

FACULDE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
DOUTORADO EM ECONOMIA REGIONAL

MARIVIA DE AGUIAR NUNES

**TRÊS ENSAIOS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA  
NO PERÍODO PÓS-METAS DE INFLAÇÃO:  
UMA AVALIAÇÃO DA REGRA DE TAYLOR,  
UMA ESTIMAÇÃO DA TAXA DE JUROS REAL NEUTRA E  
UMA ANÁLISE DOS IMPACTOS DO CRÉDITO DIRECIONADO**

Porto Alegre  
2019

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica  
do Rio Grande do Sul

Marivia de Aguiar Nunes

**TRÊS ENSAIOS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA  
NO PERÍODO PÓS-METAS DE INFLAÇÃO:  
UMA AVALIAÇÃO DA REGRA DE TAYLOR,  
UMA ESTIMAÇÃO DA TAXA DE JUROS REAL NEUTRA E  
UMA ANÁLISE DOS IMPACTOS DO CRÉDITO DIRECIONADO**

Tese submetida ao Programa de Pós-graduação em Economia da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, como quesito parcial para a obtenção do título de Doutora em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim

Porto Alegre  
2019

## Ficha Catalográfica

D278t de Aguiar Nunes, Marivia

Três ensaios sobre a política monetária brasileira no período pós-metas de inflação : uma avaliação da Regra de Taylor, uma estimação da taxa de juros real neutra e uma análise dos impactos do crédito direcionado / Marivia de Aguiar Nunes . – 2019.

109.

Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim.

1. Banco Central. 2. Política Monetária. 3. Regra de Taylor. 4. Taxa de juros real neutra. 5. Crédito direcionado. I. Mussi Alvim, Augusto. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da PUCRS com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Bibliotecária responsável: Salete Maria Sartori CRB-10/1363


## **Marivia de Aguiar Nunes**

TRÊS ENSAIOS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS METAS DE INFLAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO DA REGRA DE TAYLOR, UMA ESTIMAÇÃO DA TAXA DE JUROS REAL NEUTRA E UMA ANÁLISE DOS IMPACTOS DO CRÉDITO DIRECIONADO

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 18 de janeiro de 2019, pela Banca Examinadora.

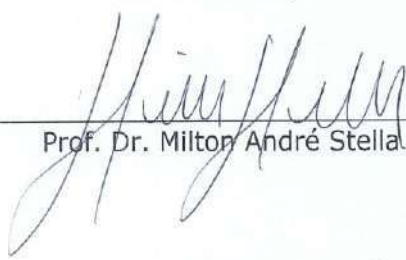
### BANCA EXAMINADORA:



---

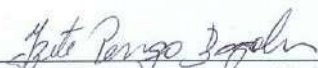
Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim

Orientador e Presidente da sessão




---

Prof. Dr. Milton André Stella



---

Prof.ª Dr.ª Izete Pengo Bagolin



---

Prof.ª Dr.ª Patrícia Ullmann Palermo

*“Simple models can help economic problems by focusing on a small number of factor  
thought essential for their understanding.”  
(Bogdanski, Tombini e Werlang, 2000)*

## AGRADECIMENTOS

Finalizar esta tese de doutorado me trouxe a sensação de dever cumprido. Não foram fáceis os quatro anos em que tive de conciliar minhas atividades profissionais no Banrisul durante o dia, preparar e ministrar aulas à noite no Centro Universitário FADERGS e me dedicar à elaboração desta tese. Foi preciso ter disciplina para caminhar ao longo destes quatro anos e, naturalmente, abdicar de muitas horas de lazer. Mas acredito que tudo que queremos pode ser alcançado; basta persistirmos. Durante esta caminhada, a ajuda de algumas pessoas foi fundamental, na medida em que tornou o trajeto menos tortuoso.

Primeiramente, agradeço ao meu marido, João Pedro, por todo o amor e ajuda ao longo desses vários anos de estudo, pela família que já construímos, e por todas as outras coisas que as limitações espaciais desta folha de papel não me permitem enumerar.

Agradeço também aos meus pais, por me incentivarem a estudar desde cedo e por mostrarem que o principal é que tenhamos, sempre, boa índole.

Gostaria de agradecer ainda aos amigos e colegas do Grupo de Estudos Econômicos do Banrisul, Maria Andréia Nunes e Diogo Metzdorff, que leram e contribuíram diversas vezes com sugestões ao longo da realização deste estudo.

Agradeço ao professor Marcelo Portugal pelo auxílio na fase inicial deste trabalho, por sua colaboração no que diz respeito à organização das ideias que, mais tarde, vieram a se transformar nesta tese.

Agradeço também ao Bruno Breyer Caldas, ao Tiago Tristão e ao Professor João Frois Caldeira, pela ajuda e contribuições, as quais foram fundamentais na fase de aprimoramento dos artigos.

Agradeço ainda ao professor Augusto Mussi Alvim, coordenador do curso de pós-graduação em Economia da PUCRS, por sua orientação ao longo da realização desta pesquisa. Muito obrigada pela disponibilidade, sugestões, ajuda com o cronograma e por me ajudar a conservar a motivação para seguir trabalhando.

Agradeço também à Rosângela, por fazer com que eu me mantivesse firme ao longo desta jornada múltipla.

Agradeço ainda à Patrícia Palermo, amiga e profissional que admiro muito. Obrigada por ter aceitado novamente o convite para contribuir em minha formação.

Não poderia deixar de agradecer à professora Izete Bagolin, que não permitiu que eu desistisse do Doutorado, me oferecendo apoio em um momento de dificuldade na fase inicial do curso. Nunca vou esquecer disso, e nenhum gesto meu será suficiente para mostrar o quanto lhe sou grata.

Por fim, agradeço ao Banrisul pelo incentivo, o qual foi extremamente importante para a concretização deste sonho.

## RESUMO

Esta tese, composta por três ensaios cuja característica comum se constitui no estudo de aspectos relativos à atuação do Banco Central (BC) após a implementação do Regime de Metas de Inflação (mais especificamente no período de janeiro de 2003 a maio de 2016, quando o BC foi presidido, respectivamente, por Henrique Meirelles e Alexandre Tombini), pretende contribuir para as discussões associadas à política monetária brasileira, ao avaliar a atuação da Instituição como agente responsável pela condução da política monetária; como agente capaz de perseguir a taxa de juros real ou estrutural; e como agente potencializador da influência da política monetária na atividade econômica. No primeiro ensaio, o objetivo é avaliar a postura do Banco Central brasileiro enquanto condutor da política monetária, identificando se a Instituição tem seguido a regra definida por Taylor (2000). Para tanto, após uma breve revisão da literatura e a exposição da metodologia, são apresentados os resultados da estimação de diferentes funções de reação do BC brasileiro, sendo possível verificar em quais períodos e/ou mandatos a Instituição atribuiu maior peso ao problema da inflação do que ao do desemprego, e vice-versa. O estudo também conta com uma análise conjuntural do período, verificando-se o comportamento de variáveis macroeconômicas como PIB, renda per capita, taxa de desemprego e inflação ao consumidor, o que consiste na principal contribuição do trabalho. Em termos de resultados, conclui-se que, a partir do mandato de Alexandre Tombini, houve uma importante mudança na condução da política monetária brasileira, na medida em que o BC, ao se revelar mais leniente com a inflação, passou a atribuir maior peso ao problema do desemprego do que ao da inflação em suas decisões de política monetária na comparação com o observado no mandato de Henrique Meirelles. Com relação à análise conjuntural, observou-se, na gestão de Tombini comparativamente a de Meirelles, redução da taxa de crescimento do PIB, da taxa de crescimento da renda per capita, elevação do Risco-País, da inflação e do desemprego. No segundo ensaio, por sua vez, é realizada uma estimação da taxa de juros real neutra da economia brasileira, variável que, embora não seja observável de forma explícita, assume importância nas discussões de política econômica, na medida em que denota a atuação “neutra” de um BC, tendo em vista que, ao persegui-la, a autoridade monetária assegura a estabilidade dos preços e, ao mesmo tempo, não exerce nenhuma espécie de influência no crescimento econômico. Neste caso, as estimações foram operacionalizadas através de dois diferentes métodos, a saber: i) utilização do filtro Hodrick-Prescott; e ii) um modelo VAR estrutural (SVAR). Depois de realizadas as referidas estimações, ambas são combinadas, resultando em uma estimativa única para a taxa neutra brasileira. A estratégia de combinar os dois métodos foi adotada porque cada um deles possui um perfil e capta diferentes informações, o que lhes torna complementares, além de retornar uma estimativa mais suavizada e reduzir a incerteza inerente à estimação de uma variável latente como o juro neutro, o que consiste na principal contribuição deste estudo frente aos trabalhos disponíveis. Os principais resultados desta pesquisa revelaram que não é possível afirmar que o juro neutro apresentou redução relevante no período em que Alexandre Tombini esteve à frente do Banco Central, sugerindo que sua gestão foi marcada pela discricionariedade na condução da política monetária. Por fim, no terceiro ensaio, o objetivo é avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após 2008, com o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira, uma vez que a taxa básica de juros,

neste interregno, foi capaz de atuar apenas sobre parte do crédito existente na economia (isto é, sobre o crédito livre com taxas de mercado), o que representa uma importante limitação do raio de atuação da política monetária doméstica. Para tanto, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, são realizadas as estimações, as quais são operacionalizadas através de um modelo VAR e de funções de impulso-resposta, seguindo o procedimento de Toda e Yamamoto (1995). Através deste procedimento e do modelo estimado, é possível verificar separadamente os efeitos dos choques do crédito livre e do crédito direcionado na política monetária brasileira, com foco neste último, o que consiste na principal contribuição deste trabalho frente aos demais. Os principais resultados da pesquisa revelaram que, até setembro de 2008, a dinâmica dos juros influenciou o crédito direcionado, o que corrobora com a hipótese principal desta pesquisa, qual seja, de que a partir de 2008 apenas o crédito livre se modifica quando há mudança na política monetária brasileira. Por sua vez, a partir de outubro de 2008, verificou-se que apenas o crédito livre foi influenciado pela política monetária e que a dinâmica do crédito direcionado afetou negativamente a percepção de risco da economia brasileira nos períodos iniciais e em horizontes mais longos, sugerindo que a política de aumento da participação do crédito direcionado se constituiu em evento que, na visão dos mercados, não contribuiu para a evolução positiva do País. Pode-se dizer que, entre as principais contribuições desta tese, estão avaliações, sob diferentes prismas, da política monetária brasileira após o RMI, implementado há quase 20 anos, identificando se a atuação do BC neste período tem contribuído para a evolução da economia brasileira.

**Palavras-chave:** Banco Central; política monetária; Regime de Metas para a Inflação; Regra de Taylor; taxa de juros; taxa de juros real neutra; taxa de juros estrutural; crédito; crédito direcionado.



## ABSTRACT

This doctoral thesis, composed of three essays whose common characteristic is the study of aspects related to the Central Bank (CB) performance after the implementation of the Inflation Target Regime (more specifically from January 2003 to May 2016, when the BC was presided over, respectively, by Henrique Meirelles and Alexandre Tombini), intends to contribute to the discussions associated with the Brazilian monetary policy, when evaluating the performance of the Institution as agent responsible for conducting monetary policy; as an agent capable of pursuing the real or structural interest rate; and as an agent that enhances the influence of monetary policy on economic activity. In the first essay, the aim is to evaluate the position of the Brazilian Central Bank as the driver of monetary policy, identifying if the Institution has followed the rule defined by Taylor (2000). After a brief review of the literature and methodology, the results of the estimation of the different reaction functions of the Brazilian Central Bank are presented. It is possible to verify in which periods and / or mandates the Institution attributed greater weight to the inflation problem of the Brazilian Central Bank, unemployment, and vice versa. The study also counts on a conjunctural analysis of the period, showing the behavior of macroeconomic variables such as GDP, per capita income, unemployment rate and consumer inflation, which is the main contribution of the work. In terms of results, it is concluded that, since the mandate of Alexandre Tombini, there was a significant change in the conduct of Brazilian monetary policy, as the CB, by being more lenient with inflation, began to attribute greater weight to the problem of unemployment rather than to inflation in its monetary policy decisions compared to that observed in the mandate of Henrique Meirelles. With regard to the conjunctural analysis, in the management of Tombini comparatively to that of Meirelles, it was observed a reduction of the rate of growth of the GDP, of the rate of growth of per capita income, increase of Country Risk, of inflation and of unemployment. In the second essay, in turn, an estimation of the neutral real interest rate of the Brazilian economy is made, a variable that, although not explicitly observable, is important in the discussions of economic policy, insofar as it denotes the "neutral" "Of a Central Bank, given that, by pursuing it, the monetary authority ensures price stability and, at the same time, exerts no influence on economic growth. In this case, the estimates were operationalized through two different methods, namely: i) use of the Hodrick-Prescott filter; and ii) a structural VAR model (SVAR). After these estimates have been made, both are combined, resulting in a single estimate for the Brazilian neutral rate. The strategy of combining the two methods was adopted because each of them has a profile and captures different information, which makes them complementary, besides returning a smoother estimate and reducing the uncertainty inherent to the estimation of a latent variable such as neutral interest, which is the main contribution of this study to the available works. The main results of this research revealed that it is not possible to affirm that the neutral interest showed a significant reduction in the period in which Alexandre Tombini was at the head of the Central Bank, suggesting that its management was marked by the discretion in the conduct of the monetary policy. Finally, in the third essay, the aim is to evaluate whether there was a reduction in the effectiveness of monetary policy after 2008, with the increase in the share of the credit balance directed in the total credit balance of the Brazilian economy, since the basic interest rate, in this interregnum, was able to act only on part of the existing credit in the economy (that is, on the free credit with market rates), which

represents an important limitation of the scope of the domestic monetary policy. To do so, after a brief review of the literature and an exposition of the methodology used in this work, the estimations are performed, which are performed through a VAR model and impulse-response functions, following the procedure of Toda and Yamamoto (1995). Through this procedure and the estimated model, it is possible to verify separately the effects of the shocks of free credit and directed credit in the Brazilian monetary policy, focusing on the latter, which is the main contribution of this work in front of the others. The main results of the research revealed that, up to September 2008, the interest dynamics influenced the directed credit, which corroborates with the main hypothesis of this research, that from 2008 only free credit changes when there is change in Brazilian monetary policy. On the other hand, as of October 2008, it was verified that only free credit was influenced by monetary policy and that the directed credit dynamics negatively affected the perception of risk of the Brazilian economy in the initial periods and in longer horizons, suggesting that the policy of increasing the participation of directed credit was an event that, in the view of the markets, does not contribute to the positive evolution of the country. One of the main contributions of this thesis is that, under different prisms, of the Brazilian monetary policy after the RMI, implemented almost 20 years ago, identifying if the performance of the CB in this period has contributed to the evolution of the Brazilian economy.

**Keywords:** Central Bank; monetary policy; Inflation Target Regime; Taylor's Rule; interest rate; neutral real interest rate; structural interest rate; credit; directed credit.

## SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO.....	12
ENSAIO I - REGRAS OU DISCRICIONARIEDADE? UMA ANÁLISE DA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS METAS DE INFLAÇÃO .....	15
1 INTRODUÇÃO .....	15
2 REVISÃO DA LITERATURA.....	18
3 MÉTODO E DADOS.....	25
4 RESULTADOS .....	32
5 CONCLUSÕES.....	42
REFERÊNCIAS.....	46
ENSAIO II - ESTIMATIVAS PARA A TAXA DE JUROS REAL NEUTRA DA ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS METAS DE INFLAÇÃO .....	50
1 INTRODUÇÃO .....	50
2 REVISÃO DA LITERATURA.....	53
3 MÉTODO E DADOS.....	60
4 RESULTADOS .....	65
5 CONCLUSÕES.....	71
REFERÊNCIAS.....	73
ENSAIO III - IMPACTOS DO CRÉDITO DIRECIONADO SOBRE A EFICÁCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE UTILIZANDO UM MODELO VAR E O PROCEDIMENTO DE TODA E YAMAMOTO (1995) NO PERÍODO PÓS METAS DE INFLAÇÃO.....	77
1 INTRODUÇÃO .....	78

2 MÉTODO E DADOS.....	83
3 RESULTADOS.....	91
4 CONCLUSÕES.....	97
REFERÊNCIAS.....	100

## APRESENTAÇÃO

A maioria dos Bancos Centrais (BCs), particularmente até a primeira metade da década de 80, possuíam responsabilidades como a obtenção de elevados níveis de crescimento econômico e emprego, o financiamento do gasto público e a solução de problemas relativos ao balanço de pagamentos. Também se esperava que mantivessem a estabilidade financeira e de preços, ainda que tal tarefa não ocupasse, à época, posição de destaque na agenda das autoridades monetárias. Com efeito, a maioria dos países que gozava de razoável estabilidade de preços neste período logrou tal resultado devido ao sistema de Bretton Woods, vigente no período 1944-1971 e adotado por 44 países, o qual refletia a hegemonia dos Estados Unidos nos pós-guerra, tendo em vista que a moeda desse país, o dólar, assumia o papel de reserva internacional, ao ser vinculado à mercadoria que representava o dinheiro universal – o ouro. Neste sistema, as demais moedas deveriam se alinhar ao dólar, tornando-se convertíveis a taxas de câmbio relativamente fixas, de maneira que a moeda norte-americana exercia o papel de âncora nominal, definida como um mecanismo que impõe restrições à política monetária doméstica, ao atrelar o nível de preços a um determinado valor (CUKIERMAN, 2006; KILSZTAJN, 1989; SALOMÃO, 2003).

Após o fracasso de Bretton Woods, resultante de pressões na demanda por ouro, a conversibilidade foi abandonada, levando as economias mundiais à busca de uma nova âncora nominal capaz de conferir estabilidade aos preços. Tal transformação resultou na utilização, por diversos países, de um sistema de metas para o crescimento dos agregados monetários, o que implicaria no estabelecimento de uma estrutura para a condução da política monetária que fosse capaz de ancorar as expectativas inflacionárias. Este sistema, adotado por países como Suíça e Alemanha, na década de 70, e Estados Unidos, nos anos 80, no qual a moeda funcionava como meta explícita de política monetária, apresentou limitações, o que pode ser atribuído à conjuntura da época, na qual os mercados financeiros passavam por crescente liberalização, dificultando a mensuração exata dos agregados monetários (MENDONÇA, 2002; MISHKIN, 2000).

Por sua vez, as dificuldades de operacionalização das âncoras nominais acima citadas culminaram na difusão de um mecanismo de condução da política monetária

no qual a estabilidade de preços se tornou o objetivo primordial dos BCs, seja nos países desenvolvidos, seja nos países em desenvolvimento, a exemplo do Brasil. Este mecanismo, denominado Regime de Metas para a Inflação (RMI), consiste, em linhas gerais, no compromisso da autoridade monetária de cumprir uma meta quantitativa previamente estabelecida para a taxa de inflação. Adicionalmente, o RMI deve se dar a partir de condutas pautadas pela transparência, para um ou mais horizontes temporais. Nessas circunstâncias, a principal ideia associada ao RMI é que a credibilidade é condição necessária à estabilidade monetária, e que, para ser crível, o BC tem de adotar postura consistente, transparente e comprometida no que diz respeito ao controle do nível de preços, de modo que a sinalização e o empenho em atingir a meta preestabelecida atuam no sentido de coordenar as expectativas dos agentes, fundamentando seu processo de tomada de decisão e criando um ambiente de estabilidade econômica (MISHKIN, 2000; BERNANKE *et al.*, 1999; OLIVEIRA, 2006).

Particularmente no Brasil, que adota o RMI, os juros são modificados visando ao cumprimento do mandato principal da autoridade monetária, qual seja, assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda, o que, sumariamente, significa que o BC deve garantir uma inflação baixa e estável, visando, em última instância, a garantir considerável previsibilidade aos agentes, dinâmica que tende a contribuir para a promoção do crescimento econômico.

Nesse contexto, esta tese, que tem como característica comum o estudo de aspectos concernentes à atuação do BC depois da implementação do Regime de Metas de Inflação, pretende contribuir para as discussões relativas à política monetária do Brasil, ao avaliar a atuação da Instituição como agente responsável pela condução da política monetária; como agente capaz de perseguir a taxa de juros real ou estrutural; e como agente potencializador da influência da política monetária na atividade econômica.

Em termos de estrutura, este trabalho, além desta apresentação, será composto por três ensaios. No primeiro ensaio, avalia-se a postura do BC brasileiro enquanto condutor da política monetária, identificando em quais períodos e/ou mandatos a autoridade monetária atribuiu maior peso ao problema da inflação do que ao do desemprego, e vice-versa. O estudo também traz uma análise conjuntural do período, através da descrição da dinâmica de variáveis macroeconômicas como PIB, renda per

capita, taxa de desemprego e inflação ao consumidor, o que consiste na principal contribuição do artigo.

No segundo ensaio, por sua vez, são realizadas estimações da taxa de juros real neutra da economia brasileira através de dois diferentes métodos: i) utilização do filtro Hodrick-Prescott; e ii) um modelo VAR estrutural (SVAR). Posteriormente, ambas são combinadas, resultando em uma estimativa única para a taxa neutra brasileira, dado que cada um dos modelos utilizados possui um perfil e capta diferentes informações, o que lhes torna complementares, reduzindo a incerteza inerente à estimação de uma variável latente como o juro neutro, o que consiste na principal contribuição deste estudo frente aos trabalhos disponíveis.

Por fim, no terceiro ensaio, avalia-se se houve redução da eficácia da política monetária após 2008, com o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira. Para tanto, utiliza-se um modelo VAR e funções de impulso-resposta, seguindo o procedimento de Toda e Yamamoto (1995). Além disso, o modelo estimado permite verificar separadamente os efeitos dos choques do crédito livre e do crédito direcionado na política monetária brasileira, com foco neste último, o que reside na principal contribuição deste artigo frente aos já realizados.

## ENSAIO I - REGRAS OU DISCRICIONARIEDADE? UMA ANÁLISE DA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS METAS DE INFLAÇÃO

**RESUMO:** O objetivo deste artigo é avaliar a postura do Banco Central brasileiro enquanto condutor da política monetária, identificando se a Instituição tem seguido a regra definida por Taylor (2000). Para tanto, após uma breve revisão da literatura e a exposição da metodologia, são apresentados os resultados da estimação de diferentes funções de reação do BC brasileiro, sendo possível verificar em quais períodos e/ou mandatos a Instituição atribuiu maior peso ao problema da inflação do que ao do desemprego, e vice-versa. O estudo também conta com uma análise conjuntural do período, verificando-se o comportamento de variáveis macroeconômicas como PIB, renda per capita, taxa de desemprego e inflação ao consumidor, o que consiste na principal contribuição do trabalho. Em termos de resultados, conclui-se que, a partir do mandato de Alexandre Tombini, houve uma importante mudança na condução da política monetária brasileira, na medida em que o BC, ao se revelar mais leniente com a inflação, passou a atribuir maior peso ao problema do desemprego do que ao da inflação em suas decisões de política monetária na comparação com o observado no mandato de Henrique Meirelles. Com relação à análise conjuntural, observou-se, na gestão de Tombini comparativamente a de Meirelles, redução da taxa de crescimento do PIB, da taxa de crescimento da renda per capita, elevação do Risco-País, da inflação e do desemprego.

**Palavras-chave:** Banco Central; política monetária; Regime de Metas para a Inflação; Regra de Taylor.

**ABSTRACT:** The aim of this paper is to evaluate the Brazilian Central Bank's position as driver of monetary policy, identifying if the Institution has followed the rule defined by Taylor (2000). After a brief review of the literature and methodology, the results of the estimation of the different reaction functions of the Brazilian Central Bank are presented. It is possible to verify in which periods and / or mandates the Institution attributed greater weight to the inflation problem of the Brazilian Central Bank. unemployment, and vice versa. The study also counts on a conjunctural analysis of the period, showing the behavior of macroeconomic variables such as GDP, per capita income, unemployment rate and consumer inflation, which is the main contribution of the work. In terms of results, it is concluded that, since the mandate of Alexandre Tombini, there was a significant change in the conduct of Brazilian monetary policy, as the CB, by being more lenient with inflation, began to attribute greater weight to the problem of unemployment rather than to inflation in its monetary policy decisions compared to that observed in the mandate of Henrique Meirelles. With regard to the conjunctural analysis, in the management of Tombini comparatively to that of Meirelles, it was observed a reduction of the rate of growth of the GDP, of the rate of growth of per capita income, increase of Country Risk, of inflation and of unemployment.

**Keywords:** Central Bank; monetary policy; Inflation Target Regime; Taylor Rule.

**Classificação JEL:** E50, E58, E52.

### 1 INTRODUÇÃO

A prática da política monetária, que consiste em um conjunto de ações que regulam a quantidade de dinheiro e, portanto, as condições de crédito das economias, é essencial para qualquer sistema econômico. Uma das formas de condução da política monetária são os regimes de política monetária, que possuem, em linhas gerais, dois grandes objetivos: i) atingir uma meta para a taxa de inflação e; ii) atingir uma meta para o produto potencial, elementos que motivam a conduta dos Banco Centrais (BCs), gerando regras de política monetária. Especificamente na economia brasileira, a qual é



objeto deste estudo, adota-se, para a condução da política monetária, o Regime de Metas para a Inflação (RMI), no qual a estabilidade de preços é o objetivo principal a ser perseguido, ficando os demais propósitos de política econômica subordinados ao cumprimento da meta estabelecida para a inflação.

Conforme Licha (2015), poderá se configurar um RMI quando i) a meta de inflação for estrita, ou seja, se for o único objetivo do BC, que é considerado conservador e intolerante à dinâmica inflacionária, de modo que suas políticas não se prestam a acomodar choques de oferta que possam vir a se materializar na economia; e ii) o BC dispor de uma meta de inflação flexível (com intervalos de tolerância, por exemplo), o que lhe permite acomodar parte dos eventuais choques de oferta na atividade econômica.

Nessa linha, o desenho do RMI pode ser mais rígido, isto é, baseado em regras, ou mais flexível, com maior grau de discricionariedade. A esse respeito, quanto maior for a utilização de práticas que visem a acomodar choques com potencial para desviar o nível de preços da meta estabelecida, mais flexível será o Regime, situação na qual a resposta da política monetária poderá ser menos imediata e, ao mesmo tempo, menos deletéria no que diz respeito aos impactos sobre o produto e sobre o emprego.

Em termos práticos, podem ser empregados horizontes temporais mais dilatados para a convergência da inflação à meta; medidas de núcleo para a inflação, as quais procuram captar a tendência dos preços, desconsiderando distúrbios resultantes de choques temporários; disposições que permitam o desvio temporário dos preços da meta sob um cenário de instabilidade; e, por fim, a definição de um intervalo de tolerância (cujo centro será a meta de inflação) dentro do qual deverá se situar a inflação efetiva, permitindo a assimilação de desvios temporários dos preços da meta.

Apesar de tais variações, é consensual na literatura que o desenho do RMI deve se adequar às especificidades dos mecanismos de transmissão da política monetária e às características associadas ao processo de formação de preços de cada país, condições necessárias não apenas para potencializar seus benefícios, mas também para reduzir seus efeitos colaterais (OLIVEIRA, 2006). Apesar disso, é consenso que os BCs dos países de regime institucional rígido, isto é, que se utilizam de regras para tomarem suas ações de política monetária, conduzem uma política monetária mais firme, dando maior ênfase à dinâmica inflacionária em detrimento da atividade econômica, ao contrário

das práticas utilizadas em regimes mais flexíveis. Uma das regras de condução da política monetária mais conhecidas é a Regra de Taylor (2000), definida como a regra (ou fórmula) matemática utilizada pela autoridade monetária para determinar, do modo mais preciso possível, as circunstâncias nas quais seu instrumento de política monetária será modificado. Este instrumento, no caso do RMI, é a taxa de juros.

No Brasil, o RMI foi adotado no ano de 1999, o que representou um importante esforço de mudança na economia do País. Todavia, ao longo de praticamente 20 anos de vigência do Regime, houve atingimento da meta de inflação no sentido estrito<sup>1</sup> apenas nos anos de 2000, 2006, 2007, 2009 e 2017. Essa incapacidade de cumprimento da meta de inflação por parte do BC, a qual motivou a realização deste estudo, pode estar associada à adoção de uma política monetária com maior grau de discricionariedade, demonstrando que o modo de condução da política monetária adotado pelo BC neste período pode não ter sido o mais adequado à realidade e às particularidades do País. Caso esta hipótese seja comprovada, aumentam as chances de promover mudanças no modo de condução do Regime, evitando que erros passados não venham a se repetir, o que aumenta as chances de êxito do RMI nos períodos subsequentes.

Frente a esse contexto, o objetivo deste ensaio é avaliar, após a implementação do RMI, mais especificamente durante os mandados de Henrique Meirelles (janeiro de 2003 a dezembro de 2010) e Alexandre Tombini (janeiro 2011 a maio de 2016), a postura assumida pelo BC brasileiro enquanto condutor da política monetária, identificando se a Instituição tem seguido a regra definida por Taylor (2000).

Em termos de estrutura, além desta introdução, o artigo possui uma breve revisão da literatura, a metodologia e os resultados da estimação de diferentes funções de reação do BC brasileiro, sendo possível verificar em quais períodos e/ou mandatos a Instituição atribuiu maior peso ao problema da inflação do que ao do desemprego, e vice-versa. Ainda nos resultados, o estudo conta com uma análise conjuntural do período, verificando-se o comportamento de variáveis macroeconômicas como PIB, renda per capita, taxa de desemprego e inflação ao consumidor, o que consiste na

---

<sup>1</sup> Quando a inflação se situa no centro ou ao redor da meta.

principal contribuição do trabalho. Por fim, a última seção conta com as principais conclusões do estudo.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 O debate regras *versus* discricionariedade e a Regra de Taylor

Barro e Gordon (1983) salientam a importância da reputação da autoridade monetária como instrumento para disciplinar a condução da política monetária, alegando que a persistência da inflação pode ser atribuída à perda de reputação associada ao não cumprimento dos acordos previamente firmados com a sociedade. Nesse sentido, dois elementos essenciais para a obtenção de capital reputacional pelo BC são a autonomia e a independência<sup>2</sup>, de maneira que a autoridade monetária deveria ser, em uma circunstância ideal, a única responsável pela condução da política monetária, não devendo suas decisões serem objeto de intervenção de agentes externos à Instituição<sup>3</sup>.

Em geral, os BCs devem ser independentes de influências políticas e, portanto, livres para perseguirem, de forma eficiente, a meta de inflação. Entretanto, em algumas circunstâncias, há estímulos para que a autoridade política inflacione o sistema. Esta situação, na literatura econômica, dá origem ao chamado viés inflacionário<sup>4</sup>, o qual remete ao fato de que, ao calibrarem seus instrumentos visando ao cumprimento das metas, as autoridades monetárias se defrontam com custos sociais, os quais não seriam politicamente desejáveis. A partir deste problema, iniciaram-se, nas décadas de 1970 e

---

<sup>2</sup> De acordo com Saddi (1997), os bancos centrais podem ser classificados como dependentes, independentes e autônomos em relação a interferências políticas externas. Um BC dependente está subordinado ao Poder Executivo, e executa ordens e implementa políticas previamente definidas pelo Tesouro e pelo Ministério da Fazenda, podendo participar de suas definições, ainda que não tenha o poder de veto. Por outro lado, um BC independente tem total liberdade para elaborar e conduzir a política monetária, definindo os melhores instrumentos a serem utilizados para atingir seus objetivos. Um BC autônomo, por sua vez, tem “liberdade relativa” para implementar as diretrizes definidas pelo Executivo de maneira a alcançar os objetivos de política monetária por este estipulados.

