

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA – UFPB CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PPGE

WELLINGTON CHARLES LACERDA NOBREGA

INTERAÇÃO ENTRE A POLÍTICA FISCAL E MONETÁRIA: UMA ANÁLISE SOBRE O REGIME DE DOMINÂNCIA VIGENTE NA ECONOMIA BRASILEIRA

JOÃO PESSOA 2016

WELLINGTON CHARLES LACERDA NOBREGA

INTERAÇÃO ENTRE A POLÍTICA FISCAL E MONETÁRIA: UMA ANÁLISE SOBRE O REGIME DE DOMINÂNCIA VIGENTE NA ECONOMIA BRASILEIRA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, em cumprimento às exigências de conclusão do Curso de Mestrado em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia

Coorientador: Prof. Dr. Cássio da Nóbrega

Besarria

N754i Nobrega, Wellington Charles Lacerda.

Interação entre a política fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira / Wellington Charles Lacerda Nobrega.- João Pessoa, 2016.

67f. : il.

Orientador: Sinézio Fernandes Maia Coorientador: Cássio da Nóbrega Besarria Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA

1. Economia. 2. Política monetária. 3. Dominância monetária. 4. Dominância fiscal. 5. MS-VAR.

UFPB/BC CDU: 33(043)

WELLINGTON CHARLES LACERDA NOBREGA

INTERAÇÃO ENTRE A POLÍTICA FISCAL E MONETÁRIA: UMA ANÁLISE SOBRE O REGIME DE DOMINÂNCIA VIGENTE NA ECONOMIA BRASILEIRA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba — UFPB, em cumprimento às exigências de conclusão do Curso de Mestrado em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo aprovada em: 26 / 02 / 2016

Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia Universidade Federal da Paraíba (Orientador)

Prof. Dr. Cássio da Nóbrega Besarria

Universidade Federal da Paraíba

(Coorientador)

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva

Bejarano Aragón

Universidade Federal da Paraíba

(Avaliador Interno)

Prof. Dr. Nelson Leitão Paes

Universidade Federal da Pernambuco

(Avaliador Externo)

Dedico esta obra ao meu avô e herói, Rosil Pereira Lima.

AGRADECIMENTOS

Agradeço de coração aos professores orientadores: Dr. Sinézio Fernandes Maia (Orientador) e Dr. Cássio da Nóbrega Besarria (Coorientador), pela paciência, confiança, suporte e principalmente pela dedicação nas orientações, sendo a participação de ambos essencial para o desenvolvimento desta pesquisa.

A todos os docentes que passaram em minha vida e transmitiram o conhecimento e sabedoria necessários para a minha formação profissional e pessoal.

Aos meus amigos, Erielton Alves, Eliseu Marques, Jairon Suel, Marina Monteiro, Semíramis Lima, Kassya Fraga, Édila Galdino, Islan Alves, Pedro Pereira, pelo companheirismo, amizade e incentivo no decorrer da pós-graduação.

Agradeço à minha companheira, Alanne Alves, pela paciência e carinho no decorrer deste trabalho.

Aos meus irmãos, Altimar Júnior e Arthur Nóbrega pelo carinho e cumplicidade. Em especial, agradeço a meus pais, Gilda Lacerda de Sousa e Altimar Nobrega de Lima por todo o amor e pela educação que me deram.

Por fim, agradeço a CAPES pelo auxílio financeiro.

RESUMO

Esta pesquisa tem o propósito de investigar o regime de dominância (monetária ou fiscal) vigente na economia brasileira no período de 2003 a 2015. Para isso, empregou-se o modelo de vetores autorregressivos (VAR) como primeiro exercício. Os resultados obtidos nessa etapa sugerem a existência de uma relação de dominância monetária, conforme descrito por Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004). Entretanto, verificou-se uma mudança estrutural na relação entre as variáveis no ano de 2011. E, por meio de regressões múltiplas da equação da dívida com inclusão de variáveis *dummies*, foi possível verificar que a oferta monetária passou a apresentar relação negativa com a dívida, sugerindo que a expansão da base monetária foi utilizada para estabilizar as contas públicas. Esse resultado sugere que há indícios de um regime de dominância fiscal para o período recente. Fato corroborado pelo método de vetores autorregressivos com mudança markoviana (MS-VAR), onde este identificou a existência de dois regimes bem definidos no período analisado.

Palavras-chave: Dominância Monetária. Dominância Fiscal. Política Monetária. MS-VAR.

ABSTRACT

This research aims to investigate the dominance regime (monetary or fiscal) prevailing in Brazilian economy in the period from 2003 to 2015. For this, an autoregressive vectors model (VAR) was used as first approach. The results of this step suggest the existence of a monetary dominance relationship, as described by Sargent and Wallace (1981) and Blanchard (2004). However, a structural change in the relationship between variables was verified. And, through multiple regressions of debt equation with the inclusion of dummy variables, was found that the money supply began to show negative relationship with public debt, suggesting that the expansion of the monetary base was used to stabilize public accounts. This results suggests that there is evidence of a fiscal dominance regime for the recent period. Fact borne out by the Markov-Switching autoregressive vectors model (MS-VAR), where it identified the existence of two clearly defined regimes in the analyzed period.

Keywords: Monetary Dominance. Fiscal Dominance. Monetary Policy. MS-VAR.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Evolução das dívidas líquida e bruta no período de 2003 a 2015 (em %PIB)	16
Figura 2 - Comportamento das necessidades de financiamento do setor público nominal e	
primário no período de 2003 a 2015 (em %PIB)	17
Figura 3 - Evolução das taxas de inflação efetiva e Selic no período entre 2002 e 2015	18
Figura 4 - Comportamento da Dívida Mobiliária Federal (por indexador) no período de	
2002 a 2015	20
Figura 5 - Evolução da taxa de câmbio real e do prêmio de risco (EMBI) no período de	
2003 a 2015	20
Figura 6 - Interação entre Política Monetária e Política Fiscal	40
Figura 7 - Funções resposta ao impulso na dívida pública	46
Figura 8 - Funções resposta ao impulso na taxa Selic	48
Figura 9 - Probabilidades do modelo MSMH(2)-VAR(1)	56
Figura 10 – Gráfico das variáveis	64
Figura 11 – Função autocorrelação e autocorrelação parcial	65

LISTA DE TABELAS

$Tabela\ 1 - Resumo\ dos\ trabalhos\ sobre\ coordenação\ entre\ política\ monetária\ e\ fiscal\$	36
Tabela 2 - Modelos autorregressivos com mudança markoviana	43
Tabela 3 - Descrição dos dados	43
Tabela 4 - Estatística descritiva dos dados	44
Tabela 5 - Resultados dos modelos com <i>Dummies</i>	51
Tabela 6 - Teste LR para seleção dos modelos	54
Tabela 7 - Resultados do modelo MSMH(2)-VAR(1)	54
Tabela 8 - Matriz de transição do modelo MSMH(2)-VAR(1)	55
Tabela 9 – Testes de raiz unitária das variáveis	66
Tabela 10 – Testes de número ótimo de defasagens	66
Tabela 11 – Testes de autocorrelação serial	66

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF Teste Dickey-Fuller Aumentado

BACEN Banco Central do Brasil

CIDE Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico

COPOM Conselho de Política Monetária

CPMF Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira

DLSP Dívida Líquida do Setor Público

GMM Método dos Momentos Generalizados

IOF Imposto sobre Operações Financeiras

IPCA Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

IPI Imposto Sobre Produtos Industrializados

MQO Mínimo Quadrados Ordinários

NFSP Necessidade de Financiamento do Setor Público

PIB Produto Interno Bruto

SELIC Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

SGS Sistema Gerenciador de Séries Temporais

TQM Teoria Quantitativa da Moeda

VAR Vetor Autorregressivo

VEC Vetor de Correção de Erros

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	CONTEXTUALIZAÇÃO	16
3	MODELO TEÓRICO	22
3.1	O MODELO DE SARGENT E WALLACE	22
3.2	O MODELO DE BLANCHARD	25
4	REVISÃO DA LITERATURA	30
5	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	38
5.1	VETORES AUTORREGRESSIVOS	38
5.1.1	ESPECIFICAÇÃO	39
5.2	VETORES AUTORREGRESSIVOS COM MUDANÇA MARKOVIANA	40
5.3	DADOS	43
6	RESULTADOS	45
6.1	VETORES AUTOREGRESSIVOS	45
6.2	AVALIANDO A MUDANÇA DE REGIME	49
6.3	VETORES AUTORREGRESSIVOS COM MUDANÇA MARKOVIANA	53
7	CONCLUSÕES E DISCUSSÕES	58
	REFERÊNCIAS	61
	APÊNDICE A – GRÁFICO DAS SÉRIES	64
	APÊNDICE B – TESTES APLICADOS	66

1 INTRODUÇÃO

As decisões de política monetária e fiscal se encontram no centro do debate econômico e político da maioria das economias ao redor do mundo. Não obstante a capacidade anticíclica de tais medidas, as autoridades monetária e fiscal possuem objetivos e instrumentos diferentes, o que pode levar a um comportamento antagônico na falta de coordenação entre ambas.

O debate acerca da importância da coordenação entre política fiscal e monetária foi estimulado pelo trabalho de Sargent e Wallace (1981), onde esses autores descrevem dois possíveis cenários de interação entre ambas as políticas econômicas que resultam em duas formas de dominância política: a dominância monetária ou dominância fiscal.

O regime de dominância monetária é caracterizado por uma autoridade fiscal passiva, comprometida com a geração de receitas e orçamento equilibrado, no sentido de promover a estabilização da relação dívida/PIB. Neste caso, a autoridade monetária não é forçada a monetizar a dívida no intuito de saldar o débito do governo. Os trabalhos recentemente realizados por Tanner e Ramos (2003), Aguiar (2007), Gadelha e Divino (2008), Araújo e Besarria (2014) e Ferreira (2015) verificaram que o Brasil se encontra sob o regime de dominância monetária.

Por outro lado, a dominância fiscal está associada a uma autoridade fiscal que determina unilateralmente seus orçamentos correntes e futuros, impondo o montante de receita que deverá ser gerado através da senhoriagem e da venda de títulos públicos. Neste caso, a dívida pública não está associada a um superávit primário que seja capaz de estabilizar a razão dívida/PIB. A autoridade monetária perde o controle dos níveis de preços por precisar monetizar a dívida, a fim de gerar as receitas de senhoriagem necessárias à solvência do governo. Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) constataram que o Brasil no ano de 2002 esteve sob um regime de dominância fiscal. Mais recentemente, este resultado também foi encontrado por Ázara (2006) e Marques Junior (2009).

Favero e Giavazzi (2004) e Blanchard (2004) expandiram a análise de dominância fiscal levantada por Sargent e Wallace (1981) para o contexto de uma economia aberta, destacando o papel crucial do risco de *default* e do câmbio sobre a dinâmica dívida e inflação. Estes autores argumentam que caso a economia se encontre em ambiente de elevada vulnerabilidade externa - em razão de uma grande parcela da dívida ser indexada à moeda estrangeira - a política monetária contracionista resultaria em um efeito contraditório sobre a inflação e o câmbio, propiciando uma depreciação cambial ao invés de apreciação, em virtude de uma fuga de

capitais derivada da "desconfiança" dos investidores estrangeiros em relação a um possível *default* da dívida.

No Brasil, adotou-se o regime de metas para a inflação a partir de 1999, com o objetivo principal de exercer maior controle sobre a inflação, tornando a taxa de juros (Selic) o principal instrumento de controle do nível de preços da economia. Simultaneamente, o governo assumiu o compromisso em atingir uma meta para o superávit primário, no intuito de garantir a sustentabilidade da dívida pública. Esse conjunto de medidas tinha por finalidade sinalizar o compromisso do governo federal com o objetivo de redução das elevadas taxas de juros e manutenção do controle inflacionário.

Entretanto, a taxa de juros praticada no Brasil é notadamente mais elevada que a grande maioria das economias em desenvolvimento, no atual estágio, chegando ao patamar de 14,25%¹. A título de comparação, Peru (3,25%), Colômbia (4,50%), Chile (3,00%) e México (3,00%) possuem a taxa básica de juros em um nível bastante inferior ao praticado no Brasil. A despeito do elevado juro, a taxa de inflação se apresenta em um patamar ainda elevado (10,67% em dez. 2015), distanciando-se da meta de 4,50% do governo. Neste contexto, é inevitável o surgimento de questionamentos a respeito da capacidade de a taxa Selic influenciar o comportamento presente e futuro da taxa de inflação, assim como se a melhor estratégia de combate à inflação, no atual cenário em que se encontra a economia brasileira, é a adoção de regras de política monetária, tal como proposta por Taylor (1993)².

