell + 1)$ a partir das estimativas sequenciais das quebras. Entretanto, na presença de múltiplas quebras, os autores sugerem verificar se os testes UD max e WD max apontam evidências de no mínimo uma quebra nas relações estimadas. Se esses testes indicarem evidências de, no mínimo, uma quebra, então o número de quebras pode ser decidido baseado na verificação sequencial das estatísticas de teste $SupF_T(\ell | \ell + 1)$, construídas utilizando minimizadores globais para as datas das quebras. Seleciona-se o número m de quebras até que os testes $SupF_T(\ell | \ell + 1)$ sejam insignificantes em algum $l \geq m$.

As tabelas 2 e 3 apresentaram os resultados dos testes de mudança estrutural de Bai e Perron (1998, 2003) e do modelo estimados a partir dos resultados deste teste, respectivamente. Na condução do teste, foram permitidas no máximo cinco quebras, com um *trimming* $\varepsilon = 0.15$.

A Tabela 3 considera a estimação dessas relações nos regimes considerados pela data da quebra. Para o modelo, a data de quebra foi dada como 2006m08, o que separou nosso modelo em dois períodos: o primeiro de 2003M03 a 2006M07 e o segundo de 2006M08 a 2020M12. Como observado na Tabela 3, encontramos evidências empíricas de mudanças na política por meio das modificações dos parâmetros para ambos os regimes. A política monetária tornou-se

um pouco mais flexível a partir de 2006. Por isso, o BCB reagiu de forma diferente quanto ao aumento da inflação, mesmo com a desvalorização da taxa de câmbio, permitindo que os juros reais continuassem em queda.

Em 2006, a taxa média de inflação foi de 3,14%, e a média da taxa de juros real, de 11,82%. A prova dessa mudança é observada quando a média da taxa de inflação era de 5,69% e o BCB aumentou a taxa de juros real, cuja média ficou em 12,72%, em 2005. Essa mudança na ação do BCB, aliada com os programas de investimento do governo, como o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), a expansão dos programas sociais (como o Programa Bolsa Família) e o crescimento do setor de serviços, contribuiu, em certa medida, para reduzir a taxa de desemprego no período 2006-2010. Os principais fatores responsáveis por esse desempenho foram o crescimento da renda, o aumento do emprego formal, a redução das taxas reais de juros, de 2006 a 2010, a redução dos *spreads* bancários e uma maior estabilidade das variáveis macroeconômicas, como a taxa de câmbio.

O aumento do volume de crédito, que ocorreu a partir de 2004, tomou por base a relativa melhora da economia brasileira que acirrou a concorrência entre os bancos numa tentativa de obter maiores fatias de mercado e por meio da expansão das carteiras de créditos dos bancos estatais, sobretudo quando os bancos privados restringiram o crédito diante do maior endividamento das famílias, caracterizando um novo ciclo expansivo de crédito interno.

Tais resultados condizem com o observado por Oliveira et al. (2013) demonstrando que os parâmetros da regra de Taylor não se mantiveram constantes, modificando os parâmetros para controlar a inflação.

■ 4.2 Resultados do TVP-VAR

4.2.1 Testes de raiz unitária

Para verificar a ordem de integração das variáveis utilizadas no VAR, testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips e Perron (1988) foram então conduzidos a essas séries⁹ e reportaram evidências empíricas de estacionariedade para o período em análise, considerando intercepto e inter-

9 A análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial não indica evidências de padrões de sazonalidade nas séries consideradas neste estudo.

- *Efeitos dos choques de política monetária sobre as taxas de inflação desagregadas: Uma análise a partir de um TVP-VAR entre 2003 e 2020*, Aroldo de Freitas Junior, Rodolfo Herald da Costa Campos, Thiago Geovane Pereira Gomes, Franciclécia de Sousa Barreto Silva

cepto e tendência na especificação da equação de teste. Os resultados desses testes encontram-se nas tabelas 4 e 5.