<sup>3</sup> Rogoff (1985), na tentativa de encontrar uma solução para eliminar este problema, propôs a adoção de um BC independente e com um presidente conservador, cuja aversão à inflação é maior do que a da sociedade.

<sup>4</sup> Nas palavras de Mendonça (2002), este conceito pode ser entendido como a tentação que os governos sofrem de buscar um aumento do produto e/ou redução do desemprego por meio do uso de políticas monetárias expansionistas.

1980, discussões com o objetivo de verificar qual dos dois desenhos possíveis de política monetária seria capaz de minimizar tais perdas sociais: i) aquele no qual o BC deve atuar com base em regras a fim de manter sua credibilidade, anunciando previamente o modo como suas políticas reagirão a uma série de situações; ou ii) aquele no qual o BC está livre para dimensionar os eventos à medida que ocorreram, optando pela política que considera apropriada para cada ocasião<sup>5</sup>. Esta controvérsia, por sua vez, deu origem ao debate regras *versus* discricionariedade<sup>6</sup> (ROCHA e CURADO, 2009; MENDONÇA, 2002; MANKIWI, 2008).

Para Kydland e Prescott (1977), a utilização de regras para a condução da política monetária se constitui na solução mais adequada para que a política atual seja consistente com a política de equilíbrio futura. E a independência do BC seria, então, uma extensão institucional das metas de inflação, ao representar um fator limitador da influência discricionária do governo sobre as atividades do BC. Para Rocha e Curado (2009),

Tal restrição à discricionariedade e o potencial choque benéfico sobre as expectativas inflacionárias dos agentes chegaria a um ponto tal que, nessa linha teórica, poder-se-ia dizer que, ao simples anúncio das intenções da autoridade monetária sobre a inflação, esta se ajustaria pela expectativa ancorada dos agentes, sem a requisição de ajuste na taxa de juros.

Uma das regras de condução da política monetária mais conhecidas é a Regra de Taylor (2000)<sup>7</sup>, representada através de uma equação utilizada pela autoridade monetária para determinar as circunstâncias nas quais seu instrumento de política monetária será modificado. Esta regra revela como o BC reage, em termos de condução da política monetária, a eventuais desvios da trajetória esperada que determinadas variáveis macroeconômicas possam vir a apresentar, a exemplo da inflação e do produto.

Cabe ressaltar, contudo, que essa reação do BC a eventuais desvios de determinadas variáveis, ainda que positiva, se trata de um comportamento subótimo,

---

<sup>5</sup> Considerando que o BC pode observar os choques econômicos no momento de sua materialização, se suas decisões são discricionárias, isto é, se dão a posteriori destes choques, ocorrendo após a formação das expectativas de inflação pelo setor privado, o que repercute em choques de demanda e oferta.

<sup>6</sup> Bernanke e Mishkin (1997), por sua vez, postulam que o regime de política monetária deve apresentar uma discricionariedade restringida (*constrained discretion*), o qual pode ser definido como uma mescla de regras e discricionariedade.

<sup>7</sup> Taylor (1993) propôs uma equação capaz de explicar como o Banco Central dos Estados Unidos, o Federal Reserve, reagia, através de mudanças em sua taxa básica de juros, a desvios da inflação de sua trajetória esperada.

dado que o comportamento ótimo da autoridade monetária, conforme evidências da literatura econômica recente, baseada na microfundamentação da teoria macroeconômica, consiste na minimização de uma função de perda social intertemporal (ver ARAGÓN e PORTUGAL, 2009; PALMA e PORTUGAL, 2011; PASCA, ARAGÓN e PORTUGAL, 2012; SÁ e PORTUGAL, 2015). De acordo com esta interpretação, caberia ao Banco Central minimizar os desvios da inflação e do produto agregado de seus níveis desejados<sup>8</sup>. Todavia, a resolução deste problema, em termos de operacionalização, é bastante complexa, de forma que uma solução prática é adotar o esquema subótimo inspirado em Taylor (1993).

Diante do exposto, é possível perceber que condutas adotadas com base em regras claras e críveis para a definição da taxa de juros se revelam bastante úteis, na medida em que viabilizam o controle da inflação, ao minimizar os efeitos de um erro de formação de expectativas por parte dos agentes econômicos, e demonstram o compromisso da autoridade monetária com a estabilidade do nível de preços. Assim, os BCs dos países de regime institucional rígido, isto é, cuja operacionalização baseia-se em regras (indicando, portanto, menor discricionariedade), conduzem uma política monetária mais firme, dando maior ênfase à dinâmica inflacionária. Em regimes mais flexíveis (ou seja, com maior discricionariedade), por sua vez, a resposta da política monetária é suavizada (ROCHA e CURADO, 2009).

## 2.2 Condução da política monetária brasileira: o Regime de Metas para a Inflação

No caso do Brasil, adota-se, para a condução da política monetária, o RMI, o qual tem como objetivo principal a estabilidade de preços, ficando os demais objetivos subordinados ao cumprimento da meta estabelecida para a inflação (OLIVEIRA, 2006).

Em linha com o debate proposto por Kydland e Prescott (1977), o desenho do RMI pode ser mais rígido, isto é, baseado em regras, ou mais flexível, com maior grau de discricionariedade. A esse respeito, quanto maior for a utilização de práticas que visem

---

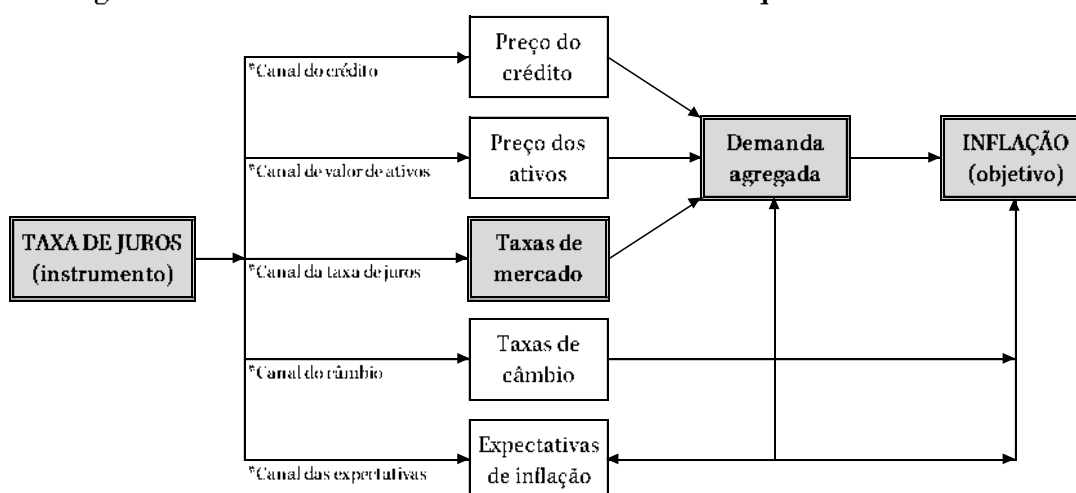
<sup>8</sup> À autoridade monetária caberia minimizar, por exemplo, uma função de perda social a cada período  $t$ , a exemplo de  $L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^M)^2 + \gamma(h_t)^2]$ , o que sugere que o BC, apesar de buscar minimizar o desvio entre a inflação e a meta de inflação, demonstra, simultaneamente, alguma preocupação com (medida por  $\gamma$ ) com o hiato do produto. As restrições para esse problema de minimização são, em geral, uma curva IS e uma curva de Phillips. Vide, por exemplo, Clarida (1997).

a acomodar choques com potencial para desviar o nível de preços da meta estabelecida, mais flexível será o Regime. Mas o desenho do Regime deve ser condizente com as particularidades de cada país, o que se faz necessário não apenas para potencializá-lo, mas também para mitigar seus efeitos colaterais (OLIVEIRA, 2006).

Ainda que a política monetária contenha uma série de instrumentos, assume-se que seu principal instrumento, no RMI, constitui-se na manipulação da taxa de juros, de modo que, modificando-a, o BC aciona os canais de transmissão da política monetária (apresentados na Figura 1), o que lhe permite influenciar o hiato do produto<sup>9</sup> e, a reboque, a inflação.

Quanto à estrutura, Oliveira (2006) salienta que o RMI deve ser desenhado considerando: i) a determinação de um horizonte temporal para o processo de avaliação da trajetória do nível de preços e para a apuração dos resultados do Regime, o qual pode ser curto ou longo; ii) a utilização (ou não) de cláusulas de escape contra circunstâncias particulares que coloquem em risco o cumprimento da meta estabelecida, que podem ser explícitas ou tácitas; iii) o emprego de índices de inflação cheios ou de medidas de núcleo da inflação para operar o Regime; e iv) a amplitude da meta utilizada como guia para a operação da política monetária, a qual pode ser nula, elevada ou baixa.

Figura 1: Síntese dos mecanismos de transmissão da política monetária



Fonte: Adaptado de BARBOZA, 2015.

<sup>9</sup> Diferença entre o PIB efetivo e o PIB potencial de uma economia (DORNBUSCH *et al.*, 2009).

Quanto à operacionalização do RMI, por sua vez, Mishkin (2004) estabelece cinco elementos fundamentais para o sucesso do Regime: i) compromisso institucional de que a estabilidade de preços é o objetivo principal da política monetária; ii) anúncio ao público das metas estabelecidas para a inflação; iii) explicação de como as diversas variáveis (não apenas os agregados monetários e o câmbio) afetam as decisões de política monetária do BC; iv) transparência referente à estratégia de política monetária, através da comunicação com o público e com os mercados, ficando a cargo do BC a exposição de seus planos, objetivos e decisões; e v) atribuição de responsabilidade de cumprimento da meta de inflação estipulada ao BC.

Com efeito, o sucesso do RMI está associado, em boa medida, ao fato de que a determinação de metas para a taxa de inflação e, logicamente, seu cumprimento, tornam-se críveis na medida em que o público é capaz de compreender mais facilmente os conceitos associados à dinâmica dos preços, a qual é de interesse geral, visto que afeta os agentes econômicos na totalidade. Assim, passa a ser interesse da sociedade fiscalizar a atuação da autoridade monetária, a qual tende a conduzir suas políticas visando ao cumprimento de seu objetivo principal, conferindo credibilidade do Regime.

Além da facilidade de compreensão, por parte dos agentes econômicos, do objetivo principal do BC, qual seja, o cumprimento de uma meta para o nível de preços, a transparência assume papel fundamental no RMI. Nas palavras de Mendonça (2006, p. 178),

Dado que há o reconhecimento de que a efetividade da condução da política econômica depende [...] da capacidade do público antecipar as ações do Banco Central; é esperado que a transparência ajude os agentes econômicos a prever melhor as ações da política monetária. Nesse sentido, a transparência contribuiria para o aumento da responsabilidade do Banco Central no alcance das metas anunciadas e, por conseguinte, para o aumento da credibilidade.

Dessa maneira, quanto maior for o grau de transparência do RMI, maior será a credibilidade do BC e, conseqüentemente, a convergência das expectativas de inflação à meta preestabelecida, o que pode ser explicado pelo fato de que os agentes, em um Regime pautado pela transparência, têm maior confiança no BC, dinâmica que, por sua vez, tende a potencializar as ações de política monetária<sup>10</sup>. Nesse sentido, conclui-se que

---

<sup>10</sup> Apesar de apresentar uma série de elementos que jogam a seu favor, cabe salientar que o RMI apresenta algumas limitações, com destaque para a questão da defasagem temporal existente entre as ações de

o RMI tem sua implementação compulsoriamente sustentada na transparência como fonte de credibilidade, de modo que, para que o Regime se mostre exitoso, a autoridade monetária deve gozar de elevada reputação, cuja construção se viabiliza através do compromisso com o cumprimento da estratégia de política monetária anteriormente estabelecida.

Feitas estas considerações, importa ressaltar que o RMI, particularmente devido a seu caráter formal (que facilita o cumprimento, pelo BC, das metas previamente estabelecidas) e ao fato de ser pautado pela transparência dos BCs, adquiriu crescente importância como mecanismo de condução da política monetária. Com efeito, diversos países optaram por sua adoção, sendo que o primeiro foi a Nova Zelândia, em março de 1990. Em abril de 2015, BCs de 36 países adotavam este Regime (SCHMIDT-HEBBEL e CARRASCO, 2016). Os países com a maior meta de inflação são Gana e Índia, ambos com 8% ao ano, que adotaram o RMI em 2007 e 2015, respectivamente. Já o país com a menor meta de inflação é Israel, com 1% ao ano, que aderiu ao RMI em 1997. Para maiores detalhes a respeito, vide quadro 1.

No caso da economia brasileira, a estabilidade de preços (e a conseqüentemente adesão ao RMI) tornou-se o objetivo primordial da política monetária, tendo em vista que, após vários anos de elevado crescimento econômico, entre a década de 80 e a primeira metade dos anos 90, o País experimentou forte queda da taxa de crescimento do produto e, simultaneamente, considerável elevação da taxa de inflação, dinâmica que motivou a adoção de sete planos de estabilização econômica no período 1985-1994, sendo que apenas o último deles, o Plano Real, logrou êxito em conter a escala dos preços (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016).

Cronologicamente, o RMI como diretriz formal de política monetária no País foi implementado em 21 de junho de 1999, pelo então Presidente da República, Fernando Henrique Cardoso, através da edição do Decreto n° 3.088, o qual atribuiu ao Conselho Monetário Nacional (CMN) a responsabilidade de estabelecer as metas para a inflação e seus respectivos intervalos de tolerância.

---

política monetária e seus efeitos na atividade econômica, dadas as incertezas relacionadas a eventos inesperados e a erros de previsão para a política monetária, os quais dificultam o cumprimento rigoroso da meta estipulada para o nível de preços (MISHKIN e POSEN, 2001).



Quadro 1: Características selecionadas do RMI vigente nos 36 países optantes - 2015

País	Ano de adoção	Transparência *publicação de atas	Prestação de contas *audiências parlamentares	Meta de inflação em 2015	Horizonte temporal
Nova Zelândia	1990	Não	Sim	2% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Canadá	1991	Não	Sim	2% <sup>1</sup>	6-8 trimestres
Chile	1991	Sim	Sim	3% ± 1,0 p.p	Aproximadamente 2 anos
Reino Unido	1992	Sim	Sim	2%	Em todos os momentos
Austrália	1993	Sim	Sim	2% a 3%	Médio prazo
Suécia	1995	Sim	Sim	2%	Normalmente 2 anos
República Tcheca	1997	Sim	Não	2% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Israel	1997	Sim	Sim	1% a 3%	Entre 2 anos
Coreia	1998	Sim	Sim	3% ± 0,5 p.p	3 anos
Brasil	1999	Sim	Sim	4,5% ± 2,0 p.p	Meta anual
Colômbia	1999	Sim	Sim	2% a 4%	Médio prazo
Polônia	1999	Sim	Não	2,5% ± 1,0 p.p	Médio prazo
África do Sul	2000	Não	Sim	3% a 6%	Em uma base contínua
Taiilândia	2000	Sim	Não	2,5% ± 1,5 p.p	8 trimestres
Hungria	2001	Sim	Sim	3% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Islândia	2001	Sim	Sim	2,5%	Média
México	2001	Sim	Sim	3% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Noruega	2001	Não	Sim	2,5%	Médio prazo
Peru	2002	Não	Sim	2% ± 1,0 p.p	Em todos os momentos
Filipinas	2002	Sim	Não	4% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Guatemala	2005	Sim	Sim	4% ± 1,0 p.p	Final do ano-calendário
Indonésia	2005	Não	Não	4% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Romênia	2005	Não	Não	3% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Armênia	2006	Sim	Sim	4% ± 1,5 p.p	Médio prazo
Sérvia	2006	Não	Não	4% ± 1,5 p.p	Médio prazo
Turquia	2006	Sim	Sim	5% ± 2,0 p.p	Multianual
Gana	2007	Não	Não	8% ± 2,0 p.p	18-24 meses
Albânia	2009	Sim	Sim	3% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Geórgia	2009	Sim	Sim	5%	Médio prazo
Moldova	2010	Sim	Sim	5% ± 1,5 p.p	Médio prazo
República Dominicana	2011	Sim	Sim	4% ± 1,0 p.p	Médio prazo
Uganda	2012	Sim	Sim	5% ± 2,0 p.p	Médio prazo
Japão	2013	Sim	Sim	2%	Aproximadamente 2 anos <sup>2</sup>
Paraguai	2013	Sim	Sim	4,5%	Médio prazo
Rússia	2014	Sim	Sim	4%	Médio prazo
Índia	2015	Sim	Sim	8%	Médio prazo

Fonte: Adaptado de SCHMIDT-HEBBEL e CARRASCO, 2016.

<sup>1</sup>Ponto médio entre 1% e 3%.

<sup>2</sup>Sempre que possível.

Ao BC, por sua vez, coube a tarefa de executar as políticas visando ao cumprimento das metas estipuladas, sendo que, caso a autoridade monetária não obtivesse êxito com relação a este aspecto, seu Presidente teria de, obrigatoriamente, publicar as razões para tal em Carta Aberta ao Ministério da Fazenda (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016).

O índice de preços de referência para a meta para a inflação brasileira é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo<sup>11</sup> (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O IPCA foi escolhido em razão de sua abrangência, ao mensurar a inflação para domicílios com renda entre 1 e 40 salários-mínimos em 13 cidades ou regiões metropolitanas (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016).

Como instrumento primário de política monetária, por sua vez, o RMI brasileiro utiliza a taxa Selic, definida como a taxa de juros média que incide sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil (*overnight*) lastreados por títulos públicos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), isto é, a taxa de juros que equilibra o mercado de reservas bancárias. Ao Comitê de Política Monetária (Copom) é atribuído o compromisso de estabelecer a meta para a taxa Selic, cabendo à mesa de operações de mercado aberto do BC brasileiro manter a taxa Selic diária próxima desta meta (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016).

### 3 MÉTODO E DADOS

#### 3.1 Considerações Iniciais

A função de reação é uma das equações que constitui o modelo semiestrutural agregado de pequeno porte não somente do BC brasileiro<sup>12</sup>, mas de diversas autoridades monetárias do mundo. Ela revela como o BC reage, em termos de condução da política monetária, a eventuais desvios da trajetória esperada que determinadas variáveis macroeconômicas possam vir a apresentar, a exemplo da inflação e do produto. Isso significa que esta função possui uma forma funcional teórica, a qual foi definida por Taylor (1993), o que limita, por exemplo, sua estimação através de modelos VAR ou VEC, nos quais não há uma estrutura rígida de causalidade entre as variáveis do modelo, sendo possível, portanto, traçar relações entre todas elas. Na Regra de Taylor, a taxa de

---

<sup>11</sup> A escolha de índices de preços ao consumidor é frequente na maioria dos RMIs, por serem a medida mais adequada para avaliar a evolução do poder aquisitivo das populações (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016).

<sup>12</sup> De acordo com Banco Central (2017), este modelo é um importante instrumento de auxílio às decisões do Comitê de Política Monetária.

juros deve ser sempre a variável dependente, uma vez que, caso esta condição não seja respeitada, a especificação teórica do modelo não estará correta.

Com efeito, há uma importante discussão na literatura econômica sobre quais variáveis devem estar presentes na função de reação. Para Svensson (2003), por exemplo, em um RMI flexível, qualquer variável que ajude a prever a inflação futura e o produto deveria ser considerada na Regra de Taylor e, conseqüentemente, nas decisões de política monetária. Cecchetti *et. al.* (2002) argumenta que se faz necessário incluir variáveis que representem os movimentos dos ativos financeiros na função de reação, dado que uma eventual bolha neste sentido repercutiria em i) queda do nível preços, em caso de estouro da bolha; ou em ii) pressão inflacionária, em caso de permanência da bolha. Nestas duas situações, portanto, o BC deveria reagir, a fim de evitar a materialização de uma volatilidade expressiva e, em última instância, de uma desaceleração do sistema. Na mesma linha, Filardo (2004) argumenta a favor da inclusão dos preços dos ativos, por conta da possibilidade de ocorrência de bolhas exógenas em seus preços. Além disso, o autor supõe que, ao reagir a um movimento no preço dos ativos, há uma tendência de melhora da economia, dado que, com a atuação do BC, aumentam as chances de redução da volatilidade do produto e da inflação.

Em sentido oposto, Bernanke e Gertler (1999, 2001) acreditam que não é necessário incluir o preço dos ativos na função de reação, uma vez que, em seu entendimento, a regra ótima de política monetária deve considerar uma resposta da taxa básica de juros somente no caso de alterações nas expectativas de inflação e no hiato do produto<sup>13</sup>. Esta é a premissa adotada neste estudo, pois os autores, quando desenvolveram esta hipótese, consideraram um modelo no qual o BC segue uma política de metas mais flexíveis para a inflação, caso no qual se enquadra o Brasil, que atingiu o centro da meta de inflação em apenas cinco dos 19 anos de vigência do RMI. Além disso, será incluída a taxa de câmbio e o preço da soja no mercado internacional nas estimações, variáveis que exercem importante influência nas decisões de política monetária em economias abertas, pequenas e emergentes como a brasileira.

---

<sup>13</sup> Cabe salientar que, particularmente após a crise do *subprime*, surgiram modelos novo-keynesianos propondo a inclusão de um setor bancário na função de reação do BC (vide, por exemplo, Goodfriend e Mc Callum (2007) e Cúrdia e Woodford (2008)). A variável escolhida para representar o setor bancário nestes estudos foi o *spread*. No caso brasileiro, as séries do *spread* bancário estão disponíveis apenas a partir de março de 2011, o que inviabilizou sua utilização nesta pesquisa.

Após a crise de 2008, seguindo a linha de Bernanke *et. al.* (1999), modelos novo-keynesianos surgiram, incluindo, na função de reação, o setor bancário, uma vez que um BC que não leva em conta as condições do mercado de crédito em suas decisões tende a se afastar da prática de uma política monetária ótima. Para tanto, os autores sugerem a inclusão do *spread* das operações bancárias (ver, por exemplo, GOODFRIEND e MCCALLUM, 2007; MCCULLEY e TOLOUI, 2008; CÚRDIA e WOODFORD, 2009; e WALSH, 2009). Cabe dizer que esta forma funcional não foi utilizada neste estudo em função da baixa participação do crédito na economia brasileira: em dezembro de 2016, o percentual do saldo de crédito com recursos livres (o qual é efetivamente influenciado pelas decisões de política monetária) sobre o PIB foi de aproximadamente 25% (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2017).

Em termos práticos, os trabalhos empíricos que estimaram funções de reação de BCs tiveram como marco a pesquisa de Taylor (1993), que desenvolveu uma função de reação para representar a política monetária do BC dos Estados Unidos, o Federal Reserve, sugerindo que a Instituição deveria reagir a própria taxa de juros defasada, a desvios do produto de seu nível potencial e a desvios da inflação efetiva da meta de inflação. Segundo o autor, o câmbio não é utilizado porque uma reação do BC a uma mudança nesta variável penalizaria a capacidade de reação aos desvios anteriores. Além disso, há que se considerar que os Estados Unidos recebem pouca influência do resto do mundo em sua política monetária (ver, por exemplo, CALDAS, 2016). Clarida, Galí e Gertler (1997), por exemplo, utilizaram esta função de reação, incluindo a taxa de câmbio, para estimar a Regra de Taylor para Estados Unidos, Japão, Alemanha, Reino Unido, Itália e França, através de modelos GMM. Já Judd e Rudebusch (1988) estimaram a Regra de Taylor para os Estados Unidos entre 1978 e 1997, promovendo recortes temporais associados às mudanças na presidência do BC norte-americano.

Em economias abertas e pequenas, por sua vez, conforme Taylor (2000), o câmbio é relevante para as decisões de política monetária. No Brasil, que, além de ser uma economia aberta e pequena, é uma nação emergente, Holland (2005) estimou a Regra de Taylor com e sem o câmbio de julho de 1999 a janeiro de 2005, utilizando o método GMM. No caso das estimações considerando a taxa de câmbio, os resultados demonstraram que esta variável, quando utilizada em nível, não se revelou significativa para as decisões do BC. Entretanto, sua primeira diferença se revelou importante para

as decisões de juros. Por sua vez, Gonçalves e Fenolio (2007), estimando funções de reação também através dos métodos MQO e GMM com *dummies* de política, câmbio, juros externos e risco-País, não identificaram o que buscavam, isto é, que os ciclos políticos exerciam influência nas decisões do BC brasileiro. Ademais, Barbosa *et. al.* (2016) estimaram a Regra de Taylor com câmbio para o Brasil de 2003 a 2015, buscando identificar se houve mudança em seus parâmetros no governo da presidente Dilma Rousseff, utilizando o método GMM. Os resultados obtidos não rejeitaram a hipótese de que os coeficientes do hiato do produto e da inflação mudaram no mandato de Rouseff.

Frente a essas circunstâncias, que demonstram a importância da função de reação como instrumento de verificação da orientação de política monetária pelos BCs, o objetivo deste trabalho é estimar funções de reação para o BC brasileiro, instrumental que oferece *insights* bastante interessantes a respeito do modo de condução da política monetária pelo BC. Adicionalmente, faz-se uma análise conjuntural do período analisado, o que se constitui na principal contribuição deste estudo frente aos trabalhos já realizados, verificando-se a trajetória das séries temporais de variáveis macroeconômicas como PIB, renda per capita, hiato do produto, taxa de desemprego e inflação ao consumidor.

### 3.2 Dados e especificação dos modelos

Todas as séries temporais utilizadas nas estimações das funções de reação do BC brasileiro foram coletadas considerando o período de janeiro de 2003, início do mandato de Henrique Meirelles, a maio de 2016<sup>14</sup>, final da gestão de Alexandre Tombini como presidente da Instituição. Ademais, a totalidade das séries utilizadas possui base mensal. O nome, a sigla utilizada para fins de estimação, a descrição e a fonte de cada uma dessas variáveis se encontra no quadro 2.

---

<sup>14</sup> Os dados referentes ao mandato de Armínio Fraga (de novembro de 2001 a dezembro de 2002) não serão objeto de estimação separadamente, dado o número reduzido de observações disponíveis.

Quadro 2: Nome, descrição e fonte das variáveis utilizadas

VARIÁVEL	SIGLA	DESCRIÇÃO	FONTE
Instrumento de Política Monetária	SELIC	Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada base 252 (% ao ano) - Código 4189	BCB (2017)
Expectativa de inflação	EI	Expectativa para o índice de inflação oficial (IPCA) acumulado 12 meses à frente - mediana mensal (% ao mês)	BCB (2017)
Meta de inflação ajustada	MI	Meta de inflação 12 meses à frente	Elaboração própria
Taxa de câmbio	CAMBIO	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (compra) - Fim de período - mensal (R\$/US\$) - Código 3695	BCB (2017)
Indicador de atividade econômica	PIB	PIB mensal da Fundação Getúlio Vargas (FGV)	FGV (2017)
Preço da soja no mercado internacional	PCommX	Variável inserida para controlar a influência internacional na política monetária doméstica	World Bank (2018)

Fonte: Elaboração própria.

Como estratégia de modelagem, foram inseridas, em todos os modelos estimados, duas defasagens temporais para a taxa Selic, o que minimiza o problema da autocorrelação dos resíduos e evidencia a prática, pelos BCs, de “suavização” das decisões de alteração dos juros básicos (conforme sugerem, por exemplo, Clarida *et. al.*, 1997 e Minella, 2003), procedimento adotado visando a aumentar sua credibilidade institucional e, em última instância, tornar mais previsível o ambiente econômico.

Cabe salientar ainda que, em etapa anterior à avaliação das séries, foram realizadas algumas adequações nos dados coletados. O primeiro tratamento realizado foi operacionalizado no IBC-Br, indicador de atividade econômica do BC, o qual foi utilizado para calcular o hiato do produto, variável necessária para a estimação das funções de reação. Ressalta-se que o motivo da utilização do indicador mensal de atividade econômica do BC é que este índice começou a ser divulgado em janeiro de

2003, período no qual se iniciam as estimações realizadas neste estudo<sup>15</sup>. Neste caso, a opção foi utilizar o filtro Hodrick-Prescott (HP), uma vez que, através desta ferramenta, foi possível verificar separadamente os componentes tendencial e cíclico do IBC-Br, sendo este último a estimativa para o hiato do produto. O filtro foi aplicado utilizando-se um  $\lambda$  igual a 14.400, valor recomendado na literatura para dados mensais<sup>16</sup>.

Cabe mencionar ainda que as repercussões da crise de 2008 resultaram em um hiato do produto doméstico bastante expressivo, o que poderia viesar os resultados das estimações aqui realizadas. Por conta disso, optou-se por retirar da amostra os meses nos quais o hiato do produto foi maior: de dezembro de 2008 a novembro de 2009. Isso foi operacionalizado através da construção de uma variável *dummy* multiplicativa.

Após a estimação do hiato do produto, calculou-se o desvio das expectativas de inflação da meta estabelecida, subtraindo-se a meta de inflação para os próximos 12 meses das expectativas de inflação para os próximos 12 meses.

No que diz respeito à tempestividade, foram estimadas funções de reação para diferentes horizontes temporais, a saber:

- i) para o período de janeiro de 2003 a maio de 2016, considerando o período no qual o Banco Central foi presidido por Henrique Meirelles (de janeiro de 2003 a dezembro de 2010) e Alexandre Tombini (de janeiro de 2011 a maio de 2016);
- ii) para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2010, quando o Banco Central foi presidido por Henrique Meirelles; e
- iii) para o período de janeiro de 2011 a maio de 2016, quando o Banco Central foi presidido por Alexandre Tombini.

Neste caso, cabe destacar que os recortes temporais foram escolhidos de maneira que, após a estimação das funções de reação do BC brasileiro, fosse possível

---

<sup>15</sup> Cabe ressaltar que, para fins de comparação, também foram realizadas estimações utilizando o PIB mensal da FGV para calcular o hiato do produto, e os resultados foram bastante semelhantes aos obtidos com a utilização do IBC-Br. Entretanto, optou-se por utilizar o IBC-Br por ser um indicador desenvolvido pela autoridade monetária.

<sup>16</sup> Para consultar os valores do  $\lambda$  adequados a cada periodicidade dos dados, vide Hodrick e Prescott (1997). Neste caso, cabe salientar que a literatura recomenda a utilização de um método com maior embasamento teórico para o cálculo do hiato do produto, qual seja, a estimação através da função de produção (FP), conforme sugere, por exemplo, Hamilton (2017). Entretanto, como a estimação do hiato do produto não é escopo deste estudo, será utilizado o filtro HP, sobretudo porque este último traz resultados semelhantes ao primeiro método, particularmente em termos de tendência.

avaliar a postura assumida pela Instituição enquanto condutor da política monetária doméstica, identificando se a autoridade monetária tem seguido a regra definida por Taylor (2000). Em última instância, através do exercício aqui realizado, foi possível verificar em quais períodos e/ou mandatos o BC atribuiu maior peso ao problema da inflação do que ao do desemprego, e vice-versa.

De acordo com Pastore (2015), a versão considerada mais tradicional da Regra de Taylor é definida por

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 i_{t-2} + \beta_3 (E_t \pi_{t+1} - \pi_t^M) + \beta_4 h_t + \varepsilon_t \quad (1),$$

onde  $i_t$  é a taxa de juros de curto prazo,  $E_t \pi_{t+1}$  é a expectativa de inflação em  $t$  para 12 meses a frente,  $\pi_t^M$  é a meta de inflação 12 meses a frente,  $h_t$  é o hiato do produto e  $\varepsilon_t$  é um ruído branco ou componente aleatório.