Uma das explicações para tal fenômeno está pautada na tese da dominância fiscal, na qual a condução da política fiscal é a principal causa da ineficácia da política monetária, motivando a manutenção de uma elevada taxa de juros. Por um lado, o risco de *default* da dívida pública pressiona uma elevação do prêmio de risco, por outro, a expectativa de uma futura monetização da dívida eleva as expectativas inflacionárias. A elevação dos juros (política monetária restritiva) conduz a uma ampliação dos gastos com serviço da dívida, ampliando ainda mais o risco de insolvência. Neste contexto, surgem os efeitos indesejados que caracterizam o regime de dominância fiscal, no qual a política monetária restritiva ao invés de

¹ De acordo com a Ata da 195ª reunião do Conselho de Política Monetária (COPOM, 2015).

² Taylor (1993) trouxe ao debate a questão fundamental entre regras de política e o discricionismo na consecução da política monetária, atentando para os possíveis ganhos de credibilidade obtidos junto aos agentes econômicos em virtude do fato de o governo seguir regras claras no combate à inflação. A regra de Taylor, conforme inicialmente proposta, descreve a reação do Banco Central em relação à inflação através dos desvios da mesma em relação a meta preestabelecida e dos ciclos de negócios. Posteriormente, Clarida et al. (1998) propuseram uma versão prospectiva da regra original, onde a reação ocorria em virtude das expectativas inflacionárias.

conter o crescimento da inflação - via redução da demanda e apreciação cambial - provoca o agravamento do viés inflacionário.

A atual conjuntura da economia brasileira suscita uma maior investigação a respeito do regime de dominância vigente no país: O Brasil se encontra sob o regime de dominância monetária ou dominância fiscal? Há evidências de uma mudança de regime no período recente? A preocupação com o andamento das contas públicas tem sido tema de debate, levantando questionamentos acerca da postura do governo em relação à política fiscal. Por exemplo, Schymura (2015) argumenta:

A atual conjuntura brasileira apresenta características que podem sugerir o risco de dominância fiscal. [...] Não há dúvidas que as expectativas fiscais não são positivas e que a dificílima situação política cria nos agentes uma sensação de impotência do governo para lidar com o desafio das contas públicas. [...] Com o atual conjunto de evidências, e devido a própria natureza do fenômeno, é impossível afirmar ou descartar que o Brasil esteja em dominância fiscal ou próximo a ela. Mas dá para asseverar que este é um risco que deve ser levado em conta pela autoridade monetária. (SCHYMURA, 2015, p. 8).

Neste cenário, a fragilidade das contas públicas pode ser considerada um importante indicador do regime de dominância vigente, uma vez que reflete as atitudes do governo central. Não obstante, as previsões para o superávit primário brasileiro — principal instrumento de estabilização da relação dívida/PIB - mostram-se bastante pessimistas, de acordo com o Relatório da Inflação, de dezembro de 2015:

O governo, considerando o cenário de menor arrecadação e de dificuldade na ampliação do contingenciamento de despesas, encaminhou projeto de lei ao Congresso Nacional estabelecendo nova meta de resultado primário para 2015, mediante alterações na Lei de Diretrizes Orçamentárias. A proposta foi aprovada em dezembro e estabelece que a meta para o Governo Central passa de superávit de R\$5,8 bilhões para déficit de R\$51,8 bilhões, podendo totalizar até R\$119,9 bilhões se houver frustração de receitas previstas com concessões e permissões ou pagamentos de despesas de equalização de taxas e/ou subsídios acumulados de exercícios anteriores. (BRASIL, 2015, p. 33).

Diante do exposto, a presente pesquisa tem o propósito de estimular o debate acerca deste tema, tendo por objetivo geral investigar o regime de dominância vigente na economia brasileira. Para isto, é utilizado um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), para o período compreendido entre 2003 e 2015. Além disto, por objetivos específicos pretende-se: investigar se houve mudança de regime no período recente; analisar a interação entre as variáveis fiscais e monetárias e seus desdobramentos.

O presente trabalho é composto por seis capítulos, incluindo esta introdução. No capítulo 2 é apresentada uma breve conjuntura da economia brasileira. O capítulo 3 apresenta a revisão bibliográfica acerca do tema. No capítulo 4 são discutidos os procedimentos metodológicos utilizados neste trabalho. O capítulo 5 expõe os resultados encontrados. Por fim, o capítulo 6 trata das conclusões e discussões. Além destes, o trabalho possui os Apêndices A e B.

2 CONTEXTUALIZAÇÃO

A avaliação do papel das políticas monetária e fiscal, seja como processo de estabilização ou instrumento de estímulo econômico, é objeto de intenso debate entre acadêmicos e formuladores de política econômica. Baseado nessa discussão, esta seção tem o propósito de apresentar indicadores que possam sugerir uma possível interação entre essas políticas, assim como o provável regime de dominância no qual se encontra a economia brasileira.

A Figura 1 mostra a evolução da dívida líquida e bruta (esta última somente exposta a partir de 2006 devido à mudança na metodologia) do setor público. Embora exista tendência de redução da dívida líquida ao longo dos últimos anos, em sentido oposto, a dívida bruta do governo se encontra em níveis elevados - 65,1% do PIB em dezembro 2015 - sugerindo aumento do passivo governamental.

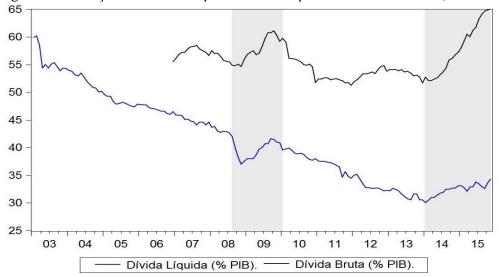


Figura 1 – Evolução das dívidas líquida e bruta no período de 2003 a 2015 (em %PIB)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BACEN.

É possível observar duas mudanças expressivas na trajetória das dívidas líquida e bruta, uma em 2008 e outra em meados de 2013. No primeiro caso, a crise do *subprime* teve repercussão sobre a atividade econômica e arrecadação tributária brasileira, causando redução do superávit primário. Em resposta a esse choque negativo foram adotadas medidas anticíclicas, entre as quais se destaca a redução do imposto sobre os produtos industrializados de bens duráveis, fato que culminou no aumento do passivo governamental. O mecanismo adotado pelo governo para reagir à crise *subprime* e evitar que houvesse uma desaceleração da atividade

econômica trouxe também consequências não desejáveis sobre as taxas de inflação e juros, tal como é descrito em Mendonça (2012).

Além disso, no ano de 2011 foi instituído pela Lei nº 12.546 a desoneração da folha de pagamento com o propósito de substituir a incidência da contribuição previdenciária patronal sobre folha de salários pela incidência sobre o faturamento. Essa foi uma das medidas anticíclicas adotadas no Brasil no período de instabilidade financeira internacional e que tem suporte no argumento econômico de aumentar a competitividade da indústria nacional e preservar/estimular o mercado de trabalho.

Inicialmente, 15 setores econômicos foram beneficiados com a eliminação da contribuição patronal de 20% sobre a folha de pagamentos, alcançando o patamar de 56 setores no ano de 2013. Além disso, era previsto que esse benefício teria sua vigência limitada até dezembro de 2014. No entanto, em maio de 2014, por meio da edição da Medida Provisória nº 651, de 9/7/2014, o governo resolveu tornar permanente a desoneração da folha de pagamento.

No segundo caso, há também uma reversão da trajetória de ambas as variáveis, em meados de 2013 que perdura até então, indicando a deterioração das contas públicas, agravada em virtude da recente desaceleração econômica (2014/2015).

Outro indicador que reforça a mudança ocorrida na postura fiscal são as necessidades de financiamento do setor público (NFSP). A Figura 2 apresenta a evolução do superávit primário e da necessidade de financiamento nominal do governo. Mais uma vez, as áreas sombreadas destacam períodos de inflexão, onde houve acentuada elevação da necessidade de financiamento e também redução do superávit primário.

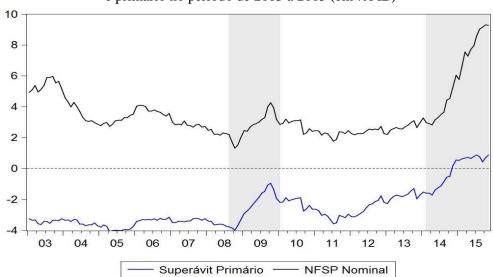


Figura 2 – Comportamento das necessidades de financiamento do setor público nominal e primário no período de 2003 a 2015 (em %PIB)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BACEN.

É possível observar que o período recente é caracterizado por um resultado primário deficitário, onde, a partir de 2014 se iniciou uma sequência de déficits (mensais acumulados em 12 meses) que perdura até então. Neste cenário, frente à menor arrecadação e dificuldade no contingenciamento de despesas, o governo federal alterou a meta de resultado primário, que passou de superávit de R\$5,8 bilhões para déficit de R\$51,8 bilhões, com possibilidade de nova alteração para R\$ 119,9 bilhões, ampliando a necessidade de financiamento nominal. Em relação ao financiamento do déficit do setor público:

O déficit do setor público – soma do resultado primário e dos juros nominais apropriados – totalizou R\$446,2 bilhões nos dez primeiros meses (R\$242,2 bilhões em igual intervalo de 2014). Seu financiamento ocorreu mediante expansões da dívida mobiliária interna e da dívida bancária líquida, neutralizadas, em parte, pelas reduções do financiamento externo líquido e das demais fontes de financiamento interno, que incluem a base monetária. (BRASIL, 2015, p. 38).

A importância da reversão da trajetória do resultado primário é corroborada pelo então presidente da autoridade monetária, Alexandre Tombini:

O reestabelecimento de uma trajetória de resultados primários que leve à estabilização e à posterior redução da relação entre a dívida pública e o PIB é condição *sine qua non*³ para a criação de uma percepção positiva sobre o ambiente econômico; para a recuperação da confiança dos agentes; para a melhoria da competitividade; para a ancoragem das expectativas de inflação; e, por fim, para o estabelecimento das bases para a retomada do crescimento econômico sustentável. (TOMBINI, 2015, p. 6).

Outro fato importante diz respeito ao nível de preços da economia brasileira. A Figura 3 apresenta a evolução anual da inflação efetiva (IPCA) e suas bandas em relação à meta estabelecida, bem como a evolução da taxa Selic.

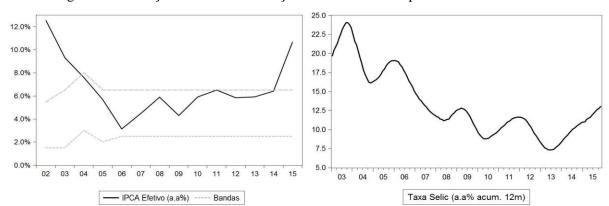


Figura 3 – Evolução das taxas de inflação efetiva e Selic no período entre 2002 e 2015

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BACEN.

-

³ Expressão oriunda do latim e remete à condição indispensável.

Não obstante a elevada taxa básica de juros da economia (14,25%), observa-se que a inflação superou o teto da meta estabelecida para o ano de 2015, registrando 10,67% frente à meta de 4,50%, frustrando os esforços da autoridade monetária no tangente à condução do índice de preços dentro dos limites das bandas inflacionárias. A respeito disso:

Avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom considera que remanescem incertezas associadas ao balanço de riscos, principalmente, quanto à velocidade do processo de recuperação dos resultados fiscais e à sua composição, e que o processo de realinhamento de preços relativos mostra-se mais demorado e mais intenso que o previsto. (BRASIL, 2015, p. 8).

Ainda nesse sentido, vale destacar a influência da trajetória da dívida pública sobre as expectativas de inflação, impactando na ampliação das incertezas dos agentes econômicos.

O Copom entende que uma fonte de risco para a inflação reside no comportamento das expectativas de inflação, impactadas negativamente nos últimos meses pelo nível elevado da inflação corrente, pela dispersão de aumentos de preços, pelos processos ora em curso de ajuste de preços relativos, e, principalmente, pelas incertezas quanto à velocidade do processo de recuperação dos resultados fiscais e à sua composição. Ainda em relação às expectativas, o Comitê observa que as referentes a 2016 têm-se elevado desde agosto, invertendo a trajetória declinante até então. Esse movimento ascendente nas expectativas – que ocorreu em conjunto com o aumento das incertezas relacionadas aos resultados fiscais – também é observado, apesar de que em menor medida, nas projeções de mercado para 2017 e 2018. Esses fatos constituem claro e importante sinal sobre a deterioração recente do balanço de riscos da economia, e demandam monitoramento para definição dos próximos passos na estratégia de política monetária. (BRASIL, 2015, p. 71).