Tabela 4

Teste de raiz unitária de Dickey e Fuller

| Teste de ADF | | | | | | | | |
|------------------------------|-----------------------------------|--------|-----|---------|-------------------------------|--------|-----|---------|
| Hipótese nula: raiz unitária | | | | | | | | |
| Variáveis | Especificação da equação de teste | | | | | | | |
| | Intercepto | | | | Intercepto e tendência linear | | | |
| | t-Stat | Prob. | Lag | Max Lag | t-Stat | Prob. | Lag | Max Lag |
| IPCA – PM | -10.02243 | 0.0000 | 00 | 12 | -9.948531 | 0.0000 | 00 | 12 |
| IPCA – PL | -7.429369 | 0.0000 | 00 | 12 | -7.365731 | 0.0000 | 00 | 12 |
| Selic | -2.625457 | 0.0894 | 04 | 12 | -3.484154 | 0.0437 | 04 | 12 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 5

Teste de raiz unitária de Phillips e Perron

| Teste de Phillips e Perron | | | | |
|------------------------------|-----------------------------------|--------|-------------------------------|--------|
| Hipótese nula: raiz unitária | | | | |
| Variáveis | Especificação da equação de teste | | | |
| | Intercepto | | Intercepto e tendência linear | |
| | t-Stat | Prob. | t-Stat | Prob. |
| IPCA – PM | -9.973873 | 0.0000 | -9.896381 | 0.0000 |
| IPCA – PL | -7.429369 | 0.0000 | -7.365731 | 0.0000 |
| Selic | -2.030206 | 0.2738 | -2.615651 | 0.2738 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

4.2.2 TVP-VAR: funções de resposta ao impulso e análise de decomposição da variância

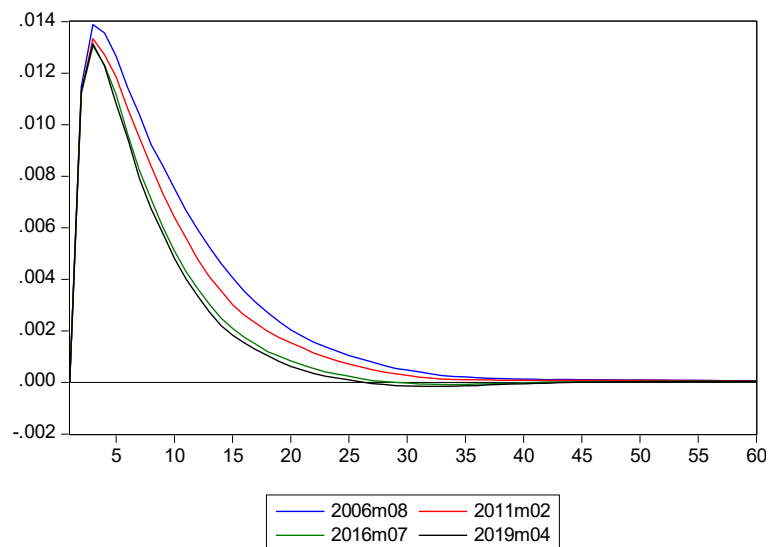
De acordo com os resultados dos testes ADF e PP, as variáveis utilizadas foram dadas como estacionárias. No modelo, utilizaram-se como variáveis

endógenas, respectivamente, o $y_t = [IPCA_t^{PL} \quad IPCA_t^{PM} \quad SELIC_t]$. Na estimação do modelo VAR, para escolha das defasagens do modelo, foi utilizado o critério de Schwarz, em que se selecionaram duas defasagens. A estimação bayesiana do modelo proposto por Primiceri (2005) utilizou o número de interações de Gibbs de 5000, número de *burn-in draws* de 1.000 e *Trainnig sample*¹⁰ de 40.

