

Mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise do canal do portfólio entre 2002 e 2018

Guilherme Roquette[†]

Fábio Henrique Bittes Terra[‡]

Resumo

Investiga-se empiricamente o canal do portfólio de transmissão da política monetária para o caso brasileiro entre janeiro de 2002 e junho de 2018. Testaram-se as relações estatísticas entre a Selic e o índice do mercado de ações brasileiro, o Ibovespa. Empregou-se econometria multivariada com a inclusão, além da Selic e Ibovespa, do Federal Funds Rate, câmbio nominal e índice de produção industrial. As estimações verificaram relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e viabilizaram concluir que o Banco Central do Brasil possui moderada capacidade de influenciar a alocação de portfólios dos agentes, ainda que de maneira defasada.

Palavras-chave: : Política Monetária, Selic, Canal do Portfólio, Ibovespa

JEL: E50, E52, E58

1 Introdução

Em âmbito geral, os objetivos finais da política monetária são influenciar as três principais variáveis macroeconômicas, produto, emprego e inflação. No entanto, o impacto dos instrumentos de política monetária sobre essas variáveis é indireto. Os efeitos imediatos da política monetária, como os que decorrem de mudanças na taxa básica de juros da economia, ocorrem nos mercados do sistema financeiro. Ao impactar os preços e retornos de ativos financeiros, a autoridade monetária busca influenciar o comportamento dos agentes visando atingir seus objetivos finais.

[†]Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do ABC. Email: g.roquette@gmail.com

[‡]Professor da UFABC e do PPGE-UFU. Pesquisador do CNPq. Email: fabio.terra@ufabc.edu.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-2747-7744>. O apoio financeiro do Estado Brasileiro a esta pesquisa, via CNPq, é reconhecido com muita gratidão.

Nesse contexto, o objetivo desse artigo é identificar estatisticamente a relação entre a taxa básica de juros definida pelo Banco Central do Brasil na operação da política monetária, a taxa Selic, e a composição de carteira (isto é, portfólio) dos agentes, entre janeiro de 2002 e junho de 2018. Buscam-se indicações de significância estatística do funcionamento do canal do portfólio como um dos meios de transmissão da política monetária no Brasil. A hipótese subjacente a este artigo é a de que para que o canal do portfólio seja efetivo no Brasil, variações na taxa básica de juros sejam negativamente correlacionadas com o índice Ibovespa, que sintetiza o comportamento da Bolsa de Valores de São Paulo – e é, por isso, tomado como *proxy* da composição de carteira de ativos.

A estratégia metodológica do artigo consiste na utilização de econometria de séries temporais. Serão estimadas regressões multivariadas com a inclusão, além das variáveis de interesse Selic e Ibovespa, de outras variáveis, quais sejam: Federal Funds Rate, câmbio nominal e Índice de Produção Industrial. A estimação de um modelo de vetor de correção de erros e a realização de testes de cointegração permitem verificar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas. Os resultados empíricos permitem apontar que o Banco Central do Brasil (BCB) possui moderada capacidade de influenciar a alocação de portfólio dos agentes, e, ao menos no caso do Ibovespa, essa influência é defasada.

Além dessa introdução o artigo conta ainda com mais seis seções. A segunda seção faz uma breve apresentação dos instrumentos da política monetária e apresenta os seus mecanismos de transmissão. Faz-se, inclusive, uma breve discussão das particularidades dos mecanismos de transmissão da política monetária na economia brasileira. A seção 3 traz breve revisão da literatura que discute o impacto de variáveis macroeconômicas sobre o mercado de ações. A quarta seção apresenta as variáveis utilizadas no exame empírico e as hipóteses analisadas enquanto que na quinta seção são apresentados e discutidos os resultados da análise econométrica. A última seção conclui.

2 Os instrumentos e os canais de transmissão da política monetária

A política monetária possui três instrumentos clássicos: o recolhimento compulsório, operações de redesconto ou assistência de liquidez e as operações no mercado aberto (open market). Os recolhimentos compulsórios são depósitos que cada banco é obrigado a manter nos bancos centrais, sendo calculados como percentual dos depósitos recebidos. Atualmente, as principais funções do recolhimento compulsório são o fornecimento de liquidez ao sistema bancário, o controle de crédito, e a estabilização da demanda por reservas bancárias. O BCB, apesar de ainda requerer recolhimentos compulsórios, vem diminuindo a importância deles, seguindo a tendência mundial de eliminação desse instrumento da execução da política monetária, como apontado por Lavoie (2014).

As operações de redesconto ou de assistência de liquidez são empréstimos concedidos pela autoridade monetária a bancos que eventualmente enfrentem problemas de caixa. É por meio desse instrumento que a autoridade monetária exerce sua função de prestador de última instância do sistema financeiro. Entretanto, ele não é o instrumento mais utilizado na realização do gerenciamento diário da liquidez. Por sinal, seu uso tem sido parco nas últimas décadas, com alguma exceção no pós-crise financeira de 2008, quando este instrumento teve alguma retomada, fosse no auge da crise, fosse nas políticas de facilitação monetária, os chamados *quantitative easings* feitos por bancos centrais dos Estados Unidos da América, Reino Unido, Zona do Euro e Japão. Neste particular, no Brasil dados de BCB (2019) mostram que os impactos das operações de redesconto são nulos ou irrisórios dentre os fatores condicionantes da base monetária, de forma que as assistências de liquidez funcionam apenas de modo bastante secundário no gerenciamento das reservas bancárias.

O principal instrumento de política monetária são as operações de mercado aberto. Por serem realizadas através da compra e venda de títulos públicos em um mercado secundário grande e bem organizado, o *open market* permite que os bancos centrais operem rápida e diretamente sobre as reservas bancárias. Como tais operações têm flexibilidade, velocidade e eficiência para acomodar variações diárias na liquidez, elas são consideradas o instrumento mais eficaz o gerenciamento da moeda e, por conseguinte, determinação da taxa básica de juros, assim como para o controle de sua volatilidade (Taylor, 1993). Como apontam Goodfriend & King (1997), isso faz a taxa de juros determinada no mercado de secundário de títulos públicos de curto e curtíssimo prazo em que se controle a liquidez – o mercado aberto – ser a básica, o *benchmark*, da economia.

