



Universidade Federal de Ouro Preto
Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada



**DOMINÂNCIA FISCAL E O JURO REAL NO BRASIL: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA ENTRE 2004 E 2018.**

Ouro Preto, MG

2019

Warllen Júnio Gonzaga

DOMINÂNCIA FISCAL E OS JURO REAL NO BRASIL: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA ENTRE 2004 E 2018.

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado em
Economia Aplicada do Programa de Pós-Graduação
em Economia Aplicada da Universidade Federal de
Ouro Preto, como requisito parcial à obtenção do
título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientadores: Prof. Dr. Roberto Salvador Santolin

Profa. Dra. Fernanda Faria Silva

Ouro Preto, MG

2019

SISBIN - SISTEMA DE BIBLIOTECAS E INFORMAÇÃO

G642d Gonzaga, Warllen Júnio.

Dominância fiscal e o juro real no Brasil [manuscrito]: uma análise empírica entre 2004 e 2018. / Warllen Júnio Gonzaga. - 2019.
81 f.: il.: gráf., tab..

Orientador: Prof. Dr. Roberto Salvador Santolin.

Coorientadora: Profa. Dra. Fernanda Faria Silva.

Dissertação (Mestrado Acadêmico). Universidade Federal de Ouro Preto. Instituto de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada.

Área de Concentração: Economia Aplicada.

1. Questão monetária - Brasil. 2. Juros. 3. Macroeconomia. 4. Dominância Fiscal. 5. Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Brasil) . I. Santolin, Roberto Salvador. II. Silva, Fernanda Faria. III. Universidade Federal de Ouro Preto. IV. Título.



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO
REITORIA
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA



FOLHA DE APROVAÇÃO

WARLEN JÚNIO GONZAGA

DOMINÂNCIA FISCAL E O JURO REAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA ENTRE 2004 E 2018.

Membros da banca

Prof. Dr. Roberto Salvador Santolin - Orientador (UFRRJ)
Profa. Dra. Fernanda Faria Silva - Coorientadora - (UFOP)
Prof. Dr. Teófilo Henrique Pereira de Paula (UFRRJ)
Prof. Dr. Luiz Mateus da Silva Ferreira (UFOP)

Versão final

Aprovado em 8 de agosto de 2019

De acordo

Prof. Dr. Martin Harry Vargas Barrenechea - Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada



Documento assinado eletronicamente por **Martin Harry Vargas Barrenechea, COORDENADOR(A) DO CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA**, em 13/09/2020, às 21:07, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site http://sei.ufop.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **0081858** e o código CRC **F214B74F**.

Referência: Caso responda este documento, indicar expressamente o Processo nº 23109.005834/2020-51

SEI nº 0081858

R. Diogo de Vasconcelos, 122, - Bairro Pilar Ouro Preto/MG, CEP 35400-000
Telefone: - www.ufop.br

Agradecimentos

Sonhei ser economista. Ainda não me considero um, apensar de entender bastantes coisas da disciplina – disciplina, não ciência, como sustenta Delfim Neto, ensinando aos jovens a humildade que todo economista deve ter ao interpretar o mundo.

Ser economista não é pouco. Entender de macroeconomia, taxas de juros, mercados emergentes e desenvolvidos, ciência política, ciência social, mercado financeiro, números, derivadas.

Ser economista no Brasil também é uma missão. Um país em que a desigualdade é um problema grave, em que a democracia ainda é relativamente nova, em que as instituições passam por grandes abalos, não tendo ainda se consolidado, em que a liberdade de pensamento – e econômica – são precárias. É uma missão porque os economistas de hoje são, em boa medida, a esperança para solucionar os problemas econômicos do Brasil de amanhã, prioritariamente a pobreza.

Agradeço por esse árduo trabalho concluído. À Deus, força superior que nos sustenta. Aos meus orientadores, Roberto Salvador Santolin, pelas inúmeras correções, orientações, ensinamentos, sabedoria e qualidade técnica que me passou, e Fernanda Faria Silva, por seu exemplo de disciplina, que me inspira e encoraja a ser melhor profissional – admiro mulheres fortes.

Agradeço também à minha família e, em particular, a alguns amigos que tive durante o mestrado, com os quais aprendi muito: Filipe Marques, colega de moradia e de inúmeras e divertidíssimas conversas sobre economia; Marco Aurélio, colega de sala e empresário na região de Ouro Preto; Tyanne Renata, pela humildade e fidelidade. O agradecimento é estendido a todo o departamento de economia da UFOP, especialmente devido ao esforço e brilhantismo de alguns professores, os quais tornaram a universidade um renomado ambiente de pesquisa, inovação e respostas aos problemas da sociedade.

O processo de pesquisa é doloroso durante sua construção, embora gratificante em sua finalização. A sensação de dever cumprido e mínima contribuição para a ciência paga toda a exaustão do pesquisador. Por fim, vale ressaltar que o trabalho analisou a questão dos altos juros SELIC no país e chegou a conclusões estatisticamente significativas e possivelmente relevantes para a literatura; mesmo assim, ainda cabem muitas discussões e outros olhares sobre a questão. A todos citados e aos que não pude citar nesses breves agradecimentos, minha sincera gratidão!

Lista de Tabelas

Tabela 1 - Estatísticas descritivas em nível e em diferenças	57
Tabela 2 - Teste Estatístico ADF e PP em nível e em diferenças	58
Tabela 3 - Seleção do VECM - número de defasagens	58
Tabela 4 - Teste de Johansen.....	59
Tabela 5 - Estimativa do modelo VECM a partir de 3 defasagens nas variáveis avaliadas pelo modelo teórico.....	66
Tabela 6 - VECM de Longo Prazo	69

Lista de Figuras

Figura 1 - Variáveis em nível utilizadas nas estimativas econométricas, janeiro de 2004 a agosto de 2018.....	54
Figura 2 - Variáveis em primeira diferença utilizadas nas estimativas econométricas, fevereiro de 2004 a agosto de 2018.	56
Figura 3 - Relação impulso-resposta a partir de um choque de 1 desvio	62
Figura 4 - Relação Impulso - Resposta de a partir de um choque em 1 desvio-padrão sobre a variável SELIC	63
Figura 5 - Relação impulso-resposta a partir de um choque de 1 desvio padrão sobre a variável SWAP	64

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	11
CAPÍTULO 1	15
O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO E A RIGIDEZ DOS JUROS NO BRASIL – PRINCIPAIS TESES SOBRE A RIGIDEZ JUROS NO BRASIL	15
1.1) Principais teses sobre a rigidez dos juros no Brasil	15
1.1.1) Baixa eficácia da política monetária.....	19
1.1.2) Déficit nominal zero.....	21
1.1.3) Dominância fiscal e elevados prêmios de risco país	22
1.1.4) Conversão pró-conservadorismo de uma elevada taxa de juros.....	22
1.1.5) Incerteza Jurisdicional.....	23
1.1.6) Juros altos em função da baixa poupança da economia brasileira?.....	24
1.2) O que explicaria a rigidez dos juros brasileiros?	25
Considerações finais sobre o capítulo	28
CAPÍTULO 2	29
O DEBATE SOBRE O PAPEL DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL E A RIGIDEZ DOS JUROS NO CONTROLE INFLACIONÁRIO.....	29
2.1) Aspectos conceituais sobre a relação entre política monetária e fiscal, aumento dos juros e controle inflacionário	30
Considerações finais do capítulo.....	40
CAPÍTULO 03	42
DETERMINANTES DA RIGIDEZ DOS JUROS BRASILEIROS – UMA ANÁLISE EMPÍRICA	42
3.1) Procedimentos Metodológicos	42
3.1.1) Fonte de Dados	42
3.1.2) Análise de Estacionariedade	43
3.1.3) Teste de Dickey-Fuller	43
3.2.2) Teste de Phillips-Perron	44
3.2.3) Modelo de Autorregressão Vetorial (VAR).....	45
3.2.4) Análise de cointegração pelo método de Johansen	46
3.2.5) Modelo de Correção de Erros (VECM).....	47

3.2.6) Função impulso-resposta	50
CAPÍTULO 4	53
RESULTADOS E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS DA PESQUISA	53
Considerações finais sobre o capítulo	70
Considerações Finais	71
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	75

Resumo

O presente trabalho investiga o motivo da persistência dos altos juros básicos praticados na economia brasileira no período de 2004 a 2018. A escolha do período deve-se ao maior distanciamento temporal desde a implementação do Plano Real, sendo posterior, também, à mudança do regime cambial promovida no âmbito do tripé macroeconômico de 1999. Para tanto, investigará-se a condução da política fiscal entre janeiro de 2004 e dezembro de 2018, associada a uma política monetária em grande parte contracionista, contribuiu para a permanência de elevados juros reais nesse período, apesar da estabilização monetária. O trabalho baseia-se nas teses de dominância fiscal de Blanchard (2005) e Favero e Giavazzi (2005) para explicar a rigidez dos juros brasileiros. Os resultados sugerem que, no curto prazo, aumentos nos juros médios de mercado, os SWAPS DI de 360 dias, elevam a própria SELIC, as expectativas de inflação e o EMBI Brasil; essas elevações podem indicar que, no período em que as estimativas foram realizadas, o mercado antecipou os movimentos de outras variáveis observadas, tais como o aumento da oferta de SWAPS e a elevação da taxa SELIC por parte do BACEN, em relação à expectativa de inflação. No modelo de longo prazo, entretanto, os aumentos dos juros de mercado, da dívida pública e das expectativas de inflação têm efeitos negativos sobre a SELIC. Não podemos afirmar que os juros SELIC podem ser elevados e mantidos em altos patamares conforme a hipótese de dominância fiscal de Blanchard (2005), mas há indicativos de que, no curto prazo, elevações do EMBI Brasil e desvalorização cambial afetam positivamente a taxa SELIC, como sugerem Favero e Giavazzi (2005).

Palavras Chave: alto patamar da taxa de juros SELIC, dominância fiscal, prêmio de risco.

Abstract

This paper investigates the reason for the persistence of high basic interest rates in the Brazilian economy from 2004 to 2018. This period was chosen because it comes a considerable time after the implementation of the Real Plan and after the change in the exchange rate regime, promoted under the 1999 macroeconomic tripod. To this end, we investigate whether the conduct of the Brazilian fiscal policy from January 2004 to December 2018, which was coupled with a largely contractionary monetary policy, contributed to the persistence of high real interest rates in this period, despite monetary stabilization. This paper draws on Blanchard's (2005) and Favero and Giavazzi's (2005) theses on fiscal dominance to explain the rigidity of Brazilian interest rates. Our results suggest that, in the short term, increases in average market interest rates, the 360-day DI SWAPS, raise the SELIC interest rate, inflation expectations, and EMBI Brazil. These increases may indicate that, in the period in which the estimates were made, the market anticipated movements of other observed variables, such as the increases in SWAPS supply and in the SELIC rate by the Central Bank of Brazil. In the long-term model, however, increases in market interest rates, government debt, and inflation expectations have negative effects on the SELIC interest rate. We cannot claim that SELIC interest rates can be high and kept at high levels according to Blanchard's (2005) hypothesis of fiscal dominance, but there are indications that, in the short term, EMBI Brazil increases and currency devaluation positively affect the SELIC interest rate, as argued by Favero and Giavazzi (2005).

Key Words: High SELIC interest rate, Fiscal Dominance, Risk Premium.

INTRODUÇÃO

O presente trabalho propõe estudar o porquê da persistência do alto patamar dos juros básicos praticados na economia brasileira no período de 2004 a 2018. A escolha do período deve-se ao maior distanciamento temporal desde a implementação do Plano Real, sendo posterior, também, à mudança do regime cambial promovida no âmbito do tripé macroeconômico de 1999. Para tanto, investigará se a condução da política fiscal entre janeiro de 2004 e dezembro de 2018, associada a uma política monetária em grande parte contracionista, contribuiu para a permanência de elevados juros reais nesse período, apesar da estabilização monetária.

Segundo o histórico de juros (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2018a) e de inflação (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2018b), no ano de 1999, com a implantação do Regime de Metas para a Inflação (doravante RMI), os juros nominais foram fixados em 46% a.a. e, a partir de 2004, reduzidos para o intervalo entre 20% e 6,5% a.a. Também houve uma queda dos juros reais. Entretanto, mesmo com a queda de juros observada, os juros brasileiros continuam altos para os padrões internacionais¹.

Essa característica rigidez dos juros nominais (e reais) no Brasil, mesmo em um contexto de inflação estabilizada – tema muito caro aos economistas brasileiros e estrangeiros – é o que justifica a escolha do tema desta dissertação. A atualização do debate sobre o tema se justifica pela importância dos juros no Brasil e sua “dupla-face” – eles são protagonistas no controle inflacionário sob o RMI, revelando-se como o principal instrumento de política monetária, e afetam os canais de transmissão, a saber, o crédito, as expectativas inflacionárias, o câmbio e a riqueza dos agentes econômicos, o que acaba por afetar variáveis econômicas como o nível de preços e o produto (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2018c; MENDONÇA, 2008).

A hipótese deste trabalho é de que a causa dos altos juros básicos é, em boa medida, o viés fiscal. Nossa hipótese para explicar a rigidez dos juros brasileiros funda-se na tese de dominância fiscal de Blanchard (2005). De acordo com essa teoria, o risco

¹ Enquanto o Brasil apresentou juros reais acima de 5% a.a. na maior parte do período da crise de 2007/2008, o México e a África do Sul apresentaram juros reais perto de 1% a.a., e a Coreia do Sul, de quase zero, perto de 0,1 % a.a. (TRIAMI MEDIA BV, 2019).

de solvência da dívida pública aumenta os prêmios de risco da economia, e a possibilidade futura de monetização da dívida eleva as expectativas de inflação futura. Nesse caso, a política monetária contracionista torna-se inócua, e tal configuração leva a altas taxas de juros reais e a uma moeda doméstica desvalorizada (BLANCHARD, 2005; FAVERO; GIAVAZZI, 2005).

Sob condições macroeconômicas desfavoráveis (choques externos, queda de receitas do governo, por exemplo), a relação entre dívida pública e PIB poderia entrar numa trajetória explosiva e, desse modo, gerar aceleração da inflação devido à elevação das expectativas inflacionárias, dada a possibilidade de monetização dos déficits no futuro. Assim, sob tais condições, o controle inflacionário passaria pelo ajuste fiscal da economia, estando a política fiscal em coordenação com a política monetária; isso se daria sem a necessidade de uma forte rigidez monetária e, portanto, sem a necessidade de elevar os juros a altos patamares.

A assunção da inexistência de dominância fiscal para explicar a permanência dos altos juros básicos na economia brasileira se baseia em pressupostos teóricos novo-clássicos de expectativas racionais. Segundo estes, a independência institucional do Banco Central – que é um artifício para que o governo se livre de pressões fiscais que criem a necessidade de monetização de déficits futuros – é necessária para a adoção do RMI, pois um grande déficit fiscal pode causar a quebra do RMI (BATINI, 2006; BLANCHARD, 2005).

A proposta do presente trabalho é investigar se se confirma o viés fiscal para o período de 2004 a 2018. Nessa investigação, são tratadas as diferentes hipóteses de dominância fiscal: as de Blanchard (2005), Favero e Giavazzi (2005) e Souza e Dias (2016). Esses autores sustentam que, em função da deterioração fiscal, a elevação do risco-país afeta as variáveis financeiras, sobretudo o alto juro básico relativo da economia brasileira.

No que diz respeito à rigidez dos juros em patamares elevados, serão apresentadas as principais abordagens consideradas pela literatura econômica. A primeira delas se baseia em um importante trabalho de Sargent e Wallace (1981), os quais sugerem que o aumento do endividamento público acarreta o crescimento dos juros e da inflação na economia numa configuração de déficit fiscal, controle inflacionário com contração monetária e subida de juros. Tal configuração pode acarretar maior desestabilidade fiscal. Nesse caso, pode ocorrer elevação das expectativas de inflação devido à possibilidade de

monetização dos *déficits* no futuro. Por outro lado, contrações fiscais (ou expectativas de contrações fiscais no médio e no longo prazos), as quais estabilizem a dinâmica da dívida pública, são suficientes para a redução da inflação e dos juros (SARGENT; WALLACE, 1981).

A segunda abordagem, baseada em Blanchard (2005), sugere que, além dos fatores apontados por Sargent e Wallace (1981), o déficit público, os juros e a inflação podem estar condicionados aos choques externos associados à desvalorização cambial.

Seguindo a abordagem de Blanchard (2005) para o caso brasileiro, Favero e Giavazzi (2005) explicam que a amplitude desses choques está associada ao risco de *default*, isto é, ao prêmio de risco exigido pelo mercado, de acordo com o tamanho da dívida pública em relação ao PIB. Por fim, Souza e Dias (2016) sugerem que o aumento do risco-país e do endividamento público, associado ao aumento da percepção de risco de *default* da dívida, elevam a taxa de inflação, a qual, sob o RMI, é controlada via aumento da taxa SELIC. Os dois últimos autores associam o aumento de todas as variáveis financeiras ao aumento do risco-país.

Tendo em vista essa breve contextualização do debate, nossa dissertação tem a importância de, primeiramente, apresentar uma discussão teórica e empírica atualizada sobre a questão da rigidez dos juros no Brasil. O presente estudo torna-se relevante no contexto das discussões sobre a ordem de prioridades do governo federal, nas quais boa parte dos analistas econômicos e políticos defende que o setor público brasileiro deve intensificar o esforço fiscal para efetuar o carregamento e a rolagem dos títulos da dívida pública sob altos juros, em vez de realizar gastos sociais com saúde e educação ou investir em infraestrutura, por exemplo.

Os altos juros oneram o setor privado, seja postergando as decisões de investimento, seja aumentando os seus custos, e assim dificultam, por exemplo, a tomada de crédito para o consumo por parte das famílias e a tomada de financiamentos para realização de investimento por parte dos empresários.

Este trabalho está organizado em cinco partes, excetuando-se esta introdução. Na primeira etapa do trabalho, apresentamos os fatores e teses que se entrecruzam para explicar a rigidez dos juros no Brasil, com ênfase na tese de dominância fiscal de Blanchard (2005), e indicamos como o aumento da dívida pública pode elevar o risco-país, causar fuga de capitais, desvalorizar a taxa de câmbio e, por fim, aumentar a inflação, apesar da rigidez dos juros em elevados patamares relativos. Também

argumentamos que a possibilidade de monetização futura dos déficits fiscais pode elevar as expectativas de inflação.

Na segunda parte, fazemos um levantamento histórico-econômico geral sobre a coordenação da política monetária e fiscal e chegamos à tese de dominância fiscal. Destacamos a importância dos mecanismos relacionados à política fiscal para a manutenção do nível de preços e para a fixação da taxa de juros básicos.

Na terceira parte, são discutidos os aspectos metodológicos do trabalho e feitas as respectivas análises. Na quarta parte, expomos os resultados das análises. Na quinta e última parte, apresentamos as considerações finais deste trabalho.

CAPÍTULO 1

O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO E A RIGIDEZ DOS JUROS NO BRASIL – PRINCIPAIS TESES SOBRE A RIGIDEZ JUROS NO BRASIL

Este capítulo objetiva apresentar a discussão em torno da rigidez dos juros para o caso brasileiro após a introdução do regime de metas de inflação, recuperando, para isso, a literatura econômica nacional. Compreender por que há variação geral do nível de preços numa economia como a brasileira é crucial para entender a fixação da taxa básica de juros pelo BACEN sob o RMI (MENDONÇA; SILVA, 2008).

Sob o RMI, há protagonismo dos juros SELIC no combate inflacionário. Entretanto, o próprio aumento da SELIC pode causar aceleração inflacionária em cenários macroeconômicos desfavoráveis (MENDONÇA, 2008; RESENDE, 2017; SARGENT; WALLACE, 1981).

Paralelamente, Souza e Dias (2016) constataram que o risco-país associado ao *déficit* da política fiscal desempenha um papel importante na determinação da taxa de inflação. Ainda, os autores sugerem que, no conceito trabalhado por Blanchard (2005), a economia brasileira está sob dominância fiscal.