No modelo proposto, é possível comparar as funções de impulso-resposta em datas diferentes, o que pode servir para fins de comparação de análise de política monetária em períodos distintos. Para fins de comparação das funções de impulso-resposta em períodos distintos, utilizaram-se as datas de agosto de 2006, fevereiro de 2011, julho de 2016, fevereiro de 2019. A primeira refere-se à data de quebra encontrada em nosso modelo, e as demais são as datas de posse¹¹ dos presidentes do BCB. As funções de impulso-resposta do modelo seguem nas figuras 2, 3 e 4.

Figura 2

Gráfico de função impulso-resposta com parâmetros variantes no tempo



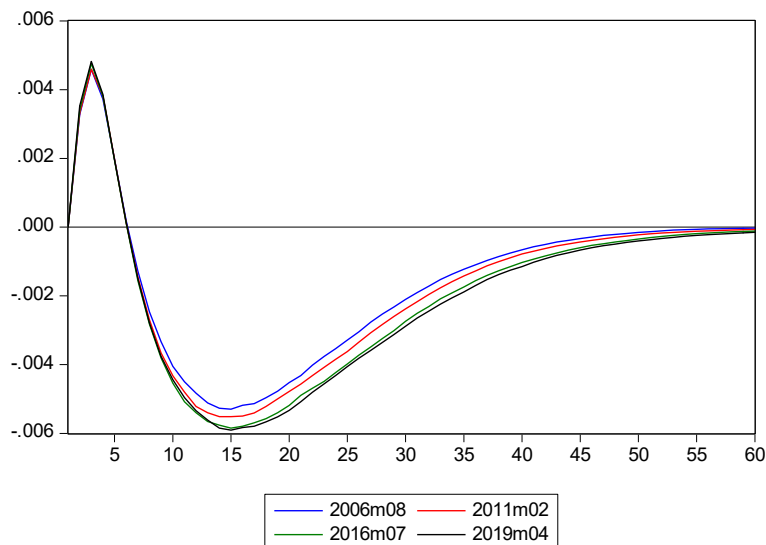
Fonte: Elaborada pelos autores no software EViews.

¹⁰ *Training sample* é uma parte da amostra que ele utiliza para estimar/simular algumas estatísticas utilizadas na estimação bayesiana.

¹¹ Foram atribuídas as datas do mês posterior à posse.

Figura 3

Gráfico de função impulso-resposta com parâmetros variantes no tempo

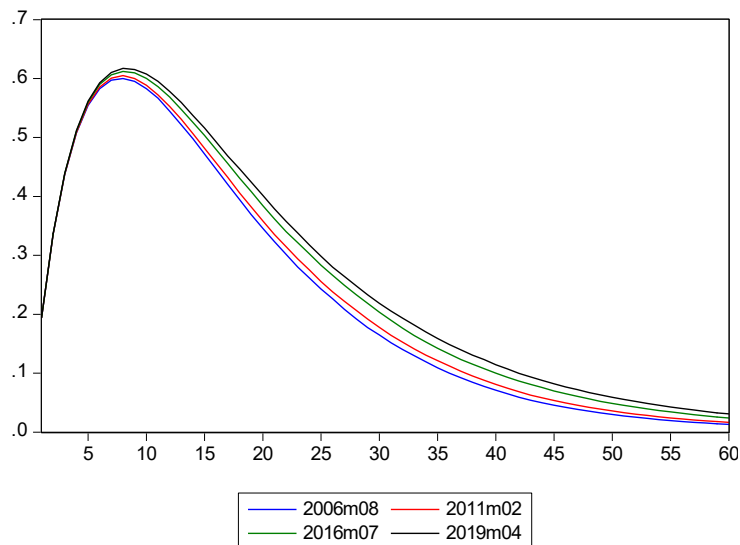


Fonte: Elaborada pelos autores no software EViews.