O caminho pelo qual os instrumentos de política monetária atingem os agentes e, então, os implica comportamentos diversos e assim afetam o lado real da economia é chamado de mecanismo (ou canal) de transmissão da política monetária. Loyo (2006) descreve três canais de transmissão, os efeitos riqueza, portfólio e volatilidade. Arestis e Terra (2017) apontam cinco canais de transmissão, além dos riqueza e portfólio, há ainda os canais do crédito, a taxa de câmbio e o canal das expectativas. Barboza (2015) denota os mesmos canais de Arestis e Terra (2017), com a diferença de especificar que as expectativas são apenas relacionadas à inflação esperada (canal das expectativas inflacionárias) enquanto que Arestis e Terra (2017) consideraram expectativas em sentido amplo, o que será explicado adiante.

O mecanismo que importa neste artigo é o canal do portfólio. Ele está relacionado à capacidade da autoridade monetária em estimular a recomposição dos portfólios dos agentes e suas decisões de investimento em ativos. Ao tomarem decisões sobre suas carteiras, os agentes levam em consideração fatores como a rentabilidade esperada, a liquidez e o custo de manutenção dos ativos em que desejam investir. Desse modo, por um lado, a mera expectativa de alteração da taxa de juros de curto prazo por parte do BCB faz com que os agentes comecem a prospectar novas posições que, por outro lado, tão logo se tenha definida a nova taxa de juros, os farão realocar seus ativos para recompor seus portfólios.

Dada a existência de uma curva de juros na economia (chamada também de curva de rendimentos ou estrutura a termo da taxa de juros), que expressa a relação entre várias

taxas de juros de ativos de diversas maturidades, o processo de recomposição de portfólio leva à mudança de toda a estrutura de juros, resultando em uma nova curva. Esse processo parte da consideração dos agentes acerca daquilo que eles tanto veem quanto esperam da chamada ponta curta, ou seja, a menor das taxas de juros existentes, paga pelo ativo mais líquido e seguro que exista, que é justamente o negociado no mercado aberto pelos bancos centrais. Portanto, ao definir a sua taxa de juros de curto prazo e assim fazer com que os agentes movimentem seus portfólios com ativos de curto prazo, médio e longo prazos, os bancos centrais influenciam a curva de juros, caso sejam bem-sucedidos em promover recomposição de portfólio dos agentes.

A lógica funcional deste canal explica porque Keynes (1964), em sua Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda, argumentara que o uso da taxa de juros como instrumento de política monetária é fundamental, mas sua condução deve ser parcimoniosa: ela é um custo de oportunidade ao conjunto de todos os investimentos, produtivos e financeiros, disponíveis na economia. Dadas as expectativas, se os bancos centrais elevam sua taxa de juros, eles favorecem investimentos financeiros de maturidade mais curta, por elevar o retorno dos ativos localizados na ponta curta da curva de juros. Por conta disso, relativamente aos ativos financeiros, o custo de oportunidade do investimento produtivo se eleva, desestimulando-o. Assim, se a política monetária intenta elevar investimentos em ativos mais ilíquidos, como os de capital, ela precisa tentar estabelecer uma curva de juros com mais baixos nível e inclinação positiva na ponta longa.

Ainda sobre o canal do portfólio, por ele se expressa a influência do banco central na demanda e oferta por moeda no sistema monetário e financeiro, o que Keynes (1964) chamava de demanda especulativa por moeda e que posteriormente se consagrou como a função liquidez (L) na relação LM da síntese neoclássica de Keynes. Ao trocarem ativos, os agentes estão transacionando liquidez, isto é, ofertando e demandando moeda. Desta forma, o resultado do canal portfólio é estipular tanto a taxa de juros de um ativo em específico quanto, em agregado, a curva de juros do conjunto das taxas de juros do sistema financeiro.

Em pormenor, a determinação da curva de juros dependerá, por um lado, da interação das expectativas de bancos e agentes; por outro lado, ela dependerá da forma pela qual o banco central interage com tais expectativas em sua tentativa de administrar a demanda e a oferta por liquidez e, por fim, a curva de juros. É importante salientar que, no caso de uma economia aberta, a curva de juros também depende de outros dois fatores, quais sejam, as expectativas dos investidores estrangeiros tanto acerca da diferença entre as taxas de juros doméstica e a média internacional bem como do comportamento futuro da taxa de câmbio.

Outro mecanismo de transmissão da política monetária é o efeito riqueza. Ele está relacionado ao impacto de mudanças na taxa de juros sobre o preço de ativos financeiros e, assim, sobre a riqueza patrimonial em valor de mercado de famílias e empresas, impactando consumo e investimento, respectivamente. Um aumento na taxa de juros, por exemplo, leva à diminuição do preço dos ativos financeiros prefixados; quanto mais longa a maturidade do título, maior será a queda em seu preço. Essa queda nos preços resulta em perdas para os detentores desses ativos, que tenderão a diminuir o seu consumo, no caso de famílias, e postergarem investimentos, se forem empresas. Logo, o efeito desse

mecanismo está diretamente ligado ao nível em que as famílias e empresas financiam seus gastos com base na riqueza proveniente de aplicações financeiras de rentabilidade prefixada. Quanto maior esse nível, maior será o efeito desse canal (Arestis e Terra, 2017).

Por sua vez, a transmissão do canal do crédito, conforme Arestis e Terra (2017), é quadridimensional, com dois efeitos no mercado de crédito e outros dois no de capital. No mercado de capitais, além de ser um custo de oportunidade, juros maiores traduzem-se em maiores custos de investimento, arrefecendo o ânimo empresarial para aquisição de bens de capital. O segundo mecanismo de transmissão do crédito no mercado de capitais ocorre quando o investidor deseja comprar dívidas que as firmas emitem para financiar seus investimentos, mas suas reservas são insuficientes para tanto e, assim, ‘tomar emprestado para emprestar’ torna-se uma opção. Para a estratégia funcionar, dadas as expectativas e a duração da obrigação em relação ao ativo, é requerida apenas uma diferença estável entre a taxa de juros cobrada no empréstimo e a recebida pela aplicação. Consequentemente, mudanças nos juros modificam o gap entre ambas as taxas, alterando o fluxo de oferta de moeda para compra de dívidas emitidas pelas firmas

Os outros dois efeitos do canal do crédito ocorrem no mercado de crédito e afetam famílias e empresas. Por um lado, famílias contratam empréstimos para financiar consumo. Variações no preço do crédito ao consumidor causadas por mudanças nos juros básicos impactam a disposição a consumir das famílias. No que toca as firmas, quando elas tomam crédito para capital de giro, os juros cobrados tornam-se um custo operacional e qualquer modificação nesta espécie de despesa muda o fluxo de caixa e, consequentemente, os lucros.