Nos últimos anos, a composição da dívida pública - por indexador - vem sofrendo mudanças significativas. A taxa Selic e o câmbio perderam participação no total da dívida, passando de 51,47% e 26,27%, no ano de 2002, para 15,74% e 0,47% em 2015, respectivamente. Por outro lado, a proporção indexada aos índices de preços cresceu de 9,23% para 25,98%, crescimento também compartilhado pelos títulos referentes a operações de *open market*, que passaram de 3,86% para 26,53%, em média.

A redução da proporção da dívida mobiliária indexada à Selic e ao câmbio reduziu o impacto da elevação dos juros e da variação cambial sobre o resultado da dívida. Blanchard (2004) argumentou que uma alta indexação da dívida ao câmbio é um dos fatores que pode conduzir uma economia ao regime de dominância fiscal, devido a maior exposição às condições externas. Por outro lado, a ampliação considerável nas operações de mercado aberto sugere que houve uma mudança considerável no comportamento da autoridade fiscal nos últimos anos, no sentido de elevação da demanda por financiamento.

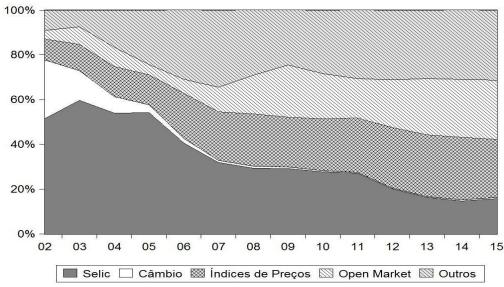


Figura 4 – Comportamento da Dívida Mobiliária Federal (por indexador) no período de 2002 a 2015

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BACEN.

A Figura 5 apresenta a trajetória da taxa de câmbio e do prêmio de risco. Fato que merece destaque é a forte integração entre as variáveis, mostrando que possuem evolução semelhante. É possível verificar uma tendência de queda do risco e de depreciação cambial a partir de 2003 que perdura até 2008, revertida bruscamente em virtude do cenário da crise financeira internacional. Mais recentemente, ambas as variáveis também apresentam comportamento desfavorável, com ampliação do risco e depreciação cambial.

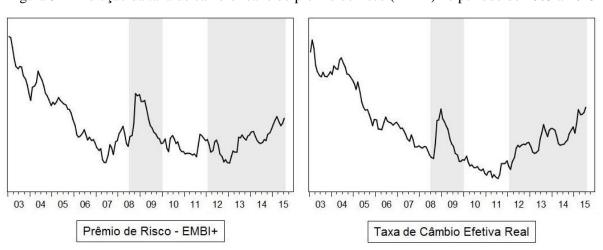


Figura 5 – Evolução da taxa de câmbio real e do prêmio de risco (EMBI) no período de 2003 a 2015

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BACEN e do J. P. Morgan.

A respeito do atual cenário da taxa de câmbio e da percepção do risco por parte dos investidores estrangeiros, Pastore (2015) argumenta:

Se o País não estivesse em recessão e existisse um mínimo de disciplina fiscal, o Banco Central reagiria à depreciação cambial elevando a taxa de juros. Mas, nas condições atuais, dentre as quais predomina a fraqueza política do governo, o cenário mais provável é de uma acomodação monetária, aumentando a inflação. Se o governo tivesse força política para propor e aprovar um ajuste fiscal estrutural, que ocorreria predominantemente do lado dos gastos, veria os riscos caírem, reduzindo as cotações do CDS e valorizando o real, facilitando a tarefa do Banco Central. Mas nada disso está no horizonte, o que significa que estamos a caminho acelerado de uma nova forma de dominância fiscal. O quadro piora ainda mais se, nas condições atuais, o governo decidisse vender reservas para tentar evitar a depreciação cambial. (PASTORE, 2015, [s.p.]).

Este ambiente se torna propício ao surgimento de um regime de dominância fiscal, conforme descrito por Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004), uma vez que o gasto desordenado do governo torna o resultado primário incapaz de controlar o crescimento da relação Dívida/PIB. Neste cenário, ainda que o déficit seja financiado via emissão de títulos da dívida, a demanda por papéis possui limites, o que impossibilita que o financiamento da dívida via emissão de títulos avance ininterruptamente. Em tal cenário, o BACEN se vê compelido a expandir a base monetária no intuito de realizar a coleta de senhoriagem necessária à solvência do governo, alternativa com viés inflacionário. Além disso, no ambiente econômico onde a fragilidade do resultado fiscal é evidente, a política monetária recessiva, na forma de elevação dos juros, pode resultar na ampliação do risco percebido pelos credores internacionais em virtude do maior montante de juros nominais dispendidos. Neste contexto, uma possível fuga de capitais derivada do maior risco pode conduzir a uma depreciação cambial, agravando ainda mais o viés inflacionário, via repasse cambial para os preços.

3 MODELO TEÓRICO

3.1 O MODELO DE SARGENT E WALLACE

O modelo teórico proposto por Sargent e Wallace (1981) possui duas especificações, onde: primeiro, uma política contracionista poderá gerar maior inflação futura; segundo, uma política contracionista poderá gerar maior inflação corrente. O modelo possui três características importantes:

- Taxa de crescimento constante, n, para o rendimento real e população.
- Retorno real constante dos títulos federais excede n.
- Um esquema da Teoria Quantitativa da Moeda (TQM) no qual a velocidade-renda seja constante.

A política fiscal é descrita por uma sequência de D_1, D_2, \ldots, D_t^4 . De forma semelhante, a política monetária é descrita por uma sequência H_1, H_2, \ldots, H_t , onde H_t é o estoque monetário no período t. Assumindo-se, por simplicidade, que o débito governamental é dado em um período em que se pode escrever a restrição orçamentária consolidada do governo como:

$$D_1 = \frac{H_t - H_{t-1}}{n_t} + B_t - B_{t-1}[1 + R_{t-1}]$$
 (1)

onde p_t é o nível de preços no período t, B_t são os empréstimos contraídos pelo governo junto ao setor privado e $B_{t-1}[1+R_{t-1}]$ é valor em t, dos títulos do governo que foram emitidos em t-1. A equação 1 explicita que o déficit governamental pode ser financiado através de uma combinação entre expansão monetária e emissão de títulos. Dividindo-se ambos os termos de 1 por N_t ⁵ e rearranjando, obtém-se o déficit governamental $per\ capita$:

$$\frac{B_t}{N_t} = \left[\frac{1 + R_{t-1}}{1 + n}\right] \left[\frac{B_{t-1}}{N_{t-1}}\right] + \frac{D_t}{N_t} - \frac{H_t - H_{t-1}}{N_t p_t} \tag{2}$$

A equação 2 é utilizada para ilustrar que uma política monetária contracionista implica em maior inflação no futuro. Entretanto, antes disto, é necessário descrever a dinâmica da

⁴ *D*_t é mensurado em termos reais e é definido como qualquer despesa realizada pelo governo, excetuando os gastos com serviço da dívida pública, subtraído da arrecadação de impostos (resultado primário).

⁵ N_t é a população no período t, conforme foi exposto, esta cresce a uma taxa constante no tempo, n. Portanto: $N_{t+1} = (1+n)N_t$.

política monetária e da inflação. Assumindo a política monetária no período t=1 como dada e igual a H_1 , onde θ é a taxa de crescimento da base monetária, ou seja, de H_t , teremos:

$$H_t = (1 + \theta)H_{t-1} \tag{3}$$

Neste contexto, uma política monetária contracionista é caracterizada por um menor valor para θ . As hipóteses do modelo implicam que o nível de preços em qualquer período é proporcional ao estoque monetário, de acordo com:

$$p_t = \frac{1}{h} \frac{H_t}{N_t} \tag{4}$$

A partir de 4, pode-se verificar que a taxa de inflação é dada por: $\frac{p_t}{p_{t-1}} = \frac{1+\theta}{1+n}$. Uma vez especificada a política monetária (θ e T), ao mesmo tempo, é determinada a taxa de inflação do período t=2,3,...,T. O objetivo é demonstrar como a taxa de inflação para períodos posteriores a T está relacionada com a taxa de inflação escolhida para períodos anteriores a T. Isto é feito em dois passos: Primeiro, é necessário determinar como a taxa de inflação em t>T depende do montante alcançado pela dívida pública $per\ capita$ até T. Para isto, substitui-se a equação em 4, obtendo-se:

$$1 - \frac{1}{1+n} \frac{p_{t-1}}{p_t} = \frac{D_t}{N_t} + \frac{R_{t-1} - b_{\theta(T)}}{1+n}$$
 (5)

A equação 5 somente faz sentido se seu lado direito for menor que um, indicando que existe um limite superior para $b_{\theta(T)}$. Então, o lado direito de 5 é uma função crescente de $b_{\theta(T)}$, isto implica que quanto mais a dívida pública tiver crescido antes de T, maior será a inflação depois de T. Resta agora descrever a relação existente entre o déficit governamental per capita, $b_{\theta(T)}$, e a política monetária, θ . Para isto, primeiramente se encontra: $\frac{B_1}{N_1} = b_1$; resolvendo a equação 2 em t = 1 para b_1 , tem-se:

$$b_1 = \frac{B_0}{N_1 p_1} + \frac{D_1}{N_1} - \frac{H_1 - H_0}{N_1 p_1} \tag{6}$$

Note que b_1 não possui relação com θ . Utilizando as definições 3 e 4 e $\frac{B_1}{N_1}$ para encontrar $b_1, b_{\theta(2)}, b_{\theta(3)}, \ldots, b_{\theta(T)}$, pode-se reescrever déficit governamental per capita da seguinte forma:

$$b_t = \frac{1 + R_{t-1}}{1 + n} b_{t-1} + \frac{D_t}{N_t} - \frac{h\theta}{1 + \theta}$$
 (7)

para t = 2, 3...T. Para qualquer t > 2 e t < T, tem-se que:

$$b_{\theta(t)} = \varphi_{t,1}b_1 + \sum_{s=2}^{T} \varphi_{t,1} \frac{D_s}{N_s} - \frac{h\theta}{1+\theta} \sum_{s=2}^{T} \varphi_{t,1}$$
 (8)

onde $\phi_{t,1} = \prod_{j=s}^{t-1} \frac{1+R_j}{(1+n)^{t-s}}$. É possível se observar, a partir da equação 8 que o déficit governamental $(b_{\theta(T)})$ será maior quanto menor for o coeficiente associado à política monetária (θ) . Esse resultado é descrito por Sargent e Wallace (1981) como o modelo onde uma política contracionista poderá gerar maior inflação futura. Além deste, Sargent e Wallace (1981) propõe uma segunda especificação, onde uma política contracionista gerará maior inflação imediatamente. Esse modelo mantém todas as características do modelo anterior, no entanto substitui-se a equação 4 por:

$$\frac{H_t}{N_t p_t} = \frac{\gamma_t}{2} - \frac{\frac{\gamma_t}{2} p_{t+1}}{p_t} \tag{9}$$

Esta modificação altera a relação entre o nível de preço corrente e as modificações na oferta de moeda futura, onde maiores taxas de criação de moeda tendem a pressionar a taxa corrente de inflação, implicando na seguinte equação para o nível de preços em *t*:

$$p_t = \frac{\gamma_t}{2} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\left(\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\right)^j H_{t+j}}{N_{t+j}}$$

$$\tag{10}$$

A equação 10 expressa o nível de preços correntes em termos do valor presente e todos os valores futuros da oferta monetária em termos *per capita*. Desta forma, o nível de preços correntes e a taxa de inflação não dependem somente dos níveis de crescimento do estoque monetário corrente, mas de todos os níveis futuros. De acordo com os autores, essa equação

sugere que uma política contracionista pode falhar em reduzir o nível de preços no período corrente.

3.2 O MODELO DE BLANCHARD

O modelo teórico proposto por Blanchard (2004) expande a análise da Dominância Monetária ou Fiscal para a abordagem de uma economia aberta, com elevado grau de risco percebido pelos investidores internacionais. Neste contexto, o efeito perverso de uma política monetária contracionista (sujeita a uma política fiscal irresponsável) além da aceleração inflacionária - conforme proposto por Sargent e Wallace (1981) - causa um influxo de capitais, redução do investimento agregado e depreciação cambial; este último, por sua vez, contribui ainda mais para o agravamento da inflação. Tais efeitos são provenientes da aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros, que enxergam a elevação dos juros como aumento da probabilidade de *default* da dívida, em consequência dos maiores gastos com o serviço desta.