Os gráficos presentes, respectivamente, nas figuras 2 e 3 demonstram uma menor sensibilidade do IPCA_PM a choques na taxa de juros. Isso dá-se graças às características dos próprios produtos a preços administrados. Eles são aqueles que sofrem determinação ou influência de algum órgão público; os preços administrados variam independentemente das condições vigentes de oferta e demanda. Uma elevação dos juros, ao desestimular o investimento privado e o consumo (notadamente de bens duráveis), determina uma contração da demanda agregada que, por sua vez, reduz a variação positiva do nível de preços. Como os preços administrados não são determinados pela interação entre oferta e demanda agregada, eles se tornam menos sensíveis à taxa de juros, ficando fora do controle do BCB. Já o IPCA_PL demonstra movimentações de maior intensidade e em menor intervalo, após choques na taxa de juros.

Figura 4

Gráfico de função impulso-resposta com parâmetros variantes no tempo



Fonte: Elaborada pelos autores no software EViews.

A Figura 4 aponta os efeitos na Selic de choques na taxa de juros, demonstrando que ela se eleva em primeiro momento e assume valores semelhantes para os diferentes períodos e presidentes do BCB, o que corrobora os estudos de Balbino et al. (2011) que indicavam haver semelhanças em como agiram os presidentes.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou avaliar o comportamento da inflação a partir do IPCA de seus desagregados a choques de política monetária, no período de 2003 a 2020, como também se propôs a verificar a estabilidade dos parâmetros da regra de Taylor, durante o período estudado, em relação às mudanças estruturais provocadas por possíveis mudanças de regime de política monetária. Testes de quebras estruturais de Bai e Perron (1998, 2003) foram conduzidos à regra de Taylor e mostraram evidências empíricas de uma mudança estrutural

em agosto de 2006. A data das quebras estimadas delimita dois regimes: o primeiro de março de 2003 a julho de 2006 e o segundo de agosto de 2006 a dezembro de 2020. No que diz respeito aos parâmetros que mensuram as respostas da taxa de juros ao desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta e ao hiato do produto, pode-se observar uma mudança nesses parâmetros entre os regimes estimados.

O parâmetro que mensura as respostas da Selic aos desvios da expectativa de inflação de 0,10 para 0,065 e o parâmetro que mensura a resposta da Selic ao desvio do produto apareceram estatisticamente significativos no segundo regime, o que mostra uma maior preocupação da autoridade monetária com o crescimento econômico.

O modelo proposto por Primiceri (2005) foi utilizado para verificar o comportamento da inflação desagregada, a partir do IPCA a preços livres e do IPCA a preços monitorados, a choques de política monetária. Para a análise das funções de impulso-resposta em períodos distintos, utilizaram-se, além da data da quebra encontrada na regra de Taylor, as datas de posse dos presidentes do BCB no período. Os resultados apresentados nas figuras 2, 3 e 4 demonstram que choques na taxa de juros tendem a elevar a taxa de inflação no curto prazo, sendo o poder de reação do IPCA_PL mais rápido pelas características próprias dos produtos. Enquanto isso, o IPCA_PM se eleva com maior proporção e reage de forma tênue aos choques de política monetária, contudo a Selic eleva-se, em primeiro momento, decrescendo até que volta aos termos iniciais.

Esses resultados empíricos sugerem que, a partir da implantação do RMI, a política monetária exerceu papel importante na queda da inflação durante o período analisado. Eles seguem Balbino et al. (2011), que encontraram evidências de que, utilizando um modelo TVP-VAR, não haveria evidências de não linearidade em relação aos choques de política monetária, percebendo-se que as reações da taxa de juros foram praticamente idênticas e que a taxa de juros permaneceu acima da necessária para a convergência da inflação de acordo com a condição de estabilidade a partir de 2003.

O resultado obtido por meio do choque da taxa de juros para o período de 2006m08 possui forte ligação com as expectativas de mercado, principalmente no tocante ao setor alimentício. Tal expectativa resultou em revisões das expectativas dos indicadores monetários para o período subsequente. Os reajustes levaram em consideração a percepção de não afetar os preços para 2007, junto da estabilidade da taxa de juros, das expectativas dos mercados de capitais e da valorização do Ibovespa. Disso, a projeção da Selic foi revisada em 12,5% a.a., antes estimada em 13% a.a.