Arestis e Terra (2017) tipificam, ainda, o canal da taxa de câmbio. No momento da alocação de seus portfólios, os investidores levam em consideração ativos nacionais e estrangeiros e, então, precificam expectativas de variações na taxa de câmbio, além do diferencial das taxas de juros domésticas e externas ao decidir o país no qual investirão seus recursos. Assim, mudanças na taxa de juros doméstica alteram, *ceteris paribus*, o diferencial de taxas de juros, o fluxo de capitais para o país e, consequentemente, a taxa de câmbio.

Ademais, Barboza (2015) aponta que esse movimento de capitais e, por conseguinte, no câmbio, causa alterações nos preços dos bens comercializáveis (tradables) no mercado internacional, afetando o custo de insumos, a competitividade de produtos domésticos no mercado internacional e, consequentemente, as exportações líquidas. Além disso, fluxos de capitais impactam a liquidez do mercado monetário (money market), uma vez que se faz necessária a conversão de moeda estrangeira em doméstica para que o investimento externo se internalize. Desse modo, tais fluxos alteram a curva de rendimentos do mercado, pois necessariamente os fluxos de capitais movimentam a liquidez do mercado monetário (Arestis e Terra, 2017).

Por fim, um último mecanismo é o canal das expectativas. Esse canal ocupa um papel importante entre os mecanismos de transmissão da taxa de juros, pois as expectativas “são uma espécie de ‘canal dos outros canais’” (Arestis e Terra, 2017, p. 53). A eficiência da política monetária em alcançar seus objetivos é função, fundamentalmente, das expectativas dos agentes sobre o futuro. Esse papel é diretamente relacionado à maneira pela qual as expectativas influenciam a demanda por liquidez dos agentes, afetando os

outros mecanismos de transmissão. Em um cenário de grande incerteza, por exemplo, os agentes podem optar por reter moeda, não trocando-a por ativos, acumulando todo o acréscimo de moeda gerado por uma política monetária expansionista a ponto de torná-la, assim, inócua. Por essa razão, é papel importante do banco central estabilizar expectativas. Isso não significa, entretanto, que as expectativas dos agentes devam ser iguais. É justamente a diversidade de expectativas e, logo, de oferta e demanda por liquidez que leva os agentes a negociarem dívidas, possibilitando que as alterações da taxa básica de juros sejam transmitidas à economia (Arestis e Terra, 2017).

Neste particular, Barboza (2015) ressalta a existência do canal das expectativas, porém restringindo-as às expectativas inflacionárias. Neste sentido, este seria um tipo de expectativa particular, no bojo geral das expectativas que Arestis e Terra (2017) apontam como componentes do canal expectativas de transmissão da política monetária. As expectativas sobre a inflação são uma das que entram no corpo de considerações feitas pelos agentes sobre o futuro. Porém há mais do que inflação nas prospecções dos agentes. Eles também se preocupam com o caminho futuro da taxa de juros em relação à taxa básica atual, com a possível subida dos juros básicos para desinflar bolha de ativos de renda variável, com o comportamento dos juros diante de movimentos cambiais.

A eficácia dos mecanismos de transmissão da política monetária depende das características de cada economia. Então, é relevante destacar-se que há particularidades dos canais de transmissão da política monetária na economia brasileira. Neste sentido, o canal volatilidade é pensado por Loyo (2006) para o caso brasileiro, em que vigora a cultura de comporem-se carteiras com títulos públicos pós-fixados e certificados de depósito interbancários de rentabilidade e liquidez diárias. Estas duas características são compreendidas pelo autor como fatores limitantes da expansão da curva de juros do sistema financeiro brasileiro para o longo prazo. Assim, o aumento da volatilidade da taxa básica de juros brasileira poderia estimular a migração para ativos que se localizem em trechos mais longos da curva.

Ademais, há no Brasil problemas que afetam o funcionamento dos canais do crédito e o efeito riqueza, restringindo-os, e dos canais do portfólio e do câmbio, estimulando-os. Segundo Barboza (2015), a alta porcentagem da participação de crédito direcionado na economia brasileira impõe obstáculos ao funcionamento do canal do crédito como mecanismo de transmissão da política monetária, fato que também é apontado por Bacha (2011) e Lundberg (2011). Isso ocorre pois o crédito direcionado, que engloba majoritariamente operações do BNDES, o crédito rural e o crédito habitacional, não depende de maneira direta de alterações na taxa Selic. Passos e Modenesi (2020), contudo, encontram evidências em sentido contrário. Entre 2000 e 2018 não houve perda de eficiência da política monetária quando o volume de crédito concedido por bancos públicos se elevou. Além disso, Barboza (2015) também ressalta a baixa participação de crédito livre na determinação da renda; Carvalho (2005) acrescenta que além do volume do crédito ao setor privado no Brasil ser pequeno, seu custo é elevado, o que tornaria esse canal de transmissão pouco eficaz.

Outro fator relevante para restringir a eficácia da política monetária no Brasil é a alta participação de Letras Financeiras do Tesouro (LFT), título público indexado à Selic, na composição da dívida pública federal (Barboza, 2015). Esse é um fator de obstrução da

transmissão da política monetária através do efeito riqueza, já que tal efeito não se aplica a esses títulos, que quase sempre têm seu valor de face preservado ante variações na taxa básica de juros. Segundo Carvalho et. al. (2007) e Barboza (2015), a inexistência de uma curva de rendimentos que abranja maturidades longas é uma das principais características da economia brasileira, resultado de décadas de instabilidade econômica no país.

Pires (2009) e Cunha et ali (2016) também apontam a ineficiência da política monetária brasileira por conta da muito fraca transmissão dos efeitos da taxa de juros via efeito riqueza, o que decorre diretamente da alta participação dos títulos pós-fixados na composição da principal riqueza financeira do país, a dívida pública. Barbosa (2006) lança a hipótese de que o conjunto de LFT no corpo da dívida pública interfere na eficiência da política monetária por conta de o prêmio de risco pago sobre a dívida vendida pelo Tesouro Nacional para financiar o déficit público contaminar os juros praticados pelo BCB na operacionalização da política monetária, implicando-os valores mais elevados. Em via contrária, Cunha et ali (2016) destacam que a hipótese de Barbosa (2006) de contágio da política monetária pela dívida pública tem um caminho inverso igualmente, na medida em que a rolagem de títulos do Tesouro Nacional impede o aumento da liquidez na economia e reduz a necessidade de o BCB realizar operações compromissadas para controlar o estoque de meio de pagamentos na economia e, conseqüentemente, a taxa de juros.