O modelo proposto por Blanchard (2004) contempla uma economia na qual existem ao menos três ativos financeiros:

(a) Primeiro, um título federal livre de risco de *default*, com taxa nominal de retorno igual a *i*. Admitindo-se que a inflação (π) é conhecida com exatidão, não há, portanto, distinção entre inflação esperada e efetiva. A taxa real de retorno (r) do título é dada por:

$$(1+r) \equiv \frac{1+i}{1+\pi} \tag{11}$$

onde r é a taxa de juros de curto prazo, determinada pelo Banco Central.

(b) Segundo, um título do governo emitido na moeda doméstica, com taxa de juros mensurada em reais i^R , no qual existe a probabilidade de *default* dado por p, teremos:

$$(1-p)(1+i^R) \equiv \frac{1+i^R}{1+\pi}$$
 (12)

(c) Por fim, tem-se um título emitido em moeda estrangeira, no qual a taxa de retorno é descrita por r^* ; considerando o risco de *default* e a taxa de câmbio real, o rendimento deste título pode ser expresso em termos de bens nacionais por:

$$(1-p)\frac{\epsilon'}{\epsilon}(1+r^{\$}) \tag{13}$$

EQUILÍBRIO DAS TAXAS DE RETORNO: O equilíbrio das taxas de retornos deve ser acrescido de um termo capaz de avaliar o prêmio de risco adicional demandado pelos investidores de acordo com o grau de risco atrelado aos títulos emitidos pelo governo. Por hipótese ambos os ativos estão sujeitos ao mesmo grau de risco medido por θ ; portanto, o retorno esperado de ambos os ativos em relação ao ativo livre de risco pode ser expresso por:

$$(1-p)(1+i^{R}) = (1+r) + \theta p \tag{14}$$

e

$$(1-p)\frac{\epsilon'}{\epsilon}(1+r^{\$}) = (1+r) + \theta p \tag{15}$$

Vale destacar o duplo papel desempenhado pela probabilidade de *default* na determinação do equilíbrio. Por um lado, (1-p) indica a probabilidade de *default* necessária para igualar os retornos esperados; por outro, θp indica o prêmio de risco associado à probabilidade de *default* demandado pelo investidor.

FLUXOS DE CAPITAL E BALANÇA COMERCIAL: Os desdobramentos da probabilidade de *default* (p) sobre a taxa de juros real (r) e taxa de câmbio real (ϵ) são determinadas por Blanchard (2004) através da análise dos movimentos de capitais. Admite-se que os investidores são avessos ao risco e que seus portfólios de investimentos são compostos por títulos domésticos e estrangeiros; desta forma, o fluxo de capital é descrito por:

$$CF = C\left(\frac{\epsilon'}{\epsilon}(1-p)(1+r^{\$}) - \frac{\epsilon'}{\epsilon}(1+r^{*}) - \theta^{*}p\right)$$
(16)

onde C' > 0 e $(1 + r^*)$ é a taxa de retorno nominal dos títulos estrangeiros. A equação acima demonstra que quanto maior for a taxa de retorno dos títulos domésticos em relação ao título estrangeiro, maior será o fluxo de capitais. A mensuração do risco neste caso é dada pelo termo: θ^*p , indicando que quanto maior for o risco de *default* menor será a entrada de capitais estrangeiros no país. Reescrevendo a equação acima em termos das relações de arbitragem entre títulos livre de risco e títulos domésticos emitidos em moeda estrangeira, temos:

$$CF = C\left((1+r) - \frac{\epsilon'}{\epsilon}(1+r^*) + (\theta - \theta^*)p\right)$$
(17)

É possível observar na equação acima que a relação entre o movimento de capitais e a probabilidade de *default* dos títulos é função da diferença entre a aversão ao risco por parte do mercado e da aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros (θ). Blanchard (2004) assume que $\theta = \lambda \theta^*$, onde $\lambda \le 1$. Desta forma, a relação entre a aversão ao risco do mercado e a aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros aumenta em proporção inferior a um. Em um modelo dinâmico, a taxa de câmbio pode ser endogenamente determinada, para expressar tal situação, assume-se, então, que $\epsilon'/\epsilon = \epsilon^{\eta}$, onde $0 < \eta < 1$. Desta forma, quanto mais próximo de um o parâmetro η estiver, maior será a influência da taxa de câmbio corrente sobre a futura. Por fim, considerando as exportações líquidas como uma função da taxa de câmbio $NX = N(\epsilon) > 0$, o equilíbrio entre o fluxo comercial e a balança comercial é descrito por:

$$CF\left((1+r) - \epsilon^{\eta-1}(1+r^*) + (1-\lambda)\theta^*p\right) + N(\epsilon) = 0$$
(18)

Blanchard (2004) argumenta que uma elevação na probabilidade de *default* aumenta o risco. Por sua vez, a elevação do risco afeta a taxa de câmbio. Neste ponto, o grau de aversão ao risco (θ^*) será determinante da magnitude do efeito do risco sobre o câmbio. Em condições normais, uma elevação da taxa de juros conduz a uma apreciação do câmbio. Entretanto, em um ambiente no qual haja elevação da probabilidade de *default*, a elevação dos juros provoca uma fuga massiva de capitais e conduz a uma depreciação cambial.

DINÂMICA DA DÍVIDA PÚBLICA E O RISCO DE *DEFAULT*: Os efeitos da taxa real de câmbio (ϵ) e taxa de juros (r) sobre a probabilidade de *default* (p) desempenham um papel de suma importância; esta análise é realizada através do comportamento da dinâmica da dívida pública.

Por hipótese, o déficit orçamentário do governo é financiado através de dois títulos sujeitos a risco, o primeiro emitido em moeda doméstica (D^R) e o segundo em moeda estrangeira $(D^{\$})$. Neste cenário, a dívida total emitida estará em parte atrelada à moeda estrangeira e parte atrelada à moeda doméstica, da seguinte forma:

$$D' = D^{\$}(1+r^{\$})\epsilon' + D^{R}(1+r^{R}) - X$$
(19)

onde X denota o superávit primário; $r^{\$}$ é o retorno do título emitido em moeda estrangeira; r^{R} é o retorno do título emitido em moeda nacional. Utilizando as equações de equilíbrio das taxas de retorno e a relação de $\theta = \theta^{*}p$ o déficit público pode ser reescrito como:

$$\mathbf{D}' = \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda \theta^* p}{1-p}\right) \left[\mathbf{D}^{\$} + \mathbf{D}^R\right] - X \tag{20}$$

Definindo μ como a proporção da dívida total da dívida emitida em moeda estrangeira no equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio, então $\mu = \frac{D^{\$}}{D}$, onde $D = (D^{\$} + D^{R})$. Desta forma, a equação acima se torna:

$$\mathbf{D}' = \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda \theta^* p}{1-p}\right) \left[\mu \epsilon + (1-\mu)\right] \mathbf{D} - X \tag{21}$$

Uma elevação do risco de *default* afetará a dívida em dois canais: primeiro, conduz a uma maior taxa de retorno para que seja mantida a taxa de retorno esperada, este efeito é capturado por: 1/(1-p); segundo, se a aversão ao risco for positiva, o maior risco conduz à demanda por maior prêmio de risco, este efeito é observado através de: $\lambda\theta^*p$.

Considerando a probabilidade de *default* como sendo a probabilidade de o débito ultrapassar determinado limiar dado por: $p = \psi(D')$. Blanchard (2004) admite a função $\psi(.)$ como uma função de probabilidade cumulativa, apresentando-se plana para baixos valores da dívida; por outro lado, cresce exponencialmente após determinado valor crítico, portanto:

$$\boldsymbol{p} = \boldsymbol{\psi}(\boldsymbol{D}') \tag{22}$$

em que $\psi'>0$. Inserindo a equação 21 na relação apresentada acima teremos que a probabilidade de default é dada por:

$$p = \psi \left(\left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda \theta^* p}{1-p} \right) \left[\mu \epsilon + (1-\mu) \right] D - X \right)$$
 (23)

De acordo com Blanchard (2004), a equação 23 apresenta duas relações interessantes: primeiro, *p* depende de si mesmo de forma não linear. Blanchard (2004) argumenta que para

qualquer nível da dívida, p é não negativo. Caso a proporção da dívida emitida em moeda estrangeira (μ) seja zero, p é positivo, entretanto, independente da taxa de câmbio. Todavia, caso a proporção da dívida emitida em moeda estrangeira seja significante, haverá uma relação positiva entre μ e p, e também entre p e a dívida corrente. Segundo, também é possível observar na equação 23 a relação positiva entre p e a taxa de juros, tal relação será maior quanto maior for a dívida corrente.

OS EFEITOS DA TAXA DE JUROS SOBRE O RISCO DE *DEFAULT* E TAXA REAL DE CÂMBIO: Em resumo, o modelo proposto por Blanchard (2004) pode ser representado por duas equações fundamentais que apresentam a dinâmica da probabilidade de *default* (p) e taxa de câmbio (ϵ), para determinada política monetária e fiscal dado os parâmetros: θ^* , μ , λ :

$$CF = C\left((1+r) - \epsilon^{\eta-1}(1+r^*) + (1-\lambda)\theta^*p\right) + N(\epsilon) = 0$$
(24)

e

$$p = \psi \left(\left(\frac{(1+r)}{1-p} + \frac{\lambda \theta^* p}{1-p} \right) [\mu \epsilon + (1-\mu)] D - X \right)$$
(25)

De acordo com Blanchard (2004), a questão fundamental é sob que circunstâncias uma política monetária contracionista conduzirá a uma depreciação cambial e pressão inflacionária, caracterizando o regime de dominância fiscal. De acordo com as equações do modelo, pode-se constatar que tal cenário emergirá em um ambiente onde:

- for maior o nível da dívida pública;
- for maior a proporção da dívida indexada à moeda estrangeira;
- for maior o grau de aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros.

4 REVISÃO DA LITERATURA

Em trabalho seminal, Sargent e Wallace (1981) introduziram um importante debate na literatura econômica, alertando para a grande importância da coordenação entre a política fiscal e monetária. A hipótese desenvolvida pelos autores vai contra a ideia monetarista de que a inflação é um fenômeno monetário, sendo passível de controle permanente através da política monetária. Sargent e Wallace (1981) argumentaram que em um ambiente econômico no qual ocorra a ausência de coordenação, a política fiscal desregrada pode tornar ineficaz o instrumento de política monetária na busca ou manutenção do controle inflacionário, tornando a inflação um fenômeno fiscal. Neste sentido, os autores descrevem dois possíveis cenários de interação entre as políticas econômicas em que o resultado é traduzido em duas formas de dominância política: Dominância Monetária ou Dominância Fiscal.

De acordo com a definição proposta por Sargent e Wallace (1981), o regime de Dominância Monetária é caracterizado por uma autoridade monetária que determina unilateralmente seu conjunto de políticas, impondo o montante de receita advinda da senhoriagem com o qual se deparará a autoridade fiscal. Assim, a autoridade fiscal passiva deverá realizar déficits públicos a serem financiados por uma combinação entre a venda de títulos ao público e a receita de senhoriagem, de forma compatível com a estabilização da relação Dívida/PIB. Neste esquema de coordenação, a autoridade monetária é capaz de controlar o crescimento dos níveis de preços por possuir total controle sobre o crescimento da oferta monetária da economia.

Por outro lado, Sargent e Wallace (1981) afirmam que a política monetária não é capaz de manter o controle da inflação no cenário onde a autoridade fiscal determina unilateralmente seus orçamentos correntes e futuros, impondo o montante de receita que deverá ser gerado através da senhoriagem e da venda de títulos públicos. Isto é devido ao fato de que a primeira alternativa de financiamento do déficit público exige a expansão da oferta monetária, causando em consequência aceleração inflacionária. Na segunda, caso o déficit seja maior que o montante gerado pela venda de títulos, a alternativa para financiamento desta diferença é a coleta de senhoriagem através da monetização da dívida, gerando pressão extra sobre os níveis de preços. Tal cenário é denominado Dominância Fiscal.

Outra corrente teórica voltada ao debate da coordenação entre as políticas monetária e fiscal, que atenta para o papel de grande importância da política fiscal no controle inflacionário, é conhecida por Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Com autores como Sims (1994) e

Woodford (1994), a TFNP postula que a política monetária por si só é incapaz de controlar o nível de preços. À vista disso, a determinação do nível de preços da economia é essencialmente dada por intermédio da política fiscal. De acordo com Sims:

In a fiat-money economy, inflation is a fiscal phenomenon, even more fundamentally than it is a monetary phenomenon. The value of fiat-money always depends on public beliefs about fiscal policy under circumstances that are never observed in equilibrium. (SIMS, 1994, p. 33).