EFFECTS OF MONETARY POLICY SHOCKS ON DISAGGREGATED INFLATION RATES: AN ANALYSIS BASED ON A TVP-VAR BETWEEN 2003 AND 2020

Abstract

The present work evaluates disaggregated inflation responses to monetary policy shocks during the period 2003 to 2020. Autoregressive Vector Models with time-varying parameter vector autoregressive Models (TVP-VAR) are estimated and impulse response functions are used to assess the price behavior disaggregated to Selic shocks in different periods. To verify possible changes in the conduction of monetary policy in the period, a Taylor rule was also estimated for the studied period subject to structural breaks. The results of the structural break test by Bai and Perron (2003) found empirical evidence of a break in 2006m08, which may be associated with a change in the conduct of monetary policy by the Central Bank. This date, together with the dates when the presidents of the Central Bank took office, was used in the analysis of the impulse response functions of the TVP-VAR to compare the effects of monetary policy shocks in different periods. The results, based on the estimated impulse response functions, demonstrate similar responses of monetary policy shocks on disaggregated prices in different periods.

Keywords: disaggregated inflation; IPCA; monetary policy; Taylor rule; TVP-VAR.

Referências

- Andrews, D. W. K., & Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1383–1414.
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 821–856.
- Aragón, E. K. da S. B., Portugal, M. S. (2010). Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. *Estudos Econômicos*, 40, p. 373–399.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47–78. <https://doi.org/10.2307/2998540>

- *Efeitos dos choques de política monetária sobre as taxas de inflação desagregadas: Uma análise a partir de um TVP-VAR entre 2003 e 2020*, Aroldo de Freitas Junior, Rodolfo Herald da Costa Campos, Thiago Geovane Pereira Gomes, Franciclécia de Sousa Barreto Silva

- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- Balbino, C. E., Colla, E., & Teles, V. K. (2011). A política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. *Revista Brasileira de Economia*, 65(2), 113–126. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402011000200001>
- Banco Central do Brasil (2006). *Relatório de inflação*. https://www.bcb.gov.br/content/ri/relatorio_inflacao/200612/RELINF200612-ri200612c2p.pdf
- Banco Central do Brasil (2018). Relatório de administração da Selic. <https://www3.bcb.gov.br/rasselic/index.html>
- Barbosa, F de H., Camêlo, F. D., & João, I. C. (2016). A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. *Revista Brasileira de Economia*, 70, p. 399–417.
- Boivin, J. (2005). Has US monetary policy changed? Evidence from drifting coefficients and real-time data.
- Bresser-Pereira, L. C. (1998). *Reforma do Estado para a cidadania: A reforma gerencial brasileira na perspectiva internacional*. Editora 34.
- Carrara, A. F., & Correa, A. L. (2012). O regime de metas de inflação no Brasil: Uma análise empírica do IPCA. *Revista de Economia Contemporânea*, 16(3), 441–462. <https://doi.org/10.1590/S1415-98482012000300004>
- Carvalho, F. J. C., Souza, F. E. P., Sicsú, J., Paula, L. F. R. de, & Studart, R. (2017). *Economia monetária e financeira: Teoria e política*. Elsevier Brasil.
- Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 591–605.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1998). Regras de política monetária na prática: Algumas evidências internacionais. *European Economic Review*, 42(6), 1033–1067. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00016-6](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00016-6)
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707. <https://www.jstor.org/stable/2565488>
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly journal of economics*, 115(1), p. 147–180.
- Cogley, T., & Sargent, T. J. (2001). Evolving post-world war II US inflation dynamics. *NBER macroeconomics annual*, 16, p. 331–373.
- Curado, T., Curado, M. (2014). Identificando as preferências do Banco Central do Brasil (2002-2013). *Estudos Econômicos*, 44, p. 445–467.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366^a), p. 427–431.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, p. 1057-1072.