Diferentemente da versão tradicional, que considera apenas os desvios da inflação e do hiato do produto de suas trajetórias esperadas, as estimações das funções de reação do Banco Central foram realizadas considerando a presença do preço da soja no mercado internacional e da taxa de câmbio, conforme demonstra a equação abaixo:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 i_{t-2} + \beta_3 (E_t \pi_{t+1} - \pi_t^M) + \beta_4 h_{t-1} + \beta_5 PCommX + \beta_6 Cambio + \varepsilon_t \quad (2),$$

A respeito do preço da soja no mercado internacional, a justificativa de inclusão reside no fato de que se faz necessário controlar a influência internacional na política monetária doméstica, a qual costuma ocorrer em economias emergentes como a brasileira (CALDAS, 2016). Logo, esta variável foi incluída com o propósito de eliminar as chances de ocorrência de estimações viesadas resultantes da omissão de variáveis importantes para a determinação da taxa Selic. Quanto à taxa de câmbio, a opção pela inclusão se justifica pelo fato de o Brasil ser uma nação emergente, situação na qual a trajetória desta variável tende a exercer importante influência nas decisões de política monetária (ver TAYLOR, 2002). Neste caso, serão estimadas funções de reação incluindo e excluindo a taxa de câmbio, para fins de comparação dos resultados. Cabe salientar que a razão para a estimacão de mais de uma equação é encontrar a regra com maior poder de representacão das variáveis de maior relevância para as decises de política monetária do BC brasileiro.



Vale dizer ainda que, antes das estimações, com o objetivo de avaliar a estacionariedade das séries temporais utilizadas na pesquisa, utilizou-se o teste ADF, ou teste Dickey-Fuller Aumentado, e o teste KPSS.

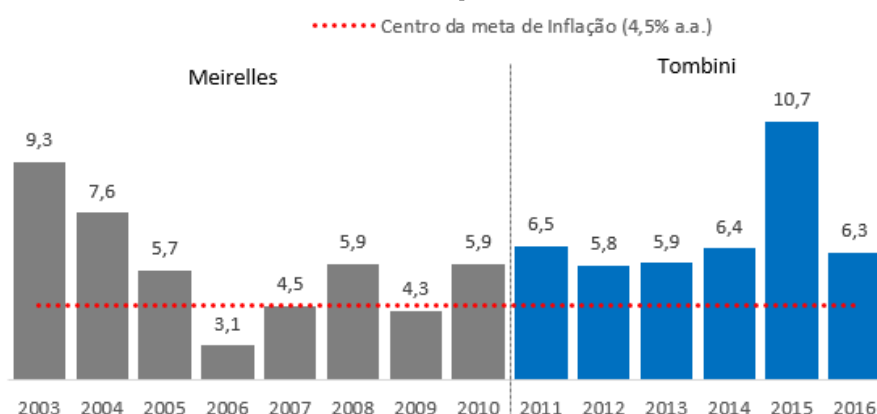
## 4 RESULTADOS

### 4.1 Cenário macroeconômico no período 2003-2016

Esta seção apresenta a principal contribuição deste trabalho, qual seja, uma análise conjuntural do período considerado nesta pesquisa, avaliando-se as séries temporais das seguintes variáveis macroeconômicas: PIB, renda per capita, taxa de desemprego e inflação ao consumidor. Com efeito, realiza-se uma análise comparativa da trajetória dessas variáveis nos mandatos de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini, o que permite verificar se, ao longo deste período, houve mais perdas do que ganhos para o Brasil em termos de desempenho econômico.

No que diz respeito ao comportamento dos preços, o gráfico 1 mostra que, durante a gestão de Meirelles, o índice de inflação oficial (isto é, aquele que deve convergir para o centro da meta de inflação estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional), medido pelo IPCA, foi igual ou inferior à meta de inflação em três dos oito anos do mandato: 2006, 2007 e 2009.

Gráfico 1: Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) - Brasil (var. % ante ano anterior)



Fonte: IBGE.

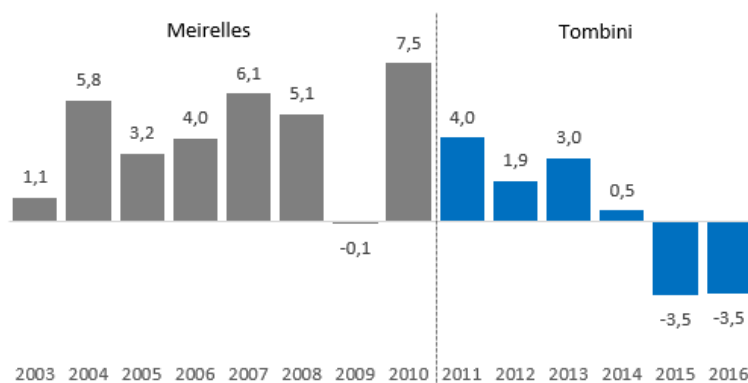
Além disso, a inflação média do período foi de 5,8%, taxa que não ultrapassou o limite superior da banda da meta de inflação (de 6,0%). No caso de Tombini, por sua vez, o IPCA ficou acima do centro da meta ao longo de toda a gestão, com destaque para o ano de 2015, no qual, mesmo diante de um quadro recessivo, o nível de preços subiu 10,7%, refletindo, em grande medida, o final da política de represamento dos preços administrados praticada pelo governo nos anos anteriores e a expansão do crédito público, dado que os preços livres se apresentaram praticamente estáveis. Vale lembrar ainda que neste mesmo ano houve um choque de oferta de alimentos, o que também contribuiu para o aumento do nível de preços. Na verdade, a inflação teria sido ainda maior na gestão Tombini, não fossem as intervenções no mercado de câmbio visando a conter uma valorização expressiva do real e, em última análise, um aumento dos preços internos. Cabe ressaltar também que, em 2011, primeiro ano de sua gestão, mesmo com a inflação mais elevada, a qual chegou a atingir o teto da meta, de 6,5%, optou-se, no mês do agosto, por dar início a um ciclo de redução dos juros básicos, que chegaram à mínima de 7,25% ao ano em outubro de 2012<sup>17</sup>. Com isso, a inflação média no mandato de Tombini foi de 6,9%, acima, portanto, do limite superior da banda da meta de inflação. Frente a essas circunstâncias, em conjunto com os resultados das estimações deste estudo, as taxas de inflação revelam que a gestão de Tombini foi marcada pela leniência inflacionária, isto é, tolerava-se maiores taxas de inflação por conta da busca de maiores taxas de crescimento do produto.

Com relação à taxa de crescimento do produto, o gráfico 2 revela que, ao longo dos oito anos da gestão de Henrique Meirelles, verificou-se queda do PIB apenas em 2009, o que se deveu às repercussões negativas da crise do *subprime* sobre a economia brasileira. Já na gestão de Alexandre Tombini, a qual teve duração aproximada de seis anos, o PIB exibiu ligeiro crescimento em 2014 e retração em 2015 e 2016, período no qual o Brasil enfrentou uma de suas piores recessões.

---

<sup>17</sup> Isso levou, mais tarde, a um novo ciclo de aumento da Selic, o qual se iniciou em abril de 2013 e perdurou até agosto de 2016, quando os juros, já na gestão de Ilan Goldfajn à frente do BC, chegaram a 14,25% ao ano.

Gráfico 2: Taxa de crescimento do PIB brasileiro (var. % ante ano anterior)



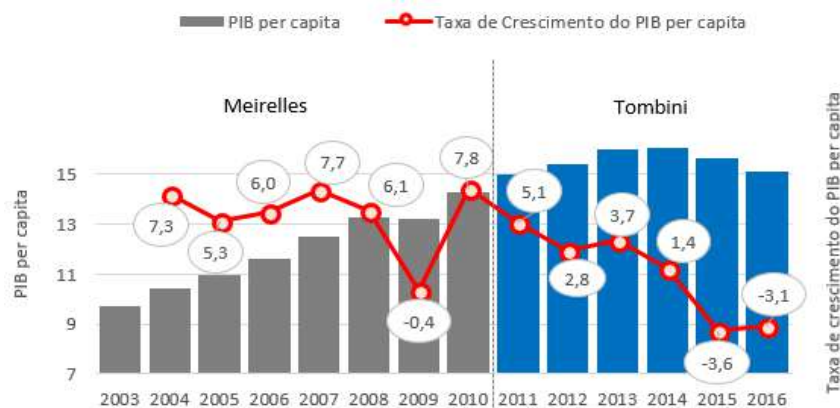
Fonte: IBGE.

Com efeito, vale ressaltar que a ocorrência da recessão doméstica se deveu majoritariamente a questões de ordem interna, uma vez que o ambiente internacional, neste período, encontrava-se em condições predominantemente favoráveis. Exemplo disso foi a economia dos Estados Unidos, que optou, em 2014, por dar continuidade ao processo de eliminação de estímulos monetários de caráter excepcional implementados para superar a crise de 2008. Em linha, a Europa, mesmo com alguns países consideravelmente endividados, foi capaz de oferecer sinalizações positivas e afastar os temores associados ao final da União Monetária do Euro (DE BOLLE, 2016).

Ademais, calculando-se a taxa média de crescimento do PIB, obtém-se, para o mandato de Meirelles, um crescimento médio de 4,1% do produto, ao passo que, no mandato de Tombini, há uma alta de apenas 0,4%.

No que diz respeito à taxa de crescimento do produto per capita, o gráfico 3 mostra que, de modo geral, a renda per capita apresentou crescimento em termos absolutos na gestão Tombini comparativamente a de Meirelles. Entretanto, quando analisada a taxa de crescimento da renda per capita, percebe-se que, ao longo da gestão de Henrique Meirelles, houve queda apenas em 2009, comportamento associado particularmente à redução da demanda externa resultante da crise internacional, o que reduziu as exportações e, conseqüentemente, o PIB, influenciando também a renda per capita. Na gestão de Alexandre Tombini, por sua vez, o PIB per capita passou a crescer a taxas cada vez menores, sendo que, a partir de 2015, apresentou queda, diante da recessão interna. Com isso, a taxa média de crescimento da renda per capita no mandato de Meirelles foi de 5,7%, enquanto que na de Tombini foi de 1,1%.

Gráfico 3: PIB per capita brasileiro (US\$\$ mil, considerando a PPC, e var. % ante ano anterior)



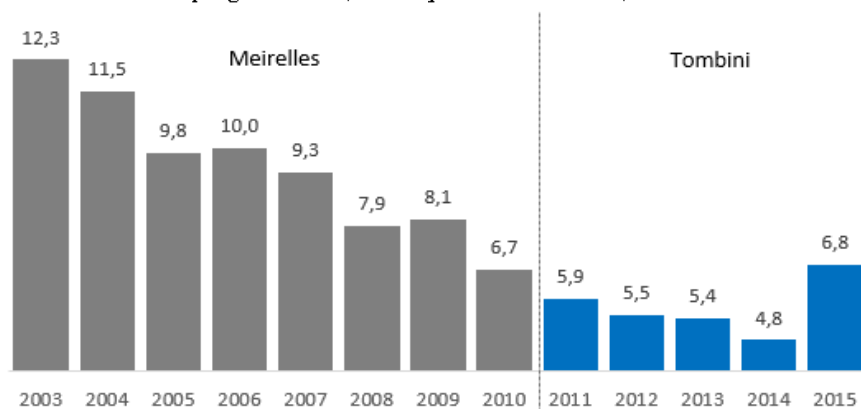
Fonte: IBGE.

Quanto à taxa de desemprego, primeiramente cabe salientar que não há uma única série capaz de apresentar a trajetória desta variável ao longo de todo o período considerado neste estudo. Isso porque a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), que continha o cálculo da taxa de desemprego do País, foi encerrada em março de 2016, com a divulgação dos resultados referentes ao mês imediatamente anterior. Os dados desta pesquisa, que contemplava seis regiões metropolitanas brasileiras<sup>18</sup>, foram substituídos pelos indicadores da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), a qual, além de ser retrocolada até o ano de 2012, passou a considerar todo o conjunto do País para calcular a taxa de desemprego, motivo pelo qual as séries da PME e da PNADC não são comparáveis. Diante disso, analisou-se separadamente as séries de taxa de desemprego dessas duas pesquisas.

Com relação à taxa de desemprego medida pela PME, cuja disponibilidade dos dados mensais viabilizou o cálculo das taxas médias de desemprego anuais até 2015, observa-se, tanto no mandato de Meirelles quanto no de Tombini, redução do desemprego ao longo de praticamente toda a série histórica, à exceção de 2015, conforme mostra o gráfico 4. Esta redução do desemprego em 2015 é reflexo da recessão doméstica que se iniciou em 2014, mas só exerceu influência relevante sobre o mercado de trabalho no ano seguinte, dado que a taxa de desemprego é, por natureza, uma variável defasada, sobretudo em economias com legislação trabalhista menos flexível como a brasileira.

<sup>18</sup> Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

Gráfico 4: Taxa de desemprego - Brasil (PME – percentual da força de trabalho – média mensal)



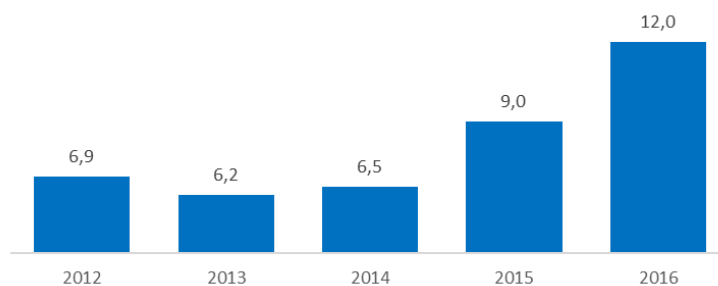
Fonte: IBGE.

Entretanto, considerando-se apenas a nova pesquisa, a PNADC, disponível a partir de 2012 e com resultados consideravelmente mais acurados por considerar observações da economia como um todo, observa-se aumento relevante da taxa de desemprego ao longo do mandato de Tombini, especialmente a partir de 2014, conforme dados do gráfico 5<sup>19</sup>.

Com efeito, estes resultados mostram que nem sempre a prática de uma política de leniência inflacionária leva à redução do desemprego, dado que, no mandato de Meirelles, a política monetária praticada foi mais rígida e, ainda assim, houve queda do desemprego, enquanto que, na gestão Tombini, a leniência inflacionária foi consideravelmente maior, o que não impediu a materialização de elevadas taxas de desemprego.

<sup>19</sup> Outro indicador do mercado de trabalho brasileiro que poderia ser analisado a fim de se verificar se houve ganho ou perda em termos de desempenho econômico é a renda do trabalho, uma vez que sua evolução é capaz de informar, por exemplo, se houve redução da desigualdade. Neste estudo, entretanto, esta variável não será objeto de análise, tendo em vista que os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), do IBGE, que contém as informações a respeito dos rendimentos do trabalho no Brasil, trazem poucas informações sobre as faixas de maior renda da população, o que impede a obtenção de conclusões sólidas a respeito da dinâmica da desigualdade no País. Entretanto, a desigualdade está associada ao grau de regressividade dos sistemas tributários, conforme sugere, por exemplo, Piketty (2014). Como a estrutura tributária brasileira é predominantemente regressiva, quando analisado o comportamento da renda deduzida do pagamento de impostos, observa-se uma redução menor da desigualdade do que a verificada apenas com a observação dos rendimentos brutos do trabalho (DE BOLLE, 2016). Neste sentido, a desigualdade pode não ter se reduzido de forma expressiva ao longo do tempo na economia brasileira, uma vez que a última reforma tributária realizada no País data de 1988.

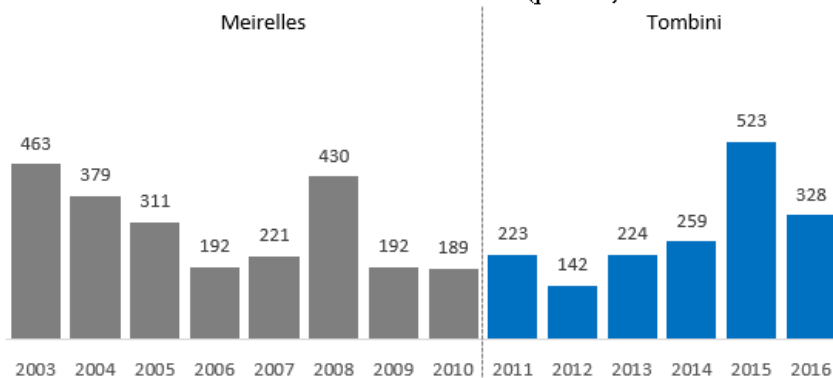
Gráfico 5: Taxa de desemprego - Brasil (PNADC - percentual da força de trabalho)



Fonte: IBGE.

Sobre a trajetória do Risco-País, que indica a percepção de risco externo sobre a economia doméstica, o gráfico 6 aponta, no mandato de Henrique Meirelles, redução gradual do risco, obtida através de sinalizações de que o governo do presidente Luiz Inácio Lula da Silva continuaria a praticar políticas econômicas favoráveis aos mercados.

Gráfico 6: Risco-País - Brasil (pontos)



Fonte: JP Morgan.

Na realidade, houve elevação expressiva do Risco-País apenas em 2008, diante das incertezas associadas à dimensão da crise do *subprime* sobre economias emergentes como a brasileira. Na gestão de Alexandre Tombini, o Risco-País também apresentou comportamento relativamente estável, subindo de modo relevante apenas em 2015, o que levou, em setembro deste mesmo ano, a agência de classificação de risco Standard & Poor's a retirar o grau de investimento obtido pelo Brasil em 2008, citando, como motivos para tal, a recessão, os desenvolvimentos políticos e o descontrole das finanças públicas. Considerando-se a média do Risco-País nos dois mandatos, observou-se, no mandato Meirelles, uma média de 297 pontos e, no mandato Tombini, uma média de 283 pontos, o que indica uma percepção de risco mais elevada durante a

gestão Tombini, dinâmica que pode estar associada, em alguma medida, à postura de leniência inflacionária do BC.

Em resumo, observou-se, na gestão de Tombini comparativamente a de Meirelles, redução da taxa de crescimento do PIB, da taxa de crescimento da renda per capita, elevação do Risco-País, da inflação e do desemprego, sugerindo que a evolução da conjuntura econômica ao longo deste período foi majoritariamente negativa.

#### 4.2 Avaliação da estacionariedade e da cointegração das séries

Antes de dar início às estimações, é necessário verificar se as séries (ou processos) são estacionárias, isto é, se possuem média e variância e covariância constantes, através de testes para tal. Neste caso, foi utilizado o teste ADF, ou teste Dickey-Fuller Aumentado, o qual foi implementado neste estudo através do protocolo de Pfaff (2008), que fornece uma sequência de passos capazes de informar se cada um dos processos é ou não estacionário.

Considerando as séries originais, os resultados do teste ADF retornaram, em sua maioria, séries estacionárias. Em particular, verificou-se que a série da taxa de câmbio foi classificada como estacionária apenas em primeira diferença, sendo necessário testar se esta série é cointegrada com as outras variáveis utilizadas neste estudo para utilizá-la em nível. Com o objetivo de avaliar a estacionariedade da taxa de câmbio através de um teste alternativo ao ADF, foi utilizado também o teste KPSS, o qual confirmou que esta série, em nível, não é estacionária. Dito de outro modo, antes de prosseguir com as estimações, é necessário verificar se as trajetórias do câmbio e das demais séries do modelo possuem uma relação de longo prazo. Caso essa relação exista, a estimação das funções de reação pode ser realizada com a série originalmente coletada da taxa de câmbio, isto é, com a série em nível, não sendo necessário diferenciá-la.

O quadro 3 apresenta um resumo dos testes de raiz unitária das variáveis utilizadas na estimação das funções de reação do BC brasileiro.

Quadro 3 – Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis utilizadas nas estimações

Série	Valor estimado	Estatística de teste	p-valor	Ordem de integração
SELIC	-0,0022036	-1,6438	0,0095	I(0) sem constante e sem tendência
DESVIO	-0,0612583	-4,2540	0,0005	I(0) com constante
HIATO	-0,1538300	-4,338	1,55e-05	I(0) sem constante e sem tendência
PCommX	-0,0722613	-3,152	0,0944	I(0) com constante e tendência
CÂMBIO	-1,6209600	-5,045	0,0001	I(1) com constante e tendência

Fonte: Elaboração própria.

Para verificar a cointegração, foi utilizado o método de Engle-Granger, o qual consiste em estimar, através de uma regressão, se há uma relação de longo prazo entre variáveis. Em termos de operacionalização, deve-se estimar uma regressão com tais variáveis e armazenar seus resíduos, os quais serão objeto de um teste ADF. Se o resultado deste teste informar que os resíduos da regressão são estacionários, diz-se que as referidas variáveis cointegram, não sendo necessário, portanto, diferenciar a série não estacionária para fins de estimação. No caso desta pesquisa, a implementação do método de Engle-Granger revelou que as séries do câmbio e da Selic cointegram, de modo que, para fins de estimação, utilizou-se a série do câmbio em nível. Logo, todas as séries utilizadas na estimação das funções de reação o foram em nível, de forma que não houve perda de informação, o que representa uma importante vantagem em termos de modelagem.

#### 4.3 Estimações para o período de janeiro de 2003 a maio de 2016

Primeiramente, foi estimada a função de reação considerando o período de janeiro de 2003 a maio de 2016, no qual o BC foi presidido por Henrique Meirelles até dezembro de 2010 e por Alexandre Tombini a partir de janeiro de 2011. Os resultados das regressões estimadas encontram-se na tabela 1.

De acordo com os resultados apresentados, observa-se que a Instituição levou em conta, nos modelos com e sem a inclusão da taxa de câmbio, a taxa Selic defasada, demonstrando a suavização de suas decisões de política monetária.



Tabela 1 – Resultados da estimação da função de reação - janeiro de 2003 a maio de 2016

Variável dependente: Selic				
	Sem câmbio		Com câmbio	
	Coefficiente	erro padrão	Coefficiente	erro padrão
Constante	0,8737947 ***	0,2181543	0,7209459 **	0,2388446
Selic (-1)	1,6327151 ***	0,0558748	1,6312146 ***	0,0556356
Selic (-2)	-0,6788313 ***	0,0518535	-0,6782733 ***	0,0516249
Desvio	0,0805993 **	0,0253312	0,0591819 *	0,0288081
Hiato (-1)	0,0395558 **	0,0130520	0,0468534 ***	0,0138333
PCommX	-0,0010225 **	0,0000312	-0,0009586 **	0,0003131
Câmbio	-	-	0,0681127	0,0442859
Observações	159		159	
Média Selic	13,03019		13,03019	
Desv. pad. Selic	4,158014		4,158014	
R <sup>2</sup>	0,9971		0,9972	
R <sup>2</sup> ajustado	0,9971		0,9971	
Crit. de Schwarz	7,077549		9,691062	
Crit. de Akaike	-14,40478		-14,86017	

\*\*\*denota um p-valor<0,01, \*\* um p-valor<0,05 e \* um p-valor<0,1.

Fonte: Elaboração própria.

O mesmo ocorreu com o desvio da inflação da meta (a resposta do BC para a unidade do desvio foi de uma elevação de 0,05 a 0,08 ponto percentual da taxa Selic), o hiato do produto (a resposta do BC para o aumento em uma unidade do hiato foi de um aumento de 0,03 a 0,04 ponto percentual dos juros) e o preço da soja no mercado internacional. Entretanto, no modelo que conta com a inclusão do câmbio, a trajetória desta variável não foi significativa para as decisões da Instituição.

Quanto aos critérios de seleção dos modelos, o critério de Schwarz indicou que a melhor regressão para representar a conduta do BC no período considerado é a que não considera a taxa de câmbio, enquanto o de Akaike sugeriu a regressão que contém esta variável como sendo a mais adequada para representar o modo de condução da política monetária pelo BC.

#### 4.4 Estimações para os mandatos de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini

Após a estimação da função de reação que considera o período no qual o BC foi presidido por Henrique Meirelles e por Alexandre Tombini, procedeu-se à estimação de funções de reação para os mandatos de cada um destes dirigentes no BC, sendo que, no caso de Meirelles, a estimações consideram o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2010 e, no de Tombini, o período de janeiro de 2011 a maio de 2016. Os resultados das regressões estimadas encontram-se nas duas subseções seguintes, as quais apresentam

comparações relativas à atuação de Meirelles e Tombini utilizando as regressões sem e com a taxa de câmbio.

#### 4.4.1 Meirelles *versus* Tombini: Estimação das funções de reação sem e com a taxa de câmbio

Na função de reação que inclui, em sua composição, a taxa de câmbio, é possível identificar algumas diferenças no que diz respeito à condução da política monetária. Apesar disso, tanto Meirelles quanto Tombini levaram em conta, em suas decisões de política monetária, a taxa Selic defasada, evidenciando a característica de suavização das decisões da autoridade monetária. Estes resultados encontram-se na tabela 2.

Tabela 2 – Resultados da estimação da função de reação sem câmbio – Meirelles *versus* Tombini

Variável dependente: Selic				
	Meirelles Jan/2003 a dez/2010		Tombini Jan/2011 a mai/2016	
	Coefficiente	erro padrão	Coefficiente	erro padrão
Constante	0,8733418 *	0,4004673	0,3836848	0,4149296
Selic (-1)	1,6297662 ***	0,0739005	1,4850143 ***	0,1236810
Selic (-2)	-0,6815175 ***	0,0693129	-0,5246170 ***	0,1205840
Desvio	0,0727515	0,0438129	-0,0543852	0,0853577
Hiato (-1)	0,0524882 *	0,0245671	0,0636972 *	0,0250939
PCommX	-0,0012118 *	0,0005303	-0,0005550	0,0005093
Câmbio	0,0629068	0,1080712	0,1619603 *	0,0784076
Observações	96		65	
Média Selic	14,77688		10,79862	
Desv. pad. Selic	4,694100		2,271040	
R <sup>2</sup>	0,997469		0,9942	
R <sup>2</sup> ajustado	0,997299		0,9936	
Crit. de Schwarz	Não se aplica		Não se aplica	
Crit. de Akaike	Não se aplica		Não se aplica	

\*\*\*denota um p-valor<0,01, \*\* um p-valor<0,05 e \* um p-valor<0,1.

Fonte: Elaboração própria.

Considerando o mandato de Meirelles, percebe-se que o dirigente, apesar de não ter considerado, em suas decisões de política monetária, o desvio que a inflação efetiva apresentou da meta e a dinâmica da taxa de câmbio, considerou o hiato do produto e o preço da soja no mercado internacional. O mandato de Tombini, todavia, levou em conta as defasagens dos juros básicos, o hiato do produto e a taxa de câmbio nas decisões de política monetária.

Por sua vez, nos resultados apresentados na tabela 3, que consideram os mandatos desagregados de Meirelles e Tombini, utilizando a função de reação que não inclui, em sua composição, a taxa de câmbio, é possível identificar importantes diferenças no que diz respeito à condução da política monetária.

Tabela 3 – Resultados da estimação da função de reação com câmbio – Meirelles versus Tombini

Variável dependente: Selic				
	Meirelles Jan/2003 a dez/2010		Tombini Jan/2011 a mai/2016	
	Coefficiente	erro padrão	Coefficiente	erro padrão
Constante	1,0295906 ***	0,2960685	0,2347007	0,4192351
Selic (-1)	1,6172980 ***	0,0704620	1,6110354 ***	0,1105252
Selic (-2)	-0,6680411 ***	0,0650861	-0,6311572 ***	0,1119734
Desvio	0,0837907 *	0,0393470	0,0796235	0,0569863
Hiato (-1)	0,0521008 *	0,0244657	0,0276936	0,0185458
PCommX	-0,0013361 **	0,0004836	-0,0002509	0,0005009
Observações	94		65	
Média Selic	14,56170		10,81538	
Desv. pad. Selic	4,471513		2,280572	
R <sup>2</sup>	0,9970		0,9938	
R <sup>2</sup> ajustado	0,9968		0,9933	
Crit. de Schwarz	Não se aplica		Não se aplica	
Crit. de Akaike	Não se aplica		Não se aplica	

\*\*\*denota um p-valor<0,01, \*\* um p-valor<0,05 e \* um p-valor<0,1.

Fonte: Elaboração própria.

Ainda que tanto Meirelles quanto Tombini tenham levado em conta, em suas decisões de política monetária, a taxa Selic defasada, evidenciando, em linha com o verificado nos exercícios anteriores, a característica de suavização das decisões de política monetária, percebe-se que, enquanto Meirelles considerou, em suas decisões, o desvio das expectativas de inflação da meta, o desvio que o produto efetivo apresentou do potencial e o preço da soja no mercado internacional, Tombini não o fez, levando em conta em suas decisões apenas as defasagens dos juros básicos, evidenciando que a autoridade monetária, sob seu comando, assumiu postura mais leniente com a inflação comparativamente ao verificado na gestão Meirelles.

## 5 CONCLUSÕES

Através da análise da literatura econômica, percebeu-se que grande parcela dos trabalhos que modelou o comportamento dos bancos centrais concorda que condutas

adotadas com base em regras claras e críveis para a definição da taxa de juros se relevam bastante úteis. Isso porque, além de viabilizarem o controle da inflação, ao minimizar os efeitos de um erro de formação de expectativas por parte dos agentes econômicos, demonstram o compromisso da autoridade monetária com a estabilidade do nível de preços. Nesse contexto, conclui-se que os BCs dos países de regime institucional rígido, isto é, cuja operacionalização baseia-se em regras, conduzem uma política monetária mais firme, dando maior ênfase à dinâmica inflacionária.

No caso do Brasil, adota-se, para a condução da política monetária, o RMI, o qual tem como objetivo principal a estabilidade de preços, ficando os demais objetivos subordinados ao cumprimento da meta estabelecida para a inflação (OLIVEIRA, 2006). Quanto maior for o grau de transparência do RMI, maior será a credibilidade do BC e, conseqüentemente, a convergência das expectativas de inflação à meta preestabelecida, o que pode ser explicado pelo fato de que os agentes, em um Regime pautado pela transparência, têm maior confiança no BC, dinâmica que, por sua vez, tende a potencializar as ações de política monetária.

Um regime de política monetária como o RMI possui, em linhas gerais, dois grandes objetivos: i) atingir uma meta para a taxa de inflação e; ii) atingir uma meta para o produto potencial, elementos que motivam a conduta dos Banco Centrais (BCs), gerando regras de política monetária. Uma das regras de condução da política monetária mais conhecidas é a Regra de Taylor (2000), definida como a regra (ou fórmula) matemática utilizada pela autoridade monetária para determinar, do modo mais preciso possível, as circunstâncias nas quais seu instrumento de política monetária será modificado (este instrumento, no caso do RMI, é a taxa de juros).

Diante desse contexto, o objetivo deste ensaio foi avaliar a postura do Banco Central brasileiro enquanto condutor da política monetária após a implementação do Regime de Metas para a Inflação, identificando se a Instituição tem seguido a regra de política monetária definida por Taylor (2000). Para tanto, após uma breve revisão da literatura e a exposição da metodologia utilizada neste trabalho, foram apresentados os resultados da estimação de diferentes funções de reação do BC brasileiro, sendo possível verificar em quais períodos e/ou mandatos a Instituição atribuiu maior peso ao problema da inflação do que ao do desemprego, e vice-versa. A função de reação revela como o BC reage, em termos de condução da política monetária, a eventuais

desvios da trajetória esperada que determinadas variáveis macroeconômicas possam vir a apresentar, a exemplo da inflação e do produto.