Na proposição convencional, proposta por Sargent e Wallace (1981), a restrição dos gastos governamentais é satisfeita através da arrecadação tributária, emissão de títulos ou com a coleta de senhoriagem, para qualquer nível de preços, igualando os valores presentes dos gastos e receitas, de forma a manter o orçamento equilibrado.

Em contraposição, Na TFNP⁶, defende-se que o valor presente da restrição orçamentária não é uma restrição sobre a política, e sim uma condição de equilíbrio. Desta forma, as expectativas dos agentes econômicos sobre a conduta da política fiscal determinam o nível de encaixes reais demandado e, portanto, o nível de preços compatível com o equilíbrio. Ou seja, quando o equilíbrio orçamentário do governo é alterado, o nível de preços move-se de forma a trazer o sistema de volta ao equilíbrio.

Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) estão na vanguarda de outra importante vertente teórica que expandiu a análise de dominância, monetária ou fiscal, para o contexto de uma economia aberta, evidenciando a influência que o risco de *default* e o câmbio podem exercer sobre a dinâmica da dívida pública.

A proposta teórica de Blanchard (2004) foi que o uso da política monetária como mecanismo de controle inflacionário em uma economia aberta e com regime de metas de inflação pode, sob determinadas condições, gerar resultados contrários aos propostos, ou seja, pode haver uma expansão dos preços ao invés de redução. As condições para que esse efeito seja observado estão fortemente ligadas às condições fiscais da economia. Nesse sentido, quando é mencionado o termo condição fiscal da economia é importante ter em mente três possíveis estágios, sendo eles: montante inicial da dívida pública; proporção da dívida indexada à moeda estrangeira; aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros, sendo que há uma

-

⁶ O regime político é dito ricardiano (Dominância Monetária) se o superávit primário é calibrado - dado o nível de preços - de forma a satisfazer a restrição orçamentária do governo. Por outro lado, em um regime não ricardiano (Dominância Fiscal), o superávit não é calibrado de forma a satisfazer a restrição orçamentária do governo para todo nível de preços.

relação direta entre esses termos e a chance de a política monetária reduzir sua capacidade de combater a inflação.

Em condições normais, a elevação da taxa de juros atua sobre a economia através de dois canais principais: a) redução da demanda agregada devido à diminuição do consumo e investimento; b) o segundo está ligado à taxa de câmbio, uma vez que maiores taxas de juros representam maiores lucros a investidores, estimulando a demanda por títulos públicos, fato que acarreta em uma maior entrada de capitais estrangeiros na economia e conduz a uma apreciação cambial. De modo geral, os dois canais de transmissão de política monetária apresentados acima mostram os efeitos de uma expansão na taxa de juros sobre a dinâmica inflacionária. Entretanto, no cenário econômico adverso descrito por Blanchard (2004), a elevação dos juros implica em elevação dos gastos com o montante de serviço da dívida, elevando o risco de *default* percebido pelos investidores, o que reduz a atratividade dos títulos públicos, causando influxo de capitais e, por consequência, depreciação cambial.

A análise empírica realizada por Blanchard (2004) foi direcionada à economia brasileira. Segundo Blanchard (2004), as condições fiscais do Brasil no ano de 2002⁷ estavam propícias para o surgimento do regime de dominância fiscal. Desta forma, o autor argumenta que as reduções ocorridas na taxa Selic nesse ano, mesmo com elevação das expectativas inflacionárias, foram realizadas devido à preocupação da autoridade monetária com o serviço da dívida, ou seja, houve dominância fiscal no período em questão. Ainda segundo Blanchard (2004), a relação de dominância fiscal só deixou de existir após o comprometimento do novo governo em relação à austeridade fiscal.

Outro trabalho que busca analisar a interação entre o desequilíbrio gerado pelo risco de *default* e o efeito nocivo derivado da dominância fiscal é realizado por Favero e Giavazzi (2004). Esses autores, assim como Blanchard (2004), destacam o risco de *default* como um mecanismo central no qual os bancos centrais de economias emergentes, onde o superávit primário não é capaz de estabilizar a relação dívida/PIB, podem perder o controle da inflação e conduzir a economia a um regime de dominância fiscal.

As questões essenciais analisadas por Favero e Giavazzi (2004) são um canal ao qual o Risco País determina a interação entre as políticas fiscal e monetária e a forma como isso pode afetar o controle inflacionário. O modelo proposto por eles descreve uma equação comportamental para a taxa de câmbio no qual em um ambiente de elevado risco percebido

-

⁷ Vale ressaltar que o ano de 2002 foi marcado pela eleição de um presidente de esquerda (Luiz Inácio Lula da Silva), o que gerou forte crise de confiança em relação à orientação das políticas públicas do novo governo, alertando os investidores internacionais para a possibilidade de *default*.

pelos investidores estrangeiros, associado a um alto nível do débito governamental, a elevação dos juros acarreta o efeito perverso de depreciação cambial e aceleração da inflação. Um ponto relevante do trabalho de Favero e Giavazzi (2004) é o fato de os autores modelarem a relação entre o Risco País (mensurado pelo EMBI) e a dívida pública como uma relação não linear, desta forma, para níveis de débito superiores a determinado patamar, a resposta do Risco País cresce exponencialmente.

Assim como Blanchard (2004), a análise empírica em Favero e Giavazzi (2004) também é direcionada à economia brasileira. Em consonância, os resultados encontrados pelos autores sugerem que, ao menos por um curto período de tempo, especificamente no ano de 2002, o Brasil esteve sob o regime de dominância fiscal. No entanto, esse cenário foi rapidamente revertido após o anúncio de uma mudança na regra fiscal, fato esse suficiente para conter as expectativas inflacionárias e recolocar a economia de volta às condições que antecederam esse período.

Outra lacuna que é aberta com a hipótese de dominância fiscal é a tese de esgotamento da política monetária na forma proposta por Taylor (1993). Neste contexto, Kumhof, Nunes e Yakadina (2010) investigaram se políticas pautadas em regras de juros e que respondem agressivamente à inflação são plausíveis em economias que se encontram em uma situação de dominância fiscal. A partir de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE), calibrado com dados referentes à economia dos Estados Unidos, os resultados mostraram que uma reação agressiva à inflação, sob uma relação de dominância fiscal, eleva significativamente a volatilidade das variáveis macroeconômicas. Dessa forma, os autores chegam à conclusão que os bancos centrais de economias sob estas circunstâncias devem estabelecer, primeiramente, disciplina nos gastos públicos, antes de se comprometerem em atingir metas inflacionárias.

Ao direcionar a discussão para os estudos que procuraram analisar a economia brasileira, é possível verificar que há uma série de trabalhos que tratam dessa temática e buscam avaliar qual é o regime de dominância vigente nessa economia em distintos períodos, dentre eles, destaca-se: Tanner e Ramos (2003), Fialho e Portugal (2005), Ázara (2006), Aguiar (2007), Gadelha e Divino (2008), Marques Junior (2009), Ornellas e Portugal (2011), Maka (2013), Araújo e Besarria (2014) e Ferreira (2015).

O estudo proposto por Tanner e Ramos (2003) investigou a relação entre dominância fiscal e política monetária durante a década de 1990 no Brasil. Foram utilizadas abordagens *backward-looking* e *forward-looking*, sendo que o objetivo da primeira foi avaliar se o governo reduz seus déficits primários (ou eleva o superávit) quando suas obrigações aumentam,

enquanto a segunda buscou investigar se reduções no déficit primário conduzem à redução das obrigações futuras. Os resultados encontrados sugerem que a maior parte da década foi caracterizada por um regime de dominância monetária. Entretanto, entre os anos de 1995 e 1997, principalmente com a crise asiática, foram encontrados indícios de dominância fiscal.

Posteriormente, Fialho e Portugal (2005) procuraram verificar a relação de dominância vigente na economia brasileira no período pós-Plano Real. A discussão foi baseada no modelo VAR e buscou captar a relação existente entre a dívida pública e o superávit primário. A partir das funções de resposta ao impulso foi possível averiguar que a dívida pública respondeu negativamente ao choque no resultado primário, apontando para a prevalência de um regime de dominância monetária ou ricardiano. Para testar a robustez desse resultado foi estimado outro modelo VAR, sendo que o intuito desse modelo era captar a resposta do produto ao choque no superávit primário. Os resultados mostraram que o choque no superávit primário reduz a renda corrente; entretanto, também reduz o nível da dívida em períodos subsequentes, corroborando com o resultado obtido inicialmente.

Por fim, através do método MS-VAR, esses autores procuraram examinar a interação entre os instrumentos de política fiscal e monetária. Os resultados indicaram que ambas as políticas são substitutas, onde uma somente passará a ser expansionista se a outra se tornar contracionista e vice-versa.

Ázara (2006) testou a hipótese de dominância fiscal para a economia brasileira a partir das hipóteses do modelo proposto por Blanchard (2004), sendo o período de análise estendido até o ano de 2005. Entretanto, foram realizadas algumas alterações em relação ao modelo original. A primeira modificação diz respeito à utilização da taxa Selic como taxa livre de risco por Blanchard; desta forma, caso a Selic não seja livre de risco, argumenta-se que o modelo proposto é viesado de forma a encontrar efeitos não convencionais da política monetária. Assim, realiza-se a correção ao adicionar um componente de risco de *default* associado à Selic. Comparativamente aos resultados estimados com a base original de Blanchard (2004), os resultados encontrados por Ázara (2006) também mostraram que o aumento nos juros provoca depreciação cambial. Contudo, esse efeito é significativamente inferior ao observado no trabalho de Blanchard (2004), resultando em uma liberdade de atuação consideravelmente maior para autoridade monetária.

Além disso, Ázara (2006) propõe uma mudança nas variáveis do modelo, argumentando a existência de diversos problemas empíricos e conceituais em relação ao modelo original. De acordo com o autor, a mudança conceitual mais importante é a incorporação da equação de

fluxo de capitais apenas utilizando variáveis reais. Ademais, também foi incorporada a estimação da relação de risco de *default* com a dívida esperada divulgada pela Focus (ÁZARA, 2006). Os resultados considerando as mudanças supracitadas, com os dados atualizados até 2005, sugerem a vigência da dominância fiscal, entretanto, com intensidade inferior, no que diz respeito ao grau de preocupação da política monetária com a questão da dominância fiscal, ao previamente sugerido por Blanchard (2004).

Em discussão subsequente, Aguiar (2007) investigou a existência de dominância fiscal na economia brasileira entre o período de 1999 e 2007, por meio do método VAR. Os resultados encontrados por ele, por meio da função de resposta ao impulso, sugeriram a não existência de uma relação de dominância fiscal no período tratado. Além disso, esse autor buscou verificar se o governo obedece ou utiliza uma regra de reação fiscal. Para isto, foi avaliado se o governo reage ao nível da dívida ajustando o resultado primário, através de MQO. Os resultados indicaram a existência de regra de reação fiscal no período que sucede a fixação de metas de superávit primário (1999-2006); em contrapartida, no período que antecede a fixação de metas para o superávit primário (1995-1998) não é possível definir uma regra de reação fiscal.

Com o mesmo propósito dos trabalhos anteriores, porém utilizando o teste de causalidade de Granger, aplicado ao modelo de correção de erros (VEC), e a análise da causalidade de Granger bivariada, Gadelha e Divino (2008) verificaram, com dados do período de 1995 a 2005, que a economia brasileira esteve sob o regime de dominância monetária. O resultado das análises de causalidade indicou que a taxa Selic causa, unidirecionalmente, a relação dívida/PIB, evidenciando a existência de uma autoridade monetária autônoma. Por outro lado, o superávit primário também causa, unidirecionalmente, a relação dívida/PIB, revelando que a trajetória da relação dívida/PIB é afetada pela geração de superávits, sugerindo regime de dominância monetária.

Na discussão proposta por Ornellas e Portugal (2011) o propósito foi investigar o grau de dominância fiscal⁸ ao qual a economia brasileira está submetida, através de um modelo DSGE desenvolvido para uma economia fechada. O modelo é calibrado utilizando dados da economia brasileira entre o período de 1999 e 2009, e os parâmetros estimados através de técnicas bayesianas. Neste contexto, ao invés de avaliar se a economia está inserida em uma situação de dominância fiscal, este trabalho avalia o quanto a autoridade fiscal domina a monetária. Os resultados indicam que o Brasil possui baixo grau de dominância fiscal

_

⁸ O grau de dominância fiscal é dado pela proporção da dívida paga por meio do superávit primário.

comparado aos Estados Unidos e Canadá, o que implica que a autoridade monetária possui grande liberdade no combate à inflação.