Este capítulo está organizado em duas seções: a primeira discute as especificidades do RMI adotado pelo Brasil e a determinação da taxa de inflação em função do risco-país. A elevação das expectativas associado ao *déficit* fiscal. Dado que a aceleração inflacionária pode causar rigidez nos juros. A segunda seção apresenta o debate atualizado em torno da rigidez dos juros e, em seguida, as considerações finais.

1.1) Principais teses sobre a rigidez dos juros no Brasil

Desde 1999, o Brasil adotou o Regime de Metas de Inflação (doravante RMI). O RMI trabalha com a hipótese de que as expectativas racionais dos agentes econômicos

são a âncora nominal do nível de preços (CARRARA; CORREA, 2012). No RMI, o Banco Central do Brasil define uma regra para a taxa de juros com o objetivo de ganhar credibilidade perante os agentes econômicos². Trata-se da adoção da chamada Regra de Taylor (TAYLOR, 1993), uma regra de economia monetária baseada no funcionamento da economia americana.

Segundo a Regra de Taylor, em condições macroeconômicas favoráveis, o patamar dos juros nominais precisa ser fixado acima da inflação do período passado para que haja desaceleração inflacionária. Essa regra pode ser equacionada da seguinte maneira:

$$i = \alpha + \beta(\text{expec infl.} - \text{infl. Obs.}) + \gamma(\text{PIB} - \text{PIBpotencial}) \quad (2)$$

Em que α é a taxa de juros dos títulos públicos, β é a elasticidade da inflação e γ é a elasticidade do *gap* do produto.

O RMI foi adotado pela primeira vez em 1990 na Nova Zelândia e, mais tarde, tornou-se parte do chamado Novo Consenso Macroeconômico (NCM). O RMI fixa a taxa de juros que pode ser chamada de básica, diferentemente da política dos monetaristas do passado, por exemplo, que fixava a quantidade de moeda (CARRARA; CORREA, 2012). Contemporaneamente, segundo Vasconcelos (2004), a definição de moeda abrange os conceitos $M0 = PMPP$ (papel moeda em poder do público), $M1 = PMPP + DV$ (depósitos à vista), $M2 = PMPP + DV + DP$ (depósitos a prazo), $M3 = M2 +$ quotas de fundos de renda fixa + operações compromissadas lastreadas em Títulos Públicos Federais, $M4 = M3 +$ títulos públicos de alta liquidez (Letras Financeiras do Tesouro). O controle monetário da inflação, baseado na ideia monetarista de contenção da base monetária, não mais é aceito irrestritamente pela macroeconomia moderna, já que o conceito de moeda se tornou mais amplo (RESENDE, 2017; VASCONCELOS, 2004).

² Utilizando-se a Regra de Taylor para fixar a taxa SELIC, as metas inflacionárias do Brasil funcionam como uma regra para ancorar as expectativas dos agentes econômicos: o Comitê de Política Monetária (COPOM) se reúne formalmente a cada 45 dias, discute os resultados do setor financeiro da economia e lança publicamente a Ata do COPOM, que é a sinalização de para onde a inflação convergirá (BACEN, 2016).

Sob o RMI, o manejo dos juros passou a ter protagonismo no controle inflacionário, e o BACEN concentrou sua ação na estabilização dos preços, deixando de ser sua atribuição perseguir metas de menor desemprego na economia real. O RMI tem como âncora as expectativas inflacionárias e como âncora coadjuvante de estabilização nominal dos preços a política fiscal de superávits primários.

Em economias emergentes com histórico de maus pagadores da dívida pública, entretanto, o RMI torna-se insustentável. Fraga *et al.* (2003) argumentam que o RMI é insustentável sem que a economia esteja em equilíbrio fiscal de longo prazo e que, sob o RMI, os juros são utilizados para controlar a inflação, tendo a política fiscal a função de ser a âncora coadjuvante na estabilização dos preços. Paralelamente, Mendonça (2008) encontra evidências de que a taxa de juros é o principal instrumento de combate à inflação.

Baseando-se em um estudo empírico para o caso brasileiro, Mendonça e Silva (2008) sugerem que a mudança anunciada pelo governo brasileiro para uma melhora do perfil da dívida pública contribuiria para uma rigidez inferior à taxa Selic. Ainda segundo os autores, o aumento na credibilidade é capaz de contribuir tanto para uma redução na dívida pública quanto para o controle da inflação e está associado ao aumento do superávit primário (MENDONÇA; SILVA, 2008).

Segundo o BACEN (2016), a política monetária realizada no Brasil sob o RMI tem por objetivo manter a credibilidade perante os agentes econômicos a fim de atingir a estabilidade dos preços. Kydland e Prescott (1977) argumentam que a credibilidade da política monetária e a reputação da autoridade monetária contribuem para a estabilidade dos preços na medida em que os *policymakers* estão envolvidos em um jogo dinâmico estratégico com agentes do setor privado que formam expectativas racionais prospectivamente. Fraga *et al.* (2003) argumentam que a credibilidade da autoridade monetária possibilita que as expectativas inflacionárias fiquem ancoradas e que o Banco Central pratique juros mais baixos.

Os altos juros relativos praticados na economia brasileira são tema de uma ampla gama de estudos de economistas brasileiros e estrangeiros. Modenesi e Modenesi (2012) propõem uma sistematização das principais teses sobre os juros altos no Brasil, a saber: baixa eficácia da política monetária, equilíbrios múltiplos dos juros, convenção pró-conservadorismo, fiscalista e incerteza jurisdicional; e acrescentam-se as seguintes teses: política fiscal excessivamente expansionista e déficit nominal zero, dominância fiscal e

elevados prêmios de risco-país e baixa poupança doméstica. Essas teses estão expressas no quadro I:

QUADRO 1: Principais teses sobre os altos juros básicos da economia brasileira

Características		Baixa Eficácia da Política Monetária	Déficit nominal zero	Dominância fiscal e elevados prêmios de risco-país	Convenção pró-conservadorismo	Incerteza Jurisdicional	Baixa Poupança Doméstica
Vieses	Macro						
	Micro						
	Economia Política						
	Institucional						
Visão	Ortodoxa Manutenção da PM						
	Heterodoxa mudança da PM						

Fonte: Elaboração própria a partir da elaboração inicial feita por Modenesi e Modenesi (2012).

As apresentações das teses dispostas no quadro explicativo, inclusive as que complementam a análise de Modenesi e Modenesi (2012), serão discutidas, em seus pontos mais gerais, nos itens a seguir:

1.1.1) Baixa eficácia da política monetária

Pastore (1996), Parreiras (2007, 2008), Pires (2008, 2017), Souza (2011), Andrade e Pires (2009), Oreiro *et al.* (2012) sugerem que canais de transmissão de política monetária podem estar obstruídos e que LFTs (Letras Financeiras do Tesouro) podem causar um efeito renda às avessas na economia, motivos pelos quais a SELIC, principal instrumento de política monetária, precisa ser fixada em patamares mais altos. Quando o BACEN eleva os juros para controlar a inflação, ocorre um efeito renda positivo para os agentes econômicos detentores dos títulos públicos atrelados à taxa SELIC, os LFTs, chamados Tesouro SELIC.

Para Pastore (1996), a boa gestão da dívida pública é importante porque, quando há restrição de liquidez, a parcela da dívida pública atrelada à taxa SELIC, chamada de Letras Financeiras do Tesouro (LFTs), gera efeito renda. Quando o BACEN eleva a taxa de juros a fim de reduzir a demanda agregada, os rendimentos dos detentores das LFTs aumentam, de modo a estimular a demanda agregada. Por isso, o BACEN precisa elevar continuamente a SELIC.

Por sua vez, Oreiro *et al.* (2012) sugerem que as LFTs têm papel determinante na perda de eficácia da política monetária e, conseqüentemente, no equilíbrio mais elevado da taxa real de juros. Segundo esses autores, a “perda de eficácia [da política monetária] atua no sentido de aumentar o valor da taxa real de juros que é requerida para a convergência da taxa de inflação com respeito à meta inflacionária de longo prazo” (OREIRO *et al.*, 2012, p. 576). Entretanto, Pastore *et al.* (2014, p. 127) não encontram evidências de que o aumento de rendimentos das LFTs têm causado efeito renda na economia brasileira. A esse respeito, vale ressaltar que o estoque de LFTs em parcela da Dívida Mobiliária Federal interna (DMFi) é pequeno se comparado ao da época em que as LFTs foram criadas (SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL, 2018).

Nakano (2005, 2011) sugere que se deve separar o mercado monetário dos títulos do Tesouro Nacional (TN), uma vez que o BACEN paga juros de longo prazo por títulos de curto prazo e com alta liquidez, o que elimina a formação de poupança de longo prazo e aprisiona os poupadores no mercado monetário. Nessa linha, mais recentemente, destacam-se também os trabalhos de Paula (2009, 2011) e Paula e Oreiro (2010).

Diferentemente, Arida *et al.* (2005), Franco (2005) e Giambiagi (2007) sugerem que o financiamento do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e da Caixa Econômica Federal (CEF), se feito a uma Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) abaixo da taxa SELIC, reduziria a eficácia da Política Monetária (doravante PM). Os investimentos financiados por essa taxa subsidiada pelos bancos públicos não seriam atingidos por uma PM contracionista, com elevação de juros. Isso ocorreria porque o estoque de crédito da economia brasileira a juros subsidiados seria muito alto, de modo que o aumento da taxa SELIC somente atingiria a liberação de crédito das instituições financeiras privadas, já que a carteira de crédito do BNDES estaria sob a TJLP.

Então, para que a PM fosse eficaz, os juros básicos precisariam ser elevados proporcionalmente mais do que no caso em que todo o estoque de crédito da economia estivesse sob a taxa SELIC. Assim, a redução da eficiência da política monetária demandaria uma SELIC um pouco mais alta para conter a inflação de demanda gerada pelos investimentos feitos à TJLP³.

Mais adiante, em consonância com Arida *et al.* (2005), Franco (2005) e Giambiagi (2007), Rosa (2015), Santin (2013) e Lazarini *et al.* (2015) argumenta que o direcionamento de grande estoque de crédito para a economia tem um efeito perverso de aumento da taxa básica de juros. Isso ocorre porque, quando um agente financeiro detém grande parte do estoque de crédito da economia e é prestador de crédito subsidiado via Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), como ocorre, por exemplo, no caso do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), a SELIC não atinge o estoque de crédito advindo do BNDES.

Em outras palavras, quando o BACEN conduz a política monetária de forma mais contracionista, com aumento do juro básico, o estoque de crédito direcionado, que é

³ Entretanto, segundo Modenesi e Modenesi (2012, p. 396), “dada a reduzida participação dessas operações [feitas à TJLP] no conjunto dos financiamentos concedidos pelo sistema financeiro, [as LFTs] parecem ter limitado impacto sobre a eficácia da PM”, já que hoje representam um pequeno estoque dos títulos públicos.

emprestado à TJLP pelo BNDES, não é afetado. Isso faz com que o BACEN tenha que aumentar ainda mais a taxa básica de juros da economia para compensar o não efeito do aumento da SELIC sobre o crédito direcionado. Santin (2013), a partir de um modelo de equilíbrio geral computável, argumenta que o BNDES pode causar aumento da taxa real de juros devido à política de crédito subsidiado à TJLP.

Bresser-Pereira e Nakano (2002) defendem a tese de múltiplos equilíbrios da taxa de juros e veem no alto patamar da taxa SELIC um ponto de equilíbrio estável, mas perversamente elevado. A taxa de juros de um país tem que levar em conta a capacidade do devedor em honrar o dado crédito. Entretanto, no Brasil, à medida em que os juros sobem, uma parcela maior das receitas do devedor fica comprometida com o pagamento dos juros e, assim, o risco percebido de *default* aumenta.

1.1.2) Déficit nominal zero

O déficit nominal considera as despesas com pagamento de juros mais a correção monetária. Delfim Netto (2005) sugere que o governo tenha um déficit nominal zero num horizonte de tempo definido, pois o congelamento das despesas de custeio, em lugar do aumento de impostos, criaria uma expectativa de baixa do juro real.

Alinhados com Delfim Neto (2005) e assumindo o elevado endividamento público em relação ao PIB como o motivo pelo qual há elevados juros reais da economia brasileira, autores como Evans (1985), Giambiagi (2002), Pinheiro e Giambiagi (2006), Martone (2007), Pires (2007) e Oreiro e Paula (2010) também sugerem que o caminho de redução dos juros passa por zerar o déficit nominal do setor público. Já Pastore (2006) argumenta que a política fiscal no Brasil eleva a demanda agregada e pressiona a inflação. Nesse caso, o controle inflacionário ficaria a cargo de uma rigidez monetária que aumentasse os juros a fim de assegurar a estabilidade de preços prescrita pelo RMI. Assim, o Brasil poderia ter juros reais altos em consequência de sua política fiscal.

Nesse sentido, Franco (2005) e Pastore (2006) supõem que a leniência fiscal seja a causa da rigidez monetária. Os autores argumentam que a manutenção dos juros altos passa por uma descoordenação entre a política monetária e a política fiscal. Em linhas gerais, segundo a visão ortodoxa, seria necessário elevar os juros reais para o controle da inflação de demanda em caso de desequilíbrio fiscal, uma vez que a inflação seria essencialmente um problema fiscal (LOYO, 1999; PASTORE; PINOTTI, 2006).

1.1.3) Dominância fiscal e elevados prêmios de risco país

Segundo Blanchard (2005), Favero e Giavazzi (2005) e Souza e Dias (2016), a dominância fiscal pode ocorrer em economias nas quais há percepção de risco de *default* da dívida pública por parte dos investidores. Isso se dá em função do elevado *déficit* público ou da insuficiência na geração de superávits fiscais que estabilizem a relação entre dívida pública e PIB no longo prazo.

Segundo os autores, o risco-país, mensurado pela variável *Emerging Markets Bond Index* (doravante EMBI), afeta variáveis econômico-financeiras. A taxa de câmbio é uma das principais variáveis afetadas e o efeito de sua variação impacta no fluxo líquido de capitais para o país.

O elevado endividamento público pode chegar a um estágio de dominância fiscal tão grave que os agentes econômicos podem não mais aceitar adquirir títulos do governo em função do risco de *default* da dívida pública. Nesse caso, há elevação das expectativas de inflação em função da possibilidade de monetização futura do *déficit* público (FAVERO; GIAVAZZI, 2005).

Segundo esses autores, a dominância fiscal ocorre por diferentes canais. Blanchard (2005) afirma que a elevação da taxa SELIC, sob condições macroeconômicas desfavoráveis, pode acelerar a inflação e desaguar numa situação de dominância fiscal e necessidade de elevação dos juros básicos. Segundo Favero e Giavazzi (2005), a dominância fiscal pode ocorrer via elevação do EMBI Brasil, em função do risco de calote da dívida pública. Para Souza e Dias (2016), a dominância fiscal surge devido à deterioração fiscal do país e pode acelerar a taxa de inflação em conjunção com fatores como a elevação do endividamento público em relação ao PIB e o aumento do EMBI Brasil.

1.1.4) Conversão pró-conservadorismo de uma elevada taxa de juros

Por outro lado, Erber (2008) sugere a existência de convenção (nos termos de Keynes) pró-conservadora de uma elevada taxa de juros. Tal convenção gira em torno da

coesão de agentes econômicos públicos (o BACEN que ganha o título de austero e conservador) e privados (os quais ganham com os juros elevados e a valorização cambial) em favor do conservadorismo da taxa de juros. O autor ressalta que esse não é um processo carente de interesses de classe e que qualquer alto patamar de juros penaliza os agentes devedores dentro da sociedade, o Estado e os trabalhadores, que têm seus recursos sobretaxados. Segundo o autor,

A coesão dessa coalizão é fortalecida por um viés conservador: interesses privados querem preservar o [seu] mais lucrativo *status quo*, o BACEN quer preservar o sistema de preços. Ambos se opõem a mudanças estruturais as quais poderiam alterar a riqueza e a distribuição de renda e preços relativos, aumentando o risco de inflação (ERBER, 2008, p. 625).

Já segundo Resende (2011), a ausência de independência formal do BACEN o torna refém de decisões da esfera política. Dessa forma, a autoridade monetária teria que ser “mais realista que o Rei” (RESENDE, 2011). Isto é, o BACEN tem que impor à taxa SELIC um patamar maior que o necessário, pois a falta de autonomia impõe um “risco de governo”.

Para Perfeito (2013), um dos motivos pelos quais a SELIC permanece elevada é a simples percepção generalizada de que esta taxa é segura, ou seja, ela é vista como duradoura pelos agentes econômicos domésticos.

1.1.5) Incerteza Jurisdicional

Arida *et al.* (2012) propõem a tese da incerteza jurisdicional, baseada no viés anticredor presente nas execuções contratuais no Brasil. Para os autores, o país é voltado ao não cumprimento dos contratos, o que cria um viés anticredor e, conseqüentemente, aborta a criação de um mercado de títulos de longo prazo.

Nessa mesma linha, Lamounier e Souza (2002), baseados em trabalho empírico, sugerem que há viés anticredor em decisões judiciais quando o cumprimento de contratos contradiz a prática da justiça social. Mais recentemente, Salama (2017) corrobora a hipótese de viés anticredor com trabalho empírico.

A crítica de Arida *et al.* (2012) também se estende nessa direção: a Constituição Federal de 1988, conhecida como Constituição Cidadã, teria piorado a insegurança

jurisdicional ao abrir brechas interpretativas em relação à propriedade privada e sua função social.

Com enfoque diferente, mas na mesma linha de pensamento, Franco (2005) e Pastore e Pinotti (2006) acrescentam que a política fiscal do Brasil eleva a demanda agregada e pressiona a inflação. O controle inflacionário ficaria a cargo de uma PM contracionista, que aumentaria os juros a fim de assegurar a estabilidade de preços prescrita pelo RMI. Nesse sentido, Franco (2005) e Pastore e Pinotti (2006) sugerem que a leniência fiscal é a causa da rigidez monetária. Os autores argumentam que a manutenção dos juros altos passa por uma descoordenação entre a política monetária e a política fiscal.

Em linhas gerais, essa é uma visão ortodoxa, segundo a qual se devem elevar os juros reais para o controle inflacionário em caso de desequilíbrios fiscais, uma vez que a inflação seria essencialmente um problema fiscal (LOYO, 1999; PASTORE; PINOTTI, 2006).

1.1.6) Juros altos em função da baixa poupança da economia brasileira?

Para a economia clássica, baseada na visão de Wicksell (1889), a taxa de juros de uma economia é aquela que equilibra a oferta de fundos emprestáveis ou poupança (S) com o investimento (I); nesse caso, poupança equivale a investimento. Aplicando ao caso brasileiro a tese de fundos emprestáveis de Wicksell (1889), segundo a qual a baixa oferta de poupança e o excesso de demanda por capital para efetuar investimentos elevam a taxa de juros de equilíbrio, cuja identidade é $S = I$,⁴ Miranda e Muinhos (2003) e Hausmann (2008) argumentam que o baixo nível de poupança do país é a principal causa dos altos juros reais.

⁴ Segundo Vasconcelos (2014), para uma economia aberta, sob condições macroeconômicas favoráveis, vale a identidade contábil de que o déficit em transações correntes (TC) é igual à poupança total (S_{total}) da economia – soma da poupança privada ($S_{priv.}$), poupança pública ($S_{púb.}$) e poupança externa ($S_{ext.}$); para valer essa identidade contábil, $-TC = S_{priv.} + S_{púb.} + S_{ext.}$, a poupança total da economia precisa ser suprida com poupança externa quando há escassez de poupança doméstica (soma da $S_{priv.} + S_{púb.}$).

De acordo com Hausmann (2008), o problema da poupança no país reside justamente na poupança pública, mensurada pelo nível de endividamento líquido do país em relação ao seu Produto Interno Bruto (PIB). Segundo Arida, Bacha e Resende (2005), a poupança externa não cumpriria o papel de suprir a escassez de poupança doméstica do Brasil devido à incerteza jurisdicional que o país enfrenta, a qual reduz a atratividade de capitais externos em investimento direto.