Operacionalmente, foram estimadas funções de reação i) para o período de janeiro de 2003 a maio de 2016, considerando o intervalo no qual o Banco Central foi presidido por Henrique Meirelles (de janeiro de 2003 a dezembro de 2010) e Alexandre Tombini (de janeiro de 2011 a maio de 2016); ii) para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2010, quando o Banco Central foi presidido por Henrique Meirelles; e iii) para o período de janeiro de 2011 a maio de 2016, quando o Banco Central foi presidido por Alexandre Tombini.

Foram estimadas, considerando estes recortes temporais, funções de reação i) tradicionais, na quais o BC leva em conta, em suas decisões de política monetária, duas defasagens da taxa Selic e desvios da inflação e do hiato do produto de suas trajetórias esperadas; e ii) adaptadas a economias emergentes como o Brasil, as quais consideram a presença da taxa de câmbio. A razão para a estimação de mais de uma equação é encontrar a regra com maior poder de representação das variáveis de maior relevância para as decisões de política monetária do BC brasileiro. Cabe salientar ainda que todas as séries utilizadas na estimação das funções de reação o foram em nível, de forma que não houve perda de informação, o que representa uma importante vantagem em termos de modelagem.

Os resultados desta pesquisa revelaram que, na estimação que considera o conjunto dos mandatos de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini (de janeiro de 2003 a maio de 2016), observou-se que o BC levou em conta, nos modelos com e sem a inclusão da taxa de câmbio, a taxa Selic defasada, demonstrando a suavização de suas decisões de política monetária. O mesmo ocorreu com o desvio da inflação da meta, o hiato do produto e o preço da soja no mercado internacional. Entretanto, no modelo que conta com a inclusão do câmbio, a trajetória desta variável não foi significativa para as decisões da Instituição.

Considerando os mandatos desagregados de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini e as funções de reação sem e com inclusão da taxa de câmbio, foi possível identificar importantes diferenças no que diz respeito à condução da política monetária. Apesar disso, estes dois dirigentes levaram em conta, em suas decisões de

política monetária, a taxa Selic defasada, evidenciando a característica de suavização das decisões da autoridade monetária.

Considerando as estimações contendo a taxa de câmbio, percebe-se, no mandato de Meirelles, que o dirigente, apesar de não ter considerado, em suas decisões de política monetária, o desvio que a inflação efetiva apresentou da meta e a dinâmica da taxa de câmbio, considerou o hiato do produto e o preço da soja no mercado internacional. Tombini, todavia, levou em conta as defasagens dos juros básicos, o hiato do produto e a taxa de câmbio nas decisões de política monetária.

Já na função de reação que não inclui, em sua composição, a taxa de câmbio, é possível identificar importantes diferenças no que diz respeito à condução da política monetária. Ainda que tanto Meirelles quanto Tombini tenham levado em conta, em suas decisões de política monetária, a taxa Selic defasada, evidenciando, em linha com o verificado nos exercícios anteriores, a característica da suavização das decisões da autoridade monetária, percebe-se que, enquanto Meirelles considerou, em suas decisões de política monetária, o desvio das expectativas de inflação da meta estabelecida, o desvio que o produto efetivo apresentou do produto potencial e o preço da soja no mercado internacional, Tombini não o fez, levando em conta em suas decisões apenas as defasagens dos juros básicos, evidenciando que a autoridade monetária, sob o comando de Tombini, assumiu postura mais leniente com a inflação.

Diante de tais circunstâncias, conclui-se que, a partir do mandato de Alexandre Tombini, houve uma importante mudança na condução da política monetária brasileira, na medida em que o BC, ao se revelar mais leniente com a inflação, passou a atribuir maior peso ao problema do desemprego do que ao aumento do nível dos preços em suas decisões de política monetária na comparação com o observado no mandato anterior. Dessa maneira, há indícios de que a autoridade monetária, quando esteve sob o comando de Tombini, não conduziu suas ações de modo a promover a convergência da inflação efetiva à meta de preestabelecida, objetivo principal do BC em um RMI.

Por fim, quanto à principal contribuição deste estudo, qual seja, a realização de uma análise da conjuntura econômica durante os mandados de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini, verificou-se, na gestão de Tombini comparativamente a de Meirelles, redução da taxa de crescimento do PIB, da taxa de crescimento da renda per

capita, elevação do Risco-País, da inflação e do desemprego, indicando que a evolução da conjuntura econômica neste interregno foi preponderantemente desfavorável.

## REFERÊNCIAS

ARAGÓN, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Central Bank Preferences and Monetary Rules under the Inflation Targeting Regime in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 29, n. 1, May 2009.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Panorama das sociedades de depósitos**. Atualizado em 03 de janeiro de 2013. Disponível em: <[https://www.bcb.gov.br/pec/sdds/port/ctasanal\\_setbanc\\_p.htm](https://www.bcb.gov.br/pec/sdds/port/ctasanal_setbanc_p.htm)>. Acesso em: 1º de maio de 2017.

\_\_\_\_\_. Regime de Metas para a Inflação no Brasil. **Série Perguntas Mais Frequentes**. Informações até junho de 2016. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%2010-Regime%20de%20Metas%20para%20a%20Infla%C3%A7%C3%A3o%20no%20Brasil.pdf>>. Acesso em 2 de maio de 2017.

BARBOSA, F. d. H.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003–2015. *Revista Brasileira de Economia*, v. 70 n. 4, out-dez 2016.

BARBOZA, R. M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. *Revista de Economia Política*, vol.35, n.1, São Paulo, janeiro-março de 2015.

BARRO, R. J.; GORDON, D. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 12 (1983): 101-121, North-Holland.

BERNANKE, B. [et al.]. **Inflation targeting: lessons from the international experience**. Princeton University Press: 1999.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Monetary Policy and Asset Volatility. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. Fourth Quarter 1999, 84, pp. 17-52.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? *The American Economic Review*, Vol. 91, n. 2, May, 2001, pp. 253-257.

BERNANKE, B.; MISHKIN, F. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? *NBER Working Paper Series*, Working Paper 5893, Cambridge, jan. 1997.

CALDAS, B. B. **Ensaio em macrofinanças e economia regional**. Tese de Doutorado em Economia (UFRGS), 2016.

- CECCHETTI, S. G.; GENBERG, H.; WADHWANI, S. Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework, **NBER Working Paper Series n. 8970**, 2002. Disponível em <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/8970.html>>. Acesso em 3 de abril de 2017.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J., GERTLER, M. Monetary Policy Rules in Practice: some international evidence. **NBER Working Paper Series n. 6254**, 1997.
- CUKIERMAN, A. Independencia Del Banco Central e Instituciones Responsables de La Política Monetaria: Pasado, Presente y Futuro. **Economía chilena**, Volumen 9, nº 1, abril 2006.
- CÚRDIA, V.; WOODFORD, M. Credit frictions and optimal monetary policy. **BIS Working Papers n. 278**, March 2009.
- DE BOLLE, M. B. **Como matar a borboleta-azul: Uma Crônica da Era Dilma**. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2016.
- DORNBUSCH, R [et al.]. **Macroeconomia**. São Paulo: McGraw-Hill, 10ª edição, 2009.
- FILARDO, A. Monetary policy and asset price bubbles: calibrating the monetary policy trade-offs, **Bank for International Settlements**, 2004. Disponível em <<http://ideas.repec.org/p/bis/biswps/155.html>>. Acesso em 3 de abril de 2017.
- GONÇALVES, C. E. S., & FENOLIO, F. R. Ciclos eleitorais e política monetária: Evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 3, 2007. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/6>>. Acesso em 04 de abril de 2018.
- GOODFRIEND, M.; McCALLUM, B. T. Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration. **NBER Working Paper n. 13207**, June 2007.
- HAMILTON, J. D. Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. **NBER Working Paper n. 23429**, May 2017.
- HODRICK, R., PRESCOTT, E. (1997): "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", **Journal of Money, Credit, and Banking**, 29(1), pp. 1-16.
- HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. In **XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, Natal, RN, 2005. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A032.pdf>>. Acesso em 04 de abril de 2018.
- JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997. **FRBSF Economic Review**, n. 3, 1988. Disponível em: <<http://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/1998/econrev/98-3/3-16.pdf>>. Acesso em 04 de abril de 2018.



- KILSZTAJN, S. O Acordo de Bretton Woods e a evidência histórica. O sistema financeiro internacional nos pós-guerra. **Revista de Economia Política**, vol. 9, n° 4, outubro-dezembro/1989.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economic**, 1977, vol. 85, n. 3.
- LEIDERMAN, L.; SVENSSON, L. **Inflation targets**. London: CEPR, 1995.
- LICHA, A. L. **Teoria da política monetária**. Rio de Janeiro: Alta Books, 2015.
- MANKIWI, N. G. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro: LTC, 2008.
- MCCULLEY, P.; TOLOUI, R. Chasing the Neutral Rate Down: Financial Conditions, Monetary Policy, and the Taylor Rule. **Global Central Bank Focus Pacific Investment Management Company (PIMCO)**, 2008.
- MENDONÇA, H. F. A Teoria da Credibilidade da Política Monetária. **Revista de Economia Política**, vol. 22, n° 3 (87), julho-setembro/2002.
- \_\_\_\_\_. Transparência, condução da política monetária e metas para a inflação. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 16, n. 1, p 175-198, jan.abr. 2006. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/neco/v16n1/v16n1a05.pdf>>. Acesso em: 1º de maio de 2017.
- MINELLA, A (2003). Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, 57, 605-635.
- MISHKIN, F.; POSEN, A. Inflation targeting: lessons from four countries. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 8397, p. 1-39, jul. 2001.
- MISHKIN, F. Inflation targeting in emerging market countries. **NBER Working Paper Series**, n. 7618, 2000.
- \_\_\_\_\_. Can Inflation Target Work in Emerging Market Countries? **NBER Working Paper**, Cambridge, MA, n° 02138, julho de 2004.
- OLIVEIRA, G. C. Regime de metas para a inflação: algumas lições a partir da experiência internacional. **Economia e Tecnologia**, ano 2, vol. 05, abril/junho de 2006.
- PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the central bank of Brazil under the inflation targeting regime: commitment vs. Discretion. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 4, out-dez 2011.
- PASCA, N. M. C.; ARAGÓN, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the Central Reserve Bank of Peru and Optimal Monetary Rules in the Inflation Targeting Regime. **Estudos Econômicos**, v. 42, n. 1, jan-mar 2012.

- PASTORE, A. C. **Inflação e Crises: O Papel da Moeda**. Editora Campus, 2015.
- PIKETTY, T. **O Capital no Século XXI**. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.
- ROCHA, M.; CURADO, M. Adoção do Regime de Metas de Inflação e as Funções de Reação dos Bancos Centrais. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 27, n. 51, p 249-272, março de 2009,
- ROGOFF, K. The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. **The Quarterly Journal of Economics**, November, 1985.
- SADDI, J. **O poder e o cofre: repensando o Banco Central**. São Paulo: Textonovo, 1997.
- SALOMÃO, M. As âncoras nominais e o combate à inflação. **Revista FAE**, volume, nº 6. Curitiba, 2003.
- SÁ, R.; PORTUGAL, M. S. Central bank and asymmetric preferences: An application of sieve estimators to the U.S. and Brazil. **Economic Modelling**, n. 51, 2015.
- SCHMIDT-HEBBEL, K.; CARRASCO, M. **The Past and Future of Inflation Targeting**. XVIII SEMINÁRIO ANUAL DE METAS PARA A INFLAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL, maio de 2016. Disponível em <[https://www.bcb.gov.br/pec/depep/Seminarios/2016\\_XVIIIsemAnualMetasInfBCB/SMETASXVIII-%20Klaus%20Schmidt.pdf](https://www.bcb.gov.br/pec/depep/Seminarios/2016_XVIIIsemAnualMetasInfBCB/SMETASXVIII-%20Klaus%20Schmidt.pdf)>. Acesso em 2 de maio de 2017.
- SVENSSON, L. E. O. What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules. **Journal of Economic Literature**, vol. 41, n. 2, June 2003, pp. 426-477.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, n. 1, 1993.
- TAYLOR, J. B. **Journal of Economic Perspectives**, v. 14, number 3, p. 21-36, summer 2000.
- WALSH, C. Using Monetary Policy to Stabilize Economic Activity, apresentado no **Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium on Financial Stability and Macroeconomic Policy**. Jackson Hole, Wyo, 2009.

## ENSAIO II - ESTIMATIVAS PARA A TAXA DE JUROS REAL NEUTRA DA ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS METAS DE INFLAÇÃO

**RESUMO:** O objetivo deste artigo é realizar estimações da taxa de juros real neutra da economia brasileira, variável que, embora não seja observável de forma explícita, assume importância nas discussões de política econômica, na medida em que denota a atuação “neutra” de um Banco Central, tendo em vista que, ao persegui-la, a autoridade monetária assegura a estabilidade dos preços e, ao mesmo tempo, não exerce nenhuma espécie de influência no crescimento econômico. Para tanto, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, são realizadas as estimações, as quais são operacionalizadas através de dois diferentes métodos, a saber: i) utilização do filtro Hodrick-Prescott; e ii) um modelo VAR estrutural (SVAR). Depois de realizadas as referidas estimações, ambas são combinadas, resultando em uma estimativa única para a taxa neutra brasileira. A estratégia de combinar os dois métodos foi adotada porque cada um deles possui um perfil e capta diferentes informações, o que lhes torna complementares, além de retornar uma estimativa mais suavizada e reduzir a incerteza inerente à estimação de uma variável latente como o juro neutro, o que consiste na principal contribuição deste estudo frente aos trabalhos disponíveis. Os principais resultados desta pesquisa revelaram que não é possível afirmar que o juro neutro apresentou redução relevante no período em que Alexandre Tombini esteve à frente do Banco Central, sugerindo que sua gestão foi marcada pela discricionariedade na condução da política monetária.

**Palavras-chave:** taxa de juros; taxa de juros real neutra; taxa de juros estrutural; política monetária; Banco Central.

**ABSTRACT:** The aim of this paper is to estimate the neutral real interest rate of the Brazilian economy, a variable that, although not explicitly observable, is extremely important in economic policy discussions, insofar as it denotes the “neutral” performance of a Central Bank, in view of the fact that, by pursuing it, the monetary authority ensures price stability and, at the same time, exerts no influence on economic growth. In order to do so, after a brief review of the literature and an exposition of the methodology used in this work, the estimations are performed, which are operationalized through two different methods, namely: i) use of the Hodrick-Prescott filter; and ii) a structural VAR model (SVAR). After these estimates have been made, both are combined, resulting in a single estimate for the Brazilian neutral rate. The strategy of combining the two methods was adopted because each of them has a profile and captures different information, which makes them complementary, besides returning a smoother estimate and reducing the uncertainty inherent to the estimation of a latent variable such as neutral interest, which is the main contribution of this study to the available works. The main results of this research revealed that it is not possible to affirm that the neutral interest showed a significant reduction in the period in which Alexandre Tombini was at the head of the Central Bank, suggesting that its management was marked by the discretion in the conduct of the monetary policy.

**Keywords:** interest rate; neutral real interest rate; structural interest rate; monetary policy; Central Bank.

**Classificação JEL:** E40, E43, E52, E58.

### 1 INTRODUÇÃO

A origem do conceito de taxa de juros neutra (ou natural) de uma economia remonta a Wicksell (1936), que o estabeleceu com o propósito de obter uma teoria mais consistente a respeito dos determinantes da inflação. Entre outras definições, a taxa

neutra, para o economista, é a taxa de juros compatível com a estabilidade agregada dos preços, noção que fundamentou a conceituação atualmente atribuída a esta variável<sup>20</sup>.

Do ponto de vista moderno, a taxa neutra, como o próprio nome diz, é aquela que denota a atuação “neutra” de um Banco Central (BC), tendo em vista que, ao persegui-la, a autoridade monetária assegura a estabilidade dos preços e, ao mesmo tempo, não exerce nenhuma espécie de influência no produto. Analogamente, a taxa neutra é aquela que mantém a inflação constante no horizonte relevante de atuação de um BC (FUHRER e MOORE, 1993; BLINDER, 1998; ARCHIBALD e HUNTER, 2001; LAUBACH e WILLIAMS, 2003; BRZOZA-BRZEZINA, 2003). Mais especificamente, a taxa neutra representa a taxa de juros vigente no momento em que a política monetária não assume caráter expansionista (a qual visa a estimular a atividade) nem contracionista (praticada a fim de desestimular a economia).

Nessa linha, caso a atividade esteja demasiado aquecida, o que representa um risco inflacionário, o BC, para obter a convergência do nível de preços efetivo à meta preestabelecida, tem de levar a taxa de juros real, definida como a diferença entre a taxa de juros nominal (ou declarada) e a taxa de inflação<sup>21</sup>, a um nível acima do neutro. Em sentido oposto, caso a economia se encontre em uma recessão, a autoridade monetária, visando a estimular a atividade, deve levar o juro real para patamar abaixo do neutro. Frente a essas circunstâncias, pode-se dizer que a taxa neutra serve como referência para a orientação (expansionista ou contracionista) de política monetária dos BCs. Conforme Borges e Silva (2006), em um Regime de Metas de Inflação, conhecer esta variável possibilita que a autoridade monetária determine a trajetória dos juros nominais, seu instrumento de política monetária, visando, em última instância, ao cumprimento da meta determinada para o nível de preços, o que, por sua vez, minimiza a volatilidade do nível de produto.

Há visões bastante distintas sobre as características básicas da taxa neutra. De acordo com Amato (2005), a taxa neutra, apesar de ser constante no longo prazo, pode variar no tempo, sendo sua dinâmica determinada, em grande medida, por mudanças

---

<sup>20</sup> Wicksell (1936) apresenta outras definições para a taxa neutra, a saber: i) taxa que é igual ao produto marginal do capital; e ii) taxa de juros que iguala a poupança e o investimento.

<sup>21</sup> Dornbusch (2009, p. 339). No Brasil, a taxa de juros real corresponde à taxa de juros nominal (taxa Selic, fixada pelo Banco Central do Brasil) descontada a expectativa de inflação (medida pelo IPCA) para os próximos 12 meses (divulgada também pelo Banco Central). Também pode ser chamada de taxa de juros real *ex-ante*.

tecnológicas que venham a influenciar a produtividade do capital na economia. Woodford (2003), por sua vez, afirma que esta taxa apresenta uma tendência central de longo prazo, a qual pode sofrer lenta mudança com o passar do tempo. Neste caso, a taxa neutra não será, obrigatoriamente, aquela para a qual a economia convergirá no longo prazo, mas se modificará diante da variação de uma série de fatores, os quais podem ser tanto estruturais<sup>22</sup> quanto conjunturais<sup>23</sup>. Já para Bresser Pereira e Nakano (2002), existem múltiplos equilíbrios para esta taxa, de maneira que seria possível manter os preços dentro do intervalo de tolerância preestabelecido (cujo centro é a meta de inflação) com diferentes taxas neutras.

Ademais, cabe salientar que a taxa neutra não representa uma medida explicitamente observável<sup>24</sup>, de modo que, para que seja conhecida, é necessário estimá-la. Frente a isso, há que se reconhecer a existência de riscos em seguir uma estratégia de fixação de juros nominais baseada em uma medida tão incerta como a taxa neutra, o que tende a produzir ruídos na condução da política monetária e, por decorrência, instabilidade econômica (ORPHANIDES e WILLIAMS, 2006; GOTLIEB, 2013). Tal característica encontra respaldo no ambiente internacional, onde as estimativas para a taxa neutra, mesmo para países com números bastante inferiores aos atuais no Brasil, possuem amplo intervalo de confiança (GOLDFAJN e BICALHO, 2011).

Diante de tais circunstâncias, o objetivo deste artigo é realizar, no período de janeiro de 2003 a maio de 2016, uma estimação da taxa de juros estrutural da economia brasileira, variável que, embora não seja observável de forma explícita, assume extrema importância nas discussões de política econômica. Na realidade, conhecer a taxa neutra e entender sua dinâmica temporal mostra-se fundamental tanto para a definição quanto para a análise das decisões da política monetária. Em termos de estrutura, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, são realizadas as estimações, as quais são operacionalizadas através de dois

---

<sup>22</sup> Para Goldfajn e Bicalho (2011), exemplos de fatores estruturais capazes de modificar a taxa neutra são: produtividade, preferências intertemporais, prêmio de risco soberano, dívida pública, prêmio de risco de inflação e questões institucionais. São fatores diretamente associados ao comportamento da poupança no longo prazo.

<sup>23</sup> Alguns exemplos de fatores conjunturais que modificam a taxa neutra são: mudanças no gasto do governo, variações na taxa de câmbio real e alterações no ritmo de crescimento da economia global (GOLDFAJN e BICALHO, 2011).

<sup>24</sup> Em Estatística, uma variável que assume tal característica é denominada variável latente (BARBOSA *et al.*, 2016).

diferentes métodos, a saber: i) utilização do filtro Hodrick-Prescott; e ii) um modelo VAR estrutural (SVAR). Depois de realizadas as referidas estimações, ambas são combinadas, resultando em uma estimativa única para a taxa neutra brasileira, tendo em vista que cada dos métodos implementados possui um perfil, captando diferentes informações, o que lhes torna complementares, obtendo-se, com isso, uma estimativa mais suavizada e, por decorrência, reduzindo a incerteza inerente à estimação de uma variável latente como o juro neutro, o que se constitui na principal contribuição deste estudo frente aos trabalhos disponíveis. Por fim, a última seção conta com as principais conclusões do estudo.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Particularmente no Brasil, os estudos relativos à determinação da taxa neutra assumem extrema relevância, tendo em vista que a elevada taxa nominal de juros praticada na economia doméstica é, indiscutivelmente, um desafio à política macroeconômica (MIRANDA; MUINHOS, 2003)<sup>25</sup>. Entre as principais razões para este comportamento, estão i) a semidominância fiscal (FAVERO e GIAVAZZI, 2002); ii) o efeito contágio dos títulos da dívida pública (BARBOSA, 2006); iii) a incerteza jurisdicional existente no País (ARIDA, BACHA e LARA-RESENDE, 2004); iv) a baixa taxa de poupança (GOLDFAJN e BICALHO, 2011; BORGES, 2017); v) os resquícios do período 1980-1994, marcado por inflação crônica (BORGES, 2017); vi) o mercado de crédito segmentado (SCHWARTSMAN, 2011; BORGES, 2017); e vii) a orientação predominantemente pró-cíclica da política fiscal ao longo do tempo (BORGES, 2017).

Sobre a semidominância fiscal, este fenômeno ocorre porque a taxa básica de juros brasileira (a taxa Selic) é historicamente elevada, o que pode ser atribuído, em grande medida, à percepção de risco associada à economia brasileira, dada a elevada dívida do País e a imprevisibilidade de sua evolução, exigindo, portanto, que os títulos da dívida pública indexados à taxa básica de juros paguem prêmios de risco elevados para se tornarem atrativos aos investidores, o que resulta em aumento do déficit

---

<sup>25</sup> Os juros reais no Brasil permanecem bem acima do padrão internacional, mesmo considerando, como base de comparação, países de similar estágio de desenvolvimento (GOLDFAJN e BICALHO, 2011).

nominal do governo (déficit primário<sup>26</sup> acrescido dos juros nominais) e penaliza as contas públicas (FAVERO e GIAVAZZI, 2002). Diante do exposto, pode-se concluir que a semidominância fiscal é reflexo do efeito contágio dos títulos da dívida pública, fator proposto por Barbosa (2006) para explicar as elevadas taxas de juros praticadas no Brasil.

Quanto à incerteza jurisdicional existente na economia brasileira, que, de certa forma complementa os fatores acima mencionados, Arida, Bacha e Lara-Resende (2004) argumentam que este fato leva à inexistência de um mercado local de crédito de longo prazo, o qual se restringe a apenas alguns títulos da dívida pública. Isso ocorre porque os recursos captados no País são investidos para serem resgatados predominantemente em um horizonte temporal não muito longo, dado o perfil “curto-prazista” dos poupadores brasileiros, o que viabilizaria apenas financiamentos de horizonte mais curto. Assim, para aumentar a atratividade dos títulos públicos e, conseqüentemente, viabilizar o financiamento de longo prazo na economia brasileira, a solução é alongar artificialmente os vencimentos dos títulos de dívida do governo. E tais títulos são, em muitos casos, indexados à taxa básica de juros, a qual, por constituir grande parcela da remuneração destes papéis, tem de ser elevada.

A questão da baixa taxa de poupança como fonte de elevadas taxas de juros também está associada aos fatores acima mencionados, uma vez que está relacionada ao perfil poupador de curto prazo dos brasileiros, que demandam juros mais elevados para deixarem seus recursos aplicados por um período mais longo. A pequena taxa de poupança doméstica também pode ser explicada por fatores como i) a presença de um forte sistema de seguridade social, que pode vir a desestimular os agentes econômicos a pouparem de forma preventiva; ii) a elevada desigualdade de renda, o que traz à tona o fato de que pessoas mais pobres tendem a poupar menos; e iii) a estrutura demográfica até então pouco favorável a uma taxa de poupança agregada mais alta, em função da participação ainda elevada de jovens (os quais tendem a apresentar uma taxa de poupança nula ou muito baixa) no total da população (GOLDFAJN e BICALHO, 2011; BORGES, 2017).

---

<sup>26</sup> O déficit primário se dá quando as despesas primárias ou não-financeiras superam as receitas primárias ou não-financeiras, isto é, quando o resultado primário é negativo. O resultado primário é um indicativo da capacidade dos governos de gerar receitas suficientes para pagar suas contas usuais, sem que seja comprometida sua capacidade de administrar a dívida existente.

A respeito dos resquícios do período 1980-1994, marcado por inflação crônica, o fato é que a chamada “memória inflacionária” herdada desta época, que se converte em considerável indexação, especialmente de preços, salários e contratos, diminui a eficácia da política monetária, ao reduzir a velocidade de dissipação dos choques de oferta adversos na atividade econômica. Com isso, se faz necessária uma taxa de juros mais elevada para evitar uma elevação do nível de preços na presença deste advento (BORGES, 2017).

Sobre o mercado de crédito segmentado, a questão que se coloca é a presença de múltiplas taxas de juros referenciais, segmentação que faz com que parcela dos empréstimos não sofra influência da dinâmica da taxa básica de juros, reduzindo, por sua vez, o raio de ação da política monetária. A esse respeito, cabe ressaltar que, afora a taxa Selic, que é utilizada como base para a determinação de taxas de crédito com recursos livres (os quais podem ser utilizados para qualquer finalidade), há, no Brasil, taxas de juros destinadas à concessão de crédito direcionado (isto é, recursos que têm de ser empregados em uma finalidade específica). O problema, neste caso, tem origem no fato de que as taxas de juros em operações de crédito com recursos direcionados são consideravelmente inferiores às praticadas nas operações com recursos livres e, além disso, não costumam se alterar em resposta a movimentos da política monetária, na medida em que são fixadas pelas autoridades ou pela legislação (SCHWARTSMAN, 2011; BORGES, 2017).

Com relação à orientação predominantemente pró-cíclica da política fiscal ao longo do tempo, Borges (2017) observa que, entre 1991 e 2015, as despesas primárias (ou não financeiras)<sup>27</sup> do setor público consolidado cresceram, em termos reais, em média 6% ao ano, recuando apenas nos anos de 1999, 2003 e 2015. Assim, em boa parte do período acima mencionado, a política fiscal foi pró-cíclica<sup>28</sup>, de modo que coube à política monetária, por meio do BC, particularmente a partir da adesão ao Regime de Metas para a Inflação, em meados de 1999, atuar para contrabalançar os efeitos da política fiscal praticada, visando ao cumprimento da meta estabelecida para o nível de preços.

---

<sup>27</sup> Quaisquer gastos que possibilitem a oferta de serviços públicos à sociedade. Não estão incluídos neste tipo de despesa os juros e a amortização da dívida.

<sup>28</sup> Caracterizada pela elevação dos gastos públicos em períodos de elevado crescimento econômico ou redução de tais gastos em períodos recessivos ou de arrefecimento da atividade.



Nesse sentido, uma série de estudos estimou, através de diferentes instrumentos, a taxa neutra para a economia brasileira, sendo que um dos primeiros trabalhos que o fez foi o de Miranda e Muinhos (2003), que estimaram a taxa neutra para o País através de uma série de métodos, a saber: i) taxas médias históricas; ii) modelos estruturais; iii) juros de longo prazo da economia; e iv) câmbio. Os autores também estimaram, utilizando um painel com 13 países emergentes, a relação entre o risco soberano da dívida e a taxa de juros efetiva praticada por estes países. Os resultados revelaram que, independentemente do método escolhido, as taxas neutras do Brasil apresentam-se mais elevadas em relação às do resto do mundo.

Já Muinhos e Nakane (2006) estimaram taxas neutras não apenas para o Brasil, mas para mais de 20 outras economias, utilizando diferentes metodologias: i) a obtenção da tendência da taxa neutra a partir da utilização do Filtro Hodrick-Prescott<sup>29</sup>; ii) um modelo keynesiano para uma pequena economia aberta, calculando, a partir de uma curva IS<sup>30</sup>, a taxa de juros que elimina o hiato do produto; iii) a suposição de que a taxa neutra é igual ao produto marginal do capital, utilizando como base as hipóteses dos modelos de crescimento econômico neoclássicos; e iv) um modelo de dados em painel com o objetivo de dimensionar os efeitos do risco inflacionário e da diferença entre o prêmio de risco da dívida brasileira (e de outras economias emergentes) e dos títulos norte-americanos na taxa neutra doméstica. Em termos de resultados, o trabalho concluiu que o Brasil possui taxas neutras mais elevadas do que as de países que dispõem de fundamentos macroeconômicos semelhantes aos seus.

Borges e Silva (2006), por sua vez, utilizaram-se de um modelo VAR estrutural (SVAR)<sup>31</sup> para estimar uma série mensal para a taxa neutra brasileira com o objetivo de verificar sua proximidade com a taxa de juros real. Os autores concluíram que, no período analisado (2000-2003), a taxa neutra foi sistematicamente inferior e menos volátil do que a taxa real, de modo que a política monetária praticada neste interregno revelou-se condizente com o Regime de Metas de Inflação, uma vez que as estimativas

---

<sup>29</sup>No filtro HP, o componente cíclico é isolado pela utilização de um procedimento de filtragem que extrai a tendência estocástica que se move suavemente ao longo do tempo, sendo que a “suavidade” do componente tendencial tem de ser determinada *a priori*.

<sup>30</sup>A curva IS descreve o equilíbrio no mercado de bens, e mostra a relação entre taxa de juros e nível de produto (BLANCHARD, 2007).

<sup>31</sup>Conforme Borges e Silva (2006), dentro deste aparato, os modelos macroeconômicos são estimados recuperando-se o modelo estrutural a partir de sua forma reduzida, e impondo-se restrições advindas da teoria econômica.

para a taxa neutra demonstraram que o objetivo do BC, em última instância, era o de obter a convergência do nível de preços efetivo à meta preestabelecida.