Já Araújo e Besarria (2014) analisaram a possibilidade de existência de dominância fiscal para o período de 1999 a 2009, por meio do modelo VEC. Em outras palavras, esses autores buscaram identificar se as relações de longo prazo entre as variáveis estão de acordo com o regime de dominância monetária ou fiscal. Os resultados encontrados evidenciaram que o regime vigente, para o período analisado, é o de dominância monetária.

Mais recentemente, Ferreira (2015) utilizou duas metodologias para avaliar a questão da dominância monetária ou fiscal entre 2003 e 2013, sendo elas: VAR estrutural (SVAR) e modelo de vetores autorregressivos de defasagens distribuídas para variáveis integradas. Os resultados sugerem um regime de dominância monetária; contudo, a análise da função de resposta ao impulso demonstra que um choque na dívida pública acarreta em uma variação negativa da Selic, dando indícios de que a autoridade monetária não é tão autônoma quanto os demais trabalhos pressupõem.

Como pode ser visto, o período que sucedeu a implantação do regime de câmbio flutuante, adoção do sistema de metas de inflação e Lei de Responsabilidade Fiscal motivou uma série de estudos que procuraram tratar o regime de dominância vigente na economia brasileira. A Tabela 1 apresenta o resumo de alguns trabalhos relevantes realizados no Brasil que tratam a respeito da coordenação entre a política fiscal e monetária.

Tabela 1 – Resumo dos trabalhos sobre coordenação entre política monetária e fiscal

Autor(es)	Método	Período	Resultado
Tanner e Ramos (2003)	VAR	1990-2001	DM
Fialho e Portugal (2005)	MS-VAR	1994-2004	DM
Ázara (2006)	MQO	1999-2005	DF
Aguiar (2007)	VAR	1999-2007	DM
Marques Junior (2009)	MQO	2003-2008	DF
Ornellas e Portugal (2011)	DSGE	1999-2009	Baixo grau de DF
Maka (2013)	SVAR	2001-2008	DM
Ferreira (2015)	SVAR	2003-2013	DM

Fonte: Elaboração própria.

Observação: Dominância Monetária (DM). Dominância Fiscal (DF).

A Tabela 1 mostra que, de modo geral, o regime de dominância monetária foi prevalecente na maior parte dos estudos aplicados à economia brasileira. O fato que chama atenção é que os estudos que encontraram dominância fiscal incluem períodos de grande instabilidade macroeconômica (mudança de regime cambial em 1999 e crise *subprime* em 2008). Além disso, percebe-se que a dimensão temporal utilizada também pode influenciar o

tipo de regime vigente. Esse é o caso, por exemplo, dos estudos de Ázara (2006) e Aguiar (2007), onde o primeiro utilizou um período no qual os efeitos da mudança de regime cambial eram mais expressivos. Essa discussão também é válida quando é levado em consideração o método empírico adotado.

5 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

5.1 VETORES AUTORREGRESSIVOS

Na década de 1980, uma importante crítica aos modelos econométricos utilizados até então, principalmente em virtude da grande quantidade de restrições de identificação e também em relação à forma estática desses modelos, foi realizada por Sims (1980). Neste contexto, o método de vetores autorregressivos, conforme proposto pelo autor, trata todas as variáveis integrantes do sistema simetricamente e sem qualquer restrição em relação à dependência entre elas.

A abordagem empírica a partir de modelos VAR tornou-se amplamente utilizada na literatura para o estudo das relações entre as variáveis macroeconômicas, principalmente, por possibilitar a análise das relações dinâmicas entre as variáveis quando submetidas a um choque exógeno. Em outras palavras, através do VAR é possível analisar a resposta do comportamento de uma variável dado um "choque" em outra variável que compõe o sistema, auxiliando no melhor entendimento das relações entre variáveis macroeconômicas. O Bacen utiliza modelos VAR como "instrumento de análise e, principalmente, de previsão de inflação desde a adoção do regime de metas para a inflação, em junho de 1999" (BRASIL, 2010, p. 111). O VAR(p)-padrão, na forma matricial é representado por:

$$\beta x_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \dots + \Gamma_n x_{t-n} + \epsilon_t \tag{26}$$

onde x_t é um vetor (nx1) contendo as n variáveis de interesse inclusas no modelo VAR no tempo t; Γ_i , i=0,1,...,k são matrizes (nxn) dos coeficientes e ϵ_t é o vetor (nx1) de choques primitivos estruturais.

Entretanto, não é possível a estimação do modelo na forma da equação acima diretamente por MQO, em virtude do viés de simultaneidade⁹ (SILVA; MAIA, 2005). Para resolver tal problema, estima-se o modelo VAR(p) na forma reduzida, representado por:

$$x_t = v + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \epsilon_t \tag{27}$$

⁹ Define-se endogeneidade como a existência de correlação entre qualquer variável independente e o termo de perturbação estocástica em um modelo de regressão linear. A presença de endogeneidade em um modelo de regressão linear torna as estimativas dos parâmetros do modelo viesadas, comprometendo a análise inferencial.

em que x_t é um vetor (nx1) contendo as n variáveis 10 inclusas no modelo VAR; v é o vetor nx1 de interceptos; A_i , $i=0,1,\ldots,k$ são matrizes nxn de coeficientes e ϵ_t é o vetor nx1 de resíduos.

Para recuperar todas as informações do sistema primitivo através da estimação do modelo reduzido é necessária a imposição de algumas restrições sobre os coeficientes do primeiro sistema de forma a torná-lo identificado. Uma alternativa é a utilização da decomposição de *Cholesky* para identificar as restrições a respeito das relações contemporâneas. Conforme propõe Sims (1980) este método consiste na imposição de restrições 11 sobre a matriz de impactos contemporâneos, de forma a torná-la uma matriz triangular inferior; isto permite obter os valores dos choques primitivos estruturais (ϵ_t) através dos resíduos estimados no vetor v_t . Outra alternativa é a imposição de restrições 12 sobreidentificadas no modelo, agora chamado de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVARs). O propósito dessa restrição de sobreidentificação é deixar o sistema mais consistente com o conhecimento técnico existente a *priori*. Neste caso, as relações contemporâneas entre as variáveis são impostas com base na teoria econômica.

5.1.1 ESPECIFICAÇÃO

No presente trabalho, utilizou-se o teste de causalidade de Granger com o intuito de evitar a arbitrariedade na ordenação das variáveis, que foram ordenadas da seguinte forma: Embi, câmbio, NFSP, DLSP, Expectativa de Inflação, Selic, M1.

Neste sentido, foram estimadas as funções resposta ao impulso no intuito de avaliar se o comportamento das variáveis de interesse (a um choque de política fiscal expansionista e um choque de política monetária contracionista) estão de acordo com a proposição da dominância monetária ou fiscal, de acordo com o seguinte esquema adaptado de Aguiar (2007):

Outra questão relevante, conforme exposto em Silva e Maia (2005) diz respeito à não diferenciação das variáveis não estacionárias do modelo, utilizando-as em nível. O argumento é o de que o principal objetivo do modelo VAR é determinar as relações entre as variáveis e não a estimação de parâmetros.

Para o caso de um sistema primitivo com p equações, impõem-se $\frac{p^2-p}{2}$ restrições para tornar o sistema identificável

¹² Neste caso, são impostas mais de $\frac{p^2-p}{2}$ restrições, tornando o sistema sobreidentificado.

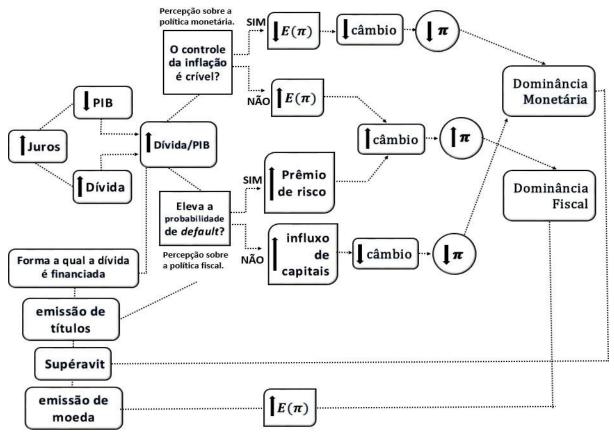


Figura 6 – Interação entre Política Monetária e Política Fiscal

Fonte: Adaptado de AGUIAR, 2007.

5.2 VETORES AUTORREGRESSIVOS COM MUDANÇA MARKOVIANA

Os modelos VAR, evidentemente, têm as suas limitações, que são objetos de crítica ao método. Duas limitações frequentemente citadas são: primeiro, o elevado número de parâmetros dos modelos VAR, com impacto no tamanho de amostra requerido para que se obtenha uma estimação confiável; segundo, em relação à linearidade na relação entre as variáveis do sistema. Neste contexto, a partir do VAR padrão desenvolvido por Sims (1980), associado aos modelos de mudança de regime de processos markovianos¹³, Krozig (1997) desenvolveu o chamado MS-VAR.

De acordo com Krolzig (1997), quando o sistema está sujeito à mudança de regime, os parâmetros θ do processo VAR serão variantes no tempo. Entretanto, o processo pode ser invariante no tempo condicionado a uma variável não observável (s_t), a qual indica o regime

Um processo markoviano tem por base um conjunto de objeto e estados, forma que, em qualquer instante t os objetos devem estar em algum estado; e que a probabilidade do objeto estar em determinado estado é dependente apenas do estado em que está o sistema no período t.

prevalecente no momento t. Sendo M o número de regimes factíveis, tal que $s_t \in \{1, ..., M\}$, então a densidade de probabilidade condicional de um vetor de séries de tempo observável $\{y_t\}$ é dado por:

$$p(y_t|Y_{t-1}) = \begin{cases} f(y_t|Y_{t-1}, \theta_1) & se \quad s_t = 1 \\ \vdots & \vdots \\ f(y_t|Y_{t-1}, \theta_M) & se \quad s_t = M \end{cases}$$
(28)

onde θ_m é o vetor de parâmetros do VAR no regime $m=1,\ldots,M$, e Y_{t-1} são as observações $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$. Deste modo, para um dado regime s_t , o vetor de séries de tempo y_t é gerado a partir de um processo autorregressivo vetorial de ordem p, VAR(p):

$$E[y_t|T_{t-1},s_t] = \nu(s_t) + \sum_{i=1}^{p} A_i(S_t)y_{t-i}$$
(29)

em que u_t é um termo de inovação, sendo um processo de ruído branco com média zero e matriz de variância-covariância: $\sum (s_t)$: $N.I.D \sim (0, \sum (s_t))$.

Se o processo VAR é definido condicionalmente sobre um regime não observável como a equação 28, a descrição do processo gerador dos dados deve ser completada por hipóteses em relação ao processo de geração do regime. Assume-se que o regime s_t é gerado por uma cadeia de Markov:

$$Pr(s_t | \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}) = Pr(s_t | s_{t-1}; \rho)$$
(30)

Os modelos MS-VAR podem ser considerados como generalizações dos modelos VAR(p) no qual os parâmetros são variantes no tempo; contudo, os mesmos se tornam constantes quando condicionados a determinado regime s_t . Neste sentido, o modelo MSM(M)-VAR(p) ajustado na média pode ser expresso por:

$$Y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1}) - \mu(s_{t-1}) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t$$
 (31)

onde p é a ordem de defasagem, u_t é o erro condicionado ao regime, k é a dimensão do vetor de variáveis e M é o número de regimes. Os termos μ , $A_1(s_t)$, ..., $A_p(s_t)$, $\sum (s_t)$ representam as

funções de mudança que descrevem a dependência de μ , A_1 , ..., A_p , Σ de acordo com o regime realizado (s_t) :

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & se \quad s_t = 1 \\ & \vdots \\ \mu_2 & se \quad s_t = M \end{cases}$$
(32)

Assumindo que o ajuste ocorra no intercepto, temos o modelo MSI(M)-VAR(p), com intercepto variando a cada regime:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)Y_{t-p} + u_t$$
(33)

onde $v(s_t)$ é o termo de intercepto condicionado ao regime s_t . Uma característica interessante dos modelos de mudança markoviana está relacionada ao fato de as realizações não observadas do regime $s_t \in \{1,2,...,m\}$ serem geradas por um tempo discreto, constituindo-se em um processo estocástico governado por cadeias de Markov com estados discretos. A probabilidade de transição entre regimes é expressa por:

$$P_{ii} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \ \sum_{i=1}^{m} = 1 = 1 \ \forall \ i, j \in \{1, 2, ..., m\}$$
(34)

em que P_{ij} representa a probabilidade de, estando no regime i, no instante t+1 mudese para o regime j. As probabilidades de transição também podem ser representadas em forma matricial, considerando dois regimes:

$$T = \begin{vmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{22} & p_{22} \end{vmatrix}$$
 (35)

A Tabela 2 apresenta todas as especificações possíveis em modelos MS-VAR. Na presente pesquisa, busca-se especificamente estimar os modelos com mudança na média (MSM-VAR).