BCB (2010) reconhece estes fatores de obstrução ao chamar a atenção para o fato de que, entre janeiro de 2006 e março de 2010, o crédito livre como proporção do PIB passou de 18,8%, com prazo médio de 266 dias, para 30,2% com prazo médio de 399 dias. No mesmo período, a proporção de LFT na composição da dívida pública recuou de 47,9% para 39,9% enquanto que o prazo médio do endividamento elevou-se de 23,5 para 41,1 meses. Por essas razões BCB (2010) sustenta que a eficácia da política monetária no país vem aumentando¹.

Outro fator limitante dos canais de transmissão da taxa de juros no Brasil é, segundo Barboza (2015), a parcela de preços administrados no conjunto da cesta de bens e serviços que formam o índice meta de inflação, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Desta forma, estes preços não são sensíveis à taxa de juros. Embora este problema não esteja imediatamente relacionado aos canais de transmissão da política monetária, sua ocorrência retira eficiência da política monetária e implica que a taxa de juros básica precisa ser mais elevada para ter efeitos sobre os preços livres.

Carvalho (2005) sustenta que a política monetária tem bastante influência sobre a trajetória da economia brasileira nos últimos anos. Ele argumenta que a sensibilidade dos investidores brasileiros a movimentos da Selic é muito maior, por exemplo, do que a de investidores americanos a movimentos na *Federal Funds Rate*. O autor levanta a hipótese de que o encurtamento de horizontes causado pelo histórico de instabilidade macroeconômica tornou os agentes supersensíveis a mudanças na taxa de juros de curto prazo. Isso sugere que o canal portfólio talvez seja bastante sensível às mudanças na taxa

¹ Secretaria do Tesouro Nacional (2018) mostra que a proporção de LFT na composição da dívida pública em março de 2018 era de 31,29% e o prazo médio da dívida era de 51 meses, de maneira que houve algum avanço em relação aos dados de BCB (2010).

básica de juros, embora com segmentação mais concentrada em ativos de curto prazo e pós-fixados.

Gomes et alii (2014) mostram que há recomposição de portfólio quando as autoridades econômicas brasileiras, ou seja, BCB e Tesouro Nacional, fazem política de administração da dívida pública, isto é, quando mudam indexadores e maturidade do perfil da dívida. Os autores apontam que a política de administração de dívida feita no Brasil após 2003, coordenada por BCB e Tesouro no sentido de aumentar a participação de títulos prefixados no total da dívida mobiliária federal e diminuir, concomitantemente, a indexação à Selic (LFT) e ao câmbio, surtiu efeito. Os compradores de dívida pública recompuseram seus portfólios com mais títulos prefixados e também híbridos, que pagam a inflação e uma taxa real de juros pré-contratada (a renda real fixa do cupom). Esta alteração nos ativos detidos em carteira como resposta à administração da dívida mobiliária federal efetuiu-se por meio do canal portfólio, sem que ele fosse especificamente buscado pelo BCB em seu exercício de política monetária.

Por fim, Modenesi e Araújo (2012) mostram que o canal do câmbio foi responsável por 30% do comportamento dos preços no Brasil, o que chama a atenção para a importância do canal do câmbio como meio de controle do comportamento dos preços no país. O recurso constante ao canal do câmbio como meio de transmissão da política monetária fez com que o câmbio no Brasil ao longo de todo quase o período sob análise, 2002-2018, ficasse apreciado em termos reais. Em face das obstruções acima mencionadas dos canais do crédito e efeito riqueza, o canal do câmbio exerceu papel central na estratégia do BCB de fazer o IPCA convergir à sua meta.

É possível, assim, questionar o funcionamento desses mecanismos de transmissão na economia brasileira. Desse modo, esse artigo contribui ao analisar empiricamente o canal do portfólio. Busca-se verificar se através de mudanças na taxa básica de juros da economia o BCB é capaz de influenciar o comportamento dos agentes e levá-los a recompor seus portfólios – no caso desta análise, tendo como proxy as carteiras de ações negociadas no Ibovespa.

3 Uma breve revisão da literatura sobre a relação entre juros básicos e mercado de ações

As relações entre a taxa de juros básica e o mercado de ações são geralmente discutidas na literatura no âmbito do impacto de variáveis macroeconômicas sobre esse mercado. Lee (1992), por exemplo, analisou a relação causal entre o retorno real das ações, a taxa de juros real, o crescimento na produção industrial e a taxa de inflação no mercado americano para o período de janeiro de 1947 a dezembro de 1987. A decomposição da variância do erro de previsão de 24 meses o levou a concluir que choques na política monetária foram responsáveis por pequena variação nos retornos das ações.

Thorbecke (1997) estudou a relação entre um conjunto de seis variáveis, entre as quais o retorno das ações, e a *Federal Funds Rate*, para o mercado americano de janeiro de 1967 a dezembro de 1990. Baseado nos resultados das funções impulso-resposta, o autor

reportou forte efeito de choques na *Federal Funds Rate* sobre os retornos acionários. No entanto, os resultados da decomposição da variância do erro de previsão, embora maiores do que os de Lee (1992), também mostraram que apenas uma pequena variação do erro de previsão dos retornos acionários foi explicada por inovações na taxa do Fed. Contudo, Bjørnland e Leitemo (2009) criticaram estudos que utilizavam a decomposição de Choleski para a identificação do vetor autorregressivo (VAR) e que ordenavam o preço das ações como última variável do sistema, como foi o caso de Thorbecke (1997), o que implicava que ela poderia reagir contemporaneamente a choques em todas as outras variáveis, mas não o inverso.

Bernanke e Kuttner (2005) utilizaram estudo de eventos e um modelo VAR para analisar a reação do mercado de ações americano a mudanças inesperadas na *Federal Funds Rate*. Eles concluíram que o mercado de ações reagia de maneira consistente com essas mudanças. Segundo os autores, a diminuição não antecipada de 25 pontos base na taxa de juros levava ao aumento de 1% no preço das ações.

Belk e Beckmann (2015) utilizaram VAR cointegrado para analisar a relação entre a política monetária e o mercado de ações em cinco mercados desenvolvidos (Estados Unidos, Zona do Euro, Japão, Reino Unido, Austrália) e três emergentes (Coreia do Sul, Tailândia e Brasil). Dentre outros resultados, os autores concluíram que os Bancos Centrais de todos os países não foram capazes de influenciar os preços do mercado de ações no curto prazo, mas conseguiram fazê-lo no longo prazo nos Estados Unidos, Tailândia e Brasil.