Barcellos Neto e Portugal (2009) estimaram a taxa neutra para o Brasil aplicando filtros estatísticos nas séries de taxas de juros reais *ex-ante* e *ex-post*<sup>32</sup> e estimando uma Regra de Taylor dinâmica, isto é, uma função de reação dinâmica<sup>33</sup>. Esses resultados foram comparados com uma taxa neutra estimada a partir de um modelo em formato de espaço de estados (supondo uma economia fechada), seguindo Laubach e Williams (2003). O modelo, em linhas gerais, constitui-se de duas equações macroeconômicas: uma curva de oferta agregada e uma curva de demanda agregada, sendo que, no equilíbrio de mercado, é possível encontrar a taxa neutra. Ademais, há duas suposições básicas no referido modelo: i) o hiato do produto converge para zero sempre que a diferença entre a taxa de juros real e a taxa neutra for zero; e ii) as flutuações da inflação convergem para zero se o hiato do produto for zero. Os pesquisadores concluíram que as decisões de política monetária, no período analisado (1999-2005), levaram a uma taxa de juros real que flutuou ao redor taxa da neutra estimada, situando-se, na maior parte do período, abaixo dela, de modo que a postura do BC pôde ser entendida como pouco rígida.

Em linha, Ribeiro e Teles (2013) estimaram a taxa neutra para a economia brasileira entre o final de 2001 e o segundo trimestre de 2010, considerando uma economia fechada e utilizando, como base, dois modelos: i) o proposto por Laubach e Williams (2003); e ii) o de Mesónnier e Renne (2007), uma versão alterada do primeiro, a qual, segundo os autores, permite uma estimação mais transparente e robusta. Em termos de resultados, os pesquisadores concluíram que as estimativas de ambos os modelos não apresentaram diferenças expressivas, o que oferece maior confiabilidade aos resultados obtidos. Adicionalmente, para o período de maior interesse do estudo, isto é, de 2005 em diante (dada a inexistência de estimativas para a taxa neutra a partir deste ponto do tempo), verificou-se que a taxa neutra assumiu trajetória de queda desde

---

<sup>32</sup> Corresponde à taxa de juros nominal (taxa Selic, fixada pelo Banco Central do Brasil) descontada da inflação (medida pelo IPCA) efetiva acumulada nos últimos 12 meses (divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, o IBGE).

<sup>33</sup> A função de reação pode ser definida, de acordo com Taylor (2000), como a regra (ou fórmula) matemática utilizada pela autoridade monetária para determinar, do modo mais preciso possível, as circunstâncias nas quais seu instrumento de política monetária será modificado (este instrumento, no caso do RMI, é a taxa de juros).

2006. Também foi realizada uma avaliação sobre a condução da política monetária do BC nos últimos anos e, em linhas gerais, a análise mostrou que, entre o final de 2001 e 2005, a Instituição adotou postura mais conservadora (resultado oposto ao encontrado por Barcellos Neto e Portugal, 2009), e que, a partir daí, esteve mais próxima da neutralidade.

Gotlieb (2013), também seguindo Laubach e Williams (2003), e supondo uma economia fechada, verificou uma tendência de queda da taxa neutra até 2012, dinâmica que pode ser atribuída particularmente a fatores de ordem estrutural. Como evidência para este fato, a autora demonstrou que, nos últimos anos, houve queda da NAIRU (*non-accelerating inflation rate of unemployment*, ou, na língua portuguesa, taxa natural de desemprego, a qual está associada à estabilidade do nível de preços), dinâmica que depende, em grande medida, de componentes estruturais. Utilizando as referidas estimativas para a taxa neutra e para a NAIRU, foi determinada a postura do BC no período recente, o qual, de acordo com a pesquisadora, passou a atribuir maior peso à convergência entre as taxas real e neutra e também entre a taxa de desemprego efetiva e a NAIRU, de maneira que a autoridade monetária conseguiu, simultaneamente, reduzir os juros básicos nominais e evitar elevações expressivas da inflação. Entretanto, ponderou-se que tal conduta deve ser pautada pela cautela, tendo em vista as incertezas inerentes às estimativas para a taxa neutra, conforme salientaram Orphanides e Williams (2006).

Perrelli e Roache (2014), por seu turno, utilizaram cinco métodos distintos para determinar a taxa neutra: i) estimativas estruturais; ii) filtros estatísticos; iii) estimativas a partir da estrutura a termo da taxa de juros<sup>34</sup>; iv) um modelo de espaço de estados; e v) regressões a partir de fundamentos, com a inclusão de algumas variáveis que supõem uma economia aberta. Em termos de resultados, os autores concluíram, assim como nos trabalhos desenvolvidos por outros estudiosos, que, entre 2006 e 2013, houve recuo expressivo da taxa neutra.

Já Barbosa *et al.* (2016) estimaram a taxa neutra e, em um segundo momento, a Regra de Taylor para o Brasil no período 2003–2015, supondo uma economia aberta

---

<sup>34</sup> A estrutura a termo da taxa de juros é representada por um conjunto de pontos no espaço “taxa de juros” versus “prazo”, onde cada ponto corresponde a uma taxa de juros associada a determinado prazo. É obtida com base em algum título negociado no mercado (FRANKLIN *et. al.*, 2012).

pequena, na qual a taxa neutra, que varia ao longo do tempo, é igual a taxa de juros internacional adicionada aos prêmios de risco do país e do câmbio. Além disso, os autores buscaram verificar se ocorreram mudanças no comportamento do BC no período 2011-2014 (primeiro mandato do governo da Presidente Dilma Rousseff). Os pesquisadores concluíram que a taxa neutra no Brasil pode ser explicada i) pela taxa de juros internacional; ii) pelo prêmio de risco de câmbio; iii) pelo prêmio de risco país; e iv) pelo prêmio da Letra Financeira do Tesouro (LFT), um título público pós-fixado cuja rentabilidade segue a variação da taxa básica de juros doméstica. Afora isso, as estimativas demonstraram que houve forte queda da taxa neutra até 2010, e reversão deste comportamento a partir de meados de 2012. Complementarmente, a suposição de que o Brasil é uma economia aberta pequena mostrou-se significativa quando incluída na Regra de Taylor, indicando que esta hipótese não deve ser ignorada em trabalhos que analisam a política monetária no Brasil. Por fim, o trabalho revelou que, durante o período 2011-2014, a autoridade monetária adotou postura razoavelmente mais leniente com a inflação do que nos demais anos analisados, uma das prováveis razões pelas quais a inflação efetiva situou-se consistentemente acima da meta neste ínterim.

Por sua vez, Holston, Laubach e Williams (2016), seguindo o procedimento adotado por Laubach e Williams (2003), estimaram a taxa de juros real neutra para as economias dos Estados Unidos, Canadá, Zona do Euro e Reino Unido. Os autores aplicaram um filtro de Kalman no PIB real, na taxa de inflação e na taxa de juros de curto prazo, a fim de encontrar os componentes estruturais da taxa de juros real neutra, e concluíram que houveram quedas expressivas na tendência das taxas de crescimento do PIB e nas taxas de juro real neutro nos últimos 25 anos nas quatro economias estudadas. As estimativas obtidas pelos pesquisadores demonstram que fatores de ordem global assumem um importante papel na formação das taxas de crescimento do PIB e das taxas neutras.

Nesse horizonte, conclui-se que a taxa de juros real neutra é uma espécie de referência para a orientação das decisões de política monetária dos BCs, de modo que a realização de estimativas para esta variável, em princípio não observável de forma explícita, assume grande importância, uma vez que, através de tais estimativas, é possível identificar a orientação da política monetária ao longo do tempo.

### 3 MÉTODO E DADOS

Nesta pesquisa, são implementados os seguintes métodos econométricos para a estimação da taxa de juros real neutra da economia brasileira:

- i) a aplicação do filtro Hodrick-Prescott (denominado HP); e
- ii) um modelo VAR estrutural (denominado SVAR); e

O detalhamento de cada um destes métodos, bem como os dados utilizados nas estimações, encontram-se nas seções abaixo.

#### 3.1 Dados

Os dados utilizados na estimação possuem periodicidade mensal, iniciando em janeiro de 2003 e encerrando em maio de 2016, período com uma política monetária constante em termos qualitativos, uma vez que, neste interregno, não houve mudança de regime de política monetária, vigorando o RMI. O nome, sigla utilizada para fins de estimação, a descrição e a fonte das séries se encontram no quadro 1.

Quadro 1: Nome, descrição e fonte das variáveis utilizadas

VARIÁVEL	SIGLA	DESCRIÇÃO	FONTE
Instrumento de Política Monetária	SELIC	Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada base 252 (% ao ano) - Código 4189	BCB (2017)
Inflação doméstica	IPCA anual	Índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) - acumulado em 12 meses (% ao ano) - Código 13522	BCB (2017)
Expectativa de inflação	EI	Expectativa para o índice de inflação oficial (IPCA) acumulado 12 meses à frente - mediana mensal (% ao mês)	BCB (2017)

Fonte: Elaboração própria.

Outra justificativa para a escolha é que este recorte temporal conta com um bom número de observações mensais e contém a totalidade dos dados necessários para viabilizar as estimações.

### 3.2 Filtro Hodrick-Prescott (HP)

A primeira metodologia utilizada para estimar a taxa de juros real neutra da economia brasileira consiste no filtro estatístico Hodrick-Prescott (HP). Através desta ferramenta, é possível verificar separadamente os componentes tendencial ( $g_t$ ) e cíclico ( $c_t$ ) de uma série temporal ( $y_t$ , que, neste estudo, é a série da taxa básica de juros doméstica *expost*, ou seja, a taxa Selic deflacionada pelo IPCA acumulado nos últimos 12 meses). O filtro foi aplicado utilizando-se um lambda igual a 14.400, valor recomendado na literatura para dados mensais<sup>35</sup>. Matematicamente, tem-se que

$$y_t = g_t + c_t, \text{ sendo } t = 1, \dots, T \quad (1)$$

O componente cíclico presente na equação acima é definido como a flutuação da série ao redor de seu componente tendencial. Nesta abordagem, a taxa de juros real neutra é o componente tendencial estimado pelo filtro HP, o qual é obtido através da solução do problema de otimização

$$\text{Min}_{\{g_t\}} \{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \} \quad (2)$$

O primeiro somatório da equação,  $\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2$ , penaliza o componente cíclico, ao passo que o segundo,  $\sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2$ , penaliza variações no componente tendencial. Por se tratar de um problema de minimização, quanto maior for o valor de  $\lambda$ , maior será a penalização do componente cíclico.

Seguindo a metodologia de Hodrick e Prescott (1997), nesta pesquisa foi realizada a decomposição da taxa de juros real, de modo a encontrar seu componente tendencial, a taxa de juros real neutra; e seu componente cíclico, o hiato de juros real, definido como a diferença entre a taxa de juros real e a taxa de juros real neutra. Com isso, tem-se que  $y_t$  é a taxa de juros real em  $t$ ;  $g_t$  é a taxa de juros neutra em  $t$  e, portanto, objeto de investigação deste estudo; e  $c_t$  é o hiato de juros real em  $t$ .

---

<sup>35</sup>Para consultar os valores do lambda adequados a cada periodicidade dos dados, vide Hodrick e Prescott (1997).

### 3.3 VAR estrutural (SVAR)

Conforme sugerem os trabalhos de Brzoza-Brzezina (2003) e Borges e Silva (2006), uma das formas de estimação da taxa de juros real neutra é o modelo SVAR, o qual contém maior sentido econômico na comparação com o filtro HP e, por conta disso, será o segundo método de estimação implementado neste estudo. Isso porque, neste caso, é possível utilizar a teoria econômica para impor restrições no VAR, o que permite que os parâmetros estruturais deste modelo sejam recuperados, dando origem ao SVAR.

Para dar início à estimação da taxa de juros real neutra, deve-se, em primeiro lugar, definir  $c_t$ , o hiato de juros real, o qual é representado pela equação

$$c_t = r_t - r_t^*, \quad (3)$$

onde  $r_t$  é a taxa de juros real em  $t$  e  $r_t^*$  é a taxa de juros real neutra em  $t$ . Rearranjando os termos da equação acima, tem-se que

$$r_t = r_t^* + c_t, \quad (4)$$

de maneira que a taxa de juros real em  $t$  é definida pela soma da taxa de juros real neutra em  $t$  e do hiato de juros real.

Assume-se que a taxa de juros real neutra e o hiato de juros real são processos estocásticos estacionários, os quais, segundo o teorema de Wold, podem ser expressos como a soma de um componente determinístico e de um componente estocástico de médias móveis. Com base nisso, é possível representar a taxa de juros real neutra e o hiato de juros real através das equações

$$r_t^* = \alpha_1 + \mathcal{E}_1(L)u_{1,t} \text{ e} \quad (5)$$

$$c_t = \alpha_2 + \mathcal{E}_2(L)u_{2,t}, \quad (6)$$

onde  $\mathcal{E}_i(L)$ , sendo  $i = 1, 2$ , são polinômios no operador defasagem tal que  $\mathcal{E}_i(L) = \psi_i(0) + \psi_i(1)L + \psi_i(2)L^2 + \dots + \psi_i(s)L^s$ ;  $\alpha_i$ , sendo  $i = 1, 2$ , são constantes associadas aos processos geradores de cada uma das variáveis; e  $u_{i,t}$ , sendo  $i = 1, 2$ , são choques em cada uma das variáveis. A partir daí, pode-se representar a taxa de juros real,  $r_t$ , como

$$r_t = (\alpha_1 + \alpha_2) + \Xi_1(L)u_{1,t} + \Xi_2(L)u_{2,t}, \quad (7)$$

equação que revela que a taxa de juros real é afetada por dois choques estruturais.

Com relação à taxa de juros real neutra, pode-se defini-la como

$$\Delta\pi_t = \rho(r_t - r_t^*) = \rho[\alpha_2 + \Xi_2(L)u_{2,t}], \quad (8)$$

onde  $\Delta\pi_t$  é a variação da taxa de inflação em  $t$ ; e  $\rho$  é uma constante, de modo que a variação da taxa de inflação é proporcional ao hiato de juros real,  $c_t$ .

Utilizando a matriz abaixo, é possível expressar a variação na taxa de inflação e a taxa de juros real em função dos choques através do sistema de equações

$$\begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho \cdot \alpha_2 \\ (\alpha_1 + \alpha_2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} S_{1,1}(L) & S_{1,2}(L) \\ S_{2,1}(L) & S_{2,2}(L) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (9)$$

onde  $S_{ij}(L)$ , sendo  $i = 1, 2$  e  $j = 1, 2$ , são polinômios no operador defasagem que assumem a forma

$$S_{ij}(L) = s_{i,j}(0) + s_{i,j}(1)L + s_{i,j}(2)L^2 + \dots + s_{i,j}(m)L^m \quad (10)$$

Cabe salientar, entretanto, que o sistema estrutural acima deve ser resolvido estimando-se um modelo em formato reduzido antes de se estimar o estrutural, o qual, matricialmente, é representado por

$$\begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k_1 \\ k_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{1,1}(L) & A_{1,2}(L) \\ A_{2,1}(L) & A_{2,2}(L) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta\pi_{t-1} \\ r_t - 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (11)$$

onde  $A_{ij}(L)$ , sendo  $i = 1, 2$  e  $j = 1, 2$ , é um polinômio no operador defasagem da forma  $A_{ij}(L) = a_{i,j}(0) + a_{i,j}(1)L + a_{i,j}(2)L^2 + \dots + a_{i,j}(n)L^n$ ; e  $k_i$ , sendo  $k_1$  e  $k_2$  as constantes do modelo em sua forma reduzida.

Deve-se ressaltar apenas que o vetor de resíduos do VAR, definido por  $\varepsilon_t$ , é distinto do vetor de choques do SVAR, definido como  $u_t$ . Entretanto, há uma relação entre estes erros, a qual pode ser representada pela combinação linear

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} s_{1,1}(0) & s_{1,2}(0) \\ s_{2,1}(0) & s_{2,2}(0) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Todavia, como os coeficientes  $s_{ij}(0)$  são desconhecidos, deve-se impor restrições no sistema de equações acima para torná-lo identificável, isto é, para



encontrar a forma estrutural do VAR. Uma técnica muito utilizada para tal é a aplicação de restrições de longo prazo, metodologia proposta por Blanchard e Quah (1989), a qual será empregada neste estudo. Assim, essas restrições de identificação são dadas, em primeiro lugar, por duas restrições oriundas da hipótese de que os choques possuem variância unitária, isto é,

$$Var(u_{1,t}) = s_{1,1}(0)^2 + s_{1,2}(0)^2 = 1; e \quad (13)$$

$$Var(u_{2,t}) = s_{2,1}(0)^2 + s_{2,2}(0)^2 = 1 \quad (14)$$

Para se obter as restrições acima, deve-se considerar que a covariância entre os choques estruturais é nula. A terceira restrição pode ser encontrada ao se considerar que o choque  $u_{1,t}$  não exerce influência em  $\Delta\pi_t$ , de maneira que  $S_{1,1}(L) = 0$ . Como a relação entre a taxa de inflação e o hiato de juros real é de longo prazo, assume-se que os choques na taxa de juros real neutra não exercem influência na taxa de inflação, de forma que

$$S_{1,1}(1) = 0, \text{ onde } S_{1,1}(1) \text{ é } S_{1,1}(L) \text{ em } L = 1 \quad (15)$$

A partir dessas restrições, através de transformações algébricas, obtém-se os elementos estruturais da matriz

$$\begin{bmatrix} s_{11}(0) & s_{12}(0) \\ s_{21}(0) & s_{22}(0) \end{bmatrix}, \quad (16)$$

os quais são dados por

$$s_{1,1}(0) = \pm \sqrt{Var(\varepsilon_{1,t})}, \quad (17)$$

$$s_{2,1}(0) = C \begin{bmatrix} c_{1,1}(1) \\ c_{1,2}(1) \end{bmatrix} \cdot \sqrt{Var(\varepsilon_{1,t})}, e \quad (18)$$

$$s_{22}(0) = \sqrt{-2 \cdot \frac{s_{2,1}(0)}{s_{1,1}(0)} Cov(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}) + s_{2,1}(0)^2 + Var(\varepsilon_{2,t})} \quad (19)$$

Com estes choques estruturais recuperados, é possível recuperar a série temporal da taxa de juros real neutra utilizando a equação

$$r_t^* = k_2 - k_1 \cdot \frac{s_{2,2}(L)}{s_{1,2}(L)} + s_{2,1}(L)u_{1,t}, \quad (20)$$

onde os coeficientes  $s_{i,j}(L)$  são calculados a partir da fórmula

$$S(L) = C(L) \cdot S(0) \quad (21)$$

Essas equações definem a taxa de juros real neutra em um dado recorte temporal  $t$ , permitindo a estimação de seu valor ao longo do tempo e, com isso, analisar a relação existente entre o hiato de juros real e a variação da taxa de inflação<sup>36</sup>.

### 3.4 Combinação dos métodos filtro HP e SVAR

Depois de realizadas estimações, ambas foram combinadas, resultando em uma estimativa única para a taxa neutra brasileira. A estratégia de combinar os dois métodos foi adotada porque cada um deles possui um perfil e capta diferentes informações, o que lhes torna complementares, retornando uma estimativa mais suavizada e reduzindo a incerteza inerente à estimação de uma variável latente como o juro neutro, o que consiste na principal contribuição deste estudo frente aos trabalhos disponíveis. Este processo foi realizado através de uma combinação linear simples das estimativas geradas através da implementação dos dois métodos implementados.

## 4 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados desta pesquisa, quais sejam, as estimativas geradas pelos métodos i) filtro HP; e ii) SVAR. Posteriormente, realiza-se uma comparação das estimativas obtidas empregando-se esses dois métodos. Em seguida, tais estimativas são combinadas, resultando em uma estimativa única para a taxa neutra brasileira. Além disso, são realizadas algumas considerações acerca dos resultados obtidos. A primeira etapa das estimações é a realização dos testes de estacionariedade das variáveis a serem utilizadas. O quadro 2 apresenta um resumo dos testes de raiz unitária das variáveis utilizadas na estimação do juro neutro brasileiro utilizando o modelo SVAR.

---

<sup>36</sup> É importante notar que, apesar da existência de duas soluções para  $s_{1,1}(0)$  e para  $s_{2,1}(0)$ , a solução para a taxa de juros real neutra é única.

Quadro 2 – Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis utilizadas no SVAR

Série	Estat. de teste	p-valor	Ordem de integração
SELIC real ex-ante	-3,415	-3,990	I(0) com constante
IPCA acum. 12 meses	-6,60162	3,172e-007	I(1) c/ const. e tendência

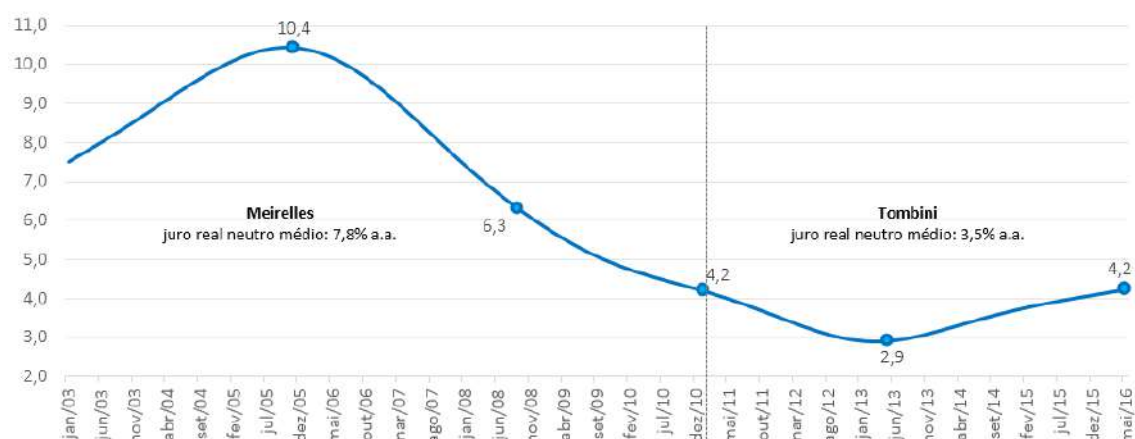
Fonte: Elaboração própria.

No caso do filtro HP, não foi necessário realizar teste de estacionariedade, dado que o referido filtro deve ser aplicado na variável em nível, a qual, neste caso, foi a taxa Selic real *expost*.

#### 4.1 Estimativas geradas pelo filtro HP

As estimativas mensais resultantes da aplicação do filtro HP, realizadas a partir da série da taxa básica de juros doméstica *expost*, encontram-se no gráfico 1.

Gráfico 1 – Estimativas mensais para o juro real neutro: filtro HP



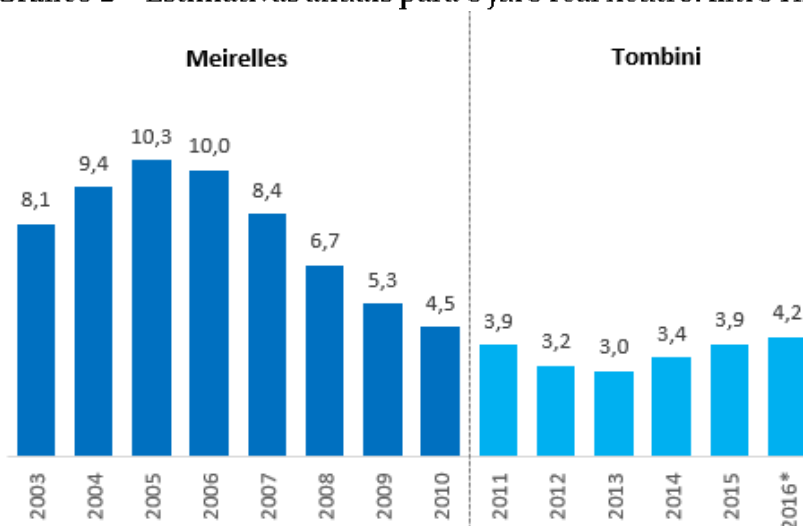
Fonte: Elaboração própria.

Um dos principais pontos a ressaltar é que o juro neutro apresentou redução relevante no período em que Alexandre Tombini esteve à frente do Banco Central comparativamente ao verificado na gestão de Henrique Meirelles. Com efeito, enquanto a taxa neutra média foi de 7,8% ao ano no mandato de Meirelles, ficou em 3,5% ao ano na gestão de Tombini. Apesar dessa diferença expressiva, nota-se que, desde do início de 2006, a taxa neutra brasileira vem caindo, sendo que tal retração ficou mais pronunciada a partir de 2008, momento da crise do *subprime*, quando as economias se utilizaram de políticas expansionistas a fim de estimular a atividade.

Além disso, o gráfico 1 revela também a tendência linear da taxa neutra, a qual foi de queda evidente no período analisado, comportamento que, além de ter implicações para a política monetária, está alinhado à tendência para o juro real neutro em boa parte das economias mundo afora (LAUBACH E WILLIAMS, 2016).

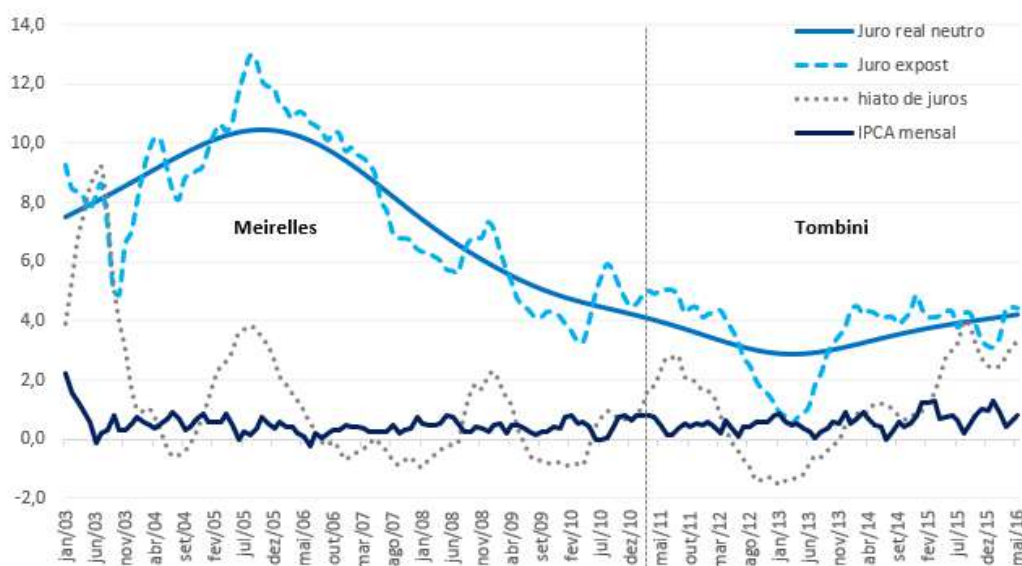
O gráfico 2, que conta com a média anual da taxa neutra no período analisado, também revela a queda do juro natural na gestão Tombini. Na realidade, uma tendência de queda mundial para a taxa neutra sugere o aumento da coordenação entre as políticas monetárias dos países (ver, por exemplo, HOLSTON, LAUBACH E WILLIAMS, 2016). Além disso, uma taxa neutra mais baixa implica que os episódios nos quais o juro real neutro e o juro real *expost* se assemelham estão sendo mais frequentes e mais longos.

Gráfico 2 – Estimativas anuais para o juro real neutro: filtro HP



Fonte: Elaboração própria.

Por sua vez, o gráfico 3 apresenta, além da estimativa para a taxa real neutra, o juro real *expost*, o hiato de juros e a inflação mensal medida pelo IPCA. Neste caso, observa-se que a série de taxa neutra se apresenta suave e, em alguns períodos, bastante distante da série do juro real *expost*, de maneira que há um grande hiato de juros nestes momentos.

Gráfico 3 – Hiato de juros, juro *expost*, juro real neutro (filtro HP) e IPCA mensal

Fonte: Elaboração própria.

Além disso, calculando-se a variância para as taxas *expost* e neutra, verifica-se que a variância da taxa neutra no período é de 7,0, ao passo que a variância do juro *expost* é de 8,7. A menor variância da taxa neutra na comparação com o juro *expost* indica que o Banco Central pode prever mais facilmente o juro real neutro, o que lhe permite orientar com maior assertividade a política monetária ao acompanhar as projeções para a inflação, evidenciando a grande utilidade da taxa real neutra em termos de construção de uma função de reação para a política monetária.

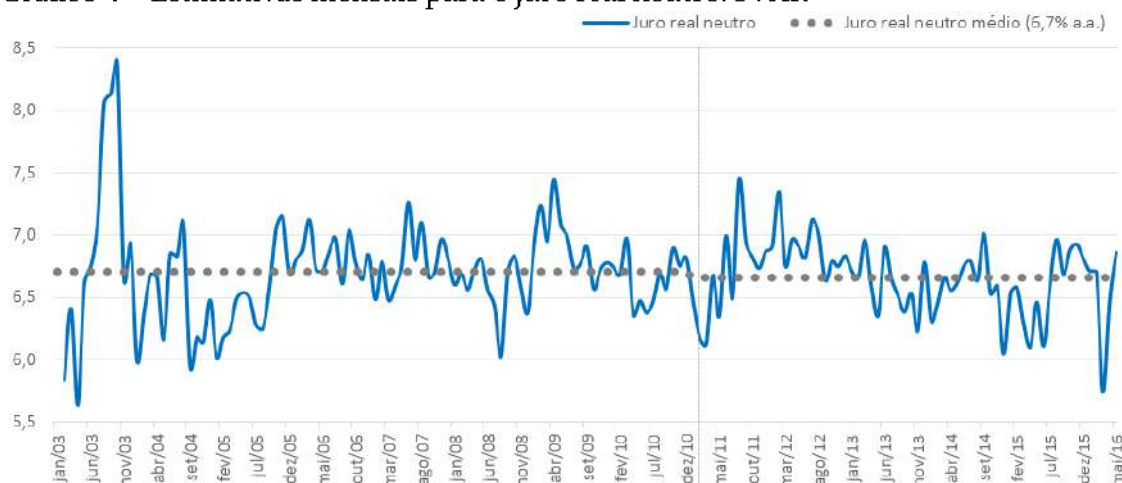
Com relação ao hiato de juros e a inflação mensal, embora o hiato de juros seja quase sempre positivo ao longo do período analisado (sendo sua média 1,2 pontos percentuais), a taxa de inflação não demonstra tendência de queda no horizonte de análise, relação que contraria a teoria econômica, de acordo com a qual um hiato positivo de juros levaria a uma inflação decrescente. Cabe ressaltar que, de qualquer maneira, isso não aconteceria contemporaneamente, tendo em vista a defasagem dos efeitos da política monetária.

Apesar da simplicidade que a implementação do filtro HP oferece para estimar a taxa real neutra, cabe ressaltar, contudo, que este método apresenta importantes limitações, com destaque para o chamado *end-point bias*, no qual a ponta longa da tendência obtida pelo referido filtro é fortemente afetada pelos dados finais da série, de maneira que o componente tendencial da estimativa pode ser afetado pelo ciclo econômico.

## 4.2 Estimativas geradas pelo modelo SVAR

Seguindo Brzoza-Brzezina (2003), as estimativas mensais do juro real neutro obtidas com a aplicação do modelo SVAR foram obtidas utilizando-se as séries da taxa básica de juros doméstica *ex-ante* (taxa Selic deflacionado pela expectativa de inflação medida pelo IPCA 12 meses à frente) e da primeira diferença da inflação acumulada em 12 meses medida pelo IPCA. Tais variáveis foram utilizadas nestes formatos em razão dos resultados dos testes de estacionariedade realizados (neste caso, o teste implementado foi o ADF). A série temporal mensal do juro real neutro obtida com a implementação do SVAR encontra-se no gráfico 4.