Tabela 2 – Modelos Autorregressivos com Mudança Markoviana

Espe	cificação MS	SM	Especificação MSI			
	-	μ variando	μ constante	υ variando	υ constante	
	Σ	MSM-	MVAR	MSI-	Var	
Aj constante	constante	VAR	Linear	VAR	Linear	
	\sum variando	MSMH-	MSH-	MSIH-	MSH-	
		VAR	MVAR	VAR	VAR	
	Σ	MSMA-	MAS-	MSIA-	MAS-	
Aj variando	constante	VAR	MVAR	VAR	VAR	
	V vominando	MSMAH-	MASH-	MISAH-	MSAH-	
	∑ variando	VAR	MVAR	VAR	VAR	

Fonte: KROLZIG, 1997.

5.3 DADOS

As séries de dados referentes à relação dívida líquida do setor público, necessidade de financiamento do setor público e as expectativas de inflação foram obtidas através do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) disponível no *site* do Banco Central do Brasil. Os dados referentes à base monetária, taxa de câmbio efetiva real e taxa de juros foram extraídos junto à plataforma IPEADATA. Por último, a série de dados referente ao *spread* soberano, o EMBI+, foi coletada através da J.P. Morgan.

Todas as séries temporais utilizadas nesta pesquisa possuem periodicidade mensal, de janeiro de 2003 a julho de 2015, totalizando 151 observações. A escolha deste corte temporal foi motivada em virtude da disponibilidade das séries referentes à dívida pública. A Tabela 3 apresenta as variáveis.

Tabela 3 – Descrição dos dados

	Tabela 3	Descrição dos dados	
Série	Variável	Unidade de medida	Fonte
Dívida/PIB	DLSP	(%) PIB ao ano, acumulado, mensalizado	Banco Central do Brasil
Necessidade de Financiamento Nominal	NFSP	(%) PIB ao ano, acumulado, mensalizado	Banco Central do Brasil
Expectativas de Inflação	EXPECT	(%) ao ano, acumulado, mensalizado	Banco Central do Brasil
Taxa de Juros	SELIC	(%) PIB ao ano, acumulado, mensalizado	IPEADATA
Taxa de Câmbio Efetiva Real	CAMBIO	Índice	IPEADATA
Base Monetária	M1	(%) PIB ao ano, acumulado, mensalizado	IPEADATA
Risco País	EMBI+	Média Mensal	JP Morgan

Fonte: Elaboração própria.

Vale ressaltar que todas as séries de dados foram tomadas em seus logaritmos naturais, com o objetivo de estabilizar a variância. Além disto, foi realizado o ajuste sazonal através do método X – 13 ARIMA. No desenvolvimento do trabalho a tendência das variáveis foi extraída por meio do filtro *Hodrick-Prescott* (HP). A representação gráfica séries encontra-se no Apêndice A.

A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas das séries, em relação às variáveis fiscais, a dívida líquida possui média de 41,56% do PIB no período em estudo, com desvio padrão de 7,56%, registrando máximo de 60,11% do PIB em fevereiro de 2003 e mínimo 31,05%. A trajetória da variável apresenta tendência de queda em grande parte da janela temporal; entretanto, no período recente há reversão em sentido de crescimento.

Tabela 4 – Estatística descritiva dos dados

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
DLSP	41.56	39.99	60.11	31.05	7.56
NSFP	3.39	3.01	8.81	1.32	1.34
SELIC	13.32	11.65	24.04	7.32	4.42
CAMBIO	97.53	92.91	160.19	71.76	20.06
EMBI	317.49	236	1324	146	204.25
EXPECT	5.4	5.45	12.05	3.43	1.25
M1	6.13	6.23	8.25	4.82	0.59

Fonte: Elaboração própria.

A necessidade de financiamento do setor público apresenta média e mediana próximas (3.39% e 3.01%), com máximo de 8.81% e mínimo de 1.32%, a NFSP acompanhou a reversão de tendência apresentada pela dívida, com elevação a partir de 2014. Uma análise superficial indica que o governo no período recente está inclinado ao maior endividamento.

A taxa Selic possui média de 13.32%, com máximo de 24.04% e mínimo de 7.32%. As expectativas de inflação e a base monetária possuem média e mediana bastante próximas, sendo as variáveis com menor dispersão em torno da média. Por outro lado, vale notar a grande amplitude da variável EMBI+ que registrou máximo de 1.324 pontos próximo a 2003 entrando em tendência de queda e posteriormente registrando mínimo de 146. Este indicador sugere que existiram ganhos expressivos de credibilidade do Brasil no cenário internacional, o que motivou uma grande redução desse indicador.

6 RESULTADOS

6.1 VETORES AUTOREGRESSIVOS

Previamente à estimação do modelo de vetores autorregressivos foi utilizado o filtro *Hodrick-Prescott* (filtro HP) para transformar as séries em desvios em relação à tendência, no intuito de eliminar os termos determinísticos das variáveis. Neste contexto, os testes convencionais (ADF, PP, KPSS, ERS) de raiz unitária foram aplicados objetivando verificar a estacionariedade ou não estacionariedade das séries.

De forma geral, os resultados indicam que todas as séries são estacionárias a 5,00% em nível. É importante ressaltar que os testes para seleção do número ótimo de defasagens do modelo VAR indicaram 2, 3 e 4 *lags*. Entretanto, os modelos com 2 e 3 *lags* apresentaram autocorrelação residual, sendo, portanto descartados. Em relação aos resíduos do modelo com 4 defasagens, foi possível rejeitar a hipótese da existência de autocorrelação serial. Além disto, todas as raízes inversas do polinômio característico autorregressivo situam-se dentro do círculo unitário, indicando que o modelo é estável. Os resultados dos testes supracitados se encontram no Apêndice B.

As análises das funções de resposta ao impulso do modelo VAR serão voltadas, tal como enfatizou a literatura, para os principais canais de investigação das relações de dominância monetária e fiscal. Portanto, serão analisados os efeitos dos choques positivos nas séries da dívida pública e taxa Selic sobre as demais variáveis de interesse. A Figura 7 apresenta os efeitos do choque expansionista na dívida pública, sendo importante destacar que os efeitos desse choque serão avaliados a partir da mediana da função impulso resposta. O gráfico superior esquerdo mostra que um choque na dívida pública afeta a necessidade de financiamento do setor público de forma negativa no primeiro momento, sendo revertida após 12 períodos, tornando-se superior, em magnitude, ao estágio inicial.

Esse comportamento sugere que há resposta de curto prazo no sentido de ampliação da geração de superávits com o intuito de manter a relação DLSP/PIB estável, apontando para a ideia de que o governo atua com a finalidade de preservar a dívida pública em níveis sustentáveis. Ademais, esse resultado é um importante indicador da vigência de um regime de dominância monetária, conforme proposto por Sargent e Wallace (1981), uma vez que apresenta a existência de uma autoridade fiscal comprometida com a estabilização da dívida

através de políticas de superávit primário, estando em consonância com os resultados obtidos por Gadelha e Divino (2008), Araújo e Besarria (2014) e Ferreira (2015).

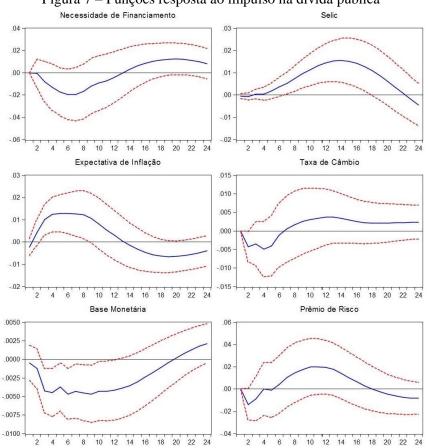


Figura 7 – Funções resposta ao impulso na dívida pública

Fonte: Elaboração própria.

Percebe-se que a expansão na dívida pública afetou positivamente as expectativas inflacionárias dos agentes econômicos e, em decorrência desse efeito, o Banco Central respondeu à expansão nos preços via aumento na taxa de juros. Esse mecanismo pode explicar, em parte, a reversão na trajetória da NFSP a partir do décimo segundo mês.

Apesar de já descrito anteriormente, é importante acrescentar uma informação adicional em relação à resposta da Selic à elevação das expectativas inflacionárias. Nota-se que a expansão na dívida tem efeito contemporâneo na inflação; apesar disso, a resposta (da Selic) ocorre após quatro meses desse choque. Esse resultado sugere que a autoridade monetária persegue o controle das perspectivas de inflação com certa defasagem e sua decisão acaba sendo afetada, indiretamente, pelas decisões de política fiscal. Ferreira (2015) também chamou atenção para o efeito indireto do choque de dívida na Selic, sugerindo que a política monetária

brasileira não é totalmente independente, uma vez que a taxa de juros é afetada pela trajetória da dívida pública. Apesar disso, Ornellas e Portugal (2011) ressaltaram que o Brasil possui baixo grau de dominância fiscal, o que significa que a autoridade monetária possui autonomia no combate à inflação.

Além desses efeitos, verifica-se que no primeiro período após o choque na DLSP temse uma resposta negativa do EMBI e do câmbio, indicando redução do risco e apreciação da moeda doméstica. Entretanto, no mês seguinte ao choque ocorre uma reversão gradual, fato que conduz as variáveis a níveis superiores ao inicial, sugerindo ampliação do risco e depreciação cambial. Estas respostas evidenciam que o grau de endividamento público afeta diretamente a avaliação externa da economia brasileira, conforme argumenta Gadelha e Divino (2008).

O comportamento inicial do câmbio e do prêmio de risco merece ser investigado com mais cuidado. Conforme foi argumentado anteriormente, o choque na dívida pública provoca a elevação das expectativas inflacionárias. Neste sentido, torna a moeda doméstica - em termos reais - mais valorizada, provocando também uma redução do prêmio de risco. Entretanto, à medida que os agentes econômicos incorporam as mudanças ocorridas em relação ao nível da dívida pública e a ampliação do gasto com o serviço da dívida, o prêmio de risco se eleva, indicando que o novo estoque da dívida incorre em maior probabilidade de *default*, ampliando o *spread* demandado pelos investidores e conduzindo a depreciação cambial via fuga de capitais.

Por fim, a variável M1 responde de forma negativa a um choque na DLSP, conduzindo a um enxugamento da base monetária. Este resultado é interessante, pois confirma a hipótese levantada acima de que o principal instrumento de manutenção da dívida pública em níveis sustentáveis é de fato o superávit primário. A constatação de que não há monetização frente a um choque na dívida sugere a vigência de um regime de dominância monetária, conforme argumenta Pastore, Gazzano e Pinotti (2014).

Prosseguindo a análise das funções resposta ao impulso, a Figura 8 apresenta as respostas das variáveis do modelo em decorrência de um choque contracionista de política monetária (aumento na taxa de juros Selic). Na parte superior esquerda e direita, estão expostas as respostas da DLSP/PIB e da NFSP. É possível observar que ambas compartilham respostas semelhantes, sendo esse comportamento explicado pela fração da dívida pública indexada à taxa de juros de curto prazo. Dessa forma, no momento em que a taxa de juros é elevada, o montante atrelado à Selic torna-se maior, ampliando a dívida. Da mesma forma, a necessidade de financiamento também possui um termo que relaciona o estoque da dívida atrelado à Selic,

explicando a ampliação do endividamento através da elevação da demanda por financiamento do setor público.

Os resultados sugerem que o choque de política monetária contracionista resulta em uma resposta negativa sobre as expectativas de inflação, demonstrando que a política monetária é capaz de influenciar ou acomodar as expectativas de inflação. Este resultado está de acordo com a teoria convencional, em oposição ao efeito perverso da política monetária sobre a inflação prevalecente em um regime de dominância fiscal, conforme proposto por Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004). Portanto, este resultado sugere a existência de uma relação de dominância monetária.

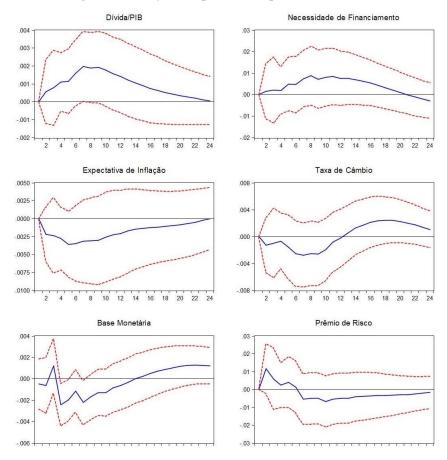


Figura 8 – Funções resposta ao impulso na taxa Selic

Fonte: Elaboração própria.