Diniz, A., Carvalho, L., Martins, I., & Rossi, P. (2014). Custos fiscais da política monetária: Os efeitos indiretos de um choque de juros sobre a dívida líquida do setor público. *Brazilian Journal of Political Economy*, 36(3), 557–579. <https://doi.org/10.1590/0101-31572015v36n03a06>

Giambiagi, F., & Moreira, M. M. (1999). *A economia brasileira nos anos 90*. BNDS.

Goroncio, E. A., & Teixeira, A. C. C. (2010, 25-19 setembro). O endividamento dos estados brasileiros após a Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF. In *Anais do XXXIV Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*. Rio de Janeiro, RJ. <https://congressosp.fipecafi.org/anais/artigos132013/293.pdf>

Gremaud, A. P., Vasconcellos, M. A. S., & Toneto Junior, R. (2017). *Economia brasileira contemporânea* (5a ed.). Atlas.

Jesus, C. S., & Lopes, T. H. C. R. (2016). *Função de reação da política monetária: O caso do Brasil*. Banco do Nordeste do Brasil S. A. <https://app.bnb.gov.br/documents/160445/2051679/FUN%C3%87%C3%83O+DE+REA%C3%87%C3%83O+DA+POL%C3%8DICA+MONET%C3%81RIA.pdf/061e6cf4-454b-a70c-987b-459f1698af1a>

Judd, J. P. et al. (1998). Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, p. 3–16.

Kim, C.-J., & Nelson, C. R. (2006). Estimation of a forward-looking monetary policy rule: A time-varying parameter model using ex post data. *Journal of Monetary Economics*, 53(8), p. 1949–1966.

Minella, A. et al. (2003). Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, 22(7), p. 1015–1040.

Modenesi, A. M. (2008). Convenção e rigidez na política monetária: Uma estimativa da função de reação do BCB – 2000-2007. [Texto para discussão nº 1351]. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/1631>

Oliveira, N. S. M. N. de, Medeiros, E. R., Medeiros, G. B., Aragón, E. K. S. B., & Sesso Filho, U. A. (2013). Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: Um estudo empírico para o Brasil (2000-2011). *Revista de Economia*, 39(2), 28–50. <http://dx.doi.org/10.5380/re.v39i2.31391>

Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), p. 335–346.

Policano, R. M. (2006). *A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1995-2005*. [Tese de doutorado não publicada]. Universidade de São Paulo.

Prado, P. H. M., & Silva, C. G. (2017). Política monetária e regime de metas para inflação no Brasil: Uma análise do período 2004-2014. *Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas*, 1(1), 17–33. <https://doi.org/10.31061/redepp.v1n1.17-33>

- *Efeitos dos choques de política monetária sobre as taxas de inflação desagregadas: Uma análise a partir de um TVP-VAR entre 2003 e 2020*, Aroldo de Freitas Junior, Rodolfo Herald da Costa Campos, Thiago Geovane Pereira Gomes, Franciclécia de Sousa Barreto Silva

Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821–852. <https://www.jstor.org/stable/3700675>

Quandt, R. E. (1960). Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American statistical Association*, 55(290), p. 324–330.

Salgado, M. J. S., Garcia, M. G.P., & Medeiros, M. C. (2005). Monetary policy during Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's reaction function. *Revista Brasileira de Economia*, 59, p. 61–79.

Schio, T. A., Sato, V. H., & Hasegawa, M. M. (2020). A gestão da política monetária no regime de metas de inflação e na nova matriz econômica. *Revista Análise Econômica*, 38(77), 171–200. <https://doi.org/10.22456/2176-5456.76868>

Sicsú, J. (2007). *Emprego, juros e câmbio: Finanças globais e desemprego*. Elsevier.

Silva Junior, N. F. (2013). *A regra de Taylor e a política monetária brasileira: Relações de longo e curto prazo*. [Dissertação de mestrado não publicada]. Universidade Federal do Espírito Santo.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In: *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. North-Holland. p. 195–214.

Woodford, M. (2003). Optimal interest-rate smoothing. *The Review of Economic Studies*, 70(4), p. 861–886.