Gráfico 4 – Estimativas mensais para o juro real neutro: SVAR

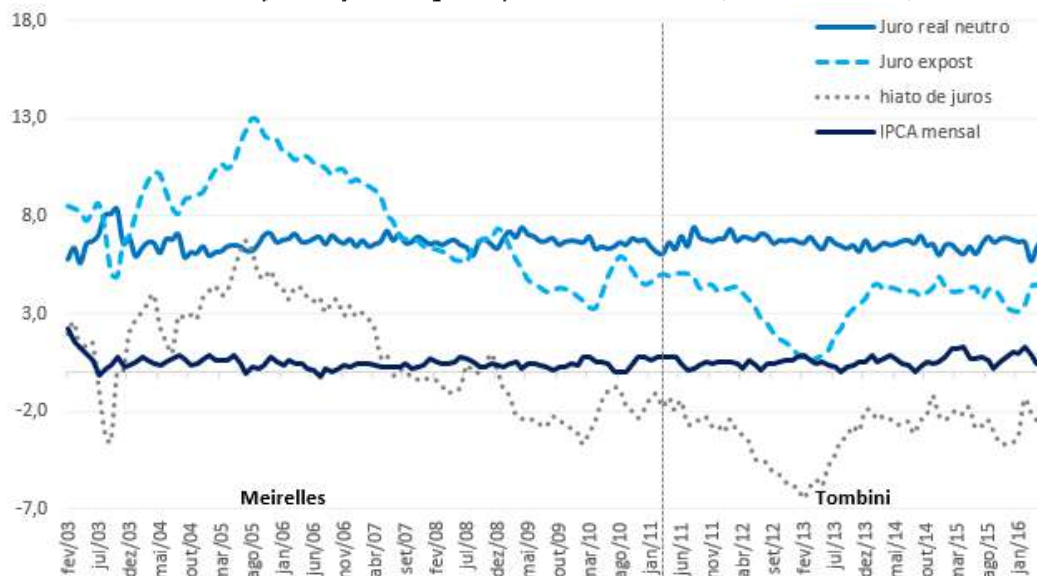


Fonte: Elaboração própria.

Através da inspeção visual, observa-se que tais estimativas são consideravelmente mais voláteis do que as obtidas com a implementação do filtro HP, o que pode ser atribuído ao fato de que, no SVAR, soma-se a média do juro real ao juro neutro para obter a estimativa final. Isso explica a média única para o juro neutro em ambos os mandatos.

Por sua vez, o gráfico 5 apresenta, além da estimativa para a taxa real neutra, o juro real *expost*, o hiato de juros e a inflação mensal medida pelo IPCA.

Gráfico 5 – Hiato de juros, juro expost, juro real neutro (modelo SVAR) e IPCA mensal



Fonte: Elaboração própria.

Neste caso, observa-se, em uma série de momentos, um hiato de juros ainda maior do que o verificado na estimativa implementando o filtro HP.

Além disso, calculando-se a variância para as taxas *expost* e neutra, verifica-se que a variância da taxa neutra no período é de 0,4, ao passo que a variância do juro *expost* é de 8,7, sugerindo, assim como na estimativa anterior, que o Banco Central é capaz de prever mais facilmente o juro neutro, o que lhe permite orientar com maior assertividade a política monetária.

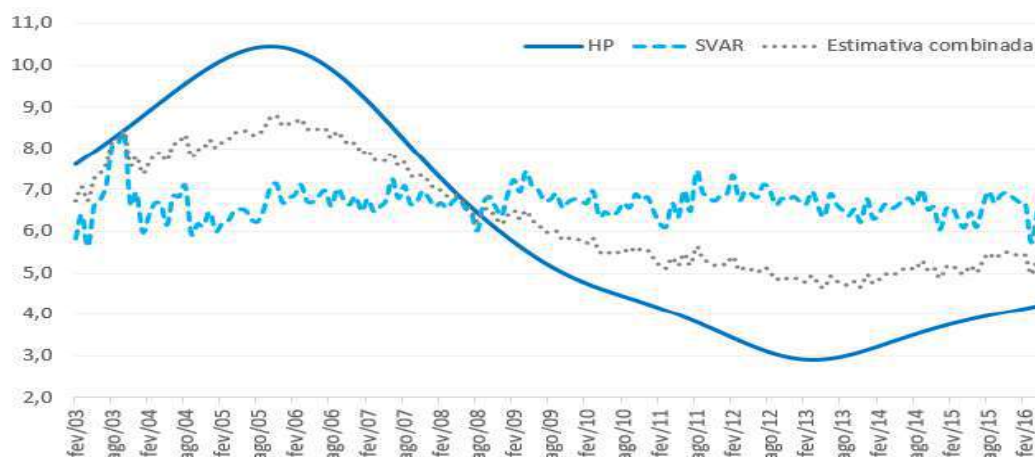
Com relação ao hiato de juros e a inflação mensal, verifica-se um hiato majoritariamente negativo ao longo do período analisado (sendo sua média -0,6 pontos percentuais). Por sua vez, a taxa de inflação não demonstra tendência de queda no horizonte de análise, permanecendo relativamente estável, resultado que difere expressivamente do encontrado com a utilização do filtro HP. Neste caso, na teoria econômica, um hiato negativo de juros levaria a uma inflação crescente.

#### 4.3 Comparação entre os métodos empregados, estimativa combinada e considerações acerca da orientação da política monetária no período analisado

Comparando os dois métodos implementados, destaca-se o fato de que cada um dos modelos utilizados possui um perfil e capta diferentes informações, o que lhes torna

complementares. Por conta disso, a “taxa combinada” retorna uma estimativa mais suavizada, reduzindo a incerteza inerente à estimação de uma variável latente como o juro neutro, o que reside na principal contribuição deste artigo frente aos trabalhos disponíveis. Cabe salientar ainda o fato de que, no filtro HP, há um grande hiato de juros em diversos momentos, movimento que é bastante distinto no SVAR, no qual o hiato é consideravelmente menor, dado que, no primeiro método, o componente tendencial da estimativa do juro neutro tende a ser afetado pelo ciclo econômico.

Gráfico 6 – Estimativas para o juro real neutro: HP, SVAR e “taxa combinada”



Fonte: Elaboração própria.

Com efeito, através da observação do gráfico 6, percebe-se que a trajetória da taxa combinada não permite afirmar que o juro neutro apresentou redução relevante no mandato de Tombini, o que se deve à relativa estabilidade da estimativa da taxa neutra resultante da implementação do modelo SVAR, sugerindo que sua gestão foi marcada pela discricionariedade na condução da política monetária.

## 5 CONCLUSÕES

Do ponto de vista moderno, a taxa neutra, como o próprio nome diz, é aquela que denota a atuação “neutra” de um Banco Central (BC), tendo em vista que, ao persegui-la, a autoridade monetária assegura a estabilidade dos preços e, ao mesmo tempo, não exerce nenhuma espécie de influência no produto. Mais especificamente, a taxa neutra representa a taxa de juros vigente no momento em que a política monetária não assume caráter expansionista (a qual visa a estimular a atividade) nem



contracionista (praticada a fim de desestimular a economia). Nesse contexto, pode-se dizer que a taxa neutra serve como referência para a orientação (expansionista ou contracionista) de política monetária dos BCs, de maneira que, em um Regime de Metas de Inflação (RMI), conhecer esta variável possibilita que a autoridade monetária determine a trajetória dos juros nominais, seu instrumento de política monetária, visando, em última instância, ao cumprimento da meta determinada para o nível de preços, o que, por sua vez, minimiza a volatilidade do nível de produto.

Cabe salientar que a taxa neutra não representa uma medida explicitamente observável, de modo que, para que seja conhecida, é necessário estimá-la. Com efeito, as estimativas para a taxa neutra, mesmo para países com números bastante inferiores aos atuais no Brasil, possuem amplo intervalo de confiança. Frente a isso, há que se reconhecer a existência de riscos em seguir uma estratégia de fixação de juros nominais baseada em uma medida tão incerta como a taxa neutra, o que tende a produzir ruídos na condução da política monetária e, por decorrência, instabilidade econômica.

Diante de tais circunstâncias, o objetivo deste artigo foi realizar, no período de janeiro de 2003 a maio de 2016, uma estimação da taxa de juros estrutural da economia brasileira, variável que, embora não seja observável de forma explícita, assume extrema importância nas discussões de política econômica. Na realidade, conhecer a taxa neutra e entender sua dinâmica temporal mostra-se fundamental tanto para a definição quanto para a análise das decisões da política monetária.

Em termos de estrutura, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, foram realizadas as estimações, as quais foram operacionalizadas através de três diferentes métodos, a saber: i) utilização do filtro Hodrick-Prescott; e ii) um modelo VAR estrutural (SVAR). Depois de realizadas as referidas estimações, todas foram combinadas, resultando em uma estimativa única para a taxa neutra brasileira. Ressalta-se que a estratégia de combinar os dois métodos implementados foi adotada porque cada um deles possui um perfil e capta diferentes informações, o que lhes torna complementares, além de retornar uma estimativa mais suavizada e reduzir a incerteza inerente à estimação de uma variável latente como o juro neutro, o que consiste na principal contribuição deste estudo frente aos trabalhos disponíveis.

A amostra utilizada nas estimações se iniciou em janeiro de 2003, encerrando em maio de 2016, período com uma política monetária constante em termos qualitativos, uma vez que, neste interregno, não houve mudança de regime de política monetária, vigorando o RMI. Outra justificativa para a escolha é que este recorte temporal conta com um bom número de observações mensais e contém a totalidade dos dados necessários para viabilizar as estimações.

Os principais resultados desta pesquisa revelaram que não é possível afirmar que o juro neutro apresentou redução relevante no período em que Alexandre Tombini esteve à frente do Banco Central, sugerindo que sua gestão foi marcada pela discricionariedade na condução da política monetária.

## REFERÊNCIAS

AMATO, J. The Role of the Natural Rate of Interest in Monetary Policy. Bank of International Settlements, **BIS Working Paper 171**, March, 2005.

ARCHIBALD, J.; HUNTER, L. What is the neutral real interest rate and how can we use it. **Reserve Bank of New Zealand Bulletin**, v. 63, 2001.

ARIDA, P. A pergunta de Arida. **Revista IstoÉ Dinheiro**, 20 de agosto de 2003.

ARIDA, P.; BACHA, E. L.; LARA-RESENDE, A. **Credit, interest and jurisdictional uncertainty: Conjectures on the case of Brazil**. Instituto de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças, Rio de Janeiro, Brasil, 2004.

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

BARBOSA, F. H.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 4, p 399-417, Rio de Janeiro, out-dez 2016.

BARCELLOS NETO, P. C. F.; PORTUGAL, M. S. The natural rate of interest in Brazil between 1999 and 2005. **Revista Brasileira de Economia**, 63(2), p. 103-118, 2009.

BERNANKE, B. Alternative explanations of money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, p. 49-100, 1986.

BERNANKE, B. The Global Saving Glut and the U.S. Current Account Deficit. **Board of Governors of the Federal Reserve System**, April 14, 2005.

- BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.
- BLANCHARD, O.; QUAH, D. The dynamics effects of aggregate demand and supply disturbances. **American Economic Review**, v. 79, p. 655-673, 1989.
- BLINDER, A. **Central banking in theory and practice**. Cambridge: The MIT Press, 1998.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. Banco Central do Brasil Working Paper Series, Brasília, n.1, p. 1-29, jul. 2000.
- BORGES, B. L. Como reduzir o juro estrutural no Brasil: o caminho das pedras. **Blog do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE)**, março de 2017. Disponível em <<http://blogdoibre.fgv.br/posts/como-reduzir-o-juro-estrutural-no-brasil-o-caminho-das-pedras>>. Acesso em 4 de maio de 2017.
- BORGES, B. L.; SILVA, M. B. S. Estimando a Taxa de Juros Natural para o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36(1): p. 87-114, jan-mar 2006.
- BRESSER PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. **A armadilha dos juros**. Folha de São Paulo, 10 de fevereiro de 2002.
- BRZOZA-BRZEZINA, M. Estimating the natural rate of interest: a SVAR approach. **National Bank of Poland Working Paper**, 2003.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de series temporais**. 2ª edição. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CÚRDIA, V.; FERRERO, A.; GEE NG, G.; TAMBALOTTI, A. Has the U.S. Monetary Policy Tracked the Efficient Interest Rate? **Journal of Monetary Economics**, 70, 72-83.
- CÚRDIA, V. Why so slow? A Gradual Return for Interest Rates. **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter**, 2015-32, October 13, 2015.
- DORNBUSCH, R [et al.]. **Macroeconomia**. São Paulo: McGraw-Hill, 10ª edição, 2009.
- EDGE, R.; LAUBACH, T.; WILLIAMS, J. C. Learning and Shifts in Long-Run Productivity Growth. **Journal of Monetary Economics**, November, 2421-2438.
- FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Why are Brazil's interest rates so high? **Working Paper n° 224**. Milão: IGER – Università Bocconi, 2002.
- FRANKLIN JR., S. L.[et al.]. A estrutura a termo de taxas de juros no Brasil: modelos, estimação e testes. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 2, 2012, pp. 255-290.

FUHRER, J. C.; MOORE, G. R. Forward-looking behavior of long-term interest rates. **Working Paper in Applied Economic Theory**, Federal Reserve Bank of San Francisco, 1993.

GOLDFAJN, I.; BICALHO, A. **A longa travessia para a normalidade: Os juros reais no Brasil**. Fevereiro de 2011. Disponível em <<https://www.itaubank.com.br/itautbba-pt/analises-economicas/publicacoes/textos-para-discussao/a-longa-travessia-para-a-normalidade-os-juros-reais-no-brasil>>. Acesso em 06 de maio de 2017.

GOTLIEB, J. W. F. **Estimativas e Determinantes da Taxa de Juros Real Neutra do Brasil**. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia – Pontifícia Universidade Católica do Rio Janeiro, 2013.

HODRICK, R., PRESCOTT, E. (1997): "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", **Journal of Money, Credit, and Banking**, 29(1), pp. 1-16.

HOLSTON; K. LAUBACH, T.; WILLIAMS, J. C. **Measuring the natural rate of interest: International Trends and Determinants**. Board of Governors of the Federal Reserve System, August, 2016.

LAUBACH, T.; WILLIAMS, J. C. **Measuring the natural rate of interest**. Board of Governors of the Federal Reserve System, November, 2003.

LAUBACH, T. New Evidence on the Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt. *Journal of the European Economic Association*, 7(4), 858-885.

MIRANDA, P. C.; MUINHOS, M. K. A taxa de juros de equilíbrio: uma abordagem múltipla. **Trabalho para discussão n. 66**, Banco Central do Brasil, 2003.

MUINHOS, M. K.; NAKANE, M. Comparing equilibrium real interest rates: Different approaches to measure Brazilian rates. **Working Paper nº 101**. Brasília: Banco Central do Brasil, março de 2006. Disponível em <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps101.pdf>>. Acesso em 06 de maio de 2017.

ORPHANIDES, A.; WILLIAMS, J. Inflation Targeting Under Imperfect Knowledge. **Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series**, n. 14, april 2006.

PERRELLI, R.; ROACHE, S. K. Time-varying neutral interest rate: the case of Brasil. **Working Paper nº 14/84**. International Monetary Fund, may 2014. Disponível em <<https://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=41552.0>>. Acesso em 06 de maio de 2017.

PFAFF, B. **Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R**. Second edition, Springer: 2008.

RIBEIRO, A.; TELES, V. K. Taxa natural de juros para o Brasil. **Economia**, 2013, 14, 733-750. Disponível em <<http://www.anpec.org.br/revista/aprovados/Natural.pdf>>. Acesso de 06 de maio de 2017.

SCHWARTSMAN, A. Sobre Jabutis e Jabuticabas. **Jornal Valor Econômico**, 07 de julho de 2011.

WICKSELL, K. **Interest and Prices**. 1898, translated by R. F. Kahn in 1936 (New York: Sentry Press).

WOODFORD, M. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton University Press, Princeton, 2003.

### **ENSAIO III - IMPACTOS DO CRÉDITO DIRECIONADO SOBRE A EFICÁCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE UTILIZANDO UM MODELO VAR E O PROCEDIMENTO DE TODA E YAMAMOTO (1995) NO PERÍODO PÓS METAS DE INFLAÇÃO**

**RESUMO:** O objetivo deste ensaio é avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após 2008, com o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira, uma vez que a taxa básica de juros, neste interregno, foi capaz de atuar apenas sobre parte do crédito existente na economia (isto é, sobre o crédito livre com taxas de mercado), o que representa uma importante limitação do raio de atuação da política monetária doméstica. Para tanto, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, são realizadas as estimações, as quais são operacionalizadas através de um modelo VAR e de funções de impulso-resposta, seguindo o procedimento de Toda e Yamamoto (1995) e oferecendo um incremento ao trabalho de Tomazzia e Meurer (2009). Através deste procedimento e do modelo estimado, é possível verificar separadamente os efeitos dos choques do crédito livre e do crédito direcionado na política monetária brasileira, com foco neste último, o que consiste na principal contribuição deste trabalho frente aos demais. Os principais resultados da pesquisa revelaram que, até setembro de 2008, a dinâmica dos juros influenciou o crédito direcionado, o que corrobora com a hipótese principal desta pesquisa, qual seja, de que a partir de 2008 apenas o crédito livre se modifica quando há mudança na política monetária brasileira. Por sua vez, a partir de outubro de 2008, verificou-se que apenas o crédito livre foi influenciado pela política monetária e que a dinâmica do crédito direcionado afetou negativamente a percepção de risco da economia brasileira nos períodos iniciais e em horizontes mais longos, sugerindo que a política de aumento da participação do crédito direcionado se constituiu em evento que, na visão dos mercados, não contribui para a evolução positiva do País.

**Palavras-chave:** crédito direcionado; crédito; política monetária, taxa de juros; Banco Central.

**ABSTRACT:** The aim of this essay is to evaluate whether there was a reduction in the effectiveness of monetary policy after 2008, with the increase in the share of the credit balance directed at the total credit balance of the Brazilian economy, once that the basic interest rate in this interregnum was able to act only on part of the existing credit in the economy (that is, on the free credit with market rates), which represents an important limitation of the scope of the domestic monetary policy. To do so, after a brief review of the literature and an exposition of the methodology used in this work, the estimations are performed, which are performed through a VAR model and impulse-response functions, following the procedure of Toda and Yamamoto (1995) and offering an increment to the work of Tomazzia and Meurer (2009). Through this procedure and the estimated model, it is possible to verify separately the effects of the shocks of free credit and directed credit in the Brazilian monetary policy, focusing on the latter, which is the main contribution of this work in front of the others. The main results of the research revealed that, up to September 2008, the interest dynamics influenced the directed credit, which corroborates with the main hypothesis of this research, that from 2008 only free credit changes when there is change in Brazilian monetary policy. On the other hand, as of October 2008, it was verified that only free credit was influenced by monetary policy and that the directed credit dynamics negatively affected the perception of risk of the Brazilian economy in the initial periods and in longer horizons, suggesting that the policy of increasing the participation of directed credit was constituted in an event that, in the view of the markets, does not contribute to the positive evolution of the Country.

**Keywords:** directed credit; credit; monetary policy, interest rate; Central Bank.

**Classificação JEL:** E41, E50, E51, E52, E58.

## 1 INTRODUÇÃO

A estabilização da economia brasileira obtida após o Plano Real, em 1994 e, posteriormente, o Regime de Metas para a Inflação (RMI), em 1999, levaram à adoção de políticas macroeconômicas mais previsíveis e à reestruturação do Sistema Financeiro Nacional, particularmente no segmento bancário, dadas, por exemplo, as privatizações de uma série de bancos estaduais.

Este redesenho levou, a partir de 2003, a uma forte expansão das concessões de crédito, sobretudo do crédito livre concedido por instituições financeiras privadas, movimento que sofreu uma inflexão no ano de 2008, com o enxugamento de liquidez dos bancos privados resultante da crise internacional. Como a opção do governo à época foi adotar uma política contracíclica que garantisse uma elevada oferta de crédito mesmo diante de condições adversas em termos de liquidez, houve importante aumento da participação do crédito direcionado no saldo total de crédito, dinâmica que pode ser atribuída à elevação expressiva das operações do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e, em menor medida, das concessões de financiamentos imobiliários (LUNDBERG, 2011)<sup>37</sup>. Com isso, a participação do crédito direcionado no saldo total de crédito passou de 30,8% em setembro de 2008 para 50,1% em maio de 2016, uma elevação de 19,3 pontos percentuais.

A respeito do BNDES, cabe ressaltar que as fontes de financiamento utilizadas para viabilizar suas operações são, basicamente, os recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) e do Tesouro Nacional, sendo que os repasses provenientes da última instituição apresentaram elevação considerável a partir da crise de 2008<sup>38</sup>. Isso foi possível em razão do aumento da emissão (e posterior venda) de títulos da dívida federal, de modo que, para viabilizar a entrega dos recursos do BNDES, o governo federal aumentou seu endividamento, o que resultou no agravamento da já delicada situação das contas públicas do País.

---

<sup>37</sup> A maior parte do crédito direcionado no Brasil é composto pelo crédito com recursos do BNDES, pelo crédito destinado ao financiamento imobiliário e pelo crédito rural. Em março de 2017, BNDES, imobiliário e rural respondiam por 93,5% do saldo de crédito direcionado do Brasil (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2017).

<sup>38</sup> Segundo BNDES (2017), em 2016, 80,8% dos recursos do BNDES vieram do FAT (30,6%) e do Tesouro Nacional (50,2%).

Sobre os financiamentos imobiliários, a elevação observada após 2008 pode ser atribuída, em grande medida, à melhora do nível de renda, em função do mercado de trabalho até então aquecido, mas também à redução do custo de tais operações (em razão da queda das taxas de juros) e à facilitação das condições desta modalidade de crédito (dado o alongamento dos prazos de contração desta dívida, por exemplo), medidas que, à época, foram adotadas com o propósito de estimular o consumo das famílias. Entretanto, a recessão interna iniciada em 2014, ao elevar de forma importante a taxa de desemprego, modificou este quadro, o que resultou, entre outros desenvolvimentos, no aperto das condições dos financiamentos de imóveis.

Além da elevação das operações com recursos direcionados, um ponto a destacar são suas taxas de juros, as quais são razoavelmente mais baixas do que as do crédito livre, que costumam acompanhar os movimentos da taxa básica de juros. Isso porque as operações com recursos direcionados contam com subsídios (pagos majoritariamente pelas taxas de juros das operações livres), elemento que, da mesma maneira que a emissão de títulos da dívida pública, repercute negativamente nas contas fiscais.

Frente a isso, tem-se que a taxa básica de juros exerce influência indireta sobre o crédito direcionado, através da desaceleração (ou expectativa de) da atividade econômica e, por decorrência, do menor apetite por investimento, justamente porque a taxa de juros para o tomador final pouco se altera. Nesta situação, os juros básicos afetam menos a demanda privada doméstica do que o fariam na ausência do crédito direcionado (LIMA; BARBOSA, 2017).

Conforme Schwartzman (2011), “como as taxas do direcionado não se alteram em resposta à Selic, os movimentos desta última devem ser mais amplos face a choques, já que o canal de crédito se encontra parcialmente obstruído”. De acordo com Lima e Barbosa (2017, p. 1),

Para um desejado efeito sobre a atividade, o BC tem que levar em conta o fato de que metade do crédito no país é pouco sensível ao juro básico da economia e, então, calibrar o juro em uma magnitude maior para que a metade sensível à taxa Selic cumpra o objetivo desejado. É nesse contexto que ações que visem reduzir essa dualidade do mercado de crédito são bem-vindas e contribuem para aumentar a potência da política monetária, tornando mais efetivo o combate à inflação pelo Banco Central.



Nesse horizonte, uma das maneiras de aumentar a eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária brasileira é através da eliminação dos subsídios ao crédito direcionado, o que, de um lado, elevaria seu custo, mas, de outro, permitiria uma queda mais expressiva da taxa básica de juros, que é elevada para compensar as perdas com as taxas reduzidas praticadas no direcionado. Assim, o aumento da eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária pode se dar de duas formas: i) se o peso do direcionado cair significativamente; ou b) se as taxas de juros desta modalidade de crédito se aproximarem das taxas de juros de mercado (SCHWARTSMAN, 2011; BORGES, 2017).

À vista disso, conclui-se que há uma forte relação entre a magnitude do direcionamento do crédito na economia e a potência da política monetária. Nesse sentido, destaca-se que, caso sejam implementadas reformas no direcionamento do crédito, diante de um contexto de juros básicos em queda (elevação), é provável que a flexibilização (o aperto) das condições monetárias se revele mais efetiva para a retomada do crescimento econômico (conter uma eventual expansão da atividade com potencial para aumentar consideravelmente o nível dos preços). Além disso, aumentam as chances de que o próximo ciclo de elevação (queda) dos juros, quando ocorrer, seja muito menos intenso (LIMA e BARBOSA, 2017).

Nessas circunstâncias, tem-se que o principal instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil (BC), a taxa básica de juros, não é capaz de influenciar significativamente o crédito direcionado, que, em maio de 2016, representava 50,1% do total de crédito existente na economia, o que sugere uma redução da eficácia da política monetária doméstica, cujo poder de atuação se restringe à metade do crédito concedido no País. Na realidade, quanto maior for a participação do crédito direcionado no saldo de crédito total da economia, menor será o efeito de mudanças nos juros sobre a demanda, tendo em vista que este evento causa uma obstrução parcial do canal do crédito (isto é, uma obstrução do crédito livre, com taxas de mercado, por conta de um aumento do crédito direcionado, com taxas subsidiadas), uma importante via de transmissão da política monetária.

Para fins de comparação, cabe ressaltar que a concessão de crédito subsidiado ou direcionado ocorre em muitos países. As economias asiáticas, por exemplo, direcionam crédito majoritariamente para a agricultura e para indústrias de pequeno

porte, visando ao crescimento econômico; por sua vez, os Estados Unidos utilizam o crédito direcionado principalmente para reduzir a desigualdade social, aumentando, por exemplo, o acesso ao financiamento imobiliário (ver, por exemplo, AMSDEN e EUH, 1993; NAASTEPAD, 2001; e TORRES FILHO, 2006). No Brasil, entretanto, o crédito direcionado é concedido, em grande medida, a empresas de grande porte (as quais têm acesso a diversas fontes de crédito, com destaque para o mercado de capitais)<sup>39</sup>, o que se revela atípico na comparação com as demais economias e, portanto, motiva a realização deste estudo.

Especificamente no caso da economia brasileira, alguns estudos atestaram a importância do canal do crédito como transmissor da política monetária. Souza Sobrinho (2003) apresentou evidências empíricas da importância do canal de empréstimos bancários no Brasil por meio de uma análise descritiva e de testes econométricos. Em termos de resultados, o autor, entre outros desenvolvimentos, confirma a relação entre os principais indicadores do mercado de crédito, a política monetária e a economia real. Já o trabalho de Takeda *et al.* (2005) avaliou o canal de empréstimos bancários como transmissor da política monetária, utilizando dados mensais do balanço patrimonial de instituições bancárias comerciais brasileiras. Além dos juros de curto prazo, o estudo considerou outro instrumento de política monetária: os recolhimentos compulsórios sobre os depósitos de poupança à vista e a prazo. Os pesquisadores concluíram que o canal de empréstimos no Brasil não é influenciado somente pela taxa de juros, mas também pelos depósitos compulsórios, efeito que é mais significativo em instituições financeiras maiores. Além disso, Carneiro *et al.* (2009), a partir de dados agregados, identificaram a existência de um canal de transmissão da taxa de juros brasileira sobre a demanda por crédito em direção ao investimento das empresas.

Por sua vez, Mello e Pisu (2010), ao buscarem evidências para a existência do canal de empréstimos como transmissor da política monetária no Brasil utilizando um Modelo Vetorial de Correções de Erros (VECM), encontraram uma relação negativa entre os Certificados de Depósitos Interbancários (CDI) e a oferta de empréstimos

---

<sup>39</sup> Segundo Lundberg (2011), o volume de crédito concedido a grandes empresas industriais e de infraestrutura passou de R\$ 84,0 bilhões em 2007 para R\$ 181,4 bilhões em 2010, um aumento de 116% no período, ante crescimento de apenas 30% no período 2002-2007. Em termos relativos, o crédito direcionado a essas corporações respondeu por cerca de 41% do crédito concedido pelo BNDES em 2010.

bancários para o período entre dezembro de 1995 a junho de 2008. Nesse sentido, os desequilíbrios de curto prazo na oferta de empréstimos seriam corrigidos por meio de mudanças no CDI, sugerindo que a política monetária desempenha um papel que restabelece o equilíbrio no mercado de crédito. Já Auel e Mendonça (2011), buscando entender o canal do crédito como transmissor da política monetária no Brasil, analisaram dados de 2002 a 2009 e, por meio da utilização de três conjuntos de modelos *Generalized Method of Moments* (GMM), concluíram que choques na taxa de juros são transmitidos de forma indireta para a economia, por meio do canal do crédito.

Os estudos acima mencionados, embora sejam de extrema relevância, trataram do crédito em geral, e não consideraram, ao menos de forma explícita, que os efeitos das ações de política monetária brasileira sobre o crédito livre e sobre o direcionado revelam-se, na prática, bastante distintos. A fim de preencher essa lacuna, Bonomo e Martins (2016) analisaram o impacto do crédito direcionado e de bancos públicos no mecanismo de transmissão da política monetária, através de dados em painel que consideravam cerca de 300.000 firmas não-financeiras no período 2006-2012, concluindo que o canal do crédito perde eficácia na presença do crédito direcionado.

Com efeito, todas as considerações acima demonstram que o aumento da participação do crédito direcionado na economia brasileira motiva o estudo dos impactos de potenciais alterações nas variáveis de crédito sobre as demais variáveis macroeconômicas, e também sobre a política monetária. Frente a esse contexto, o objetivo deste ensaio é avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após 2008, com o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira, uma vez que a taxa básica de juros, neste interregno, foi capaz de atuar apenas sobre parte do crédito existente na economia (isto é, sobre o crédito livre com taxas de mercado), o que representa uma importante limitação do raio de atuação da política monetária doméstica. Este recorte temporal, que contempla os mandatos de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini como presidentes do BC brasileiro, foi escolhido por contar com um bom número de observações mensais e por conter a totalidade dos dados necessários para viabilizar as estimações. Além disso, de 2003 a 2016, não houve mudança no regime de política monetária, vigorando, ao longo de todo este período, o RMI.

A fim de atingir o objetivo proposto, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, são realizadas as estimações, as quais são operacionalizadas através de um modelo VAR, que não impõe uma estrutura rígida de causalidade entre as variáveis, sendo possível, portanto, traçar relações entre todas elas; e funções de impulso-resposta, seguindo o procedimento de Toda e Yamamoto (1995) e oferecendo um incremento ao trabalho de Tomazzia e Meurer (2009). Através deste procedimento e do modelo estimado, é possível verificar separadamente os efeitos dos choques do crédito livre e do crédito direcionado na política monetária brasileira, com foco neste último, o que consiste na principal contribuição desta pesquisa frente aos trabalhos já realizados, dado que os estudos anteriores avaliam apenas os efeitos dos choques do crédito total sobre a política monetária. Por fim, a última seção conta com as principais conclusões do estudo.

## 2 MÉTODO E DADOS

### 2.1 Considerações Iniciais

As dificuldades de se isolar os efeitos reais que exercem influência sobre a política monetária e de se identificar seus componentes exógenos, ou seja, aqueles que não são considerados na função de reação do BC<sup>10</sup>, são alguns dos principais obstáculos associados à realização de estudos de avaliação da política monetária.