No caso específico do Brasil, Grôppo (2004) analisou a relação causal, em termos estatísticos, da Selic, da taxa de câmbio real, do preço do barril de petróleo e do índice de produção industrial, utilizado como *proxy* da atividade econômica, sobre o mercado de ações brasileiro, representado pelo Ibovespa, de janeiro de 1995 a dezembro de 2003. O autor estimou um VAR e identificou diferentes modelos estruturais impondo restrições sobre as relações contemporâneas entre as variáveis. Os resultados das funções impulso-resposta e das decomposições da variância o levaram a concluir que o Ibovespa possuía elevada sensibilidade à taxa Selic. Dentre as variáveis empregadas, ela foi a que mais impactou o Ibovespa.

Como os artigos acima citados demonstram, essa dinâmica pode variar entre países e ao longo do tempo. No caso brasileiro, não há na literatura muitos trabalhos que estudaram essa relação para o período mais recente, como o que aqui se estuda, 2002-2018. Este é o período que compreende, pós-2016, a menor taxa de juros Selic da história, em termos nominais e reais, e que por mais tempo persistiu nestas condições, o que traz relevância ao desenvolvimento teórico e ao exame empírico realizados neste artigo.

4 Definição das variáveis

Para analisar o canal do portfólio como mecanismo de transmissão da política monetária, examinar-se-á empiricamente se o BCB, ao mudar a taxa Selic, foi capaz de levar à recomposição de portfólios dos agentes. Especificamente, se analisarão as relações

entre mudanças na taxa Selic e os preços das ações do Ibovespa. Logo, as variáveis de maior interesse nos exames empíricos são Selic, a taxa básica de juros brasileira, definida e controlada pelo BCB, e o Ibovespa, o índice que sintetiza o comportamento do mercado acionário brasileiro.

A hipótese central do artigo é de que tal mecanismo é efetivo; logo, houve relação inversa entre a taxa Selic e o índice Ibovespa entre 2002-2018. Então, uma política monetária expansionista, que implicasse menores juros, causaria aumento no preço das ações. Tal dinâmica ocorre, pois a redução dos juros básicos torna os ativos de renda variável mais atrativos em comparação com os de renda fixa, elevando a demanda e os preços daqueles.

Dada a existência de fluxos de capitais e investidores internacionais que buscam diversificar riscos e retornos esperados dos ativos que compõem seus portfólios, é interessante analisar se existe dinâmica similar, mas com relação inversa, entre a taxa de juros internacional, representada aqui pela Federal Funds Rate, a taxa básica de juros americana, e o mercado de ações doméstico. A redução da Federal Funds Rate, por exemplo, levaria investidores mais tolerantes a risco a alocar parte de seus recursos em mercados emergentes, dentre os quais o Brasil, afetando o preço das ações negociadas na bolsa brasileira.

Além do Ibovespa, utilizado como *proxy* do mercado de ações, da taxa Selic *overnight* e da *Federal Funds Rate*, outras duas variáveis serão incluídas no modelo para melhor o especificar: a taxa de câmbio nominal, representada pela PTAX, e o índice de produção industrial física (utilizado como *proxy* da atividade econômica real). Alterações na taxa de câmbio geram alterações nos preços de bens comercializáveis no mercado internacional, o que por sua vez impacta o fluxo de caixa das empresas exportadoras líquidas e importadoras. No mercado de capitais, alterações na taxa de câmbio impactam o preço relativo de ações negociadas na bolsa brasileira, o que pode influenciar sua demanda e, conseqüentemente, seu preço. Já o nível de atividade econômica influencia diretamente o fluxo de caixa das empresas, e espera-se encontrar relação positiva dela com os preços das ações. Ademais, o fluxo de caixa impacta ainda tanto a capacidade de a firma conseguir alcançar seu *target* de poupança para autofinanciar seus investimentos quanto a ajuda a constituir um fundo de recursos que facilite a concessão de garantias quando ela buscar financiamento externo para seus investimentos².

A série do Ibovespa (LIBOV) foi obtida calculando-se a média mensal do fechamento diário, baseado em dados disponíveis no IPEADATA (2019). O Índice de Produção Industrial (LIPP) é divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2019) e elaborado com base Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF) reformulada. A série reformulada teve início em janeiro de 2012 e sua implantação não implicou ruptura das séries históricas iniciadas em 2002. Nesse estudo utiliza-se o índice

2 Pela leveza do texto e seguindo as diretrizes editoriais deste periódico, optou-se por não se apresentarem os modelos multivariados de vetores autorregressivos e de vetores de correção de erros com pormenores de sua formulação teórica formalizada e geral. Eles são bastante conhecidos na literatura empírica. Referências relevantes que expliquem os modelos multivariados autoregressivos são trazidos a todo tempo, indicando ao leitor interessado como se aprofundar. Todavia, para plena apresentação do que se faz empiricamente neste artigo, as rotinas da averiguação empírica serão descritas verbalmente.

com base fixa e ajuste sazonal, sendo a média de 2012 igual a 100. A taxa de câmbio nominal foi obtida a partir do cálculo da média mensal das médias diárias entre as taxas de compra e venda da PTAX, divulgadas pelo BCB (2019). A Selic também é divulgada pelo BCB (2019). Para obter-se a série foram calculadas as médias mensais da Selic overnight. A *Federal Funds Rate* (FFR) é divulgada em frequência mensal pelo Federal Reserve (Fed, 2019). Não foi necessária a realização de nenhum cálculo adicional para obter-se a série utilizada aqui.

Optou-se por utilizar variáveis nominais no lugar de variáveis reais a fim de preservar as características originais das séries. Como apontado por Siqueira et. al. (2010), o deflator gera uma tendência sobre a série deflacionada, o que levaria à criação de tendência comum entre as séries que compõem o modelo, afetando os testes de cointegração, realizados justamente com o objetivo identificar a existência de tal tendência. Por fim, o período analisado inicia-se em janeiro de 2002 e encerra-se em junho de 2018. Sua definição levou em consideração a disponibilidade das variáveis utilizadas na análise. Os dados apresentam periodicidade mensal e as séries que não são originalmente taxas foram transformadas em logaritmo natural.