Por outro lado, segundo a interpretação keynesiana, diferente da visão clássica de Hausmann (2008), a poupança é função da renda e não da taxa de juros. A fixação dos juros se daria exogenamente, não havendo a necessidade, por exemplo, da formação de uma poupança prévia (teoria dos fundos emprestáveis) para estimular o investimento na economia.

Deveria ser óbvio que a taxa de juros não pode ser um rendimento da poupança ou da espera como tal. Quando alguém acumula suas economias sob a forma de dinheiro líquido, não ganha juro, embora economize tanto quanto antes. Pelo contrário, a simples definição da taxa de juros diz-nos, literalmente, que ela é a recompensa da renúncia à liquidez por um período determinado, pois a taxa de juros não é, em si, outra coisa senão o inverso da relação existente entre uma soma de dinheiro e o que se pode obter desistindo, por um período determinado, do poder de comando da moeda em troca de uma dívida. Desse modo, sendo a taxa de juros, a qualquer momento, a recompensa da renúncia à liquidez, é uma medida de relutância dos que possuem dinheiro alienar o seu direito de dispor do mesmo. (KEYNES, 1996, p. 174)

Por outro lado, autores como Pastore (1996), Carvalho (2004, 2005), Kregel (2004) e Bacha e Oliveira Filho (2006), entre outros, sugerem que os juros brasileiros são altos devido a um reduzido efeito da política monetária sobre a economia brasileira, decorrente das Letras Financeiras do Tesouro (LFTs) – o que será tratado em seguida.

1.2) O que explicaria a rigidez dos juros brasileiros? Uma apresentação do debate atual em linha com a hipótese de dominância fiscal em torno dos altos juros reais praticados na economia brasileira

Em linha com a revisão teórica feita no capítulo 1, passamos agora a alguns autores que investigaram mais recentemente a rigidez da política monetária em conjunção com a elevação do risco de *default* da dívida pública e, conseqüentemente, com a elevação do risco-país.

Destacam-se os trabalhos de Marques Júnior (2009), Aguiar (2007), Gadelha e Divino (2008), Harfuch (2008), Souza e Dias (2016), entre outros. Notadamente, Favero e Giavazzi (2005), Harfuch (2008) e Souza e Dias (2016) corroboram a hipótese de dominância fiscal de que tanto o endividamento público quanto o risco-país são variáveis significativas para explicar a variação do câmbio real.

Valendo-se da mesma metodologia de estimação que Blanchard (2012), Favero e Giavazzi (2005) encontraram para o Brasil um resultado similar para o período entre agosto de 1999 e abril de 2004. Os autores constataam a predominância de um regime de dominância fiscal nos meses anteriores à eleição do presidente Lula da Silva em 2003. A mudança na resposta do EMBI em relação ao apetite de risco dos investidores estrangeiros incorpora-se ao modelo de Favero e Giavazzi (2005).

Para Favero e Giavazzi (2005), o aumento do EMBI, acompanhado da depreciação cambial, eleva as expectativas de inflação e a taxa de juro básico. O choque na taxa de câmbio leva a uma aceleração do déficit público porque o BACEN reage à depreciação cambial aumentando a taxa básica de juros, com efeitos diretos na dívida pública, configurando-se um ciclo vicioso.

Segundo os autores, o risco de *default* da dívida pública acaba se refletindo no nível de preços. O mecanismo é que o aumento do EMBI Brasil causa fuga de capitais do país, que por sua vez causa desvalorização da taxa de câmbio, o que obriga a autoridade monetária a aumentar os juros para conter a fuga de capitais e valorizar a taxa de câmbio. Por outro lado, se o aumento dos juros for muito elevado e impactar consideravelmente na dívida pública, pode ocorrer uma elevação das expectativas de inflação em função da possibilidade de monetização futura de parte da dívida pública (FAVERO; GIAVAZZI, 2005).

Souza e Dias (2016) analisam a interação entre a dívida pública e os riscos de *default* como potenciais determinantes para a existência de desequilíbrios macroeconômicos. Os autores demonstram, a partir de um modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), que a política fiscal a partir da dívida pública desempenha um papel importante na determinação da taxa de inflação. Os autores ainda sugerem, em

conformidade com o conceito desenvolvido por Blanchard (2005), que a economia brasileira está sob dominância fiscal.

Resende (2017) também remete-se à questão, levantada por Blanchard (2005), da dominância fiscal e da inflação advindas da desvalorização cambial, mas vai além e argumenta que a inflação é uma *questão de expectativas* e, em todo o caso, é controlada via manejo da taxa de juros pelo BACEN, e não via controle dos agregados monetários, como sustentaram os monetaristas no passado.

O autor ainda sugere um “conservadorismo intelectual” por parte dos *policymakers*. Fundamentando-se na controversa hipótese neofisheriana⁵ para a taxa de juros, Cochrane (2017) sustenta que juros altos por longo período de tempo – como historicamente é o caso brasileiro – podem afetar na elevação da taxa de inflação, pois esta ficaria ancorada em altos patamares e associada às expectativas de monetização de déficits futuros. Por fim, vale ressaltar que, segundo Resende (2017), a rigidez monetária passa pela redução do alto endividamento público, apesar do “conservadorismo intelectual” de rigidez monetária por parte dos *policymakers*.

Segundo Oreiro (2017), Resende (2017) refaz uma argumentação já conhecida e baseada num antigo artigo de Sargent e Wallace (1981), sem grande contribuição para o debate, nomeadamente a argumentação de que o aperto monetário para controle inflacionário numa economia com alta dívida pública e dominância fiscal pode desencadear o efeito perverso da aceleração da inflação.

Gonçalves (2017) afirma que Resende (2017) está equivocado quanto à correlação das variáveis financeiras e macroeconômicas do país. Resende (2017) defende a hipótese de que os próprios juros altos podem causar elevação das expectativas inflacionárias, num processo que se retroalimenta e força o BACEN manter os juros básicos em patamares relativamente altos. Mas, segundo Gonçalves (2017), a economia brasileira não passa por dominância fiscal e a inflação se comporta de acordo com o *mainstream* vigente da teoria econômica, o qual aceita a equação de Fisher e afirma que, via de regra, uma elevação da taxa de juros reais reduz a inflação.

⁵ Segundo a hipótese neofisheriana, inverte-se a clássica relação entre juros e inflação, dada pela Equação de Fisher, $r = i - \pi$, onde r é a taxa real de juros, i é a taxa nominal de juros e π é a inflação. Ou seja, uma taxa de juros nominal mais baixa (mais alta) levaria a uma inflação mais baixa (mais alta) no longo-prazo (OREIRO; SOBREIRA, 2017).

Considerações finais sobre o capítulo

Este capítulo apresentou a função dos juros básicos no contexto do Regime de Metas de Inflação brasileiro, no qual a variável taxa de juros SELIC é o principal instrumento utilizado para estabilizar a inflação.

O capítulo também apresentou, com base no quadro explicativo de Modenesi e Modenesi (2012), as principais teses sobre a rigidez da política monetária no Brasil e acrescentou duas teses, denominadas (1) déficit nominal zero e (2) dominância fiscal e elevados prêmios de risco-país.

Mais adiante, apresentou o debate atualizado sobre o tema. Primeiro, à luz da rigidez da política monetária utilizada para manter o câmbio valorizado quando ocorre fuga de capitais em função da percepção do risco de *default* da dívida pública; essa política caracteriza em diferentes formas de dominância fiscal, segundo Blanchard (2005), Favero e Giavazzi (2005) e Souza e Dias (2016).

Por fim, apresentou a tese de Resende (2017), fundamentada na hipótese neofisheriana e crítica a um suposto “conservadorismo intelectual” na manutenção das altas taxas de juros relativos por parte dos *policymakers*. Para o autor, a manutenção da taxa SELIC em patamares relativamente altos impacta a dívida pública e predispõe os agentes econômicos a elevarem as expectativas de inflação.

CAPÍTULO 2

O DEBATE SOBRE O PAPEL DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL E A RIGIDEZ DOS JUROS NO CONTROLE INFLACIONÁRIO

Este capítulo objetiva apresentar a discussão teórica que perpassa o debate sobre a rigidez à alta dos juros brasileiros, recuperando os principais autores em torno dos aspectos conceituais sobre a relação entre política monetária, fiscal e controle inflacionário.

O presente estudo trabalha com a tese de dominância fiscal de Sargent e Wallace (1981), autores convergentes com a escola de pensamento Novo-Clássica, e com a de Blanchard (2005), autor que converge com a escola de pensamento Novo-Keynesiana. Sob óticas diferentes, esses autores advogam, sucintamente, que o governo, quando tem *déficits* fiscais, acaba incorrendo numa política fiscal frouxa, que pode tornar-se ativa e impor-se à política monetária, que, por sua vez, forçadamente torna-se passiva (BLANCHARD, 2005; SARGENT; WALLACE, 1981).

A escolha da hipótese de que a alta proporção da dívida pública em relação ao PIB, sob o Regime de Metas de Inflação (doravante RMI), cujos juros básicos são o principal instrumento de controle inflacionário, pressiona a inflação, que por sua vez causa rigidez dos juros, funda-se no pressuposto de que a política fiscal é a âncora coadjuvante no equilíbrio nominal dos preços. O RMI parte da premissa novo-clássica básica de que o objetivo da política monetária é atingir e manter uma taxa de inflação baixa e estável, sendo a inflação também é um fenômeno de expectativas. Alguns dos paradigmas que sustentam o RMI são a neutralidade da moeda, expectativas racionais, equilíbrio contínuo de mercado e preços flexíveis (BATINI, 2006).

Paralelamente, Blanchard (2005), notável macroeconomista moderno, discute a tese de que o alto endividamento público é o causador da elevação do risco-país e, em última instância, dos juros básicos da economia. O autor parte da assunção novo-keynesiana de que os preços têm certo grau de viscosidade, ou seja, não caem facilmente se não houver expectativas que os façam convergir para baixo e de que as expectativas importam para o controle inflacionário e para a queda dos juros.

Em uma configuração de dominância fiscal como a descrita por Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2005), existem duas possibilidades: ou risco de *default* da dívida pública aumenta, com conseqüente fuga de capitais do país, ou as expectativas de inflação futura aumentam, em função da possibilidade de monetização do *déficit* fiscal. Nesses casos, segundo Blanchard (2005), o aumento de juros torna-se necessário tanto para conter a fuga de capitais e a desvalorização cambial, quanto para controlar a elevação de preços.

O capítulo está dividido em duas seções. A primeira é um apanhado da discussão econômica sobre a evolução da teoria de coordenação entre as políticas monetária e fiscal e evidencia os aspectos conceituais sobre a relação entre política monetária, fiscal e o controle inflacionário através dos juros numa configuração de *déficit* fiscal. A segunda discute o aumento das expectativas de inflação e o controle inflacionário através dos juros quando há elevação do risco-país derivado de um choque fiscal. Em seguida, apresentamos as considerações finais.

2.1) Aspectos conceituais sobre a relação entre política monetária e fiscal, aumento dos juros e controle inflacionário

A interrelação entre política fiscal e monetária é discutida na literatura econômica por longa data. Uma das correntes teóricas mais aceitas por muitos anos, a monetarista, defende que a economia deve ser conduzida de acordo com um regime de Equivalência Ricardiana (NUNES; PORTUGAL, 2009). A Equivalência Ricardiana (doravante ER) assume impostos e endividamento como meios equivalentes para o financiamento do gasto público (BARRO, 1974).

Segundo a ER para um dado montante de despesa pública, a substituição de impostos por dívida pública não gera efeito algum nem sobre a demanda agregada, nem sobre a taxa de juros. O financiamento da despesa do governo por dívida pública equivale ao financiamento por impostos. Logo, qualquer desajuste fiscal poderia ser corrigido via tributo ou imposto inflacionário (BARRO, 1974).

Sob o enfoque monetarista, o controle da oferta monetária é condição suficiente para determinar a trajetória de inflação. Nesse modelo, não há títulos públicos e a

autoridade fiscal deve conduzir a política fiscal disciplinadamente de acordo com a oferta monetária da economia. Isto é, a autoridade monetária não deve ser complacente com o financiamento dos *déficits* fiscais através da monetização destes, o que caracterizaria a prática de *seigniorage*. Assim, diante da dominância monetária, a política fiscal acaba desempenhando um papel secundário sobre a decisão dos agentes, o que caracteriza um regime de ER (MENDONÇA, 2003; NUNES; PORTUGAL, 2009).

Em linha com a ER, a corrente monetarista prega que a autoridade monetária deve impor um limite de gastos à autoridade fiscal. Porém, quando da ocorrência de *déficits* fiscais não “autorizados”, a autoridade monetária precisa, obrigatoriamente e sem coordenação prévia, relaxar o limite de expansão dos meios de pagamentos, o que viola os pressupostos monetaristas. Isso não deveria ocorrer, pois a autoridade monetária deve se comportar de acordo com um regime ricardiano e, por conseguinte, não violar os pressupostos monetaristas da ER. Assim, não há, intrinsecamente ao modelo monetarista, a discussão de coordenação entre a política fiscal e a política monetária, pois esta não faria sentido algum (MENDONÇA, 2003; NUNES; PORTUGAL, 2009).

Avançando nessa discussão, mas em contrapartida aos monetaristas, no trabalho de Sargent e Wallace (1981), a coordenação entre a política monetária e a fiscal toma uma relevância central num regime não ricardiano. Os autores demonstram que a autoridade monetária, caso faça um aperto monetário em países com altos níveis de endividamento, pode desencadear uma paradoxal pressão inflacionária em função de a economia estar sob dominância fiscal (SARGENT; WALLACE, 1981). Segundo esses autores, quando a autoridade monetária permanece passiva *pari passu* com a autoridade fiscal, uma eventual contração monetária, combinada ao aumento da taxa de juros no presente, pode gerar inflação no futuro. Isso ocorre porque, num jogo não cooperativo, por exemplo, sem coordenação entre a política monetária e a fiscal, se a autoridade fiscal se move primeiro, impondo seu gasto, cabe à autoridade monetária, num segundo movimento, financiar esse gasto com *seigniorage*, caso o público não queira mais absorver os títulos da dívida do governo (SARGENT; WALLACE, 1981)⁶.

Por fim, de acordo com Sargent e Wallace (1981), a autoridade monetária só poderia priorizar um aperto monetário no presente se, e somente se, fizesse uma política

⁶ Esse não seria o caso da perspectiva monetarista porque, além de esse modelo se fundar na ER, em que o financiamento governamental feito por impostos ou por dívida pública teria o mesmo efeito sobre a economia, nesse modelo não existe a variável títulos públicos (MENDONÇA, 2003).

monetária frouxa no futuro. Então, esse eventual movimento da autoridade monetária geraria deterioração das expectativas inflacionárias, que acabariam por se concretizar sem que a elevação de juros no presente fosse capaz de trazer a inflação para baixo – até pelo contrário, um movimento paradoxo poderia fazê-la se acelerar no futuro.

Em outras palavras, quando a autoridade fiscal impõe seu gasto primeiro e a política fiscal passa a dominar sobre a política monetária, uma política monetária contracionista pode causar maior inflação, mesmo com a elevação dos juros. Há, portanto, a necessidade de coordenação entre essas políticas. A manutenção da taxa de juros alta por longo período desencadeia uma dinâmica adversa por parte da dívida pública, o que, eventualmente, leva o Banco Central a monetizar a dívida no futuro. Agentes racionais preveem isso e revisam suas expectativas inflacionárias para cima no curto prazo, o que leva o Banco Central a aumentar ainda mais os juros, o que pode desencadear um círculo vicioso de elevação de juros e crescimento da inflação (SARGENT; WALLACE, 1981).

Paralelamente, Sims (1994), Cochrane (2001), Woodford (1994, 1995, 2001) e Uribe (2013) introduzem na teoria monetarista os elementos que caracterizariam a Teoria Fiscal do Nível de Preços (doravante TFNP), pela qual buscam explicar os possíveis efeitos da política fiscal sobre o nível de preços.

Segundo a TFNP, a diferença entre a variação percentual da dívida pública e a variação percentual do fluxo do valor presente dos superávits primários futuros é igual à variação dos preços. Se B indica o valor nominal da dívida pública e P , o índice de preços de bens e serviços, então a relação B/P indica o valor real da dívida. Os agentes econômicos detentores desses títulos acreditam nos seus pagamentos através da geração de superávits primários no futuro. A proposição que se faz aqui é que, para que os agentes se sintam seguros, é necessário que o valor presente desses superávits futuros (doravante VPS) seja igual ao valor real da dívida (B/P). Logo,

$$\frac{B}{P} = \text{Valor Presente dos Superávits (VPS)} \quad (1)$$

Em que, B é o valor nominal da dívida pública, P é o índice de preços e VPS é o valor presente dos superávits primários. Se o governo aumentar sua dívida sem aumentar também o valor presente dos superávits futuros, B/P ficará maior que VPS ($B/P > VPS$); numa economia de preços plenamente flexíveis e expectativas racionais, a variável de

ajuste será o nível de preços (P). Ou seja, P aumentará até que volte a valer a igualdade $B/P = VPS$ (LOPES, 2017; SIMS, 1994; URIBE, 2013; WOODFORD, 1994).

Em particular, Woodford (1994) argumenta que a política fiscal é ricardiana quando a autoridade fiscal atua com disciplina fiscal a fim de obter um equilíbrio intertemporal das contas do governo. Uma política fiscal não ricardiana, por outro lado, ocorre quando o fluxo do valor presente dos superávits futuros é menor do que a relação B/P , isto é, quando o ajuste ocorre no denominador de preços (P) e o governo deflaciona a dívida pública com *seigniorage* (WOODFORD, 1994).

Além disso, um regime não ricardiano envolve o risco de insolvência fiscal, que pode causar uma espiral inflacionária, a exemplo do que ocorreu no final dos anos 1970 e início dos anos 1980 na economia brasileira, quando se chegou ao ponto de uma hiperinflação (LOYO, 1999). Depreende-se de Woodford (1994) e Sims (1994) que, neste último caso, a permanência dos juros em patamares elevados não controla a inflação, mas é o lado fiscal da economia que é capaz de controlá-la.

Segundo Woodford (2001), choques na política fiscal afetam a demanda agregada da economia e o nível de preços, já que os agentes econômicos aumentam as expectativas de inflação futura. Essa visão contrapõe-se à Equivalência Ricardiana, já que, de acordo com ela, os agentes são racionais e não formam expectativas com base nas variações da política fiscal (WOODFORD, 2001).

Partindo da TFNP, Woodford (2001) ainda sugere que a aplicação de uma regra para a fixação dos juros, a exemplo da Regra de Taylor (TAYLOR, 1993), pode resultar numa espiral inflacionária ou deflacionária, a depender da política fiscal subjacente. Nesse sentido, o autor recomenda que a aplicação de uma regra para os juros seja acompanhada de objetivos previamente estabelecidos para o tamanho do *déficit* governamental.

Já Uribe (2013) argumenta que, sob certas circunstâncias monetário-fiscais, a estabilidade de preços é incompatível com a solvência do governo. Economias emergentes, que são países com arranjos políticos heterogêneos, têm enfrentado a necessidade de dar calote nas suas dívidas soberanas.

Retornando à questão da dominância fiscal, e baseando-se no trabalho de Sargent e Wallace (1981), Blanchard (2005) escreveu um *paper* específico para o Brasil. Enquanto Sargent e Wallace (1981) sugerem que um descompasso entre a política fiscal e a monetária pode gerar uma espiral inflacionária, dada a indisciplina da autoridade fiscal

e complacência da autoridade monetária no financiamento dos déficits fiscais, Blanchard (2005) trabalha com a hipótese da dominância fiscal derivada dos efeitos da variação do câmbio.

De acordo com Blanchard (2005), sob condições macroeconômicas favoráveis, o crescimento da taxa real de juros básicos leva ao aumento da demanda por títulos públicos. Nesse caso, a maior demanda por títulos públicos por parte de investidores domésticos e estrangeiros pode aumentar o fluxo de capital externo e, por consequência, acarretar a apreciação da taxa de câmbio. Nesse cenário, a desaceleração da inflação pode ocorrer por dois motivos. O primeiro é que o aumento dos juros nominais tende a reduzir a demanda agregada quando acima da inflação esperada; o segundo é que aumento dos juros nominais desacelera a inflação quando o aumento da taxa real aprecia o câmbio e valoriza a moeda doméstica.