No que diz respeito aos componentes exógenos da política monetária, Bernanke e Mihov (1998) salientam que existem duas abordagens para identificá-los: i) a análise de relatos, declarações e ações do BC, retornando, portanto, resultados mais qualitativos do que quantitativos; e ii) a utilização, em modelos econométricos, das informações consideradas pelo BC na condução da política monetária. A segunda abordagem, além de ser amplamente utilizada em trabalhos aplicados, permite a desagregação dos componentes endógenos e exógenos da política monetária,

---

<sup>10</sup> A função de reação pode ser definida, de acordo com Taylor (2000), como a regra (ou fórmula) matemática utilizada pela autoridade monetária para determinar, do modo mais preciso possível, as circunstâncias nas quais seu instrumento de política monetária será modificado (este instrumento, no caso do RMI, é a taxa de juros).

assumindo, por conta disso, caráter quantitativo, motivo pelo qual será empregada neste estudo.

O modelo econométrico escolhido para ser estimado neste estudo, cujo objetivo é avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após 2008, com o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira, foi o de Vetores Autoregressivos (doravante denominado VAR), que não impõe uma estrutura rígida de causalidade entre as variáveis, sendo possível traçar relações entre todas elas (BUENO, 2011).

De modo geral, conforme, o VAR assume a forma

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

onde  $A$  é uma matriz  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor  $[n \times 1, X_t]$ ;  $X_t$  é o vetor das variáveis endógenas;  $B_0$  é o vetor de constantes  $n \times 1$ ;  $p$  é o número de defasagens;  $B_i$  são as matrizes  $n \times n$ ;  $X_{t-i}$  é o vetor de valores defasados de  $X_t$ ;  $B$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão; e  $\varepsilon_t$  é o vetor  $n \times 1$  de erros ou choques aleatórios do sistema, sendo que  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$  e  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) \neq 0$ , sendo  $t \neq s$ , isto é, as perturbações são não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

A equação acima expressa as relações entre as variáveis endógenas do modelo, as quais, na maioria das situações, são resultado de pressupostos estruturados pela teoria. Por conta disso, esta equação é chamada de estrutural. Os choques também são estruturais, tendo em vista que afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Além disso, tais choques são considerados independentes, dado que as inter-relações entre um choque e outro são captadas de maneira indireta pela matriz  $A$ . Assim, os resíduos do VAR são resultado de uma combinação linear de choques exógenos não correlacionados contemporaneamente, não sendo possível identificar o choque exógeno de cada variável endógena do sistema.

Essa impossibilidade de identificar o choque leva à necessidade de se obter um método para tornar os resíduos não correlacionados contemporaneamente, que torne a matriz  $\Sigma$  diagonal, o qual, neste trabalho, é a decomposição de Cholesky. Tal decomposição tem como resultado uma série de matrizes, sendo que uma delas é triangular inferior, demonstrando que a ordem das variáveis tem importância. O

problema é que essa ordenação das equações no sistema a ser estimado não pode ser determinada por métodos estatísticos, sendo, portanto, realizada arbitrariamente pelo pesquisador. Operacionalmente, a ordenação significa que a primeira variável afeta todas as outras contemporaneamente, sem ser afetada pelas demais; a segunda é afetada apenas pela primeira, e afeta todas as outras, e assim sucessivamente, havendo, então, um sistema recursivo. Em termos práticos, o objetivo deste modelo é encontrar a trajetória da variável de interesse (que, neste caso, é a taxa básica de juros, ainda que outras variáveis também sejam analisadas) após um choque nos erros, isto é, um choque estrutural. Neste estudo, o foco é avaliar um choque no volume de crédito com recursos direcionados, mesmo que outras variáveis também sejam analisadas.

A respeito da avaliação da estacionariedade, da causalidade e da cointegração das variáveis utilizadas, adotou-se o tratamento sugerido por Toda e Yamamoto (1995). Para os pesquisadores, no caso do VAR, os pré-testes de raiz unitária e de cointegração, que são tradicionalmente realizados para a implementação do modelo, possuem baixo poder, reduzindo o grau de confiabilidade dos testes de não causalidade. Além disso, quanto à cointegração, os testes utilizados admitem diferentes especificações e, por conta disso, retornam resultados conflitantes (MARQUETTI; KOSHIYAMA; ALENCASTRO, 2009). Complementarmente, nos casos em que não há cointegração, é realizada a transformação das variáveis para a sua primeira diferença, o que resulta em perda de informação, desvantagem bastante discutida na literatura. Por conta disso, serão utilizadas, neste estudo, as variáveis em nível.

O procedimento desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995) é empregado para testar a não causalidade de Granger, a qual pressupõe que as variáveis são estacionárias. Todavia, os testes de raiz unitária, capazes de verificar a estacionariedade das séries, a exemplo do teste Dickey Fuller Aumentado (ADF) e do Phillips Perron (PP), apresentam baixa assertividade no que diz respeito a testar a hipótese alternativa de estacionariedade e, por conta disso, não são indicados, particularmente no caso de amostras pequenas (TODA; YAMAMOTO, 1995, p. 226). Além disso, os testes de cointegração, a exemplo do teste de Johansen, também possuem limitações, dado que seus resultados são bastante sensíveis às especificações adotadas no modelo, o que tende a influenciar os resultados dos testes de causalidade, tornando-os mais imprecisos.

O método desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995) não apresenta as limitações acima, e uma de suas principais vantagens reside no fato de que pode ser utilizado em séries cointegradas, não cointegradas ou em séries com diferentes ordens de integração, eliminando a necessidade de implementação de testes de raiz unitária. Além disso, este é um dos métodos mais indicados no caso de pesquisas que se utilizam de amostras relativamente pequenas (YAMADA; TODA, 1998). Este procedimento, em última análise, consiste na implementação de um teste de Wald a fim de se verificar as restrições dos parâmetros de um modelo VAR aumentado em níveis e estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). De acordo com os achados de Toda e Yamamoto (1995), a aplicação do teste de Wald para verificar a restrição nos parâmetros de um VAR ( $k + e_{max}$ ) aumentado em níveis segue uma distribuição assintótica Qui-quadrado ( $\chi^2$ ), independentemente de o sistema ser cointegrado. Neste caso,  $k$  é o número ótimo de defasagens do modelo, e  $e_{max}$  é a ordem máxima de integração das séries temporais. Com efeito, é implementado o Teste de Wald nos  $k$  primeiros parâmetros do modelo a fim de se verificar a validade da hipótese de não causalidade de Granger. Os outros parâmetros defasados não são testados, e servem apenas para assegurar a presença de uma distribuição assintótica  $\chi^2$  (MARQUETTI; KOSHIYAMA; ALENCASTRO, 2009, p. 376; YAMADA; TODA, 1998).

Pode-se dizer que o procedimento desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995) apresenta seis etapas:

1. Verificar a ordem de integração das variáveis através de testes de raiz unitária e estacionariedade<sup>41</sup>;
2. Identificar a ordem máxima de integração entre as variáveis ( $e_{max}$ );
3. Montar o VAR em nível e determinar seu número ótimo de defasagens ( $k$ ) com base em critérios de informação<sup>42</sup>;
4. Checar a estabilidade do VAR, particularmente problemas de autocorrelação<sup>43</sup>;

---

<sup>41</sup> A ordem máxima de integração das variáveis do sistema foi estimada utilizando-se o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF).

<sup>42</sup> Assim como em Toda e Yamamoto (1995), este número será definido através do critério de informação de Schwarz. Cabe salientar que o critério de Akaike também poderia ser utilizado, mas sua aplicação, conforme Morrone (2014), tende a selecionar modelos pouco parcimoniosos.

<sup>43</sup> Para verificar se há problemas de autocorrelação no modelo, será utilizado o teste de Engler-Granger.

5. Se o VAR for estável, adicionar a ele  $e_{max}$  defasagens, obtendo-se um VAR ( $k + e_{max}$ ); e
6. Após rodar o VAR ( $k + e_{max}$ ), implementar o teste de Wald com  $k$  coeficientes e  $k$  graus de liberdade, com o propósito de se verificar a hipótese de não causalidade no sentido de Granger.

Apesar de se revelar bastante útil, cabe salientar que o procedimento de Toda e Yamamoto apresenta limitações, tendo em vista que, conforme salientam Mavrotas e Kelly (2001), pode apresentar distorções na presença de amostras pequenas, pois o teste aumentado de Wald, em um sistema com muitas defasagens, perderia algumas de suas qualidades. Por conta disso, Mavrotas e Kelly (2001) sugerem o emprego do método *bootstrap* nos resíduos a fim de aumentar o poder do teste e confirmar a robustez dos resultados encontrados.

No caso deste estudo, cabe dizer que o foco não está na análise dos coeficientes do VAR, uma vez que este modelo é, por natureza, super-parametrizado. Na realidade, utilizando-se o VAR, é possível calcular funções de impulso-resposta, as quais são o foco deste trabalho, ao permitirem que se identifique como uma variável responde a um impulso (ou choque) em outra.

## 2.2 Dados e especificação dos modelos

A amostra utilizada nas estimações se inicia em janeiro de 2003, encerrando em maio de 2016, período com uma política monetária constante em termos qualitativos, uma vez que, neste interregno, não houve mudança de regime de política monetária, vigorando o RMI. Outra justificativa para a escolha é que este recorte temporal, que contempla os mandatos de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini como presidentes do BC brasileiro, conta com um bom número de observações mensais e contém a totalidade dos dados necessários para viabilizar as estimações. Cabe dizer ainda que este recorte temporal foi escolhido a fim de tornar possível a identificação de uma mudança na dinâmica do crédito direcionado a partir de 2008, o que foi operacionalizado através da retopolação, de janeiro de 2003 a fevereiro de 2007, das séries temporais das concessões de crédito direcionado e livre, a qual foi realizada utilizando-se como base as séries descontinuadas dessas variáveis, as quais se



encontram no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central. As variáveis utilizadas na estimação se encontram no quadro 1.

Quadro 1: Nome, descrição e fonte das variáveis utilizadas

VARIÁVEL	SIGLA	DESCRIÇÃO	FONTE
Instrumento de Política Monetária	SELIC	Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada base 252 (% ao ano) - Código 4189	BCB (2017)
Indicador de atividade econômica	PIB	PIB mensal da Fundação Getúlio Vargas (FGV)	FGV (2017)
Taxa de câmbio	CAMBIO	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (compra) - Fim de período - mensal (R\$/US\$) - Código 3695	BCB (2017)
Inflação doméstica	IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA (número-índice com base 100=dez/93)	IBGE (2017)
Expectativa de inflação	EI	Expectativa do índice de inflação oficial (IPCA) - expectativa para o final do mês seguinte no início do mês corrente - mediana mensal (% ao mês)	BCB (2017)
Crédito livre	CL	Saldo total de crédito com recursos livres (R\$ milhões, com deflacionamento pelo IPCA) - Código 12130 (de jan/2003 a fev/2007, cuja variação percentual foi utilizada para fazer uma retropolação usando o código 20542) e código 20542 (de mar/2007 a mai/2016)	BCB (2017)
Crédito direcionado	CD	Saldo total de crédito com recursos direcionados (R\$ milhões, com deflacionamento pelo IPCA) - Código 7524 (de jan/2003 a fev/2007, cuja variação percentual foi utilizada para fazer uma retropolação usando o código 20593) e código 20593	BCB (2017)
Taxa de juros de longo prazo	SWAP	Taxa referencial - swaps - DI pré-fixada - 360 dias - fim de período (% ao ano)	IPEADATA (2017)
Risco-País	EMBI	EMBI+/ Risco-Brasil - fim de período (em pontos-base)	JP Morgan (2017)
Inflação externa	CPI	All Commodity Price Index, includes both Fuel and Non-Fuel Price Indices (número-índice com base 100 = 2005, modificado para logaritmo natural)	FMI (2017)
Taxa básica de juros internacional	FFR	Effective Federal Funds Rate (% ao ano)	Fed St. Louis (2017)

Fonte: Elaboração própria, com base em Tomazzia e Meurer (2009).

Quanto ao VAR, primeiramente, segue-se o trabalho de Tomazzia e Meurer (2009), estimando-se um Modelo Geral (MG), o qual considera, como variáveis endógenas, o principal instrumento de política monetária do BC (a taxa básica de juros, definida no quadro 1 como SELIC) e as informações a que a autoridade monetária reage, entre elas o produto (definida no quadro 1 como PIB), o nível de preços (definida no quadro 1 como IPCA), a taxa de câmbio (definida no quadro 1 como CAMBIO) e variáveis de crédito (definidas no quadro 1 como CL e CD).

Este modelo segue a especificação de trabalhos realizados para a economia americana, como Bernanke e Gertler (1995) e Christiano *et. al.* (1999). Adicionalmente, foi incluída a taxa de câmbio, em linha com estudos realizados para a economia brasileira - vide, por exemplo, Minella (2003) e Arquette e Jayme-Jr. (2003) - e para outras economias abertas - como o de Dedola e Lippi (2005). As variáveis de crédito, CL e CD, foram incluídas de modo a separar os efeitos de choques em tais variáveis, o que consiste em um incremento frente ao trabalho de Tomazzia e Meurer (2009). Assim, neste estudo, a principal contribuição metodológica está no fato de que, através das estimações, é possível verificar separadamente os efeitos dos choques do crédito livre e do crédito direcionado na política monetária brasileira.

A ordenação das variáveis utilizada na decomposição de Cholesky para a geração das funções de impulso-resposta, a qual também seguiu Tomazzia e Meurer (2009), foi: PIB, IPCA, SELIC, CL, CD e CAMBIO. Tal ordenação segue pressupostos teóricos semelhantes aos adotados em Minella (2003), Christiano *et. al.* (1999) e Dedola e Lippi (2005). Nestes estudos, o nível de produção não responde de modo contemporâneo às demais variáveis, uma vez que as decisões de produção e, conseqüentemente, seus efeitos na produção final, se dão com algum grau de defasagem, a qual é maior que a periodicidade das séries temporais utilizadas nesta pesquisa, que é mensal; a inflação pode ser influenciada contemporaneamente apenas pela produção, dado que o mercado de bens é dinâmico e, por decorrência, contém ajustes de preços decorrentes de alterações na oferta e na demanda com periodicidade inferior a um mês; a taxa de juros responde de forma contemporânea ao produto e à inflação, na medida em que a autoridade monetária dispõe de um conteúdo informacional relevante sobre o comportamento de tais variáveis, incorporando-as em suas decisões de política monetária; as variáveis de crédito, tidas como dinâmicas, isto

é, que possuem resposta rápida, respondem a todas as outras variáveis anteriormente citadas; e a taxa de câmbio é a mais dinâmica do sistema, e responde a qualquer choque às demais variáveis contemporaneamente.

Além do modelo geral, foram estimados dois modelos alternativos, também seguindo Tomazzia e Meurer (2009) e, da mesma forma que no Modelo Geral (MG), foram modificadas e retiradas algumas das variáveis:

- **Modelo de Economia Aberta (MEA):** este modelo demonstra as principais relações existentes em uma economia aberta pequena, seguindo Cushman e Zha (1997). Além das variáveis consideradas no Modelo Geral (MG), é incluída, como variável endógena, o risco-País (definida no quadro 1 como EMBI), que expressa, de forma objetiva, o risco de crédito a que investidores estrangeiros estão submetidos quando investem no Brasil (BCB, 2009). Em termos de ordenação, esta variável foi colocada em último lugar. Como variáveis exógenas, por sua vez, foram acrescentadas ao Modelo Geral (MG) a inflação externa (definida no quadro 1 como CPI) e a taxa básica de juros norte-americana (definida no quadro 1 como FFR), as quais não são influenciadas pelas variáveis relativas à economia brasileira, mas, em sentido oposto, a influenciam. Conforme Tomazzia e Meurer (2009), a inflação externa, que pode ser considerada uma medida de choques externos de oferta, é uma informação importante para melhorar a estimação da função de reação do BC e, conseqüentemente, do choque exógeno de política monetária nos preços domésticos. Já a taxa básica de juros dos Estados Unidos indica o custo de oportunidade do capital estrangeiro, sendo relevante pelo fato de considerar a relação entre a taxa de juros interna e a taxa de câmbio sob a paridade descoberta da taxa de juros (PDTJ); e
- **Modelo com Expectativas (ME):** nesta estimação, são consideradas, além das variáveis do Modelo Geral (MG), as expectativas para a taxa de juros e para a inflação oficial, sendo possível captar o efeito gerado pelo canal das expectativas enquanto transmissor da política monetária. Em termos práticos, foi utilizada a estrutura a termo da taxa de juros, definida no quadro 1 como SWAP. Esta variável foi ordenada logo após a taxa básica de juros, uma vez que é afetada contemporaneamente por esta. Já a variável relativa às expectativas para a inflação, definida no quadro 1 como EI, é inserida antes do nível de preços na ordenação, uma vez que representa a

expectativa para o IPCA no início do mês corrente em relação à inflação ao final do mês seguinte.

O quadro 2 resume a decomposição de Cholesky e as variáveis endógenas e exógenas de cada modelo:

Quadro 2: Variáveis endógenas e exógenas de cada modelo, listadas de acordo com a decomposição de Cholesky adotada<sup>1</sup>

Modelo	Variáveis endógenas	Variáveis exógenas
MG	PIB, IPCA, SELIC, CL, CD e CAMBIO	Não há
MEA	PIB, IPCA, SELIC, CL, CD, CAMBIO e EMBI	CPI e FFR
ME	PIB, EI, IPCA, SELIC, SWAP, CL, CD e CAMBIO	Não há

Fonte: Elaboração própria, com base em Tomazzia e Meurer (2009).

<sup>1</sup>quanto mais à esquerda, mais endógena é a variável.

### 3 RESULTADOS

#### 3.1 Avaliação da estacionariedade das séries e definição da ordem máxima dos modelos VAR a serem estimados

Antes de se estimar os VAR, foi realizado um teste de Chow, a fim de verificar, para os três modelos a serem estimados, se o crédito direcionado, quando colocado na posição de variável dependente, possui quebra estrutural. De acordo com o resultado do teste implementado, os três modelos apresentaram quebra estrutural em outubro de 2008, de modo que, em razão disso, a amostra será dividida em duas subamostras: i) de janeiro de 2003 a setembro de 2008 (69 observações); e ii) de outubro de 2008 a maio de 2016 (92 observações), número de observações que, ambos os casos, continua sendo adequado para proceder às estimações.

Em seguida, passou-se à definição da ordem máxima de integração ( $e_{max}$ ) de todas as variáveis a serem utilizadas nos modelos, através da implementação do teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF) nas duas subamostras acima citadas. A ordem máxima de integração da subamostra 1 (jan/2003 a set/2008) foi 2, ao passo que, para a subamostra 2 (out/2008 a mai/2016), a ordem máxima de integração foi 1, o que pode ser visualizado através das informações do quadro 3.

Quadro 3 – Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis utilizadas nas estimações

Série	Subamostra 1: jan/2003 a set/2008				Subamostra 2: out/2008 a mai/2016			
	Valor est.	Estat. de teste	p-valor	Ordem de integração	Valor est.	Estat. de teste	p-valor	Ordem de integração
SELIC	-0,011894	-3,0239	0,003	I(0), s/ const	-0,23001	-3,54803	0,000526	I(1), s/ const
PIB	-1,0981	-8,94841	8,485e-01	I(1), c/ const	-0,65764	-6,67696	7,937e-01	I(1), s/ const
CAMBIO	-1,07007	-8,0564	1,437e-01	I(1), c/ const	-0,85469	-8,42122	2,797e-02	I(1), s/ const
IPCA	-0,435184	-6,22724	1,587e-01	I(0), c/ const	-0,33984	-4,28677	0,000836	I(0), c/ const
EI	0,629357	-5,56006	9,44e-01	I(0), const., tend	-0,25109	-3,60236	0,007482	I(0), c/ const
CL	-1,29605	-10,161	1,928e-05	I(2), s/ const	-0,988043	-9,63985	8,112e-01	I(1), const., tend
CD	-0,558406	-4,63764	0,0001	I(1), c/ const	-0,557242	-5,8186	2,282e-01	I(1), const., tend
SWAP	-0,095061	-4,29725	0,000973	I(0), const	-0,742944	-7,33967	2,462e-01	I(1), s/ const
EMBI	-0,119647	-5,59566	1,143e-01	I(0), const	-0,85501	-8,55912	8,152e-03	I(1), s/ const
CPI	-0,55823	-4,63164	1,109e-01	I(1), s/ const	-0,495458	-5,67961	2,958e-01	I(1), s/ const
FFR	-0,308943	-3,43259	0,000853	I(1), const	-0,315556	-10,9742	1,285e-07	I(0), s/ const

Fonte: Elaboração própria.

O próximo passo foi a montagem dos VAR em nível e a determinação de seu número ótimo de defasagens ( $k$ ) com base em critérios de informação, através da análise do critério de Schwarz. Em termos de resultados, este critério indicou que, tanto na subamostra 1 quanto na 2, para os três modelos VAR estimados nesta pesquisa, a ordem de defasagem 1 é a mais adequada, de modo que  $\text{VAR}(k) = \text{VAR}(1)$ .

### 3.2 Checagem da estabilidade dos modelos e avaliação da causalidade no sentido de Granger

Após os passos descritos na sessão anterior, verificou-se a estabilidade dos modelos VAR(1), particularmente a questão da cointegração, utilizando-se o teste de Engle-Granger, a fim de verificar se os resíduos das regressões cointegram. Como nenhum dos modelos VAR(1) apresentou problemas de cointegração, adicionou-se a eles i) duas defasagens, no caso do modelo a ser estimado com base na subamostra 1 (obtidas quando foi verificada a ordem máxima de integração do sistema); e ii) uma defasagem, no caso do modelo a ser estimado empregando a subamostra 2. Com isso, o resultado foi i) um modelo VAR(3), no caso da subamostra 1; e ii) um VAR(2), no caso da subamostra 2. Por fim, implementou-se o teste de Wald com o propósito de se verificar a hipótese de não causalidade no sentido de Granger. Os resultados deste teste encontram-se no quadro 4.

O quadro 4 demonstra que os testes de Wald apontaram tanto causalidades já bastante conhecidas na literatura econômica (com destaque para  $EI \leftrightarrow IPCA$ , por exemplo) quanto causalidades menos estudadas.

Vale lembrar que, nesta pesquisa, o foco será analisar as relações de causalidade que envolvem o crédito direcionado, variável que está associada ao objetivo deste estudo, qual seja, avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após 2008, com o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira. Na próxima sessão, que contará com as funções de impulso-resposta que envolvem CD, realizar-se-á tal análise.

Quadro 4 – Causalidades com base nos testes de Wald para os VAR estimados\*

Modelo	Subamostra 1: VAR(3) (jan/2003 a set/2008)	Subamostra 2: VAR(2) (out/2008 a mai/2016)
MG	SELIC → PIB SELIC ↔ IPCA CD → IPCA CAMBIO → IPCA PIB → CAMBIO	SELIC ↔ PIB CD → PIB CL → SELIC IPCA → CL CD → CL CAMBIO → CL IPCA → CD CAMBIO → CD PIB → CAMBIO SELIC → CAMBIO
MEA	SELIC ↔ IPCA CAMBIO → IPCA CD ↔ SELIC CAMBIO → SELIC PIB → CL CD ↔ CL CAMBIO → CD CL → CAMBIO PIB → EMBI SELIC → EMBI CAMBIO → EMBI	SELIC → PIB CD → PIB PIB → SELIC CL → SELIC IPCA → CL CD → CL IPCA → CD SELIC → CAMBIO CL → CAMBIO EMBI → CAMBIO SELIC → EMBI CL → EMBI CD → EMBI
ME	EI → PIB CAMBIO → EI CAMBIO → IPCA EI → SELIC SWAP ↔ SELIC CAMBIO → SELIC PIB → SWAP CAMBIO → CD PIB → CAMBIO	CD → PIB IPCA ↔ EI IPCA → SELIC SWAP ↔ SELIC CD → SWAP IPCA → CL CD → CL CAMBIO → CL IPCA → CD CAMBIO → CD PIB → CAMBIO

Fonte: Elaboração própria.

\*Nota: as causalidades hachuradas são bidirecionais.

### 3.3 Análise das causalidades e das funções de impulso-resposta que envolvem CD

Antes de prosseguir, contudo, cabe salientar que o quadro 4 não retorna, em nenhuma das subamostras e em nenhum dos modelos, a existência de causalidade entre SELIC e CD em nenhum sentido, o que corrobora com a hipótese desta pesquisa, qual seja, de que a política monetária não é capaz de influenciar o crédito direcionado.

Conforme citado na seção anterior, nesta seção são apresentadas as análises das funções de impulso-resposta que envolvem CD, cujos gráficos se encontram no apêndice A. Em termos de interpretação, cada um dos gráficos das funções de impulso-resposta indica a resposta de uma variável, em percentual (exceto no caso da variável SELIC, que deve ser lida em pontos percentuais), a um choque de um desvio-padrão em outra variável. Cabe ressaltar que todas as funções de impulso-resposta foram obtidas considerando i) a ordenação de Cholesky descrita na metodologia desta pesquisa; e ii) um horizonte de previsão de 24 meses.

#### 3.3.1 Funções de impulso-resposta derivadas das variáveis causadas por CD

Através da observação do quadro 4 e considerando-se a subamostra 1, percebe-se que CD causa IPCA no MG e possui causalidade bidirecional com SELIC e CD no MEA. Por sua vez, na subamostra 2, considerando-se o MG, CD causa PIB e CL; no MEA, por sua vez, causa PIB, CL e EMBI; e, por fim, no ME, causa PIB, SWAP e CL. Com efeito, cabe ressaltar que, na subamostra 2 e em todos os três modelos estimados, CD causa PIB e CL, sugerindo que estas relações são bastante relevantes. Além disso, CD é causado por IPCA nestes mesmos critérios, o que, novamente, não ocorreu na subamostra 1, demonstrando uma mudança nos parâmetros dos VAR estimados para cada subamostra. Também foi possível verificar que, na subamostra 2, tanto no MG quanto no MEA, CL causa SELIC, sugerindo que CL influencia a política monetária, resultado que, em sentido econômico, já era esperado, sendo apenas confirmado pelos modelos estimados.

Com relação às funções de impulso-resposta que derivam das variáveis causadas por CD, optou-se por analisar apenas as relações mais relevantes e que condizem com

o objetivo deste trabalho<sup>44</sup>. A esse respeito, no MG, o gráfico 2 (Apêndice A) revela que a relação CD causa PIB ocorre na subamostra 2, enquanto na subamostra 1 não, de modo que, a partir de outubro de 2008, pode-se afirmar que o aumento do crédito direcionado foi predominantemente negativo para o produto da economia brasileira, o que se constitui em um importante resultado, uma vez que, em tese, a concessão desta modalidade de crédito deveria atuar em sentido oposto ao verificado nesta estimação.

Ainda considerando o MG, o gráfico 3 (Apêndice A) mostra que a relação CD causa CL ocorre na subamostra 2, enquanto na subamostra 1 não, de modo que, a partir de outubro de 2008, pode-se afirmar que o aumento do crédito direcionado foi predominantemente negativo (ou exerceu influência neutra) para o crédito livre, resultado que possui sentido econômico, uma vez que o custo de oportunidade de conceder maior volume de crédito direcionado corresponde a abrir mão de uma parcela da concessão de crédito livre.

Por sua vez no MEA, o gráfico 4 (Apêndice A) revela que a relação CD causa SELIC ocorre na subamostra 1, enquanto na subamostra 2 não, de modo que, até setembro de 2008, a dinâmica do crédito direcionado contribuiu para a redução da taxa de juros, ao passo que, a partir daí, a relação entre estas duas variáveis não foi significativa.

Ainda no MEA, a observação do gráfico 5 (Apêndice A) mostra que a relação CD causa CL ocorre tanto na subamostra 1 quanto na subamostra 2, de modo que é possível notar uma mudança de comportamento nestes dois períodos: na subamostra 1, a dinâmica do crédito direcionado resultou, exceto nos períodos iniciais, em aumento crédito livre, ao passo que, na subamostra 2, o efeito inicial da dinâmica do direcionado foi extremamente negativo para o crédito livre, continuando a ser negativa ao longo de todo o horizonte de análise, embora em magnitude um pouco menor. Isso demonstra que, a partir de outubro de 2008, com o aumento do direcionado, o crédito livre foi penalizado, o que está associado à questão do custo de oportunidade da concessão de crédito, mencionada anteriormente.

Também no MEA, a observação do gráfico 6 (Apêndice A) demonstra que a relação CD causa EMBI ocorre na subamostra 2, enquanto na subamostra 1 não, de

---

<sup>44</sup> No Apêndice A é possível visualizar os gráficos de todas as funções de impulso-resposta estimadas.



modo que, a partir de outubro de 2008, pode-se afirmar que a dinâmica do crédito direcionado afetou negativamente a percepção de o risco da economia brasileira nos períodos iniciais, comportamento que apresentou reversão lenta e, em horizontes mais longos, revelou-se ligeiramente negativo novamente, sugerindo que a política de aumento da participação do crédito direcionado se constituiu em evento que, na visão dos mercados, não contribui para a evolução positiva do País.

Por sua vez, no ME, o gráfico 7 (Apêndice A) revela que a relação CD causa PIB ocorre na subamostra 2, enquanto na subamostra 1 não, de modo que, a partir de outubro de 2008, a dinâmica do crédito direcionado contribuiu, preponderantemente, para a queda do produto da economia brasileira, resultado igual ao verificado no MG, cuja justificativa foi discutida anteriormente.

Ainda no ME, o gráfico 9 (Apêndice A) mostra que a relação CD causa CL ocorre apenas na subamostra 2, de modo que a partir de 2008, o aumento do direcionado foi extremamente negativo para o crédito livre ao longo de todo o horizonte de análise, de modo que, com o aumento do direcionado, o crédito livre foi penalizado, mesma conclusão obtida no MG e no MEA.

### **3.3.2 Funções de impulso-resposta derivadas das variáveis que causam CD**

De acordo com o quadro 4, nota-se que, quanto às variáveis que causam CD, considerando a subamostra 1, CAMBIO causa CD no MG e no ME. Já na subamostra 2, considerando o MG, IPCA e CAMBIO causam CD; no MEA, IPCA causa CD; e, no ME, IPCA e CAMBIO causam CD.

Com relação às funções de impulso-resposta que derivam das variáveis que causam CD, foram analisadas apenas as relações mais relevantes e condizentes com o objetivo deste artigo. Nesse sentido, no MEA, o gráfico 12 (Apêndice A) demonstra que a relação SELIC causa CD ocorre somente na subamostra 1, enquanto na subamostra 2 não, de modo que, até setembro de 2008, a dinâmica dos juros influenciava o crédito direcionado, ao passo que, a partir daí, a relação entre estas duas variáveis não foi significativa, demonstrando que a taxa de juros não exerceu influência sobre o crédito direcionado após aumento relevante deste último, hipótese principal desta pesquisa.

Ainda com relação ao MEA, o gráfico 13 revela que a relação CL causa CD ocorre apenas na subamostra 1, de modo que, neste período, a dinâmica do crédito livre influenciou a do direcionado, ao passo que na subamostra 2 isso não ocorreu.

#### 4 CONCLUSÕES

As decisões de política monetária do BC se materializam através de mudanças na taxa de juros de curto prazo, e tais mudanças exercem influência sobre o produto real da economia por meio de canais de transmissão, entre eles o do crédito. Nesse sentido, observou-se uma importante transformação na economia brasileira ao longo da última década: o aumento da participação do crédito com recursos direcionados no saldo total de crédito da economia, que passou de 30,8% em setembro de 2008 para 50,1% em maio de 2016, movimento que pode ser atribuído particularmente à elevação expressiva das operações do BNDES e das concessões de financiamentos imobiliários.