5 Resultados e discussão

A simples inspeção visual dos gráficos e das funções de autocorrelação das séries não foi suficiente para avaliar sua condição de estacionariedade. Para uma análise mais minuciosa, foram realizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), cuja hipótese nula é a existência de raiz unitária, e o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula é de estacionariedade da série. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

Os resultados do teste ADF não rejeitaram a existência de raiz unitária para todas as séries em nível a um nível de significância de 5%. O teste de Ljung-Box indicou que as defasagens selecionadas para cada série foram suficientes para que não houvesse autocorrelação nos resíduos. Já para as séries em primeira diferença, a existência de raiz unitária foi rejeitada ao nível de significância de 1%, com exceção da FFR. Os resultados do teste de Phillips-Perron não rejeitaram a existência de raiz unitária em nenhuma das séries em nível, e a hipótese nula foi rejeitada para todas as séries em primeira diferença. No caso do teste KPSS para as séries em nível, a hipótese nula de estacionariedade foi rejeitada ao nível de significância de 5% com exceção da PTAX, cuja hipótese nula é rejeitada a 10%. Já para as séries em primeira diferença a hipótese nula de estacionariedade não foi rejeitada. Assim, de maneira geral, os testes indicam que as séries em nível possuem raiz unitária e são integradas de primeira ordem, $I(1)$.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária e estacionariedade

Séries em nível					
Estatística do Teste					
Série	Termos determinísticos	Defasagens1	ADF	PP	KPSS
LIBOV	Const. e tend.	3	-1,979439	-1,742464	0,356521*
SELIC	Const. e tend.	14	-2,433968	-2,392458	0,259080*
LIPP	Const.	1	-1,889113	-2,208703	0,551104**
PTAX	Const.	8	-0,854636	-1,052429	0,440622***
FFR	Const.	9	-2,855262*	-1,364325	0,620534**

Séries em primeira diferença					
Estatística do Teste					
Série	Termos determinísticos	Defasagens2	ADF	PP	KPSS
LIBOV	Const. e tend.	0	-9,858312*	-9,858312*	0,059131
SELIC	Const. e tend.	13	-4,730601*	-4,584555*	0,047752
LIPP	Const.	3	-6,589788*	-15,50832*	0,224170
PTAX	Const.	5	-4,881834*	-9,630847*	0,184395
FFR	Const.	7	-1,858702	-6,023603*	0,144032

Notas: (1) Número máximo de 14 defasagens, definido pela regra de Schwert. Seleção por MAIC.

(2) No caso da série SELIC em primeiras diferenças o critério MAIC selecionou apenas 1 defasagem, o que foi insuficiente para eliminar a autocorrelação nos resíduos. Assim, optou-se, para essa série, por utilizar o critério AIC, que selecionou 13 defasagens.

(3) Hipótese nula rejeitada ao nível de significância de 1%. ** Hipótese nula rejeitada ao nível de significância de 5%. *** Hipótese nula rejeitada ao nível de significância de 10%.

(4) Const. significa constante e tend. tendência.

Após a identificação da ordem de integração das variáveis, realizou-se o teste de cointegração de Johansen, fim de verificar se essas séries possuíam relação de equilíbrio no longo prazo. Seguindo-se o procedimento sugerido por Enders (2015, p. 389), o primeiro passo foi definir o número de defasagens para o teste de cointegração. Para tanto, estimou-se um vetor autoregressivo (VAR) em nível e foram calculadas as versões multivariadas dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HC). Os resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Determinação do número de defasagens do VAR

	Número de defasagens					
	0	1	2	3	4	5
AIC	7,065014	-10,6696	-12,13706*	-12,08491	-12,0082	-11,91939
SC	7,152377	-10,14542	-11,17607*	-10,68711	-10,17359	-9,647972
HC	7,100423	-10,45714	-11,74756*	-11,51837	-11,26461	-10,99876

* Número de defasagens que minimiza o critério de informação

Fonte: elaboração própria

Como mostra a Tabela, os três critérios apontaram para a escolha de duas defasagens para o VAR em nível. O teste de cointegração de Johansen é realizado por meio da estimação de vetor de correção de erros (VEC), um modelo em primeiras diferenças cuja ordem, $p - 1$, equivale a um VAR de ordem p^3 . Então, foi utilizada uma defasagem para o teste de cointegração de Johansen. A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes do traço e máximo autovalor para o modelo com constante dentro e fora do vetor de cointegração.

Tabela 3 - Resultados dos testes de cointegração de Johansen

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Autovalor	Traço	Valor crítico a 5%
$r = 0$	$r > 0$	0,182848	83,29183*	69,81889
$r \leq 1$	$r > 1$	0,141850	43,71358	47,85613
$r \leq 2$	$r > 2$	0,050095	13,73020	29,79707
$r \leq 3$	$r > 3$	0,018302	3,657181	15,49471
$r \leq 4$	$r > 4$	0,000188	0,036837	3,841466

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Autovalor	Máximo Autovalor	Valor crítico a 5%
$r = 0$	$r = 1$	0,182848	39,57825*	33,87687
$r = 1$	$r = 2$	0,141850	29,98338*	27,58434
$r = 2$	$r = 3$	0,050095	10,07302	21,13162
$r = 3$	$r = 4$	0,018302	3,620344	14,2646
$r = 4$	$r = 5$	0,000188	0,036837	3,841466

* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%. Modelo com constante dentro e fora do vetor de cointegração

Fonte: elaboração própria

O teste de traço apontou a presença de ao menos um vetor de cointegração,

3 Ver Lütkepohl (2005, p. 325) para mais detalhes sobre a especificação da ordem de um VEC.

enquanto que o teste de máximo autovalor apontou para a presença de dois vetores. Enders (2015, p. 380) ressalta que a hipótese alternativa do teste de máximo autovalor é mais específica que a do teste de traço e que o primeiro é geralmente preferido para determinar o número de vetores de cointegração. Os testes não apresentaram sensibilidade em relação à especificação dos termos determinísticos. Os resultados foram diferentes apenas na ausência de qualquer termo, especificação que foi descartada já que as séries apresentaram tendência. Nesse caso, o teste de traço indicou a ausência de vetores de cointegração e o teste de máximo autovalor denotou a presença de um único vetor.

Estimou-se, assim, um modelo VEC com dois vetores de integração, uma defasagem e uma constante irrestrita. Os resultados da versão multivariada do teste de Ljung-Box (também conhecido como teste de portmanteau) e do teste de Breusch-Godfrey (também conhecido como teste LM de autocorrelação) indicaram resíduos sem autocorrelação. Já no caso do teste de Jarque-Bera, a hipótese nula de normalidade dos resíduos foi rejeitada⁴. Foram, então, realizados testes de hipótese para verificar se alguma das variáveis não fazia parte das relações de cointegração. Constatou-se ser esse o caso da FFR. Realizou-se, então, novo teste impondo também restrições aos coeficientes de ajustamento dessa série. O resultado permitiu concluir que, além de não fazer parte das relações de cointegração, a FFR é fracamente exógena.