Blanchard (2005) ainda desenvolve um ponto de vista diferente de Sargent e Wallace (1981). Segundo ele, em países emergentes – já com níveis consideráveis de endividamento público em relação ao PIB e um histórico ruim de pagamento de suas dívidas soberanas –, a elevação das taxas de juros pode aumentar a percepção de risco por parte dos agentes econômicos, pois aumenta a probabilidade de *default* da dívida pública. O aumento da probabilidade de calote da dívida, por sua vez, acarreta fuga de capitais e depreciação da moeda doméstica, o que leva à aceleração da inflação. O efeito negativo para o país cresce com o estoque de dívida em moeda estrangeira e com o prêmio de risco da economia (BLANCHARD, 2005).

Assim, com as peculiaridades devidamente aplicadas ao caso brasileiro, Blanchard (2005) sugere que é a política fiscal, não a política monetária, que constitui o instrumento correto para reduzir a inflação em casos nos quais a economia está atuando sob efeito da dominância fiscal.

Também no caso de um choque exógeno adverso na economia, tal como o evento especulativo da fuga de capitais ocorrido no país durante as eleições de 2002, é a política fiscal, não a política monetária (via contração monetária e aumento da taxa de juros) o instrumento correto para reduzir a inflação. Isso porque uma contração monetária com consequente aumento de juros poderia gerar efeito perverso e contrário ao esperado: elevaria a percepção de risco de *default* por parte dos investidores internacionais, gerando inflação e maior desestabilidade fiscal. Logo, seria necessário um ajuste fiscal prévio para

afastar o risco de *default* dos títulos soberanos e estabilizar a economia (BLANCHARD, 2005).

Antes da publicação do trabalho de Blanchard (2005), Reinhart, Rogoff e Savastano (2003) alertavam para o fato de que países emergentes, com um histórico desfavorável de pagamento de dívida, têm maior risco de *default* da dívida pública na percepção dos investidores estrangeiros. Por isso, estes exigem juros mais elevados para manterem papéis de dívidas.

Em estudo comparativo sobre a capacidade de diversos países rolarem as suas dívidas públicas, Reinhart, Rogoff e Savastano (2003) mostram que os países emergentes, diferentemente dos desenvolvidos, geralmente não conseguem rolar um “*external debt*”⁷ (dívida em moeda estrangeira) alto, uma vez que os investidores têm alta aversão ao risco de seus títulos. Essa condição ficou conhecida como “*debt intolerance*”⁸.

Economias centrais, mesmo tendo estoques de dívida bem maiores, conseguem rolá-las a juros mais baixos que os das economias emergentes devido ao maior prêmio de risco embutido nestas. Em linhas gerais, países emergentes com maiores níveis de endividamento sofrem, portanto, de “*debt intolerance*” (REINHART; ROGOFF; SAVASTANO, 2003).

Em economias desenvolvidas que empregam o Regime de Metas de Inflação (doravante RMI), tais como a Nova Zelândia, o Reino Unido e o Canadá, a política monetária pode ser conduzida conforme a Regra de Taylor (CARRARA; CORREA, 2012)⁹. No caso desses países, a política fiscal parece ser subjacente na determinação do nível de preços, uma vez que os agentes econômicos acreditam piamente na solvência da dívida pública.

⁷ Reinhart, Rogoff e Savastano (2003) explicam que o Banco Mundial conceitua a rubrica “*external debt*” como “a dívida externa bruta, a qualquer momento, é a quantia pendente das responsabilidades reais, e não contingentes, que exigem pagamento (s) de juros e / ou principal pelo devedor em algum ponto (s) no futuro e que são devido a não residentes por residentes de uma economia.”

⁸ De acordo com Reinhart, Rogoff e Savastano (2003), “*debt intolerance*” se refere à relativa inabilidade de mercados emergentes de gerenciar níveis de dívida denominada em moeda estrangeira quando comparados aos países desenvolvidos, sob as mesmas circunstâncias.

⁹ A Regra de Taylor é uma regra de política macroeconômica enunciada por John B. Taylor em 1993. Trata-se de uma determinação exógena da taxa de juros, que diz que o Banco Central deve elevar a taxa de juros num percentual maior do que o aumento da inflação. Caso contrário, a autoridade monetária não será capaz de fazer a inflação convergir para a meta anunciada (TAYLOR, 1993).

No entanto, esse não é o caso das economias emergentes, com histórico de maus pagadores da dívida pública, a exemplo do Brasil (NUNES; PORTUGAL, 2000; REINHART; ROGOFF; SAVASTANO, 2003). No caso desses países com política fiscal deteriorada, o Banco Central acaba fixando a taxa real de juros em altos patamares para, por um lado, valorizar a taxa de câmbio e, por outro, ancorar as expectativas de inflação, o que tem impacto negativo sobre o déficit nominal do governo, e o risco de insolvência da dívida aumenta.

Barro e Gordon (1983a, 1983b), por sua vez, enfatizam o papel a ser desempenhado pela reputação da autoridade monetária. Esses autores argumentam que a persistência da inflação se deve à falta de reputação do *policymaker* devido ao não cumprimento dos acordos previamente estabelecidos com a sociedade.

Entretanto, há questionamentos sobre a capacidade de um Banco Central independente e com credibilidade no que se refere a garantir a estabilidade de preços. Pois altos juros podem coexistir com alta inflação, como bem apontado por Sargent e Wallace (1981) quando criticam a teoria monetarista, a qual advoga que a inflação é um fenômeno monetário, de modo que uma autoridade monetária independente que controlasse a oferta de moeda resolveria o problema inflacionário.

Já Leeper (1990) analisa o equilíbrio estocástico produzido pelo comportamento das políticas monetária e fiscal. A autoridade monetária fixa a taxa de juros nominal como uma função da inflação corrente, e a autoridade fiscal tem de responder a esta política determinando a taxa de impostos para balancear de modo intertemporal o orçamento do governo. Caso contrário, a desestabilidade fiscal pode desaguar em *default* da dívida pública, ou o governo terá de imprimir papel moeda para pagar suas próprias dívidas, de modo a gerar receitas de imposto inflacionário, através da prática de *seigniorage*.

No que diz respeito à questão da restrição orçamentária intertemporal do governo, Sargent e Wallace (1981) e Aiyagari e Gertler (1985) enfatizam, do ponto de vista de um regime não ricardiano, que a violação de tal restrição pode levar ao desequilíbrio de preços, mesmo que a autoridade monetária aumente os juros no curto prazo. A dinâmica deste processo é, sucintamente, que o aumento dos juros impacta diretamente no aumento da dívida e pode desencadear uma escalada em espiral de preços, em função do elevado *déficit*. Para evitar o descontrole de preços, haveria a necessidade de coordenação entre as autoridades fiscal e monetária.

Diante do exposto pelos autores, a seção 1.1) fez uma discussão sobre o papel das políticas monetária e fiscal e da rigidez dos juros baseada na tese de dominância monetária, levantada primeiramente pelos monetaristas, e na de dominância fiscal, levantada por Sargent e Wallace (1981), Woodford (1995), Blanchard (2005), Favero e Giavazzi (2005) e outros especialistas nessa questão. O capítulo remete-se genericamente aos autores internacionais e depois particulariza o debate para o caso brasileiro.

Para uma economia aberta na qual o governo está altamente endividado, um aperto monetário, configurado através da elevação dos juros, poderia acarretar desvalorização cambial em função da elevação da percepção do risco de default da dívida pública por parte dos investidores estrangeiros (cf. BLANCHARD, 2005).

Dado o efeito dos juros sobre o estoque da dívida, a manutenção da rigidez dos juros poderia não ser a política correta para a redução da inflação. Por fim, do exposto, conclui-se que tanto a dominância monetária quanto a dominância fiscal são ruins para a economia. Logo, seguindo o trabalho de Mendonça (2003), faz-se necessário que se encontre uma estrutura de coordenação de políticas econômicas em que os problemas provenientes da dominância monetária ou fiscal sejam eliminados.

2.2) Determinantes da rigidez dos juros básicos e sua relação com o risco-país e a taxa de câmbio no Brasil

Devido à adoção do RMI, o principal instrumento de política monetária passou a ser os juros. Com o manejo dos juros, os canais de transmissão de política monetária são influenciados de maneira tal que podem afetar variáveis da economia como, por exemplo, a inflação e o câmbio. Sob o RMI, os juros controlam a inflação porque têm a capacidade de manipular a taxa de câmbio, a demanda agregada (doravante DA), a oferta agregada (doravante AO), e, principalmente, a expectativa de inflação, que, por sua vez, está associada às variáveis taxa de câmbio, DA, AO e à possibilidade futura de monetização dos *déficits* do governo (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2018c; MENDONÇA, 2008; SARGENT; WALLACE, 1981; SICSÚ, 2002).

Os problemas levantados de dominância fiscal e de *debt intolerance* (cf. REINHART; ROGOFF; SAVASTANO, 2003) estão diretamente relacionados à elevação do risco-país. Primeiro, porque a rigidez dos juros (política monetária restritiva)

sob uma estrutura de elevado endividamento público pode elevar a inflação devido aos efeitos perversos dos juros sobre o endividamento público e à possibilidade futura de monetização dos *déficits*. Segundo, porque os investidores estrangeiros fazem a leitura de que a elevação de juros coloca a dívida pública brasileira em trajetória explosiva, com de risco de *default*, e provocam uma fuga de capitais, o que, por sua vez, desvaloriza a taxa de câmbio e acaba acelerando a inflação. Para conter a aceleração inflacionária e tornar a valorizar a taxa de câmbio (ou pelo menos estabilizá-la), o BACEN eleva os juros básicos da economia (BLANCHARD, 2005; FAVERO; GIAVAZZI, 2005; HARFUCH, 2008; MENDONÇA, 2003).

Harfuch (2008) encontra evidências de que uma maior taxa de juros básicos, implementada no contexto de uma política monetária restritiva, pode ter efeito perverso sobre a economia, pois pode, em vez de atrair fluxos de capitais externos, os quais permitem que obrigações financeiras sejam honradas, levar a uma fuga de capitais do país caso os investidores internacionais percebam risco de *default*. A fuga de capitais, por sua vez, deprecia a taxa de câmbio e, como resultado, aumenta a taxa de inflação.

Paralelamente, é fato estilizado em economia que uma política fiscal excessivamente expansionista acaba elevando a demanda agregada e pode elevar a inflação em função do aumento da na economia (NETTO; MODIANO, 1983). Por sua vez, a confluência de uma política monetária restritiva com uma política fiscal expansionista pode causar mais inflação ao elevar os *déficits* públicos.

Segundo a linha de pensamento de Blanchard (2005) e Favero e Giavazzi (2005), a elevação da taxa de juros básicos não é o instrumento eficaz para combater a inflação, pois provoca uma desvalorização na taxa de câmbio em função da fuga de capitais da economia associada à percepção de risco de default por parte dos investidores estrangeiros. Portanto, essa elevação dos juros tende a aumentar a inflação, em invés de diminuí-la.

Para Harfuch (2008), a manutenção de rigidez monetária não tem eficácia alguma em um contexto no qual o governo tem alto *déficit* público. A autora propõe que o fluxo de capital externo afeta na escalada de taxa de juros básicos indiretamente via taxa de câmbio e percepção de risco-país. Para a autora, três variáveis têm impacto sobre os juros básicos da economia e sobre a inflação: 1) a taxa de variação cambial, 2) a taxa de juros

internacional e 3) o risco de *default*. As três variáveis compõem juntas a Paridade Descoberta da Taxa de Juros (doravante PDTJ)¹⁰.

Segundo Julio-Román, Lozano e Melo-Becerra (2012), em trabalho empírico no âmbito da economia colombiana, um aumento inesperado do prêmio de risco-país¹¹ pode ocasionar uma rápida saída de capitais de uma economia aberta sob um regime de flutuação cambial. A depreciação cambial acaba afetando o preço dos ativos locais, através das expectativas de inflação e das taxas de juros.

Em linhas gerais, os determinantes do risco soberano dos países emergentes se dividem entre externos e internos. Os externos estão associados, por exemplo, aos choques ou crises nas economias desenvolvidas, que se repercutem nas economias emergentes. Os internos estão comumente associados aos fundamentos macroeconômicos, os quais afetam a capacidade dos governos de pagar suas dívidas (CALVO; LEIDERMAN; REINHART, 1993).

Dentre os determinantes de macrofundamento que abordados na literatura estão os indicadores que capturam o pagamento esperado das obrigações do governo, isto é, os indicadores da solvência e as perspectivas de sustentabilidade da dívida pública, sendo a Dívida Bruta do Governo Central, calculada pelo BACEN, o melhor indicador (cf. ATHAYDE; VIANNA, 2015). Já Ciarlone, Piselli e Trebeschi (2009, apud Julio-Román, Lozano e Melo-Becerra, 2012) constatam que as condições financeiras internacionais, como, por exemplo, a volatilidade dos mercados de ações e o grau de aversão ao risco dos agentes, são fatores comuns para explicar os “*spreads*” das economias emergentes em relação às desenvolvidas.

Na linha de Blanchard (2005), Favero e Giavazzi (2005) e Souza e Dias (2016) observam que a dominância fiscal pode ocorrer em economias nas quais há percepção de risco de *default* da dívida pública por parte dos investidores, mensurado pelo EMBI (*Emerging Markets Bond Index*). Com base nos resultados empíricos obtidos, os autores

¹⁰ Quando o teorema da Paridade Descoberta da Taxa de Juros se aplica, é possível determinar a taxa doméstica de qualquer país se somando a taxa de juros internacional à expectativa de desvalorização nominal da taxa câmbio (cf. CALVO, 1981; VASCONCELOS, 2014).

¹¹ A medida de risco país das economias emergentes é o prêmio de risco das respectivas dívidas soberanas, o qual mensura-se através do EMBI, “Emerging Market Bond Index”. O EMBI é o diferencial dos rendimentos entre um título (*bond*) soberano emitido em dólares pelo governo da economia emergente e um título de mesmo prazo emitido pelo tesouro dos Estados Unidos, um *treasury-bond*, considerado sem risco.

observam que todas as variáveis financeiras na economia brasileira flutuam de acordo com as variações do EMBI. A taxa de câmbio é uma das principais variáveis afetadas, e o efeito dessa variação impacta no fluxo líquido de capitais para o país.

Tomando o EMBI Colômbia como medida de risco, Julio-Román, Lozano e Melo-Becerra (2012) examinam os fluxos de capitais para a Colômbia, uma economia similar à brasileira em termos de déficit público, sob a ótica da propensão ao risco, e concluem que o EMBI Colômbia é determinado pela propensão ao risco dos investidores internacionais. Além disso, os autores destacam que a resposta ao risco está relacionada à postura fiscal do governo e que a volatilidade do EMBI Colômbia diminuiu à medida em que o país passou a reduzir seus déficits e a ter menor endividamento na metade da década de 2000. Com isso, a relação entre o EMBI Colômbia e a dívida soberana sofreu uma mudança estruturalmente favorável à economia colombiana, associada à melhora dos fundamentos macroeconômicos locais e à deterioração de economias internacionais. Finalmente, concluiu-se que o risco soberano mantém uma relação unidirecional com a desvalorização nominal, o que sugere que o EMBI traz a informação básica para mensurar as perspectivas dos mercados financeiros locais.

Portanto, a elevação da percepção de risco de *default* por parte dos investidores internacionais em função do alto endividamento público pode levar, em última instância, a uma maior taxa de juros básicos para estabilizar o câmbio e a inflação. Por outro lado, a rigidez monetária pode ter um perverso efeito sobre a economia, uma vez que a elevação da taxa de juros básicos, em vez de atrair fluxos de capitais externos (os quais permitem que obrigações financeiras sejam honradas), pode acabar causando uma fuga de capitais do país. A fuga de capitais, por sua vez, deprecia a taxa de câmbio ainda mais e, como resultado, aumenta a taxa de inflação. Assim, a economia pode entrar num equilíbrio ruim e perverso de altos juros, elevada taxa de inflação e um lado fiscal deteriorado.

Considerações finais do capítulo

Este capítulo procurou apresentar, primeiro, o debate sobre a relação entre política monetária e fiscal e a elevação dos juros para controlar a inflação e, posteriormente, os determinantes da rigidez dos juros básicos e sua relação com o risco-país, a taxa de câmbio e a inflação no Brasil.

Fez-se uma discussão em torno da hipótese de dominância monetária advinda da corrente teórica dos monetaristas e da hipótese de dominância fiscal levantada por Sargent e Wallace (1981), Woodford (1995) e, posteriormente, particularizada para o caso brasileiro em Blanchard (2005), Favero e Giavazzi (2005), Harfuch (2008) e Souza e Dias (2016), para os quais o juro básico passou a ser o principal instrumento de controle inflacionário após a adoção do RMI.

O capítulo apresentou a discussão sobre a rigidez dos juros numa configuração de elevação do risco-país em função do elevado endividamento público em relação ao PIB. Tal configuração se manifesta numa economia que não gera superávits fiscais suficientes para estabilizar a dívida em relação ao PIB no longo prazo.

Foi destacada ainda a importância da coordenação entre as políticas monetária e fiscal para o cumprimento das metas de inflação, tendo em vista que uma política fiscal expansionista pode estimular a demanda agregada e acelerar a inflação de demanda. Esta, por sua vez, pode ser controlada com uma política monetária restritiva de aumento de juros. Mas essa política pode causar mais inflação devido à elevação das expectativas inflacionárias, aos efeitos dos juros sobre o próprio endividamento público e à possibilidade futura de monetização dos *déficits*, os quais precisam ser recorrentemente financiados (cf. MENDONÇA, 2004, 2008).

A rigidez dos juros também pode colocar a relação entre dívida pública e PIB em trajetória explosiva, piorar a percepção de risco de *default* da dívida e causar fuga de capitais, o que, por sua vez, desvaloriza a taxa de câmbio e acaba acelerando a inflação. Para conter a elevação dos preços domésticos e tornar a valorizar a taxa de câmbio, a autoridade monetária eleva os juros básicos da economia (cf. BLANCHARD, 2005; FAVERO; GIAVAZZI, 2005; HARFUCH, 2008). Em linhas gerais, a desvalorização da taxa de câmbio da economia resulta da elevação da percepção de risco de *default* da dívida pública dos títulos domésticos.

CAPÍTULO 03

DETERMINANTES DA RIGIDEZ DOS JUROS BRASILEIROS – UMA ANÁLISE EMPÍRICA

Este capítulo objetiva apresentar a metodologia e a análise empírica do trabalho. O capítulo recupera os principais autores que contribuem com os aspectos metodológicos, especifica e analisa o modelo econométrico de série temporal. Para tanto, os procedimentos metodológicos estão organizados em uma seção com sete subseções. A primeira apresenta as fontes de dados; a segunda discute os teste de estacionariedade de Dickey-Fuller; a terceira, o teste de Phillips-Perron; a quarta, o método Autorregressivo Vetorial (VAR); a quinta, o teste de Johansen; a sexta, o Modelo de Correção de Erros (VECM); e a sétima e última, a função impulso-resposta.

3.1) Procedimentos Metodológicos

3.1.1) Fonte de Dados

O modelo proposto tomou como referências os tipos de estimativas que têm sido utilizadas na análise da dominância fiscal, conforme delineado na revisão da literatura. Em consonância com as contribuições de Blanchard (2005), Favero e Giavazzi (2005) e Souza e Dias (2016) e com base nos modelos teóricos discutidos, foram escolhidas as seguintes variáveis: a taxa de juros básica mensal SELIC observada/*over* em termos anualizados, a proporção da dívida pública em relação ao PIB, a Taxa de Câmbio Nominal, o risco-país EMBI Brasil, os SWAPS DI de 360 dias, além da expectativa de inflação medida pelo IPCA.

Nesta seção, são apresentados os dados e realizada uma inspeção sobre o comportamento das séries utilizadas. Para analisar a possível transmissão cambial, advinda da elevação do risco-país em função de um choque fiscal na economia, para a dinâmica inflacionária brasileira, recorreremos a dados mensais referentes ao período entre janeiro de 2004 a dezembro de 2018, período de funcionamento do RMI, cujos juros

básicos são a principal variável de controle inflacionário, de acordo com a literatura discutida. Pretendemos complementar os trabalhos da mesma agenda de pesquisa com dados mais recentes.