Cabe salientar que as taxas de juros das operações de crédito com recursos direcionados são razoavelmente mais baixas do que as do crédito livre, que costumam acompanhar os movimentos dos juros básicos. Nessas circunstâncias, o principal instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil, a taxa básica de juros, não é capaz de influenciar significativamente o crédito direcionado, que, em maio de 2016, representava 50,1% do total de crédito existente na economia, o que sugere uma redução da eficácia da política monetária doméstica, cujo poder de atuação se restringe ao crédito livre, que responde por metade do crédito concedido no País.

Frente a esse contexto, o objetivo deste ensaio foi avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após 2008, com o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira. Para tanto, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, foram realizadas as estimações, as quais foram operacionalizadas através de um modelo VAR e funções de impulso-resposta, seguindo o procedimento de Toda e Yamamoto (1995) e oferecendo um incremento ao trabalho de Tomazzia e Meurer (2009)..

As dificuldades de se isolar os efeitos reais que exercem influência sobre a política monetária e de se identificar seus componentes exógenos, ou seja, aqueles que

não são considerados na função de reação do BC, são alguns dos principais obstáculos associados à realização de estudos de avaliação da política monetária. Nesse sentido, quanto à identificação da influência do crédito sobre a política monetária, a opção, neste estudo, foi utilizar um modelo econométrico para tal. Com isso, foi possível verificar separadamente os efeitos dos choques do crédito livre e do crédito direcionado na política monetária brasileira, com foco neste último, o que consiste na principal contribuição deste trabalho frente às pesquisas já realizadas, dado que os estudos anteriores avaliam apenas os efeitos dos choques do crédito total sobre a política monetária.

O modelo escolhido para ser utilizado neste estudo foi o de Vetores Autoregressivos (VAR), o qual não impõe uma estrutura rígida de causalidade entre as variáveis, sendo possível traçar relações entre todas elas. Aqui, cabe salientar que o foco deste estudo não está na análise dos coeficientes do VAR, mas sim nas funções de impulso-resposta resultantes de sua estimação, as quais permitem que se identifique como uma variável responde a um impulso (ou choque) em outra. No caso desta pesquisa, o principal objetivo foi verificar como as variáveis empregadas nos modelos estimados respondem a um choque no crédito direcionado, e como o direcionado responde a um choque nestas mesmas variáveis.

A amostra utilizada nas estimações se iniciou em janeiro de 2003, encerrando em maio de 2016, período com uma política monetária constante em termos qualitativos, uma vez que, neste interregno, não houve mudança de regime de política monetária, vigorando o RMI. Outra justificativa para a escolha é que este recorte temporal conta com um bom número de observações mensais e contém a totalidade dos dados necessários para viabilizar as estimações. Em termos de modelagem, por sua vez, foram estimados três modelos: i) um Modelo Geral (MG), o qual considerou como variáveis endógenas a taxa básica de juros, o produto, o nível de preços, a taxa de câmbio e variáveis de crédito livre e direcionado; ii) um Modelo de Economia Aberta (MEA), o qual levou em conta, além das variáveis do MG, o Risco-País como variável endógena, e a inflação externa e a taxa básica de juros norte-americana como variáveis exógenas; e iii) um Modelo com Expectativas (ME), que considerou, além das variáveis do MG, as expectativas para a taxa de juros e para a inflação oficial, ambas endógenas.

Com relação aos resultados, partiu-se da identificação das relações de causalidade mais importantes para o atingimento do objetivo da pesquisa, isto é, as que envolvem CD. Em um segundo momento, realizou-se a análise das funções de impulso-resposta mais relevantes que envolvem tal variável. Em termos de interpretação, cada um dos gráficos das funções de impulso-resposta indica a resposta de uma variável, em percentual (exceto no caso da variável SELIC, que deve ser lida em pontos percentuais), a um choque de um desvio-padrão em outra variável.

Quanto aos principais achados do estudo, observou-se que, até setembro de 2008, a dinâmica do crédito direcionado contribuiu para a redução da taxa de juros, o que deixou de ocorrer a partir daí. Ainda neste período, verificou-se que a dinâmica dos juros influenciou o crédito direcionado, demonstrando que a taxa de juros não exerceu influência sobre o crédito direcionado após o aumento relevante deste último, ocorrido a partir de fins de 2008, o que corrobora com a hipótese principal desta pesquisa, qual seja, de que a partir de 2008 apenas o crédito livre se modifica quando há mudança na política monetária brasileira.

Por sua vez, a partir de outubro de 2008, o aumento do crédito direcionado foi predominantemente negativo para o produto da economia brasileira, o que se constitui em outro importante resultado deste trabalho, uma vez que, em tese, a concessão desta modalidade de crédito deveria atuar em sentido oposto ao verificado nesta estimação. Além disso, a elevação do direcionado foi predominantemente negativa (ou exerceu influência neutra) para o crédito livre, resultado que possui sentido econômico, uma vez que o custo de oportunidade de conceder maior volume de crédito direcionado corresponde a abrir mão de uma parcela da concessão de crédito livre. Ainda neste período, verificou-se que apenas o crédito livre foi influenciado pela política monetária e que a dinâmica do crédito direcionado afetou negativamente a percepção de risco da economia brasileira nos períodos iniciais e em horizontes mais longos, sugerindo que a política de aumento da participação do crédito direcionado se constituiu em evento que, na visão dos mercados, não contribuiu para a evolução positiva do País.

## REFERÊNCIAS

AMSDEN, A.; EUH, Y. South Korea's financial reforms: goodbye financial repression (maybe), hello new institutional restraints. *World Development*, v. 21, issue 3, p. 379-390, march 1993.

ARQUETTE, L.; JAYME-JR, F (2003). **Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): Uma aplicação de vetores auto-regressivos.** In XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC.

AUEL, M. C.; MENDONÇA, H. F. Macroeconomic relevance of credit channels: Evidence from an emerging economy under inflation targeting. *Economic Modelling*, 28(3), 965-979, 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais.** Disponível em <<https://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%2009-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>>. Acesso em 12 de maio de 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Série Perguntas Mais Frequentes: Risco-País.** Disponível em <<https://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%2009-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>> Acesso em 24 de outubro de 2017.

BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Fontes de recursos.** Disponível em <[http://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/transparencia/fontes-de-recursos/fontes-recursos/!ut/p/z0/fY7JDoIwGISfxQNH8ldEE4NawRi4sFgL00pBerSQtlc3l7QEG8eZ8k3AwRSIIrdZcmc1IpdO30iMxrPo9U23KN4c0BjhKfRGh-X0QQFIeyA\\_C90hMAki6QEUjNX-VIVGtJCKyesbwRvjdW2b8lz0xAMhPfr00GaqVxYKpV10rX888dDlb4JDznDIK2ZEYpL5qEvjeaCDsDB-y3UF5K9Hnj0Bi3LVM8!](http://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/transparencia/fontes-de-recursos/fontes-recursos/!ut/p/z0/fY7JDoIwGISfxQNH8ldEE4NawRi4sFgL00pBerSQtlc3l7QEG8eZ8k3AwRSIIrdZcmc1IpdO30iMxrPo9U23KN4c0BjhKfRGh-X0QQFIeyA_C90hMAki6QEUjNX-VIVGtJCKyesbwRvjdW2b8lz0xAMhPfr00GaqVxYKpV10rX888dDlb4JDznDIK2ZEYpL5qEvjeaCDsDB-y3UF5K9Hnj0Bi3LVM8!>)>. Acesso em 13 de maio de 2017.

BERNANKE, B.; GERTLER, M (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27-48.

BERNANKE, B.; MIHOV, I (1998). Measuring monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, 103, 869-902.

BONOMO, M.; BRITO, R.; MARTINS, B. Macroeconomic and Financial Consequences of the After Crisis Government-Driven Credit Expansion in Brazil. *BCB Working Paper Series n. 378*, p. 1-42, december, 2014.

BONOMO, M.; MARTINS, B. The Impact of Government-Driven Loans in the Monetary Transmission Mechanism: what can we learn from firm-level data? Banco Central do Brasil, *Texto para discussão nº 419*, 2016.

BORGES, B. L. Como reduzir o juro estrutural no Brasil: o caminho das pedras. **Blog do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE)**, março de 2017. Disponível em <<http://blogdoibre.fgv.br/pos-ts/como-reduzir-o-juro-estrutural-no-brasil-o-caminho-das-pedras>>. Acesso em 4 de maio de 2017.

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

CARNEIRO, D. D.; SALLES, F. M.; WU, T. H (2006). Juros, câmbio e as imperfeições do canal do crédito. *Economia Aplicada*, 10, 7-23.

CHRISTIANO, L. J; EINCENBAUM, M.; EVANS, C (1999). Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? *In Handbook of Macroeconomics*. Elsevier Science, North Holand.

CUSHMAN, D. O.; ZHA, T (1997). Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 39, 433-448.

DEDOLA, L.; LIPPI, F (2005). The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries. *European Economic Review*, 49, 1543-1569.

ENDERS, W (2004). **Applied econometric time series**, Hoboken.

FREIXAS, X.; ROCHET, J (1999). **Microeconomics of banking**. MIT Press.

GRAMINHO, F. M.; BONOMO, M. A (2002). **O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica**. *In XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC*.

LIMA, D. C.; BARBOSA, F. H. **Direcionamento de crédito e eficiência da política monetária no Brasil**. Destaque Depec – Bradesco, ano XIV, n. 170, 8 de fevereiro de 2017.

LUNDBERG, E. L. Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – o que diferencia o mercado de crédito brasileiro? Banco Central do Brasil, **Trabalho para discussão nº 258**, p. 1-39, novembro de 2011.

MARQUETTI, A. A.; KOSHIYAMA, D.; ALENCASTRO, D. O aumento da lucratividade expande a acumulação de capital? Uma análise de causalidade de Granger para países da OCDE. *Revista de Economia Contemporânea (REC)*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 3, p. 367-390, 2009.

MAVROTAS, G.; KELLY, R. Old wine in new bottles: testing causality between savings and growth. *The Manchester School*, Manchester, v. 69, supp., p. 97- -105, 2001.

MELLO, L.; PISU, M. The bank lending channel of monetary transmission in Brazil: A VECM approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 50(1), p. 50-60, 2010.

MINELLA, A (2003). Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, 57, 605-635.

MORRONE, H. As exportações estimulam a produtividade? Uma análise de causalidade de Granger para a manufatura gaúcha. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 42, n. 2, p. 45-56, 2014.

NAASTEPAD, C. W. M.; The Macro-Economic Effects of Directed Credit Policies: A Real-Financial CGE Evaluation for India. **International Institute of Social Studies**, v. 32, issue 3, p. 491-520, June 2001.

SCHWARTSMAN, A. Sobre Jabutis e Jabuticabas. **Jornal Valor Econômico**, 07 de julho de 2011.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, 58, 113-144.

SOUZA SOBRINHO, N. Uma avaliação do canal de crédito no Brasil. **Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social**, 2003.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. I. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, 59(1), p. 107-126, 2005.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T (1995). Statistical inference in vector autoregressive with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, 66, 225-250.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 4, 2009, pp. 371-398.

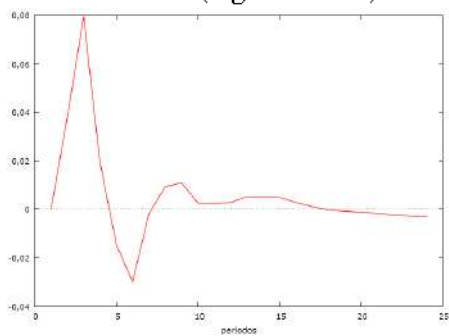
TORRES FILHO, E. T. Crédito direcionado e direcionamento do crédito: situação atual e perspectivas. **Revista do BNDES**, v. 13, n. 25, p. 35-50, junho de 2006.

YAMADA, H.; TODA, H. Inference in Possibly Integrated Vector Autoregressive Models: Some Finite Sample Evidence. **Journal of Econometrics**, n. 86, p. 55-95, 1998.

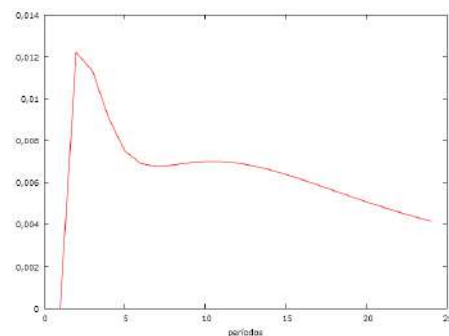
## APÊNDICE A – Gráficos das funções de impulso-resposta que envolvem CD

### Gráfico 1 - Resposta de IPCA a um choque em CD no MG

#### 1.1: Subamostra 1 (significativa)

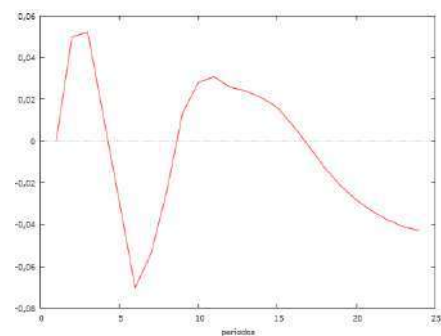


#### 1.2: Subamostra 2

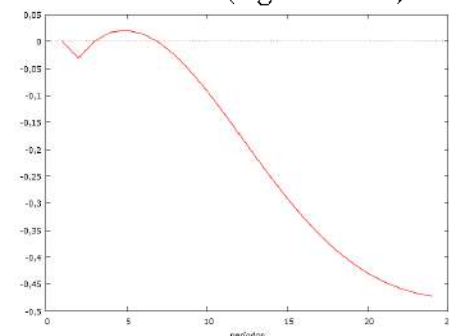


### Gráfico 2 - Resposta de PIB a um choque em CD no MG

#### 2.1: Subamostra 1

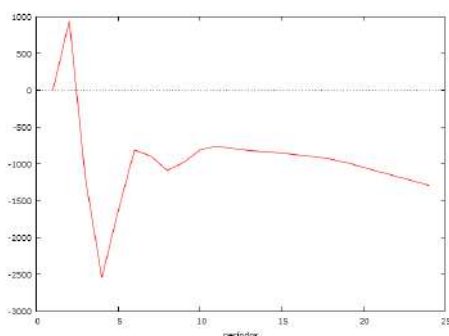


#### 2.2: Subamostra 2 (significativa)

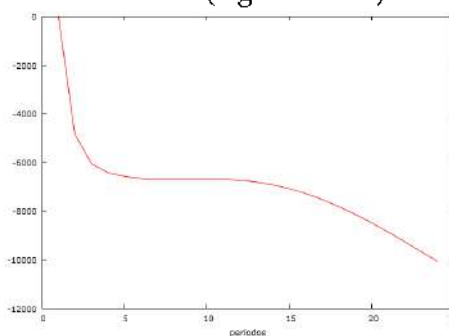


### Gráfico 3 - Resposta de CL a um choque em CD no MG

#### 3.1: Subamostra 1

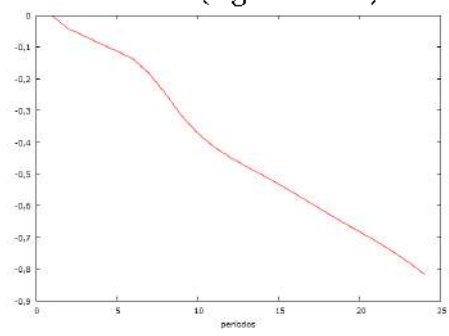


#### 3.2: Subamostra 2 (significativa)



### Gráfico 4 - Resposta de SELIC a um choque em CD no MEA

#### 4.1: Subamostra 1 (significativa)



#### 4.2: Subamostra 2

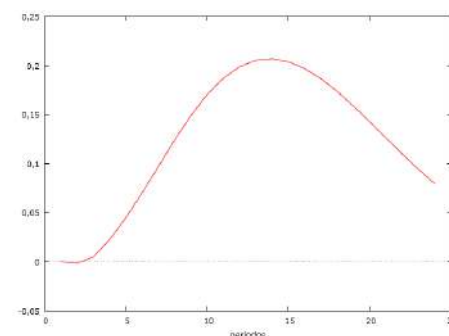
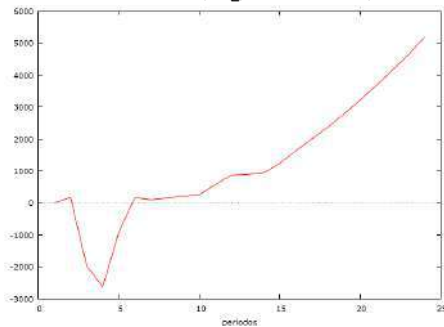




Gráfico 5 - Resposta de CL a um choque em CD no MEA

5.1: Subamostra 1 (significativa)



5.2: Subamostra 2 (significativa)

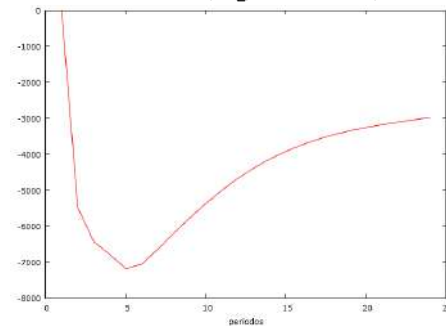
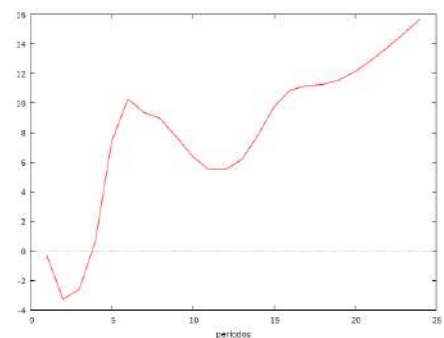


Gráfico 6 - Resposta de EMBI a um choque em CD no MEA

6.1: Subamostra 1



6.2: Subamostra 2 (significativa)

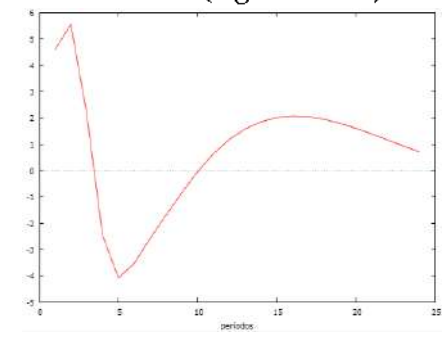
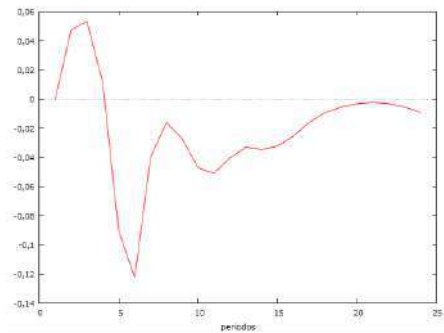


Gráfico 7 - Resposta de PIB a um choque em CD no ME

7.1: Subamostra 1



7.2: Subamostra 2 (significativa)

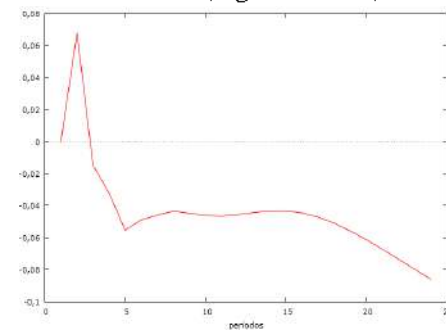
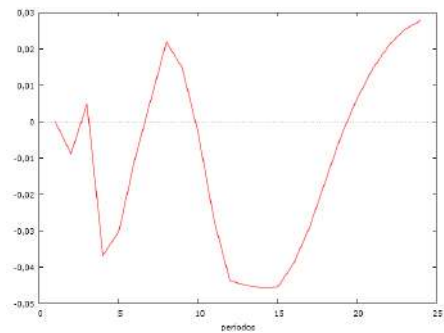


Gráfico 8 - Resposta de SWAP a um choque em CD no ME

8.1: Subamostra 1



8.2: Subamostra 2 (significativa)

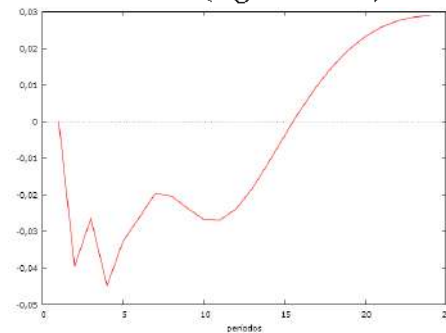
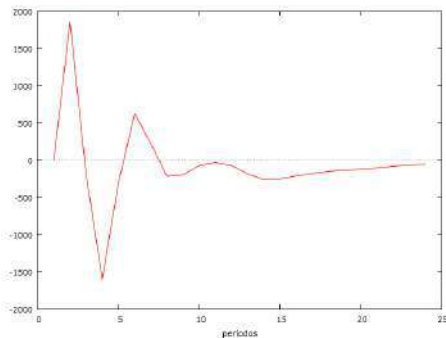


Gráfico 9 - Resposta de CL a um choque em CD no ME

9.1: Subamostra 1



9.2: Subamostra 2 (significativa)

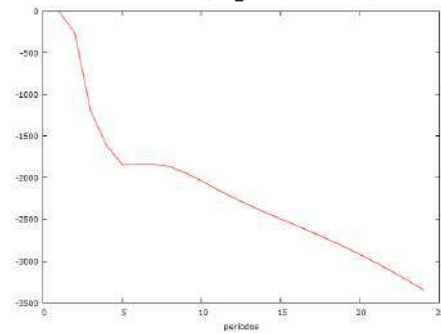
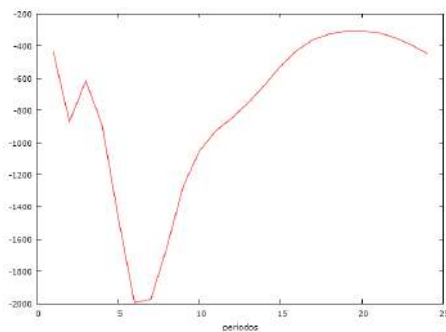


Gráfico 10 - Resposta de CD a um choque em IPCA no MG

10.1: Subamostra 1



10.2: Subamostra 2 (significativa)

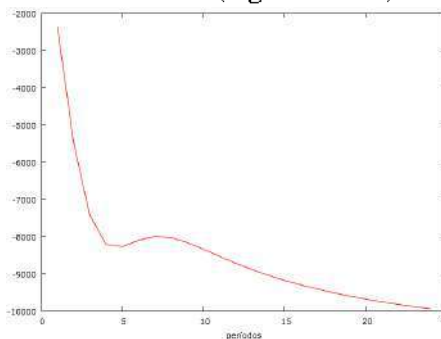
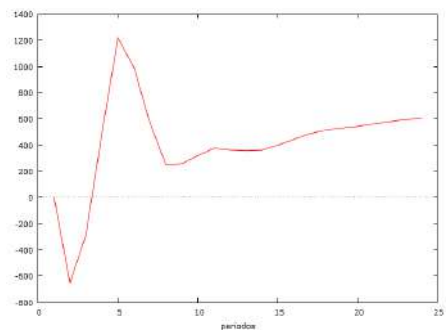


Gráfico 11 - Resposta de CD a um choque em CAMBIO no MG

11.1: Subamostra 1



11.2: Subamostra 2 (significativa)

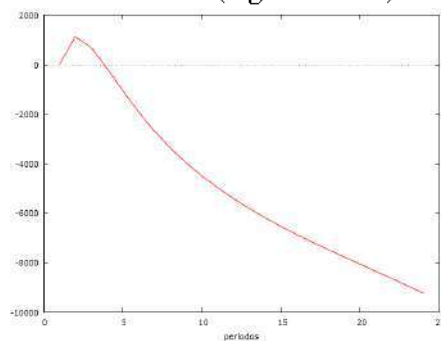
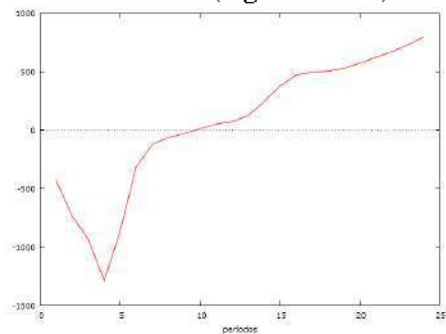
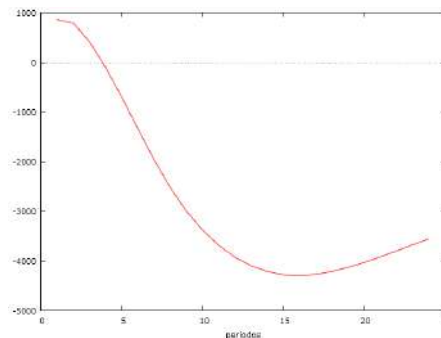


Gráfico 12 - Resposta de CD a um choque em SELIC no MEA

12.1: Subamostra 1 (significativa)

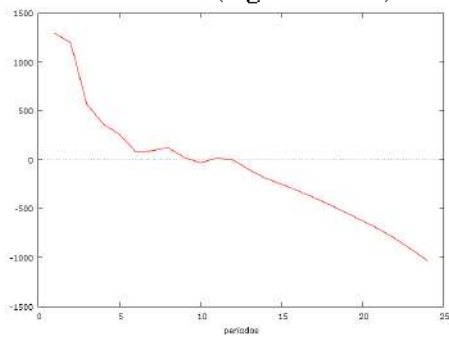


12.2: Subamostra 2

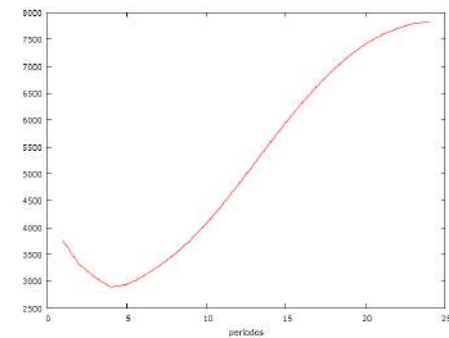


**Gráfico 13 - Resposta de CD a um choque em CL no MEA**

**13.1: Subamostra 1 (significativa)**

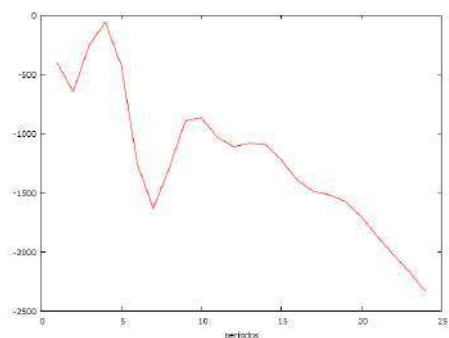


**13.2: Subamostra 2**

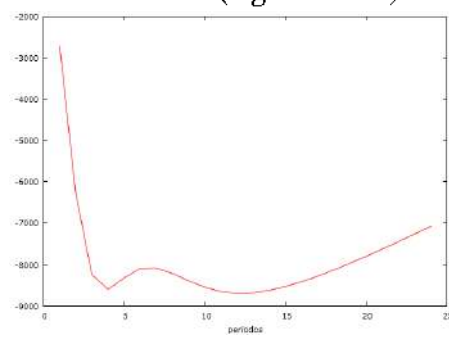


**Gráfico 14 - Resposta de CD a um choque em IPCA no MEA**

**14.1: Subamostra 1**

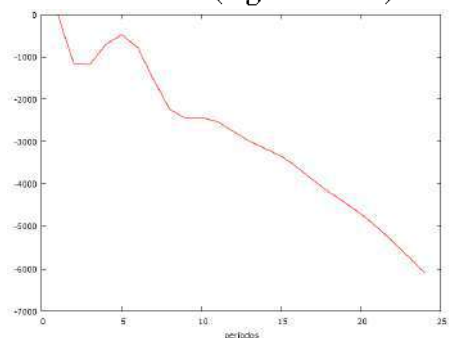


**14.2: Subamostra 2 (significativa)**

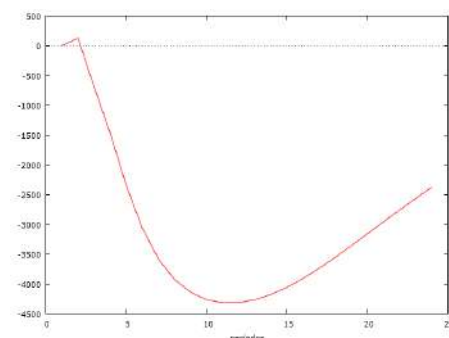


**Gráfico 15 - Resposta de CD a um choque em CAMBIO no MEA**

**15.1: Subamostra 1 (significativa)**

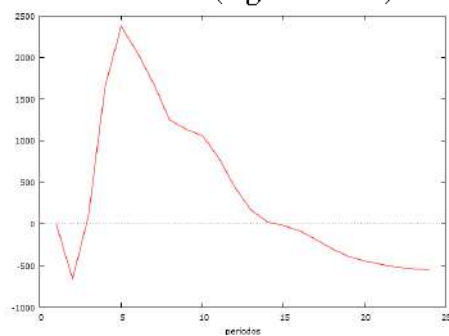


**15.2: Subamostra 2**

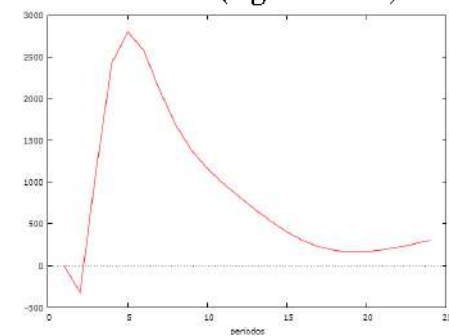


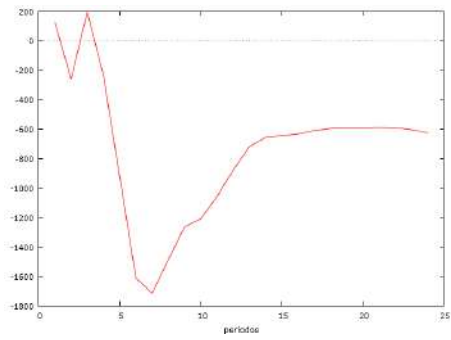
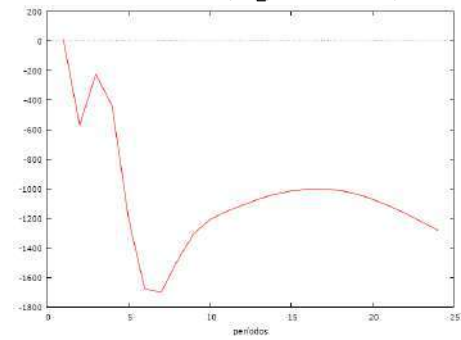
**Gráfico 16 - Resposta de CD a um choque em CAMBIO no ME**

**16.1: Subamostra 1 (significativa)**



**16.2: Subamostra 2 (significativa)**



**Gráfico 17 - Resposta de CD a um choque em IPCA no ME****17.1: Subamostra 1****17.2: Subamostra 2 (significativa)**



Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul  
Pró-Reitoria Acadêmica  
Av. Ipiranga, 6681 - Prédio 1 - 3º. andar  
Porto Alegre - RS - Brasil  
Fone: (51) 3320-3500 - Fax: (51) 3339-1564  
E-mail: [proacad@pucrs.br](mailto:proacad@pucrs.br)  
Site: [www.pucrs.br/proacad](http://www.pucrs.br/proacad)