Com base nesse modelo com restrições aos coeficientes da FFR, foram analisadas as funções de impulso-resposta e a decomposição das variâncias dos erros de previsão de cada uma das variáveis. O modelo foi identificado por uma decomposição de Choleski e as variáveis foram ordenadas da seguinte maneira: SELIC, FFR, PTAX, LIPP e LIBOV. Essa ordem foi escolhida por entender-se que a Selic pode afetar contemporaneamente todas as variáveis, enquanto que o Ibovespa não afeta contemporaneamente nenhuma delas. A apresentação dos resultados a seguir reporta apenas a estimação em que a variável de interesse é a dependente, pois o que importa a esta análise é examinar o efeito da Selic sobre ela.

Desta maneira, é apresentada na Tabela 4 a função impulso-resposta sobre a variável de interesse, o Ibovespa (LIBOV). A análise da função impulso-resposta mostra que choques na Selic possuem efeito no Ibovespa tanto permanente, o que era esperado dada a característica não estacionária das séries, quanto negativo, o que corrobora a hipótese de relação inversa entre as duas séries e confirma a hipótese deste artigo. Um choque de um desvio padrão na Selic possui efeito negativo pequeno sobre o Ibovespa no primeiro mês, entretanto esse efeito aumenta a partir do segundo e do terceiro meses, chegando a -0,036657 no oitavo, quando passa a decair lentamente. Os resultados também mostram que um choque no próprio Ibovespa é o que mais afeta o índice, seguido por choques na PTAX.

É interessante observar que um choque de um desvio padrão na PTAX causa efeito negativo sobre o Ibovespa. Sugere-se que embora desvalorização cambial torne barateie o preço relativo das ações domésticas ao capital externo, ela também implica menor

4 Para mais detalhes sobre as estatísticas e implementações desses testes no caso multivariado, ver Bueno (2012, p. 208) e Lütkepohl (2005, p. 345).

retorno em moeda estrangeira aos investidores externos alocados no Brasil (isso é, a efetivação do risco cambial), ocasionando saída de recursos do mercado acionário doméstico. Da mesma forma, o ingresso de capital externo direcionado para a bolsa causaria elevação do índice além, claro, de valorização da taxa de câmbio. Por fim, FFR e LIPP tiveram efeitos muito reduzidos sobre o Ibovespa.

Tabela 4 - Função impulso resposta LIBOV

Meses	SELIC	FFR	PTAX	LIPP	LIBOV
1	-0,005233	0,005748	-0,033500	-0,004244	0,046304
2	-0,015112	0,006343	-0,045298	0,000701	0,057885
3	-0,023462	0,006664	-0,047139	0,004982	0,060590
4	-0,029417	0,007310	-0,046139	0,007826	0,061022
5	-0,033266	0,008177	-0,045031	0,009502	0,061206
6	-0,035488	0,009082	-0,044537	0,010482	0,061687
7	-0,036509	0,009921	-0,044638	0,011117	0,062513
8	-0,036657	0,010656	-0,045118	0,011634	0,063582
9	-0,036178	0,011293	-0,045767	0,012151	0,064772
10	-0,035258	0,011856	-0,046427	0,012734	0,065890
11	-0,034040	0,012370	-0,046997	0,013400	0,067131
12	-0,032639	0,012856	-0,047420	0,014147	0,068173

Fonte: elaboração própria

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do Ibovespa são apresentados na Tabela 5. Eles mostram que a variável com maior influência sobre o Ibovespa é o próprio Ibovespa, seguido pela PTAX e depois pela Selic. O percentual da variância explicada pela PTAX é alto já nos primeiros meses e não se reduz com intensidade ao longo do tempo. É interessante notar que a Selic possui baixo efeito imediato sobre o Ibovespa, entretanto esse efeito aumenta com o passar dos meses. Após um ano, choques na Selic explicam 13,64% da variância dos erros de previsão do Ibovespa. Logo, o BCB possui moderada capacidade de influenciar a alocação dos portfólios dos agentes e essa influência sobre o mercado de ações ocorre de maneira defasada; mas a influência ocorre, o que corrobora a hipótese deste artigo.

Tabela 5 - Decomposição da variância dos erros de previsão para LIBOV

Meses	Desvio Padrão	SELIC	FFR	PTAX	LIPP	LIBOV
1	0,057834	0,818761	0,987658	33,552270	0,538468	64,102840
2	0,094955	2,836561	0,812571	35,204280	0,205196	60,941390
3	0,124616	5,191541	0,757759	34,748770	0,278997	59,022940
4	0,149539	7,475109	0,765214	33,651230	0,467658	57,640780
5	0,171463	9,449740	0,809456	32,493060	0,662813	56,584930
6	0,191416	11,019570	0,874626	31,485580	0,831680	55,788540
7	0,209989	12,179280	0,949950	30,680900	0,971324	55,218550
8	0,227522	12,970320	1,028529	30,066920	1,088737	54,845500
9	0,244214	13,452480	1,106582	29,609440	1,925390	54,638960
10	0,260183	13,688170	1,182556	29,270480	1,290167	54,568630
11	0,275502	13,734770	1,256282	29,015710	1,687243	54,606000
12	0,290222	13,641700	1,328299	28,816900	1,487694	54,725410

Fonte: elaboração própria

6 Considerações Finais

Esse artigo analisou o canal do portfólio para a transmissão da política monetária no Brasil, entre janeiro de 2002 e junho de 2018. Mensurou-se estatisticamente a capacidade de o BCB, através de mudanças na sua taxa básica de juros Selic, influenciar o comportamento dos agentes, levando-os a recompor seus portfólios. Para tanto, foram analisadas via enfoque econométrico multivariado, as relações da taxa Selic com outras variáveis macroeconômicas, quais sejam, taxas de juros internacional, representada pela Federal Funds Rate, taxa de câmbio nominal, representada pela PTAX, atividade econômica, representada pelo Índice de Produção Industrial) e a variável de interesse: o mercado de ações brasileiro, representado pelo Ibovespa.