As variáveis utilizadas nas análises econométricas foram obtidas diretamente no sítio do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA)¹².

O presente trabalho testa a hipótese de que a elevação da relação dívida/PIB eleva o risco-país e acarreta uma desvalorização cambial em função de fuga de capitais, culminando em aceleração inflacionária e aumento de juros – por um lado, para atrair capitais para o país e, por outro, para conter a própria desvalorização cambial e a inflação. A hipótese de trabalho passa pela tese de dominância fiscal de Blanchard (2005), a qual foi escrita para os anos entre 2002 e 2004 e publicada nesse último ano. Carece-se, assim, de trabalhos que utilizem um período mais extenso, como o de 2004 a 2018, para testar tal hipótese de trabalho.

3.1.2) Análise de Estacionariedade

É condição necessária para a estimação do modelo VAR que as séries temporais sob análise sejam estacionárias. Uma série temporal é estacionária se sua média e variância são constantes ao longo do tempo e os valores das covariâncias entre dois períodos dependem apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos. Na presença de raiz unitária, a série de tempo é não estacionária.

Depois de feitos os testes de raiz unitária e da constatação de que as séries não são estacionárias, mas integradas de mesma ordem, isto é, necessitando do mesmo número de diferenciações para se tornarem estacionárias, efetuam-se os testes para determinar o número de vetores de cointegração necessários ao sistema.

3.1.3) Teste de Dickey-Fuller

O Teste de Dickey-Fuller (doravante teste ADF) é um teste de raiz unitária cujo processo estocástico linear tem raiz unitária se 1 (um) é a raiz da equação característica do processo. Sendo assim, o processo é não estacionário. Caso contrário, se a raiz do

¹² Disponíveis em www.ipeadata.gov.br.

processo estocástico linear for menor que 1 (ρ), o processo é estacionário. É feito um teste cuja hipótese nula (doravante H_0) é de que se trata de um processo não estacionário, sendo a hipótese alternativa a de que se trata de um processo estacionário. Caso a H_0 de raiz unitária não seja rejeitada, isto é, aceita ou verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofrer geram efeitos permanentes (ENDERS, 2009).

Modelo:

$$\Delta y_t = c + (\rho - 1)y_{t-1} + u \quad (3)$$

$H_0: \rho = 1$, raiz unitária, processo não estacionário.

$H_1: \rho < 1$, processo estacionário.

Onde Δ é o primeiro operador em diferenças, $\alpha = \rho - 1$, e quando há raiz unitária, isto é, $\rho = 1$, então $\alpha = 0$, e u é um ruído branco.

Na existência de raiz unitária, os pressupostos estatísticos de que a média e a variância devem ser constantes ao longo do tempo são violados, o que compromete o modelo econométrico. Caso isso ocorra, é necessário diferenciar a série até que o processo se torne estacionário (ENDERS, 2009).

3.2.2) Teste de Phillips-Perron

Teste de Phillips-Perron (doravante teste PP) é um teste de raiz unitária cuja H_0 é de que a variável contém uma raiz unitária, e a alternativa, de que a variável foi gerada por um processo estacionário.

Modelo:

$$\Delta y_t = c + (\rho - 1)y_{t-1} + u \quad (4)$$

$H_0: \rho = 1$, raiz unitária, processo não estacionário.

$H_1: \rho < 1$, processo estacionário.

Onde Δ é o primeiro operador em diferenças, $\alpha = \rho - 1$, e quando há raiz unitária, isto é, $\rho = 1$, então $\alpha = 0$, e u é um ruído branco.

Segundo Silva (2011), o teste PP tem como principal diferença em relação ao teste ADF a ausência da pressuposição de que o resíduo, e_t , é um ruído branco. O teste foi desenvolvido para testar a hipótese de não estacionariedade na presença de quebra estrutural nas séries. Para tanto, permite considerar mudanças tanto no intercepto quanto na inclinação da série, que antes não eram identificadas pelo teste ADF diante de quebra estrutural.

O teste PP usa o padrão de erro Newey-West (1987) para identificar a correlação serial, enquanto o teste ADF implementado usa *lags* adicionais da variável em primeira diferença. Aquele padrão de erro usa *métodos estatísticos não paramétricos* para levar em conta a correlação serial nos termos de erro sem somar termos de diferenças defasados.

Assim como o teste ADF, o teste PP abrange a questão de que o processo que está gerando os dados para y_t deve ter uma ordem de autocorrelação maior do que a admitida na equação de teste, o que torna y_{t-1} endógeno e invalida o teste ADF. Enquanto o teste ADF resolve esse problema introduzindo *lags* de Δy_t como regressores na equação de teste, o teste PP faz um teste não linear, com correção paramétrica para a estatística do teste - t. Portanto, especificamente, o teste PP difere do teste ADF no que se refere ao controle da correlação serial ao testar a presença de raiz unitária. O teste PP utiliza um método não linear, enquanto o teste ADF incorpora, de forma linear, desvios defasados da própria variável na equação de teste (cf. SANTOS, 2009).

O teste é robusto em relação à autocorrelação e à heterocedasticidade não especificados no processo de perturbação da equação de teste. Contudo, segundo Davidson e MacKinnon (2015), a performance do teste PP é pior do que o teste ADF em amostras finitas. A inferência feita nesses testes se baseia em resultados assintóticos, de modo que, para o tamanho de amostra em que o estudo é feito, as evidências tornam-se mais fracas.

3.2.3) Modelo de Autorregressão Vetorial (VAR)

O modelo de vetores autorregressivos (VAR) foi proposto por Sims (1980) e desenvolvido como um modelo dinâmico, cujas variáveis são tidas como endógenas. O modelo VAR descreve a evolução de um conjunto de K variáveis, tratadas como

endógenas, sobre o mesmo período da amostra, como uma função linear de apenas seus valores passados, assumindo-se uma defasagem (p). É permitida, ainda, a inclusão de variáveis exógenas na análise (SILVA, 2011).

Contudo, os valores correntes dos processos não são analisados. O número máximo de defasagens envolvidas nas relações entre elas é escolhido, em geral, com base em critérios estatísticos, como os de Akaike (1974) ou Schwarz (1978). Tais critérios estatísticos visam obter o modelo mais parcimonioso para realizar as estimativas, embora seja desejável incluir o maior número de defasagens no modelo. Isso porque, para se evitar a imposição de restrições falsas sobre a dinâmica do modelo e se estimar um número maior de defasagens e, conseqüentemente, um número maior de parâmetros, deve-se evitar a perda de graus de liberdade (SILVA, 2011).

O modelo básico de ordem p - VAR(p) e de n variáveis tem a seguinte forma:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

onde $(y_t = y_{1t}, \dots, y_{nt})$ é um vetor $(n \times 1)$ de variáveis; c é um vetor $(n \times 1)$; $(n \times n)$ são matrizes de coeficientes a serem estimados; u_t é um vetor de erros $(n \times 1)$, em que assume-se que $E(y_{t-j}, u_t) = 0$ para todo j e que $E(u_t, u_t') = \Omega$ é não diagonal, ou seja, que os erros podem ser correlacionados contemporaneamente, porém, são não correlacionados com seu valores defasados (cf. LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

3.2.4) Análise de cointegração pelo método de Johansen

Segundo Silva (2011), o teste de Johansen (1988) utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração. Caso haja vetor de cointegração num sistema, deve-se utilizar o Modelo de Vetores Autorregressivos de Correção de Erros (doravante VECM), não o modelo de Vetores Autoregressivos (VAR). A hipótese nula (H_0) é de que há pelo menos um vetor de cointegração, e a hipótese alternativa (H_a), de que não há vetores de cointegração. Segundo Enders (2006), cointegração significa que séries temporais não estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo.

Johansen (1988, apud Silva, 2011) desenvolveu uma versão parametrizada de um modelo VAR de ordem (p) para termos de um Modelo de Correção de Erros (VECM). A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o posto da matriz característica do polinômio. Se 1) o posto é cheio (completo), qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária; 2) o posto é nulo, não há relação de cointegração, o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferenças; 3) o posto é reduzido e igual a r, há r vetores de cointegração (SILVA, 2011).

Johansen (1988, apud Silva, 2011) estabeleceu dois testes estatísticos visando descobrir o número de relações de cointegração das séries analisadas: o teste do traço e o do máximo autovalor. O primeiro testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a r ($H_0 = \text{vetores de cointegração} < r$) contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r (há vetores de cointegração $> r$), em que r é o número de vetores de cointegração (SILVA, 2011).

Já o teste de máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores seja r ($H_0: \text{vetores de cointegração} = r$) contra a hipótese alternativa de existência de r+1 vetores de cointegração ($H_a: \text{vetores de cointegração} = r+1$).

3.2.5) Modelo de Correção de Erros (VECM)

O método baseado no Mecanismo de Correção de Erros (doravante VECM) analisa se os valores defasados de uma variável Δx_t podem ajudar a explicar mudanças nos valores correntes de outra variável Δy_t , mesmo que mudanças passadas de Δy_t não sejam relevantes, assumindo-se que ambas as variáveis sejam estacionárias. O modelo VECM tem como característica principal reter as informações sobre o nível das séries; assim, as relações de longo prazo entre as variáveis do modelo estudado permanecem presentes (SILVA, 2011). Segundo o autor, a intuição é de que, se as variáveis forem cointegradas, então parte da mudança corrente em Δy_t pode ser o resultado de movimentos corretivos em Δy_t para que se atinja novamente o equilíbrio de longo prazo com a variável Δx_t .

Em suma, o método é usado para estimar os efeitos de curto e de longo prazos de uma série temporal em outra. O termo de correção de erros assume que o erro – desvio do último período de um equilíbrio de longo prazo – influencia sua dinâmica de curto

prazo. Logo, os mecanismos de correção de erros estimam diretamente a velocidade na qual uma variável dependente retorna ao equilíbrio após uma mudança em outras variáveis.

Utiliza-se o teste de Johansen (1988) para constatar a presença de algum vetor de cointegração. Quando o número de vetores de cointegração é maior do que zero e menor do que o número de variáveis, utiliza-se o modelo VECM, não o modelo VAR. Estima-se o modelo VECM com diferentes defasagens a fim de se escolher o modelo com melhor ajustamento, indicado pelo menor critério (COELHO et al., 2013; ENDERS, 2009; SCHWARZ, 1978).

O primeiro passo do Método do Vetor de Correção de Erros (VECM) é confirmar se as séries são não estacionárias em nível. Isso pode ser feito pelos testes de raiz unitária ADF, por exemplo. Tomando-se o caso de duas séries de tempo diferentes, x_t e y_t , para efetuar a estimação, será necessário que ambas as séries sejam integradas de mesma ordem; sendo ambas as séries integradas de mesma ordem, como, por exemplo, comumente I(1), estima-se o seguinte modelo:

$$A(L)\Delta y_t = \gamma + B(L)\Delta x_t + \alpha(x_t - 1 + \beta_0 + \beta_1 x_t) + \epsilon_t \quad (6)$$

O segundo passo é estimar os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO),

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \epsilon_t \quad (7)$$

Se a regressão não for espúria, conforme determinado pelos critérios de teste, os mínimos quadrados ordinários serão consistentes. Então, os resíduos estimados dessa regressão, $\hat{\epsilon}_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t$, são salvos e usados em uma regressão de variáveis diferenciadas mais um termo de erro defasado:

$$A(L)\Delta x_t = \gamma + B(L)\Delta x_t + \alpha e_t - 1 + e_t \quad (8)$$

Por meio dos Vetores de Correção de Erros (VEC), busca-se estimar um ou mais vetores de cointegração entre as variáveis que signifiquem uma relação estável entre elas, interpretadas como uma relação de longo prazo. Esse modelo possui significado

econômico, pois se pode dizer que suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm componente de curto e de longo prazos.

No presente trabalho, utiliza-se o modelo VECM porque os dados subjacentes apresentam uma tendência estocástica de longo prazo, conforme discutido mais adiante. O modelo a ser estimado baseia-se em Blanchard (2005) e Favero e Giavazzi (2005) e pode ser escrito da seguinte forma:

$$\gamma_t = \gamma_0 + \gamma_1 EMBI_{t-1} + \gamma_2 DBSP/PIB_t + \gamma_3 E + \gamma_4 SWAP_t + \gamma_5 Exp_IPCA_t + u_t \quad (9)$$

Em que y_t é a taxa de juros básica mensal SELIC observada/*over* em termos anualizados, *EMBI* é o *Emerging Marketing Bond Index* Brasil, principal indicador de risco-país, *DBSP/PIB* é a proporção da dívida pública em relação ao PIB, *E* é o câmbio nominal, *SWAP* é o *CDS (Credit Default Swap* de 360 dias), *Exp_IPCA* é a expectativa de inflação, u_t é um ruído branco.

Busca-se entender, em última instância e de acordo com os respectivos mecanismos discutidos na revisão teórica, em que medida as variáveis designadas acima influenciam na taxa de juros básico SELIC e o motivo da diferença entre a taxa real de juros praticada no Brasil e a de países com economia similar à brasileira, mas que apresentam taxas de juros inferiores.

A inclusão da variável *EMBI* se justifica porque capta o efeito do risco-país sobre a taxa de juros básica SELIC. A variável *DBSP/PIB* se justifica porque sugere que, quanto maior o valor da *DBSP/PIB*, maior a percepção de risco da economia brasileira e, conseqüentemente, maior o valor da variável juros básico SELIC, y_t .

Já a variável juros básico mensal *SELIC* observada/*over* anualizada se justifica porque, por um lado, testa se a política monetária está correlacionada ao aumento do prêmio de risco (*EMBI* Brasil) e à manutenção dos juros em patamares mais elevados, à luz da hipótese de dominância fiscal; por outro lado, está correlacionada ao aumento do endividamento público, que, por sua vez, tem impacto na variação do nível de preços IPCA (BLANCHARD, 2005; FAVERO; GIAVAZZI, 2005).

Anteriormente, Favero e Giavazzi (2002) tentaram incluir a taxa SELIC para efetuar tal teste, entretanto a variável foi não significativa. Esse resultado levou os autores

a sugerirem que a política monetária afeta o prêmio de risco através do efeito do nível de dívida, o que reforça hipótese de dominância fiscal.

A variável câmbio nominal, E , se justifica porque testa a hipótese de dominância fiscal de Blanchard (2005) e de Favero e Giavazzi (2005). Quando de um choque em que haja desvalorização cambial, elevam-se os juros para impedir a fuga de capitais e para reduzir a inflação, mas isso pode ocasionar impacto perverso sobre a dinâmica da dívida pública.

Já a inclusão da variável Swaps de 360 dias, $SWAP360DI$, se justifica porque os swaps elevam os juros e, conseqüentemente, as despesas com a dívida pública. Por fim, a variável expectativa de inflação, Exp_ipca , se justifica porque o componente expectacional tem relação com a concretização de quaisquer oscilações macroeconômicas previstas, podendo impactar o prêmio de risco EMBI Brasil e, em última instância, os juros básicos (FAVERO; GIAVAZZI, 2005).

3.2.6) Função impulso-resposta

Como exposto por Farias (2019), depois de estimar o VAR ou VEC, é importante caracterizar a sua estrutura dinâmica, que está associada à análise de impulso-resposta. Nesse sentido, as respostas ao impulso buscam mostrar como um choque em qualquer das variáveis é filtrado pelo modelo, afeta todas as demais variáveis endógenas e acaba por retroagir sobre a própria variável dependente.

O interesse primário é a resposta ao choque de uma unidade (um desvio padrão) das variáveis presentes no modelo nas outras séries contempladas no modelo autorregressivo. Na literatura de séries temporais, um choque é definido como uma mudança não esperada em alguma variável; estatisticamente, impõe-se um choque de um desvio padrão no tempo t . As respostas simuladas das séries sob investigação são então traçadas ao longo do horizonte futuro. O mapeamento dessa resposta é referido como uma função impulso-resposta.

Assim, para calcular a resposta ao impulso, introduz-se um choque de um período em uma variável endógena. O choque aumenta a_1 de um desvio padrão no tempo $t =$

0 (impulso). O choque se filtra por meio do modelo à medida que a variável endógena afeta as outras variáveis endógenas (FARIAS, 2008).

A tradicional ortogonalização impulso-resposta emprega a decomposição de Cholesky da matriz de covariância. Esta restrição impõe que um choque em uma das séries não possua efeito contemporâneo sobre as outras séries. Frequentemente, isso implica uma pressuposição não realística sobre os dados, especialmente quando as séries são altamente interdependentes dentro do período do choque (SANTOLIN; CARVALHO, 2019).

A metodologia generalizada de Pesaran e Shin (1998) e Koop et al. (1992) não impõe essa restrição, de tal forma que os resultados da função impulso-resposta generalizada são invariantes em qualquer reordenação das variáveis no VAR. Dessa forma, a função impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que os métodos de ortogonalização convencionais.

A proposta da função impulso-resposta generalizada parte da especificação do modelo VAR a partir da equação (1), escrita em formato compacto com a seguinte notação matricial:

$$y_t = c + B(L)y_t + u_t \quad (10)$$

Em que L denota um operador de defasagem.

Considera-se a seguinte representação em média móvel nas equações do modelo VAR, onde o termo constante é ignorado:

$$y_t = \Psi(L)y_t + u_t \quad (11)$$

A função impulso-resposta generalizada de y_i para o choque em uma unidade (um desvio padrão) em y_j é dada por:

$$\Psi(L)_{ijh} = \sigma_i^{-1/2} (u'_{ij} \Omega u_t) \quad (12)$$

Onde σ_i é o i -ésimo elemento da diagonal de Ω , u_i é o i -ésimo vetor corresponde ao choque de um desvio-padrão, todos os outros elementos são iguais a zero; h é o

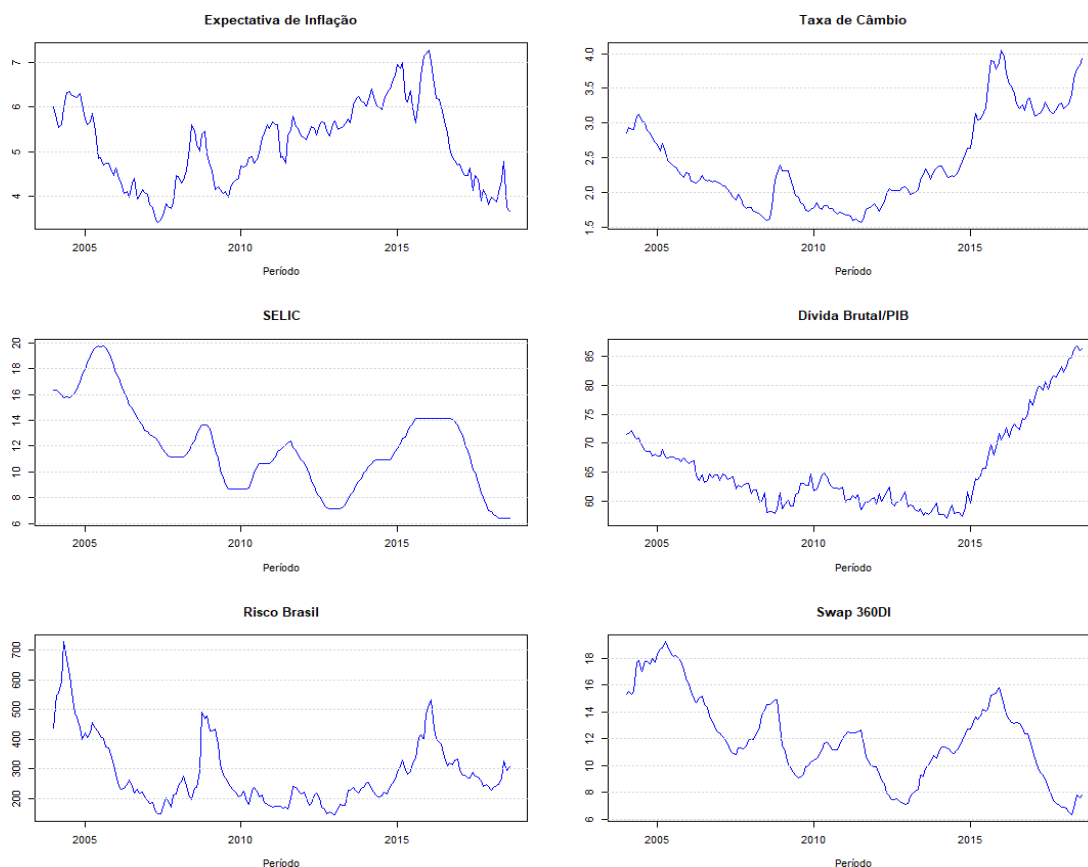
horizonte futuro, mensurado no presente caso em incrementos mensais. Como em Santolin e Carvalho (2019), os choques da decomposição de Cholesky serão comparados e generalizados para se avaliar se há diferenças estatisticamente relevantes entre os dois tipos de avaliação de impulso-resposta.