A realização de testes de cointegração e a estimação de um modelo VEC permitiram verificar que as variáveis domésticas apresentaram relações de equilíbrio de longo prazo e que a taxa de juros internacional não integra essas relações. Além disso, os resultados da função impulso-reposta e da decomposição da variância do erro de previsão mostraram que o efeito da Selic sobre o Ibovespa, ainda que não tão expressivo como o encontrado por Grôppo (2004), não foi irrelevante. A diferença entre ambos os exames empíricos talvez decorra de este artigo lidar com o período pós-2010, em que se observaram taxas Selic bastante mais baixas do que aquelas que prevaleceram no período estudado por Grôppo (2004), 1995-2003.

Em conclusão, o BCB possuiu moderada capacidade de influenciar a alocação dos portfólios dos agentes. Observou-se, ainda, relação negativa da taxa de câmbio sobre o índice do mercado de ações, indicando que em um cenário de incertezas e risco de desvalorização cambial há saída de recursos do Ibovespa, ocasionada pela diminuição dos retornos, em moeda estrangeira, dos investimentos no mercado acionário doméstico.

Transmission mechanisms of monetary policy in Brazil: an analysis of the portfolio channel from 2002 to 2018

Abstract

This paper empirically analyzes the portfolio transmission channel of monetary policy in Brazil from January 2002 to June 2018. We tested the statistical relationship between the Selic policy rate and the Brazilian main stock exchange index, Ibovespa. We used a multivariate econometric modelling whose variables were the Selic, Ibovespa, Federal Funds Rate, nominal exchange rate and industrial production index. The estimations reported long-term relationship between these variables and allowed us to conclude that the Brazilian Central Bank had a moderate power to influence agents' portfolio allocation. Nevertheless, this influence was lagged.

Keywords: Monetary Policy, Selic, Portfolio Channel, Ibovespa

JEL: E50, E52, E58

Referências bibliográficas

Arestis, P.; Terra, F. H. B. (2017). "Monetary policy in the post keynesian theoretical framework". *Revista de Economia Política*, 37 (146): 45-64.

Bacha, E. (2011). "Além da tríade: como reduzir os juros?" In: BACHA, E.; DE BOELLE, M. (Orgs.). *Novos dilemas da política econômica: ensaios em homenagem a Dionísio Dias Carneiro*, p. 130-139. Rio de Janeiro: LTC.

Banco Central do Brasil. (2010). *Relatório de inflação*, 12 (2), Brasília: BCB.

Banco Central do Brasil. (2019). *Séries Temporais do Banco Central do Brasil*. Brasília: BCB. Disponível em:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>

Barbosa, F. de H. (2006). "The contagion effect of public debt on monetary policy: the Brazilian experience". *Revista de Economia Política*, (26) 2: 231-238.

Barboza, R. (2015). "Taxas de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil". *Revista de Economia Política*, 35 (138): 133-155.

Bernanke, B.; Kuttner, K. (2005). "What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?". *The Journal of Finance*, 60 (3): 1221-1257.

Bjørnland, H.; Leitomo, K. (2009). "Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market". *Journal of Monetary Economics*, 56: 275-282.

Bueno, R. (2012). *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage.

Carvalho, F. (2005). “Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil”. *Revista de Economia Política*, 25 (100): 323-336.

Carvalho, F.; Paula, L. F.; Souza, F. E. P.; Studart, R.; Sicsú, J. (2007). *Economia monetária e financeira: teoria e política*. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier.

Cunha, D. C.; Leite, L. G.; Leister, M. D. (2016). *A gestão da dívida pública, o efeito riqueza e a transmissão da política monetária*. Textos para Discussão do Tesouro Nacional, 23. Brasília: Tesouro Nacional.

Federal Reserve Bank. (2019). *Fred Economic Data*. Sant Louis: Federal Reserve Bank.

Enders, W. (2015). *Applied econometric time series*. 4. ed.. Nova York: Wiley.

Goodfriend, M.; King, R. G. (1997). “The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy”. *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual Conference on Macroeconomics*, 12: 231-296.

Gomes, C.; Pires, M. C. C.; Terra, F. (2014). “The effects of public debt management on macroeconomic equilibrium: An analysis of the Brazilian economy”. *Economia*, 15 (2): 174-188.

Grôppo, G. (2004). *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA*. Dissertação [de mestrado] apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 107p.

Ipedata. (2019). *Dados Macroeconômicos*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Keynes, J. M. (1964). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Nova York: HBS.

Lavoie, M. (2014). *Post Keynesian Economics – new foundations*. Cheltenham: Edward Elgar.

Lee, B. (1992). “Casual relations among stock returns, interest rates, real activity and inflation”. *The Journal of Finance*, 47 (4): 1591-1603.

Loyo, E. (2006). “Política monetária e alongamento da dívida pública”. In: Bacha, E., Oliveira, L.C. (Eds.), *Mercado de Capitais e Dívida Pública*. Contracapa: São Paulo, 297-328.

Lundberg, E. (2011). “Bancos Oficiais e Crédito Direcionado - O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?”. *Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil*, 258: 1-39.

Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

Modenesi, A.; Araújo, E. (2012). “Os determinantes macroeconômicos da inflação: implicações para a política monetária”. In: Ferrari Filho, F.; Paula, L. F. *Crise Financeira Internacional – origens, desdobramentos e perspectivas*. São Paulo: Unesp, 187-190.

Oreiro, J. L.; Amaral, R. (2008). “Relação Entre o Mercado de Dívida Pública e a Política Monetária no Brasil”. *Revista de Economia Contemporânea*, 13 (3): 491-517.

Passos, N.; Modenesi, A. de M. (2020). “Public banks and monetary policy: An empirical analysis based on dependent local projections for Brazilian Economy (2000-*Econômica – Niterói*, v. 23, n. 1, p. 102-120. Junho, 2021

2018)”. *International Review of Applied Economics*, 35 (1): 1-18.

Pires, M. C. C.; Andrade, J. P. (2009). “Uma Análise da Transmissão da Política Monetária e o Canal da Dívida Pública com Aplicação aos Dados Brasileiros”. *Economia Aplicada*, 13 (4): 439-462.

Secretaria do Tesouro Nacional. (2018). Relatório mensal da dívida pública federal. Brasília: Tesouro Nacional.

Siqueira, K. B.; Kilmer, R. L.; Campos, A. C. (2010). “The dynamics of farm milk price formation in Brazil”. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 48 (1): 41-61.

Taylor, J. B. (1993). “Discretion versus policy rules in practice”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39: 195-214.

Thorbecke, W. (1997). “On stock market returns and monetary policy”. *The Journal of Finance*, 52 (2): 635-654.

Recebido em 18 de dezembro de 2020.

Aceito para publicação em 02 de novembro de 2022.