CAPÍTULO 4

RESULTADOS E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS DA PESQUISA

Na Figura 1, são apresentadas as variáveis Taxa de Câmbio Nominal, Taxa de Juros Básica mensal (SELIC observada/*over*), relação Dívida Bruta/PIB, Risco EMBI Brasil, *SWAPS* de 360 dias DI e Expectativa de Inflação do IPCA. Na Figura 1, a variável Expectativa de Inflação acelera a partir de 2011, mais acentuadamente a partir de 2014, somente vindo a reverter a tendência de alta depois de 2017. Segundo Barbosa Filho (2017), embora a política monetária eleve a taxa de juros básicos (SELIC) em momentos de crescimento da inflação e a reduza em momentos de desaceleração inflacionária, houve mudança na política monetária convencional no período de 2004 a 2014. Tal comportamento pode ter acarretado aumento nas expectativas de inflação, efetiva aceleração inflacionária e redução da credibilidade do BACEN.

Figura 1 - Variáveis em nível utilizadas nas estimativas econométricas, janeiro de 2004 a agosto de 2018.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Entretanto, de 2017 em diante, houve retorno à política monetária convencional, que passou a ser mais contracionista em termos do aumento da taxa SELIC para controlar a inflação. Esta mudança pode ter sido o principal vetor a contribuir para ancoragem das expectativas inflacionárias em patamares mais baixos, associado à redução da inflação e melhora da credibilidade do BACEN (BARBOSA FILHO, 2017).

Paralelamente, a proporção da dívida pública em relação ao PIB, principal indicador de endividamento público, apresentou rápido crescimento nos últimos anos, saindo de 51,3% para 72,5% em relação ao PIB, entre 2013 e 2016. Segundo Barbosa Filho (2017), a crise da economia brasileira, que se iniciou em 2014, teve como origem diversos choques de oferta e de demanda. O setor público brasileiro reduziu o superávit primário de 2,2% em relação ao PIB, em 2012, para um déficit primário de 2,7% em 2016. Com isso, o governo perdeu a sua capacidade financeira e reduziu gastos e investimentos

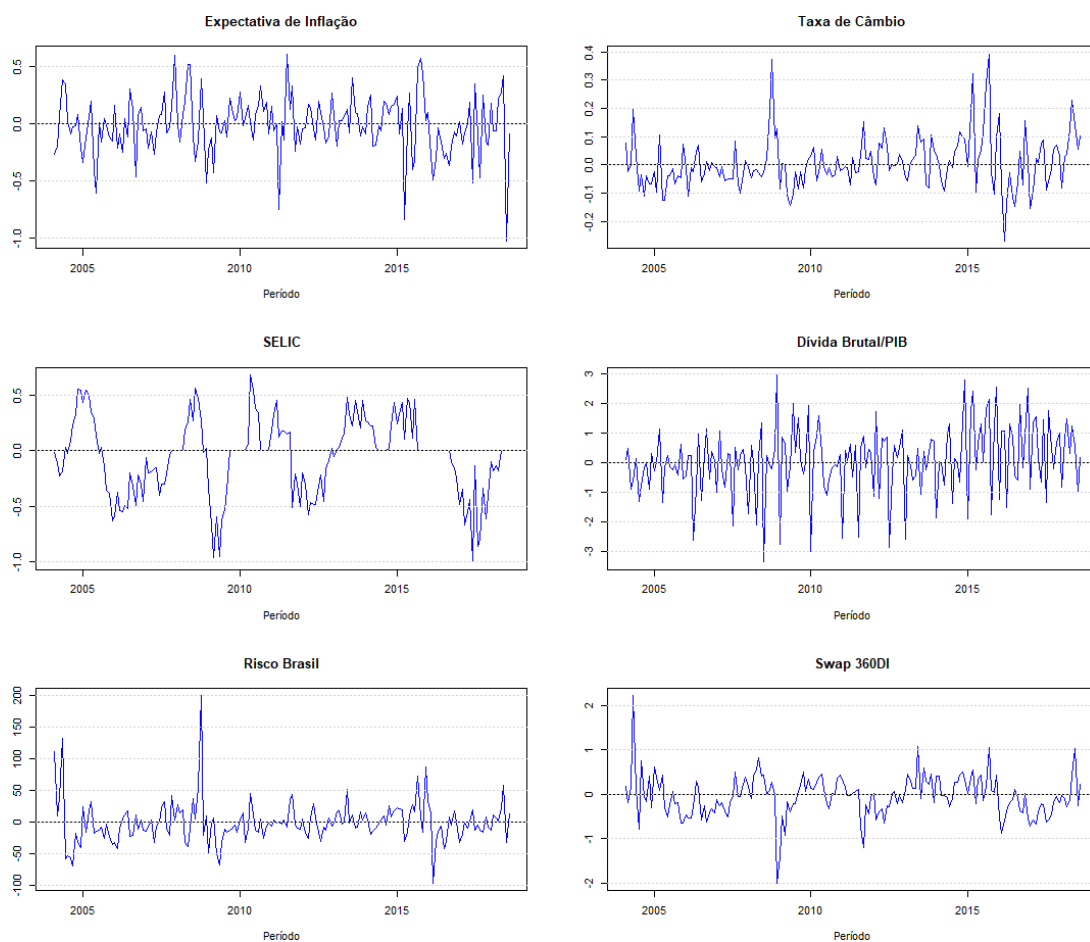
na economia brasileira, o que veio a afetar a demanda agregada e aprofundar ainda mais a crise econômica.

A crise de sustentabilidade fiscal que se seguiu elevou o risco país (EMBI Brasil), a taxa de juros básicos SELIC observada/*over* e a incerteza. A recomposição de preços e a política monetária necessária para recolocar a inflação na meta também contribuíram para a recessão. A taxa de câmbio, que se apresentou estável entre 2004-2014, sofreu forte desvalorização em 2015, atingindo seu maior patamar desde 2002. A taxa de câmbio pode ter tido uma desvalorização acentuada devido tanto à deterioração fiscal da economia, quanto à elevação da percepção dos agentes econômicos sobre o *default* da dívida pública, além de outras variáveis externas, como normalização dos juros americanos pelo Federal Reserve (FED), Banco Central americano.

A variável *Swaps* DI de 360 dias, utilizada pelo BACEN, tem como bases a taxa SELIC e a variação da taxa de câmbio R\$/US\$; a exposição atual do Banco Central nesses contratos é equivalente a estar *vendido* em dólar. Dessa forma, uma empresa ou investidor recebe do BACEN o valor correspondente à variação cambial acumulada no período do contrato mais o cupom cambial. Por sua vez, o BACEN recebe da empresa ou investidor o valor correspondente à rentabilidade acumulada pela taxa SELIC no mesmo período (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2019). No período entre 2014 e 2016, anos da crise contemporânea, houve forte elevação da taxa de variação dos *Swaps* DI de 360 dias.

A partir de uma inspeção visual, em termos gerais, pode ser observado que as variáveis presentes na Figura 1 não possuem características de séries estacionárias, uma vez que as dinâmicas temporais apresentam mudanças suaves que não tendem a retornar a uma média constante ao longo da trajetória avaliada. Na Figura 2, apresenta-se o mesmo conjunto de variáveis da Figura 1 após realizar-se a primeira diferença. Conforme pode ser avaliado, as variáveis na Figura 2 possuem características de séries estacionárias, as dinâmicas das séries em primeira diferença sugerem o retorno em direção a uma média constante no período avaliado.

Figura 2 - Variáveis em primeira diferença utilizadas nas estimativas econométricas, fevereiro de 2004 a agosto de 2018.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas, média e desvio padrão das variáveis Expectativas de Inflação, Taxa de Câmbio Nominal, taxa de juros básica mensal SELIC observada/*over*, relação Dívida Bruta/PIB, risco-país EMBI Brasil e Swap 360 dias DI em nível e em diferenças.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas em nível e em diferenças

Variáveis	Em Nível		Em Primeira Diferença	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Exp. de IPCA	5,3	0,92	0,013	0,025
Câmbio	11,99	3,31	0,056	0,33
Selic	2,42	0,65	0,006	0,08
Dívida Bruta/PIB	65,67	7,4	0,083	1,148
EMBI	2,833	1,125	-0,0074	0,328
SWAP360DI	12,05	3,17	-0,04	2,38

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

As estatísticas descritivas mostram que todas as médias e desvios padrões são maiores em nível do que em diferenças. Depreende-se desse resultado que, depois de diferenciadas, as séries apresentam médias e desvios padrões menores, um possível indício de estacionariedade.

Para confirmar os padrões de ausência e ocorrência de estacionariedade, respectivamente observados nas figuras 1 e 2, foram realizados os testes estatísticos de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Philips-Perron (PP). Os resultados são apresentados na Tabela 2; o teste ADF e PP de raiz unitária foram realizados nas variáveis em nível e em primeira diferença. No caso das variáveis em nível, a hipótese nula (H_0), de que a série possui raiz unitária, logo não estacionária, não foi rejeitada para todas as seis variáveis em questão nos níveis usuais de significância de 1%, 5% e 10%.

Para o caso das séries em primeira diferença, tanto o teste ADF quanto o teste PP apontam que a hipótese nula (H_0) de que as séries possuem raízes unitárias foi rejeitada para todas as seis variáveis em questão, o que sugere estacionariedade nestas séries a partir da primeira diferença, aos níveis usuais de significância.

Tabela 2 - Teste Estatístico ADF e PP em nível e em diferenças

Variável	Variáveis em nível		Variáveis em diferenças	
	ADF	PP	ADF	PP
Exp. IPCA	-1,774	-1,7	-8,012	-11,41
Câmbio	0,058	-1,43	-11,951	-8,67
Selic	-1,943	-1,54	-5,678	-4,15
Dívida Bruta/PIB	-2,941	0,080	-8,120	-18,15
EMBI	-1,752	-10,87	-9,132	-10,87
SWAP360-DI	-2,571	-1,837	-4,256	-1,83

Notas: 1. Definiu-se o número de defasagens para o teste ADF a partir do critério de Akaike (AIC); para o Teste PP, a defasagem seguiu o critério de correção do termo de erro.

2. Os níveis de significância de 1%, 5% e 10% são, para o teste ADF em nível, -3.99, -3.43, -3.13; e em diferenças, -3.46, -2.88, -2.57. Para o teste PP em nível, -4.01, -3.43, -3.14; e em diferenças, -4.01, -3.43, -3,14, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Para a determinação da ordem da defasagem (ou o *lag* máximo) do modelo a ser definido, observaram-se, a partir de 12 defasagens, os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC). Conforme pode ser observado na Tabela 3, o critério AIC sugere 3 defasagens no modelo, enquanto o critério SC sugere 1 defasagem. Os testes de vetores de cointegração foram realizados considerando-se as duas possibilidades sugeridas pelos critérios AIC e SC, isto é, os testes de Johansen do Autovalor e do Traço foram realizados considerando-se o modelo VECM com 1 e 3 defasagens.

Tabela 3 - Seleção do VECM - número de defasagens

Defasagens	AIC	SC
1	-16,05	-15,25*
2	-16,67	-15,19
3	-16,72*	-14,56

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

AIC – Critério de Akaike, SC – Critério de Schwartz

* Menor critério. Sugere *lag* de defasagens do modelo mais parcimonioso.

Para identificar a presença de vetores de cointegração, foram utilizados os testes do traço e do autovalor de Johansen. Adotando-se um valor crítico tabelado ao nível de significância de 5%, o teste sugere a presença de pelo menos um vetor de cointegração, o que indica que as séries apresentam uma relação de longo prazo. O teste de cointegração de Johansen está exposto na Tabela 4.

Tabela 4 - Teste de Johansen

Modelo VECM com 1 defasagem							
Teste do Traço				Teste do Autovalor Máximo			
H0	Ha	Traço	5% sig.	H0	Ha	Máx. Autovalor	5% sig.
r=0	r=>1	134,09	102,14	r=0	r=>1	74,67	40,30
r<=1	r=2	59,42	76,07	r<=1	r=2	23,25	34,40
r<=2	r=3	36,17	53,12	r<=2	r=3	14,49	28,14
r<=3	r=4	21,68	34,91	r<=3	r=4	12,64	22,00
r<=4	r=5	9,04	19,96	r<=4	r=5	7,87	15,67
r <=5	r=6	1,18	9,24	r <=5	r=6	1,18	9,24

Modelo VECM com 3 defasagens							
Teste do Traço				Teste do Autovalor Máximo			
H0	Ha	Traço	5% sig.	H0	Ha	Máx. Autovalor	5% sig.
r=0	r=>1	110,89	102,14	r=0	r=>1	48,56	40,30
r<=1	r=2	62,32	76,07	r<=1	r=2	20,85	34,40
r<=2	r=3	41,48	53,12	r<=2	r=3	20,50	28,14
r<=3	r=4	20,98	34,91	r<=3	r=4	11,06	22,00
r<=4	r=5	9,92	19,96	r<=4	r=5	8,38	15,67
r <=5	r=6	1,54	9,24	r <=5	r=6	1,54	9,24

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Segundo os testes do traço e do autovalor, rejeita-se a hipótese nula de não cointegração, a 5% de significância, para os modelos VECM com 1 e 3 defasagens, respectivamente. Mais especificamente, ao nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese de um vetor de cointegração nos modelos estimados com 1 e 3 defasagens. Como há um vetor de cointegração, as variáveis apresentam equilíbrio de longo prazo.

Para a escolha do modelo para análises de curto prazo, foi realizado o Teste de Portmanteau sobre os resíduos dos modelos VECM com 1 e 3 defasagens. Para o modelo VECM com 1 defasagem, o Teste de Portmanteau apresentou o valor de χ^2 de 628,99, com 510 graus de liberdade, e *p-valor* de 0,0002; portanto, ao nível de significância de 5%, foi rejeitada a ausência de autocorrelação serial no modelo VECM estimado com 1 defasagem. Para o modelo VECM com 3 defasagens, o valor χ^2 foi de 442,51, com 438 graus de liberdade, e *p-valor* de 0,4308; portanto, não se rejeitou a ausência de autocorrelação serial no modelo VECM com 3 defasagens ao nível de significância de 5%. As avaliações de curto prazo foram realizadas a partir do modelo VECM estimado com 3 defasagens.

A Tabela 5 denota as estimativas do modelo VECM. Conforme as estimativas, apenas as variáveis SELIC e Expectativa de Inflação possuem relação significativa com o vetor de cointegração, representado pela variável *Ect1*. Isto sugere que tanto a variável SELIC quanto a variável Expectativa de Inflação tendem a se ajustar em direção ao vetor de equilíbrio de longo prazo, determinado pelo conjunto das variáveis do modelo estimado, representado pelo vetor de cointegração, independentemente do efeito de curto prazo do modelo. Por outro lado, as outras variáveis utilizadas na estimativa VECM não possuem essa característica de ajuste de longo prazo em direção ao vetor de cointegração ao nível de significância de 5%.

Caso a hipótese de dominância fiscal de Blanchard (2005) seja correta, há correlação positiva entre a taxa SELIC e o EMBI Brasil (risco-país), ou seja, elevações na SELIC implicam o resultado perverso de aumento do EMBI Brasil. Isso ocorre em função da percepção de *default* da dívida pública, fuga de capitais e depreciação do Real, que eleva a inflação e agrava a dinâmica da dívida, provocando novas elevações dos prêmios de risco.

Segundo Pastore (2015, p. 96), um choque exógeno que gerasse depreciação cambial elevaria a taxa de inflação esperada e a taxa juros de mercado, ocorrendo a resposta da taxa SELIC com alguma defasagem. A elevação da taxa SELIC teria que gerar a percepção de que a inflação desaceleraria, movendo para baixo as expectativas e, conseqüentemente, as taxas de juros de mercado inflacionárias, dadas pelos *SWAPS* cambiais de 360 dias.

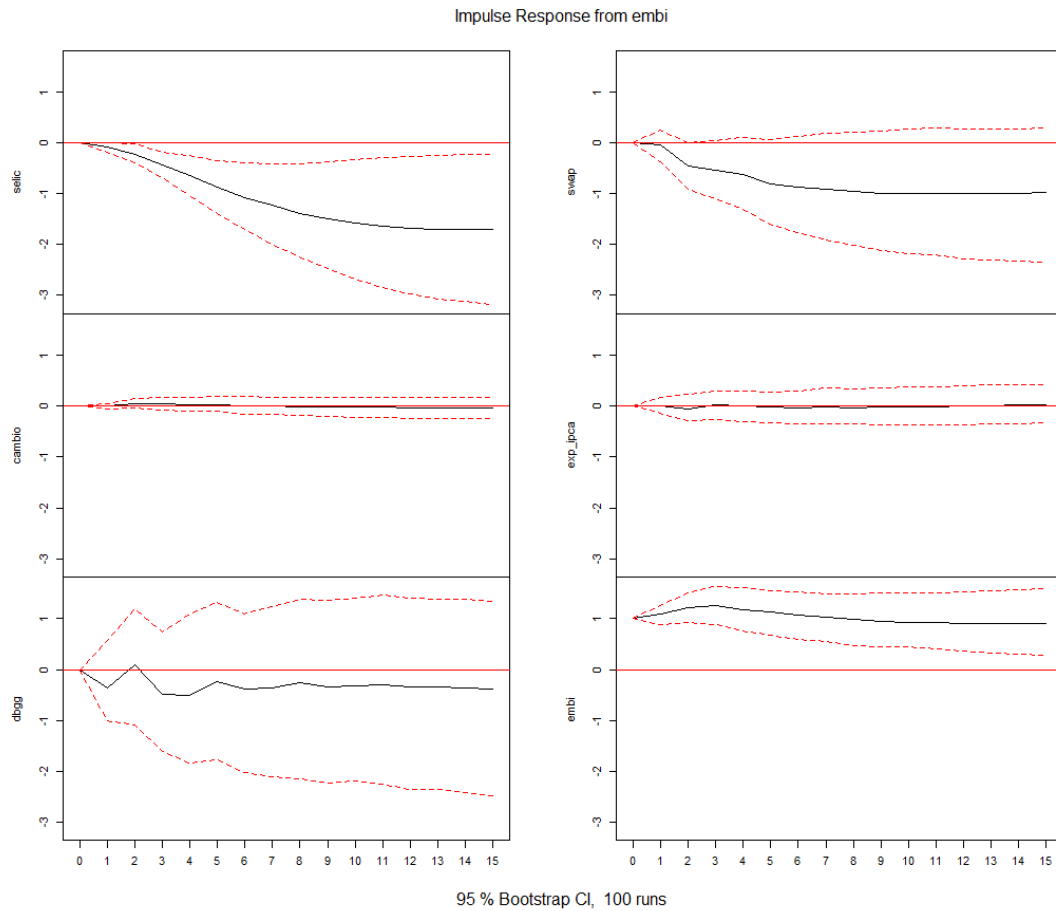
Já dentre as variáveis que podem elevar o risco-Brasil estão os indicadores de solvência da dívida pública, domésticos e externos. Dentre os domésticos estão o aumento

da dívida pública em relação ao PIB, os superávits primários mais baixos e inflações mais elevadas. Dentre os externos estão a dívida externa pública e as reservas cambiais. Portanto, espera-se que elevações na relação Dívida Pública/PIB ou mesmo inflações maiores aumentem significativamente os prêmios de risco-Brasil (PASTORE, 2015).

Segundo Favero e Giavazzi (2005), a dominância fiscal pode ocorrer devido ao aumento da elevação do EMBI Brasil, que reflete o risco de *default* da dívida pública. Já para Souza e Dias (2016), a relação entre a dívida pública e os riscos de *default* podem ser potenciais determinantes para a ocorrência de desequilíbrios macroeconômicos que se reflitam no nível de preços. Sendo constatada tal ocorrência, os juros SELIC acabam ficando estruturalmente em patamares elevados, dado que eles são o principal instrumento de política monetária sob o RMI, como discutido na revisão de literatura.

Para avaliar as relações de curto prazo entre as variáveis do modelo, a Figura 3 apresenta a relação de impulso-reposta a partir de um choque sobre a variável EMBI Brasil sobre as demais variáveis do modelo VECM estimado. A partir do choque de um desvio padrão da variável *EMBI*, cerca de 0,323 (conforme denota a Tabela 1), observa-se um efeito significativo apenas sobre a variável *SELIC*, pela qual estima-se uma redução da *SELIC* em aproximadamente 2 pontos percentuais (pp) 15 meses após a ocorrência do choque. Esse resultado também foi observado para a variável *SWAP*; no entanto, dois meses mais tarde, a estimativa impulso-resposta sugere que esse efeito não é significativo ao nível de significância de 5%. Com exceção da própria *EMBI*, as outras variáveis não apresentaram resultados significativos.

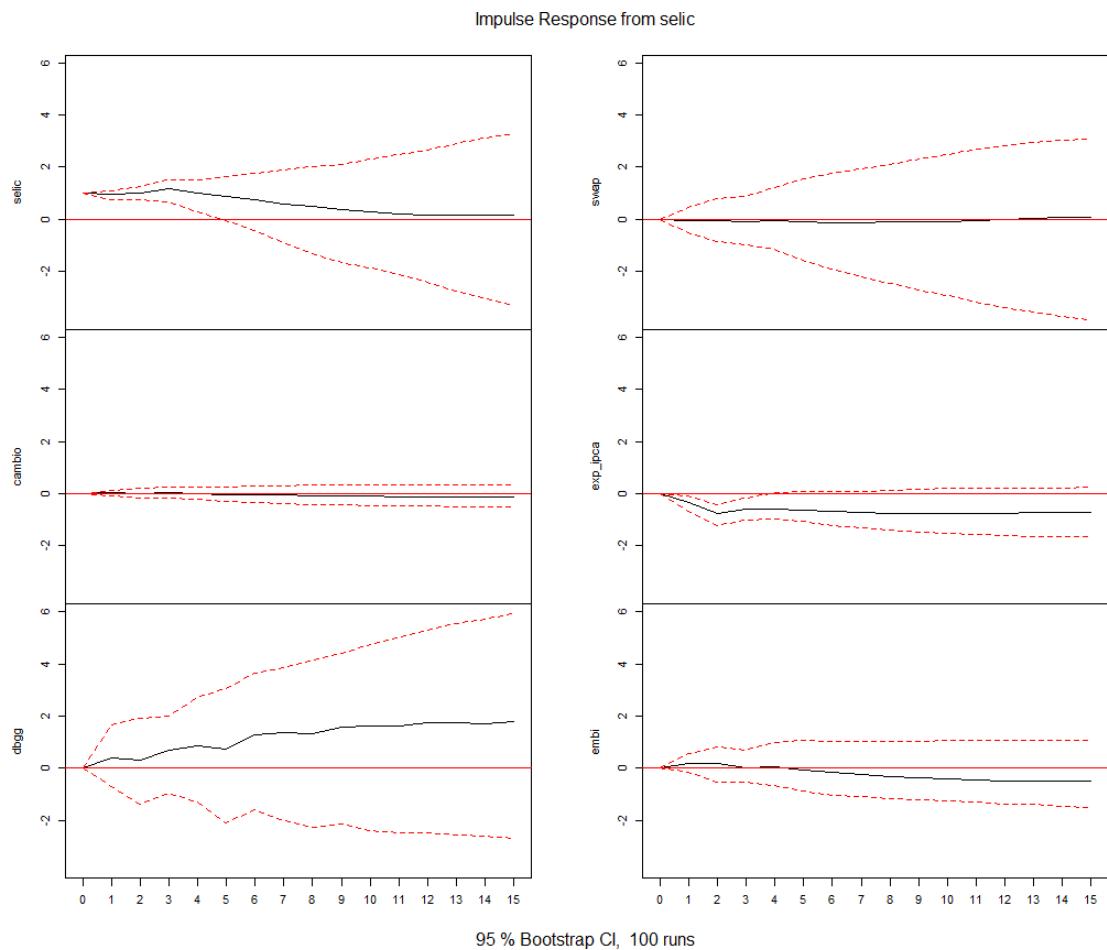
Figura 3 - Relação impulso-resposta a partir de um choque de 1 desvio-padrão sobre a variável EMBI



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A Figura 4, por sua vez, apresenta a relação impulso-reposta estimada a partir do choque de um desvio padrão da variável SELIC, cerca de 0,08 pp, sobre a dinâmica das outras variáveis do modelo estimado pelo VECM. Como pode ser observado, em termos de curto prazo, apenas a variável de Expectativa de Inflação (*Exp_IPCA*) foi estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%. Conforme esperado, o aumento da SELIC reduziu as expectativas inflacionárias nos meses subsequentes ao choque sobre os juros. As outras variáveis não foram significativas ao nível de significância de 5%.

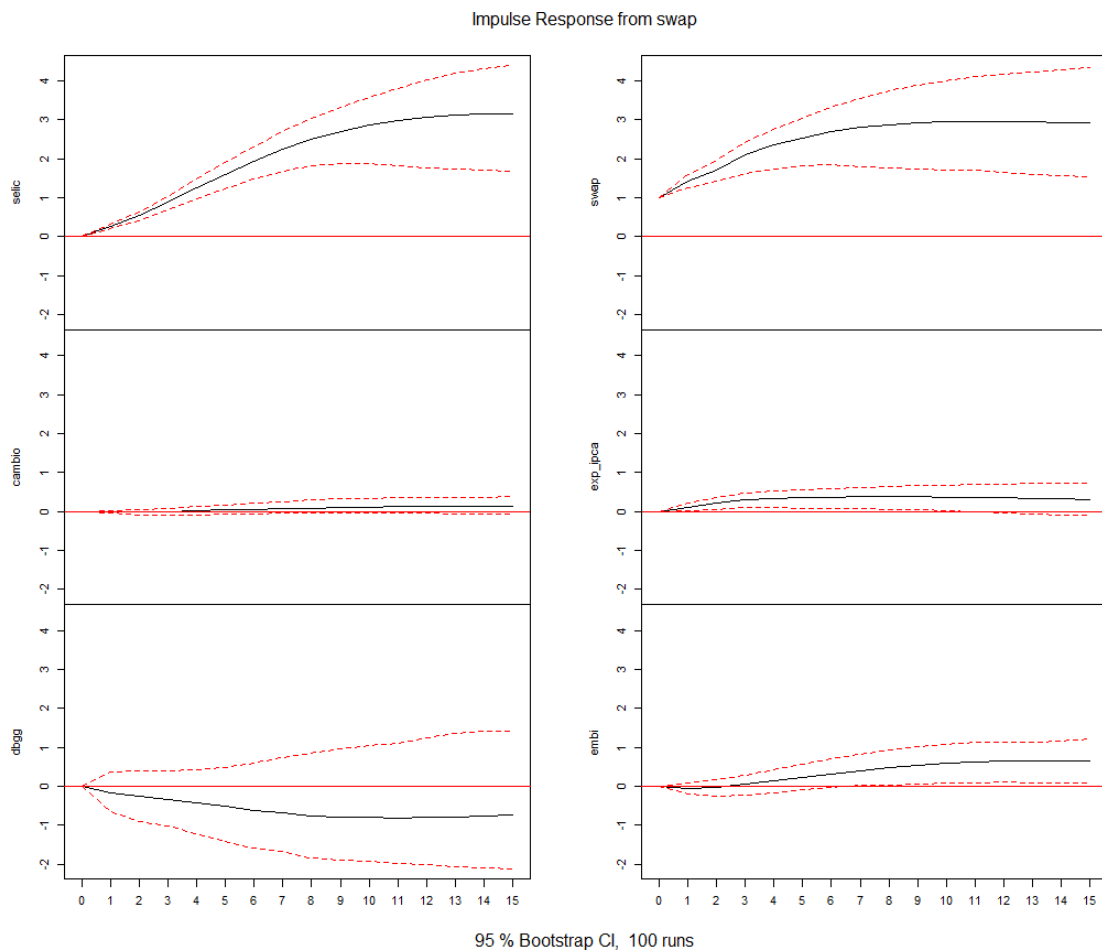
Figura 4 - **Relação Impulso - Resposta de a partir de um choque em 1 desvio-padrão sobre a variável SELIC**



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A Figura 5 apresenta a relação impulso-reposta a partir de um choque de 1 desvio-padrão da variável *SWAP* em relação às demais variáveis do modelo estimado VECM. A estimativa impulso-resposta sugere que as variáveis *SELIC*, *Exp_IPCA* e *EMBI* respondem de forma positiva e significativa ao choque de um desvio padrão (cerca de 2,38) da variável *SWAP*.

Figura 5 - Relação impulso-resposta a partir de um choque de 1 desvio padrão sobre a variável SWAP



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

As variáveis Câmbio, Dívida Bruta/PIB e *Exp_IPCA* não possuem resultados estatisticamente significativos, por isso não foi apresentado o impulso, isto é, os choques dessas variáveis. Não obstante, as análises impulso-reposta tendem a sugerir que, no curto prazo, as variáveis Câmbio e Dívida Bruta/PIB não possuem relação com os choques estimados. No modelo com Dívida Bruta/PIB, como se trata de uma variável com variações não observadas diariamente, pode-se avaliar se a relação entre as variáveis estimadas ocorre apenas no longo prazo.

Por outro lado, a variável Câmbio é acompanhada e avaliada diariamente pelo mercado. Como apontado por Blanchard (2005), esperava-se que essa variável pudesse explicar em parte possíveis relações da dominância fiscal do Brasil.

Cabe ressaltar que, a partir das análises das figuras 3 a 5, observou-se uma resposta de curto prazo a partir do choque sobre a variável *SWAP*. Tal resultado pode sugerir, ao menos no período em que as estimativas foram realizadas, uma mudança na conjuntura, pela qual o mercado, ao observar o crescimento da oferta de *SWAPS* desencadeado pelo BACEN, antecipa os movimentos das outras variáveis observadas, o que impede que os resultados registrados se repitam (BLANCHARD, 2005).

Tabela 5 - Estimativa do modelo VECM a partir de 3 defasagens nas variáveis avaliadas pelo modelo teórico

Variável contemporânea/ defasada	SELIC	Swap 360 dias	Câmbio	Exp_IPCA	Dbgg/PIB	EMBI
Ect1	-0,123 [-6,16]*	-0,022 [-0,39]	0,0074 [-0,60]	-0,087 [-2,47]*	0,2 [1,3]	-0,038 [-0,87]
d(SELIC)(-1))	0,084 [1,12]	-0,01 [-0,057]	0,032 [0,71]	-0,25 [-1,94]	0,19 [0,33]	0,227 [1,375]
d(SWAP)(-1))	0,13 [3,55]*	0,404 [3,77]*	-0,013 [-0,61]	0,014 [0,215]	0,07 [0,24]	-0,102 [0,081]
d(Câmbio)(-1))	-0,202 [-1,125]	0,26 [0,508]	0,538 [-4,84] *	0,261 [0,81]	2,48 [1,74]	0,934 [0,39]
d(Exp_IPCA)(-1))	-0,226 [-4,608]*	-0,107 [-0,75]	-0,044 [-1,46]	0,0016 [0,02]	0,13 [0,343]	0,037 [0,108]
d(Dbgg/PIB)(-1))	-0,006 [0,586]	-0,048 [-1,6]	-0,007 [-1,12]	-0,0006 [-0,035]	-0,23 [-2,82]*	-0,01 [-0,45]
d(EMBI)(-1))	-0,026 [-0,526]	-0,034 [-0,23]	0,0081 [0,26]	0,043 [0,48]	-0,47 [-1,2]	0,109 [0,99]
d(SELIC)(-2))	0,139 [1,98]*	0,005 [0,028]	-0,021 [-0,50]	-0,329 [-2,62]*	-0,16 [-0,29]	0,003 [0,022]
d(SWAP)(-2))	0,054 [1,48]	0,089 [0,84]	-0,01 [0,02]	0,058 [0,89]	0,051 [0,18]	-0,037 [-0,465]
d(Câmbio)(-2))	0,038 [0,2]	-0,053 [0,09]	-0,337 [0,12]	-0,085 [-0,25]	-1,61 [-1,05]	-1,226 [-2,860]*
d(Exp_IPCA)(-2))	-0,102 [-1,77]	-0,231 [-1,37]	0,028 [0,80]	-0,224 [-2,17]*	0,21 [0,46]	0,008 [0,069]
d(DBGG/PIB)(-2))	0,028 [2,67]*	0,031 [1,02]	0,004 [0,65]	-0,009 [-0,48]	-0,091 [-1,07]	0,015 [1,241]
d(EMBI)(-2))	-0,048 [-0,95]	-0,39 [-2,66]*	0,05 [1,60]	-0,029 [-0,325]	0,31 [0,78]	0,139 [-0,643]
d(Exp_IPCA)(-3))	-0,023 [-0,4]	0,063 [0,364]	0 [0,02]	-0,25 [2,382]*	0,33 [0,72]	-0,097 [-0,753]

Significativo a 1,96.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota-se que, em curto prazo, para o modelo estimado, a taxa SELIC contemporânea é afetada por *SWAP*, Expectativa de Inflação, proporção da Dívida Pública em relação ao PIB, além da própria taxa SELIC em períodos defasados.

O *SWAP* e a Expectativa de Inflação com uma ordem de defasagem indicam que um aumento unitário no *SWAP* aumenta a SELIC contemporânea em 0,13 unidades e que

o aumento unitário da Expectativa de Inflação diminui a SELIC em -0,226. Entretanto, como observado na Figura 4 e sugerido pela análise impulso-reposta, o choque de um desvio-padrão sobre a Taxa SELIC reduziu a expectativa do crescimento do IPCA no período observado. Pastore (2015) sugere que aumentos na Expectativa de Inflação acabam obrigando o BACEN a elevar a taxa SELIC com períodos defasados. Neste sentido, a relação positiva estimada entre o crescimento da expectativa de inflação e a redução da SELIC no período analisado foi ambígua.

A variável Dívida Pública/ PIB, com duas ordens de defasagem, indicou que um aumento unitário na dívida/PIB aumenta a taxa SELIC contemporânea em 0,028 unidade. Ainda, o aumento em uma unidade da SELIC defasada em dois períodos aumenta em 0,139 unidade a própria taxa SELIC contemporânea.

O *SWAP* contemporâneo foi afetado em 0,404 unidade para cada aumento em uma unidade do próprio *SWAP* defasado no período. Cada aumento unitário do câmbio defasado em dois períodos diminuiu o *SWAP* contemporâneo em 0,39 unidade.

O câmbio contemporâneo é afetado pela variável Câmbio defasado em dois períodos. A cada aumento unitário no Câmbio defasado em dois períodos, o Câmbio contemporâneo aumenta em 0,538 unidade.

Cada aumento de uma unidade na taxa SELIC defasada em dois períodos diminui em 0,329 unidade a expectativa de inflação. Aumentos unitários na *Exp_IPCA* em dois e em três períodos defasados diminuem a própria *Exp_IPCA* contemporânea em 0,224 e 0,25 unidades, respectivamente.

Por fim, um aumento de uma unidade na variável Câmbio defasado em dois períodos diminui a variável EMBI contemporânea em -1,226 unidades. Choques na variável EMBI afetaram negativamente a variável SELIC, o que contraria a hipótese de dominância fiscal, já que se esperava que aumentos no risco-país elevassem os juros SELIC como resposta do BACEN à subsequente fuga de capitais e desvalorização cambial. Nota-se que choques positivos na variável SELIC são capazes de reduzir a Expectativa de Inflação e que choques positivos nos juros de mercado afetam positivamente a taxa SELIC, as Expectativas de Inflação e o risco-país.

Esses últimos resultados, especialmente, vão de encontro à hipótese de dominância fiscal de Blanchard (2005) se for considerado que o mercado antecipa movimentos na economia. O aumento dos juros de mercado, *SWAPS*, é o “preço” que o BACEN paga para não deixar que o câmbio se desvalorize e indica que o câmbio pode se

desvalorizar e, conseqüentemente, elevar as *Exp_IPCA*, *EMBI* e, em última instância, a taxa SELIC. Esse resultado sugere que a antecipação do mercado diante da elevação da oferta de *SWAPS* pode permitir que os resultados encontrados em Blanchard (2005) não se repitam.

A Tabela 6 apresenta a equação de cointegração, que reflete as associações entre as variáveis utilizadas no modelo no longo prazo. Em razão dos testes AIC e BIC, utilizados para se determinar a ordem de defasagem do modelo VECM, as equações foram apresentadas considerando 1 defasagem (CointEq1) e três defasagens (CointEq2). Como pode ser observado na Tabela 6, os valores estimados da relação de cointegração, em termos de sinais e significância estatística, são semelhantes para ambas as equações.

A partir da hipótese utilizada na equação (12) do presente trabalho, optou-se por estabelecer como variável normalizada a taxa SELIC. No entanto, deve-se ressaltar que não há relações de causalidade entre as variáveis utilizadas, apenas uma relação de equilíbrio de longo prazo.

As relações de cointegração apresentadas na Tabela 6 sugerem que a taxa SELIC não possui relação estatisticamente significativa apenas com a variável Câmbio. Em outras palavras, por meio da estatística *t* em módulo, de 1,96, apenas a variável Câmbio não foi estatisticamente significativa para uma amostra superior a 50 dados ao nível de significância de 5%. Nos outros casos, em módulo, a estatística *t* calculada foi rejeitada ao nível de significância de 5%, logo os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero.

Tabela 6 - **VECM de Longo Prazo**

Equação de Cointegração	CointEq1	CointEq2
Selic	1,000	1,000
	-	-
Swaps	-1,123 [-30,65]	-1,161 [-30,54]
Câmbio	0,333 [1,04]	0,262 [0,83]
Exp_IPCA	-0,374 [-2,37]	-0,598 [-3,77]
Dbgg/PIB	-0,05 [-2,02]	-0,059 [-2,31]
EMBI	0,531 [4,32]	0,551 [4,37]
Constante	4,68 [2,70]	7,036 [3,93]

Entre colchetes estão os valores da estatística-t.

Ao nível de significância de 5%, a estatística t tabelada tem o módulo de 1,96.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Em termos econômicos, a Tabela 6 mostra que mudanças na taxa SELIC se devem especialmente aos juros de mercado, às *SWAPS*, às Expectativas de Inflação e à relação Dívida Pública/PIB em longo prazo. Segue-se que a variável Câmbio não possui relação de equilíbrio de longo prazo com a variável SELIC.

Além disso, observa-se que o aumento de uma unidade na taxa SELIC correspondeu ao aumento de 0,531 e 0,333 unidades nas variáveis Câmbio e EMBI, respectivamente. Já um aumento unitário nos juros de mercado, Expectativa de Inflação e Dívida Pública/PIB possui correlação negativa com a taxa SELIC de -1,123, -0,374 e -0,05, respectivamente. Os sinais observados para as variáveis Câmbio e risco-país coadunam com a revisão teórica e vão de encontro à hipótese de dominância fiscal de Favero e Giavazzi (2005). Entretanto, a relação da SELIC com crescimento da variável Dívida Pública/PIB, estimada em -0,05, indica que a elevação da dívida/PIB pode não ser explicação para as elevações na taxa SELIC, em última instância.

Considerações finais sobre o capítulo

O presente capítulo discutiu os resultados empíricos da pesquisa. Os resultados foram baseados no Modelo VECM, já que segundo o teste de cointegração de Johansen há vetor de cointegração, logo, as séries têm uma dinâmica de equilíbrio de longo prazo; e em respostas ao impulso.

A partir dos resultados da pesquisa, é relevante observar que esperava-se que a variável Câmbio poderia explicar em parte possíveis relações da dominância fiscal do Brasil (BLANCHARD, 2005).

É relevante ressaltar que, baseado nas análises de resposta ao impulso, observou-se uma resposta de curto prazo a partir do choque sobre a variável *SWAP*. Tal resultado pode sugerir uma mudança na conjuntura, pela qual, o mercado ao observar o comportamento do BACEN em termos do crescimento da oferta de *SWAPS*, antecipa os movimentos nas outras variáveis observadas, o que impede que os resultados registrados em Blanchard (2005) se repitam.

A partir dos resultados da pesquisa e em linha com Favero e Giavazzi (2005), constatou-se que o aumento de uma unidade na taxa SELIC correspondeu ao aumento de 0,531 e 0,333 nas variáveis Câmbio e EMBI, respectivamente. Já um aumento unitário na variável Dívida Pública/PIB possui correlação negativa de 0,05 com a taxa SELIC. A correlação entre a SELIC e o crescimento da variável Dívida Pública/PIB, estimada em 0,05, é indicativo de que a relação Dívida/PIB pode não ser explicação para elevações na taxa SELIC, pelo menos no sistema de equações e variáveis estimado.

Considerações Finais

Segundo a literatura econômica percorrida no presente trabalho, uma política fiscal mal gerida, que leve ao crescimento contínuo da relação dívida/PIB, eleva a percepção de risco de *default* da dívida pública, reduz a demanda por e o preço dos títulos públicos e, conseqüentemente, eleva os prêmios do risco-país.

A elevação do risco-país, por sua vez, força a autoridade monetária a elevar o juro médio de mercado, as *SWAPS DI* de 360 dias, e o juro SELIC em períodos defasados para conter a desvalorização cambial, que ocorre em decorrência da saída de divisas do país.

Conseqüência desse movimento é o fenômeno conhecido como dominância fiscal, descrito por Blanchard (2005) e Favero e Giavazzi (2005), autores que trabalharam na esteira do artigo seminal de Sargent e Wallace (1981), os primeiros a proporem a hipótese de dominância fiscal. Blanchard (2005) chama atenção para a dominância fiscal que poderia advir do aumento dos juros SELIC, para o subsequente agravamento da dinâmica da dívida e para a piora da percepção de risco de *default* da dívida pública; enquanto Favero e Giavazzi (2005) sugerem que poderia ocorrer o fenômeno a partir do aumento do risco-país, mensurado pelo EMBI Brasil.

A hipótese de trabalho fundou-se na tese de dominância fiscal de Blanchard (2005) e Favero e Giavazzi (2005) para explicar a rigidez dos juros brasileiros. De acordo com essa tese, por um lado, o aumento do risco de solvência da dívida pública aumentaria os prêmios de risco da economia; por outro, a possibilidade de futura monetização da dívida elevaria as expectativas de inflação futura. Nesse caso, a política monetária contracionista tornar-se-ia inócua, e tal configuração levaria a altas taxas de juros reais e a uma moeda doméstica desvalorizada (cf. BLANCHARD, 2005; FAVERO; GIAVAZZI, 2005).

Dependendo da dimensão que afeta a dívida pública, se associada a condições macroeconômicas desfavoráveis (choques externos ou queda de receitas do governo, por exemplo), a relação dívida/PIB poderia entrar numa trajetória explosiva e, desse modo, gerar aceleração da inflação em função da elevação das expectativas inflacionárias, dada a possibilidade de monetização dos *déficits* no futuro. Assim, sob tais condições, o controle inflacionário passaria pelo ajuste fiscal da economia, estando a política fiscal em coordenação com a política monetária, sem a necessidade de uma forte rigidez monetária

e, portanto, sem a necessidade de elevar os juros a altos patamares, como tem agido o BACEN sob o RMI.

A escolha da inexistência de dominância fiscal como principal vetor para explicar a permanência dos altos juros básicos na economia brasileira se baseou em pressupostos teóricos novo-clássicos de expectativas racionais.

A motivação dessa escolha foi investigar se o viés fiscal explica os altos juros básicos da SELIC, como sustentam as diferentes hipóteses de dominância fiscal, entre as quais as de Blanchard (2005), Favero e Giavazzi (2005) e Souza e Dias (2016). De acordo com essas hipóteses, a elevação do risco-país se deve, em última instância, à deterioração fiscal, que, no período de 2004 a 2018, afetou as variáveis financeiras, sobretudo os altos juros básicos relativos da economia brasileira.

No que diz respeito à rigidez dos juros em patamares elevados, foram apresentadas as principais abordagens consideradas pela literatura econômica. A primeira delas parte de um trabalho importante de Sargent e Wallace (1981), o qual sugere que o aumento do endividamento público acarreta o crescimento dos juros e da inflação na economia; numa configuração de déficit fiscal, o controle inflacionário é acompanhado por contração monetária e subida de juros, o que pode acarretar maior desestabilidade fiscal.

A segunda abordagem, baseada em Blanchard (2005), sugere que, além dos fatores apontados por Sargent e Wallace (1981), o déficit público, os juros e a inflação podem estar condicionados aos choques externos associados à desvalorização cambial.

Trazendo a abordagem de Blanchard (2005) para o caso brasileiro, Favero e Giavazzi (2005) explicam que a amplitude desses choques está associada ao risco de *default*, isto é, ao prêmio de risco exigido pelo mercado, de acordo com o tamanho da dívida pública em relação ao PIB. Por fim, Souza e Dias (2016) sugerem que o aumento do risco-país e do endividamento público, associado ao aumento da percepção de risco de *default* da dívida, elevam a taxa de inflação, a qual, sob o RMI, é controlada via aumento da taxa SELIC. Os autores associam a deterioração de variáveis financeiras ao aumento do risco-país.

No primeiro capítulo da presente dissertação, discutiu-se o papel das políticas monetária e fiscal e a rigidez dos juros no controle inflacionário após a implantação do Regime de Metas de Inflação. Foram expostos os determinantes dos juros básicos e sua relação com o risco-país e a taxa de câmbio. Além disso, o capítulo apresentou a discussão sobre a rigidez dos juros numa configuração de elevado risco-país em função do elevado

endividamento público em relação ao PIB, numa economia que não gera superávits fiscais suficientes para estabilizar a relação dívida/PIB no longo prazo.

No segundo capítulo, o trabalho discutiu o RMI e as principais teses sobre a rigidez dos juros no Brasil e também apresentou o debate atual. O capítulo desenvolveu-se na linha de pensamento de Blanchard (2005) e Favero e Giavazzi (2005), segundo a qual o aumento dos juros básicos pode derivar, em última instância, de fundamentos econômicos deteriorados, sobretudo os fiscais. Por fim, desenvolveu-se o trabalho empírico nos capítulos 3 e 4, nos quais foram feitas as discussões dos aspectos metodológicos e dos resultados da pesquisa, respectivamente.

No que tange ao trabalho empírico, estimamos um modelo dos juros SELIC para constatar se a dívida pública foi, direta ou indiretamente, a causa de sua elevação via aumento do risco-país e desvalorização cambial.

Nossos resultados indicam que, no curto prazo, aumentos nos juros médios de mercado, *SWAPS* DI de 360 dias, elevam a própria SELIC, as expectativas de inflação e o EMBI-Brasil, o que pode sugerir que, no período para o qual as estimativas foram realizadas, o mercado antecipou os movimentos nas outras variáveis observadas quando percebeu o aumento da oferta de *SWAPS* pelo BACEN e a própria autoridade monetária elevou a taxa SELIC em resposta a esses movimentos.

No modelo de longo prazo, entretanto, o aumento dos juros de mercado, a dívida pública e as expectativas de inflação tiveram efeitos negativos sobre a SELIC.

Não podemos afirmar que os juros SELIC podem ser elevados e mantidos em altos patamares, como sugere a hipótese de dominância fiscal de Blanchard (2005). Porém, há indicativos de que, no curto prazo, elevações do EMBI Brasil e a desvalorização cambial acabam afetando positivamente a taxa SELIC, como sugerem Favero e Giavazzi (2005).

O presente trabalho busca contribuir para a linha teórica segundo a qual os juros básicos brasileiros são perversamente mantidos em patamares relativamente altos em função do alto endividamento público. O viés fiscal, mensurado pela relação dívida/PIB, é enfatizado pela hipótese de dominância fiscal, em especial no caso de mercados emergentes, que têm maior dificuldade de rolar suas dívidas públicas. Esse viés parece ser um dos vetores causadores da rigidez monetária, dada a necessidade de pagamento de juros mais altos para rolar a dívida pública, em função dos prêmios de risco da rolagem da dívida.

Através de um modelo empírico, constatamos que, estatisticamente, não se pode dizer que a elevação da relação dívida/PIB seja um vetor causador dos relativamente altos juros SELIC praticados na economia brasileira. Em outras palavras, nossa pesquisa empírica não constatou estatisticamente a hipótese do presente trabalho, o que contradiz a literatura aqui apresentada. Sendo a hipótese de trabalho refutada, abre-se a oportunidade para se estender a agenda de pesquisa nessa linha, com novos estudos científicos que busquem uma explicação empírica coerente para a patologia econômica que são os juros brasileiros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, M. T. Dominância fiscal e a regra de reação fiscal: uma análise empírica para o Brasil. Teses USP. Disponível em: <https://teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12140/tde-19102007-124240/en.php>
- AIYAGARI, S. R.; GERTLER, M. The backing of government bonds and monetarism. **Journal of Monetary Economics**, v. 16, n. 1, p. 19–44, 1985.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974.
- ANDRADE, J. P. DE; PIRES, M. C. DE C. A transmissão da política monetária pelo canal do efeito riqueza no Brasil. In: OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. DE; SOBREIRA, R. (Eds.). **Política monetária, Bancos Centrais e Metas de Inflação**. [s.l.] FGV Editora, 2009. p. 209–235.
- ARIDA, P.; BACHA, E. L.; RESENDE, A. L. Credit, interest and jurisdictional uncertainty: Conjectures on the case of Brazil. 2012.
- ATHAYDE, D. R.; VIANNA, A. C. Dívida pública brasileira: uma análise comparativa dos três principais indicadores de esforço fiscal do governo. **Nova Economia**, v. 25, n. 2, p. 403–420, 2015.
- BACHA, E. L.; OLIVEIRA. Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação, alongamento. 2006.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxas de juros básicas – Histórico**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/Pec/Copom/Port/taxaSelic.asp>>. Acesso em: 19 jul. 2018a.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Histórico de Metas para a Inflação no Brasil**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/metas/tabelametaseresultados.pdf>>. Acesso em: 19 jul. 2018b.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Metas para a inflação**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/metainflacao>>. Acesso em: 10 jun. 2018c.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Swap cambial**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/swapcambial>>. Acesso em: 31 maio. 2019.
- BARBOSA FILHO, F. DE H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51–60, 2017.

- BARRO, R. J.; 1974. Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, vol. 82, p. 1095 - 1117. Disponível em: https://dash.harvard.edu/bitstream/handle/1/3451399/Barro_AreGovernment.pdf?sequence=4
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A positive theory of monetary policy in a natural rate model. **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 4, p. 589–610, 1983a.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 1, p. 101–121, 1983b.
- BATINI, N.; LAXTON, D. Under what Conditions Can Inflation Targeting be Adopted?: The Experience of Emerging Markets. 2006.
- BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. 2012.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 3, p. 146–180, 2002.
- CALVO, G. A. Open economy macroeconomics: Rudiger Dornbusch, (Basic Books, New York, 1980) pp. ix+293. **Journal of International Economics**, v. 11, n. 2, p. 295–299, 1981.
- CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors. **IMF Staff Papers**, v. 40, n. 1, p. 108–151, 1993.
- CARRARA, A. F.; CORREA, A. L. O regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 16, n. 3, p. 441–462, 2012.
- CARVALHO, F.C. de,. Uma contribuição ao devate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil. *Rev. Econ. Política*. vol. 25, nº 4, São Paulo Out./dez. 2005. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-31572005000400001&script=sci_arttext&tlng=pt
- CIARLONE, A.; PISELLI, P.; TREBESCHI, G. Emerging markets' spreads and global financial conditions. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 19, n. 2, p. 222–239, 2009.
- COCHRANE, J. H. Long-Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level. **Econometrica**, v. 69, n. 1, p. 69–116, 2001.
- COCHRANE, J. H. Michelson-Morley, Occam and Fisher: The Radical Implications of Stable

Inflation at Near-Zero Interest Rates The Radical Implications of Stable Inflation at Near-Zero Interest Rates. 2017.

COELHO, L. M. et al. **Índice Ibovespa: uma análise econométrica**. Juiz de Fora: Universidade Federal de Juiz de Fora, 2013.

ENDERS, W. Applied Econometric Time Series, fourth edition. V. 04, p. 261 - 337, 2006.

ERBER, F. 2008. Development projects and growth under finance domination - the case of Brazil during the Lula years (2003-2007). *Review Tiers Monde*, 194 (no prelo).

JEVANS, P. Do Large Deficits Produce High Interest Rates? **The American Economic Review**, v. 75, n. 1, p. 68–87, 1985.

FARIAS, 2019. Modelagem de Séries Temporais para fins de previsão. Tese USP. Disponível em: <https://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11134/tde-23052019-183018/en.php>.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Why are Brazil's Interest Rates so High? **Innocencio Gasparini Institute for Economic Research, Working Paper, n. 224**, 2002.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil. In: **Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003**. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2005. p. 85–108.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Inflation Targeting in Emerging Market Economies. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 18, p. 365–400, 2003.

GADELHA, S. R. DE B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 659–675, 2008.

GIAMBIAGI, F. *Economia Brasileira Contemporânea*. V. 2, p. 272. Elsevier, 2005. .

GONÇALVES, C. E. Is fiscal dominance for real? Evidence from Brazil's high-frequency data. abr. 2017.

GIAVAZZI, F.; GOLDFAJN, I.; HERRERA, S. (Eds.). . **Inflation Targeting, Debt and the Brazilian Experience, 1999 to 2003**. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2005. p. 265–294.

HAUSMANN, R. In search of the chains that hold Brazil back. **HKS Working Paper, n. RWP08-061**, 2008.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2–3, p. 231–254, 1988.

JULIO-ROMÁN, J. M.; LOZANO, I.; MELO-BECERRA, L. A. Quiebre estructural de la relación entre la política fiscal y el riesgo soberano en las economías emergentes: el caso colombiano. **Borradores de Economía**, n. 693, 2012.

KEYNES, J. M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. São Paulo: Editora Nova Cultural, 1996.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473–492, 1977.

LOPES, F. L. André, Cochrane e a teoria fiscal dos preços. **Valor Econômico**, 17 fev. 2017.

LOYO, E. **Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation**. [s.l.] Harvard University, 1999.

MARTONE, C. L. Juros e ajuste fiscal: comentários. In: ROCCA, C. A. (Ed.). **Mercado de Capitais, Agenda de Reformas e Ajuste Fiscal**. Rio de Janeiro: Campus, 2007.

MENDONÇA, H. F. DE. Dívida pública e estabilidade de preços no período pós-real: explorando relações empíricas. **Estudos Econômicos**, v. 34, n. 2, p. 345–368, 2004.

MENDONÇA, H. F. DE. Administração da dívida pública sob um regime de metas para inflação: evidências para o caso brasileiro. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 635–657, 2008.

MIRANDA, P. C. DE; MUINHOS, M. K. A Taxa de Juros de Equilíbrio: uma Abordagem Múltipla. **Trabalhos para Discussão**, n. 66, 2003.

MODENESI, A. DE M.; MODENESI, R. L. Quinze anos de rigidez monetária no Brasil pós-Plano Real: uma agenda de pesquisa. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 3, p. 389–411, 2012.

NETTO, A. D. Déficit nominal zero. **Boletim de Conjuntura Economia & Tecnologia**, v. 2, p. 5–12, 2005.

NETTO, D. D. C.; MODIANO, E. M. Inflação e controle do déficit público: análise teórica e algumas simulações para a economia brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 37, n. 4, p. 395–414, 1983.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation. **International Economic Review**, v. 28, n. 3, p. 777–787, 1987.

NUNES, A. F. N. DE; PORTUGAL, M. S. **Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma**

- análise para o Brasil pós-metas de inflação.** Encontro Nacional de Economia. **Anais...**Foz do Iguaçu, PR: 2009Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/18811>>
- OREIRO, J. L. et al. Por que as taxas de juros são tão elevadas no Brasil? Uma avaliação empírica. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 4, p. 557–579, 2012.
- OREIRO, J. L.; SOBREIRA, R. Controvérsias recentes sobre a Teoria e a Prática da Política Monetária no Brasil. **Revista de Conjuntura**, v. 16, n. 59, p. 14–18, 2017.
- PARREIRAS, M. A. **A estrutura institucional da dívida pública brasileira e seus impactos sobre a gestão da política monetária: uma análise do regime de metas para a inflação.** Dissertação (Mestrado em Economia das Instituições e do Desenvolvimento). São Paulo: Universidade de São Paulo, 2007.
- PASTORE, A. C. Por que a política monetária perde eficácia? **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, n. 3, p. 281–311, 1996.
- PINHEIRO, A. C.; GIAMBIAGI, F. **Rompendo o Marasmo: a retomada do desenvolvimento no Brasil.** 2. ed. [s.l.] Elsevier/Campus, 2006.
- PIRES, M. C. DE C. Uma análise da proposta de déficit nominal zero. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 4, p. 651–663, 2007.
- REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S.; SAVASTANO, M. A. Debt Intolerance. **NBER Working Paper 9908**, 2003.
- RESENDE, A. L. **Juros, moeda e ortodoxia - Teorias monetárias e controvérsias políticas.** 1. ed. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2017.
- RICARDO, D. **The Principles of Political Economy and Taxation.** London: J. M. Dent & Sons, 1921.
- ROSA, R. M. **Implicações macroeconômicas do BNDES.** São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2015.
- SALAMA, B. M. Spread Bancário e Enforcement Contratural: Hipótese de Causalidade Reversa e Evidência Empírica. *Ver. Bras. Econ.* Vol. 71 n° 1 Rio de Janeiro Jan./Mar. 2017.
- SANTIN, R. R. M. **Análise da política de crédito do BNDES em um modelo DSGE.** Dissertação (Mestrado em Economia). São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2013.
- SANTOLIN, R.; CARVALHO, F.. Uma Avaliação Econométrica da trajetória do Pass-Through

da Taxa de Câmbio, Pressões de Demanda e Oferta sobre a Inflação no Período 1999-2017 2019.

SANTOS, A. J. DOS. **Modelos Vetoriais Auto-Regressivos com Transição Suave Estruturados por Árvores – STVAR-Tree**. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica). Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2009.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, p. 1–17, 1981.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. **The Annals of Statistics**, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Desconhecido. 2018.

SICSÚ, J. Expectativas Inflacionárias no Regime de Metas de Inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. **Economia Aplicada**, v. 6, n. 4, p. 703–711, 2002.

SILVA, F. M. DA. **Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o IBOVESPA**. Dissertação (Mestrado em Administração). Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria, 2011.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.

SIMS, C. A. A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. **Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 381–399, 1994.

SOUZA, J. B. DA L. DE; DIAS, M. H. A. **Dominância fiscal e os seus impactos na política monetária: uma avaliação para a economia brasileira**. [s.l.] ANPEC, 2016.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195–214, 1993.

TRIAMI MEDIA BV. **Bancos centrais, quadro das taxas de juros actuais**. Disponível em: <<https://pt.global-rates.com/taxa-de-juros/bancos-centrais/bancos-centrais.aspx>>. Acesso em: 19 jul. 2018.

VASCONCELOS, M. A. S. et al. Manual de Macroeconomia: básico e intermediário. 3ª ed., p. 270, 2014.

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. **Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 345–380, 1994.

WOODFORD, M. Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. **Carnegie-**

Rochester Conference Series on Public Policy, v. 43, n. 1, p. 1–46, 1995.

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