Ademais, o choque de política monetária contracionista em relação ao câmbio mostra que inicialmente a elevação da Selic conduziu a uma apreciação cambial, resultado que prevalece até o décimo segundo período, quando é revertida em direção à desvalorização da moeda doméstica. Por outro lado, é possível observar uma leve piora, no curto prazo, no sentido

de elevação do risco em decorrência do choque na Selic. Entretanto, no quarto período esta trajetória é revertida no sentido de redução do prêmio de risco, voltando a se estabilizar em torno do nível inicial.

De forma geral, estes resultados também sugerem a existência de um regime de dominância monetária. Embora exista a leve elevação do risco em decorrência da ampliação do montante da dívida devido à elevação da Selic, comportamento revertido logo após o quarto mês, devido ao ganho de credibilidade da política monetária no controle das expectativas inflacionárias. Por outro lado, é possível observar uma forte apreciação cambial que se estende por aproximadamente doze períodos. Estes resultados sugerem que não há prevalência do regime de dominância fiscal, conforme proposto por Blanchard (2004), reforçando os resultados encontrados em relação à função resposta ao impulso na dívida, na qual o regime de dominância vigente é o monetário.

Vis-à-vis, os resultados encontrados através do modelo VAR sugerem a existência de uma autoridade fiscal preocupada na estabilização da relação DLSP/PIB através do superávit primário. Por outro lado, mostra também que a política monetária é um instrumento crível no controle inflacionário. Portanto, os resultados obtidos utilizando esta abordagem metodológica levam à conclusão de que o Brasil se encontra sob a vigência de um regime de dominância monetária, conforme proposto por Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004), e estão em concordância com os resultados encontrados por Tanner e Ramos (2003), Aguiar (2007), Gadelha e Divino (2008), Araújo e Besarria (2014) e Ferreira (2015).

Em linhas gerais, o resultado obtido nessa etapa da pesquisa está em conformidade com grande parte dos estudos aplicados à economia brasileira, onde predominou a dominância monetária, sendo esta uma característica presente em todos os estudos que adotaram períodos de tempo mais longos. Assim, a dominância fiscal parece ser um caso isolado ou específico, muito ligado ao período de análise, diferentemente da dominância monetária que parece ser o caso geral.

6.2 AVALIANDO A MUDANÇA DE REGIME

Os resultados da seção 6.1 sugerem que o Brasil se encontra sob um regime de dominância monetária. Entretanto, o comportamento recente das variáveis macroeconômicas sugere o contrário, conforme argumentado no Capítulo 2. Dessa forma, torna-se necessário uma

investigação mais aprofundada em relação a possíveis mudanças no comportamento recente da autoridade fiscal e que podem sugerir resultados que diferem do obtido na seção anterior.

A análise será direcionada às relações existentes entre a dívida líquida (DLSP), necessidade de financiamento nominal (NFSP) e oferta monetária (M1), em virtude da possibilidade de avaliar através destas se, de fato, há o esforço fiscal necessário para a estabilização da relação DLSP/PIB (Dominância Monetária) ou, ao invés disso, há monetização da dívida no intuito de obter receitas de senhoriagem necessárias à solvência do governo. Nesse caso, a manutenção da proporção DLSP/PIB é realizada através da emissão de moeda e não pela disciplina fiscal (Dominância Fiscal). Portanto, a equação da dívida pública pode ser expressa por:

$$DLSP_t = f(NFSP_{t-1}, M1_{t-1})$$
(36)

onde os sinais da relação entre as variáveis e a dívida pública são: $\left[\frac{\partial DLSP_t}{\partial NFSP_{t-1}}\right] > 0$ indicando uma relação direta, onde a elevação da necessidade de financiamento nominal implica em variações positivas sobre a dívida pública; $\left[\frac{\partial DLSP_t}{\partial M1_{t-1}}\right] < 0$, para o caso de o aumento da base monetária exercer influência negativa sobre a dívida líquida.

O indício de mudança de comportamento na condução do esforço fiscal será captado a partir do teste de quebra estrutural em processos lineares proposto por Bai (1994). O resultado desse teste indicou que houve uma mudança no comportamento/relação entre essas variáveis em fevereiro de 2011. De acordo com Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), esse ano foi marcado por uma mudança de regime na política econômica que, na prática, consistiu do abandono do tripé¹⁴ macroeconômico. O efeito dessa mudança no comportamento da relação entre as séries foi incluído no modelo a partir da inserção de variáveis *dummies* multiplicativas, tal como exposto na equação 12:

$$DLSPt = \beta_0 + \beta_1 NFSP_{t-1} + \beta_2 M1_{t-1} + \beta_3 D_{1t} NFSP_{t-1} + \beta_4 D_{1t} M1_{t-1}$$
(37)

¹⁴ O tripé macroeconômico representa a adoção conjunta do regime de metas de inflação, disciplina fiscal e regime de câmbio flutuante.

Os resultados da estimação da equação 37, obtidos a partir dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Momentos Generalizados (GMM)¹⁵, são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados dos modelos com *Dummies*

Variáveis —	Mét	odo	
variaveis ——	MQO	GMM	
NFSP _{t-1}	0.0246**	0.0246*	
	[0.0559]	[0.0418]	
D_1NFSP_{t-1}	0.0256	0.0244	
	[0.3229]	[0.5061]	
$M1_{t-1}$	0.3421*	0.3838*	
	[0.0000]	[0.0015]	
$D_1M1_{t\text{-}1}$	-0.4628*	-0.4683*	
	[0.0001]	[0.0014]	
R ² –Adj	0.1431	0.2331	
Teste-J (Prob)		0.7083	
Rank		7	

Fonte: Elaboração própria. [] Prob.

Em relação à necessidade de financiamento, pode-se observar que no período anterior à inserção da variável *dummy*, a relação para com a dívida líquida se mostra estatisticamente significante, exercendo influência positiva sobre a variável dependente em ambos os métodos. Contudo, no período posterior à introdução da *dummy*, há perda de significância estatística da NSFP, também em ambos os métodos.

A relação positiva encontrada entre DLSP e a NFSP indica que à medida que cresce a necessidade de financiamento do governo, seja devido aos juros nominais ou ao nível do gasto público frente à arrecadação de tributos (superávit), cresce também a dívida líquida. Um fato importante diz respeito à perda de significância da NFSP em relação ao período pós-*dummy*, indicando que a política de superávit primário recente se mostra incapaz de afetar a dívida líquida, ou seja, reforça a ideia de que no período que sucedeu o ano de 2011 houve maior endividamento.

_

 $^{^{15} \} Instrumentos \ utilizados: NFSP_{t-1}, NFSP_{t-1}D_t, M1_{t-1}, M1_{t-1}D_t, NFSP_{t-2} \ e \ NFSP_{t-3}.$

Em relação à base monetária, os resultados são semelhantes para ambos os métodos e apontam para a mesma direção. A variável M1 se mostra significativa tanto no período prédummy, com sinal do coeficiente positivo, quanto no período pós-dummy, com sinal negativo.

A relação positiva entre a DLSP e o M1 no período anterior a 2011 mostra que a oferta de moeda não se ajusta de forma a financiar dívida. Por outro lado, em relação ao período pósdummy, um fato merece destaque: a mudança do sinal sofrida pelo coeficiente nas estimações por ambos os métodos. Tais resultados sugerem que houve mudança na relação entre a DLSP e o M1, onde a base monetária passou a provocar reduções na dívida líquida. Essa relação é interessante e merece maior investigação.

Conforme argumenta Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), em um regime de dominância monetária a autoridade monetária persegue apenas o objetivo central da estabilidade dos preços, recusando-se a monetizar os déficits públicos, obrigando, dessa forma, que os déficits sejam financiados sem a emissão de senhoriagem¹⁶. Os resultados expostos na Tabela 5 sugerem o contrário, ou seja, que o governo passou a utilizar a emissão de moeda como alternativa para reduzir o crescimento da dívida pública, frente à incapacidade do superávit em fazê-lo. Neste mesmo sentido, Mendonça (2003) encontrou evidências de que a tendência do Banco Central do Brasil inflacionar a economia (monetização) é função do tamanho da dívida pública e, portanto, uma redução de seu estoque acarretaria em redução da pressão sobre o Banco Central, implicando maior credibilidade da política monetária.

Partindo desse contexto, é importante ressaltar que a Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar n° 101, de 04/05/2000) estabelece que o Banco Central não pode financiar diretamente os déficits públicos. Por outro lado, o Bacen pode comprar títulos emitidos pela União para refinanciar a dívida mobiliária federal que estiver vencendo na sua carteira (BRASIL, 2000). Ou seja, possibilita a expansão da base monetária para fechar as contas públicas.

Em um cenário onde a autoridade fiscal persiste na geração de déficits sem a contrapartida na arrecadação, a relação DLSP/PIB não será estável, apresentando tendência de crescimento, o que pode resultar ou com a autoridade fiscal retomando sua disciplina, ou com a autoridade monetária mudando o regime monetário. Em outras palavras, passando a financiar

decorrentes de outros ativos. Dessa forma, não transparece nos balanços ou em suas demonstrações de resultado, a receita decorrente da emissão monetária. Além disto, no cálculo dos resultados das NFSP, a receita de senhoriagem já está sendo implicitamente considerada no cálculo do déficit público (JALORETTO, 2006).

-

¹⁶ Uma questão relevante diz respeito à divulgação do Banco Central em relação às receitas apropriadas via emissão monetária. De forma geral, não é especificado a receita obtida com a senhoriagem. Assim, os juros recebidos sobre os ativos do Banco Central adquiridos com a emissão de base monetária são agregados a outras receitas

seus déficits via expansão monetária, gerando a coleta de senhoriagem necessária à solvência e, em consequência, acelerando a inflação. Neste sentido, a estabilidade da relação DLSP/PIB não é garantida via disciplina fiscal, e sim, através da monetização da dívida.

Dentro do atual contexto da economia brasileira, é importante lembrar que há outro componente importante que reforça essa ideia: o recuo das receitas tributárias. O impacto da redução no ritmo de atividade sobre a arrecadação contribuiu para que as receitas públicas crescessem em ritmo menor que as despesas, resultando na deterioração do resultado primário, apesar das elevações nas alíquotas de alguns tributos, como Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (CIDE) e Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), e da reversão de desonerações. Além desses, o congresso aprovou a PEC 140/2015 que estabelece a volta da Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF). "[...] O déficit nominal de dezembro foi financiado mediante expansões na dívida mobiliária, na dívida bancária líquida, nas demais fontes de financiamento interno, que incluem a base monetária [...]" (BRASIL, 2016).

Os resultados expostos nesta seção sugerem que houve mudança de regime na relação entre as variáveis no período recente. Por um lado, há evidências de que a NFSP deixou de ser significativa na determinação da DLSP. Por outro lado, em virtude da resposta da base monetária em relação à dívida líquida, com coeficiente negativo, há evidências de que no período que sucedeu o ano de 2011 a autoridade monetária passou a emitir moeda no intuito de fechar as contas públicas. Estes fatos, em conjunto, são alguns indícios da vigência de um regime de dominância fiscal, de acordo com o descrito por Sargent e Wallace (1981).

6.3 VETORES AUTORREGRESSIVOS COM MUDANÇA MARKOVIANA

No intuito de verificar se de fato houve alteração no comportamento na relação entre as variáveis durante o período estudado, foi estimado dois modelos de Vetores Autorregressivos com mudança markoviana (MS-VAR). A análise é direcionada à relação entre DLSP, NFSP e M1, uma vez que a estimação do MS-VAR¹⁷ com todas as variáveis do modelo VAR foi descartada em virtude do grande número de parâmetros estimados frente à quantidade reduzida de observações.

-

¹⁷ O modelo MS-VAR foi estimado através do *software* WinRATS (v.8.00), utilizando o pacote MS-VAR desenvolvido por Doan (2012).

O critério de seleção do número ótimo de defasagens¹⁸ apontou para o modelo com 1 *lag*. Neste sentido, a Tabela 6 apresenta os resultados referentes ao teste de linearidade e de seleção do melhor modelo.

Tabela 6 – Teste LR para seleção dos modelos

Teste	Hipótese	Log Likelihood Ratio (LR)	Modelo Escolhido	
Ţ	H ₀ : O modelo é linear.	83.4065*	Não linear	
1	H1 : O modelo é não linear.	63.4003	Nao iiileai	
II	$H_0: MSM(2) - VAR(1) \equiv MSMH(2) - VAR(1)$	65.3656**	MSMH(2)-	
	$H_1: MSM(2) - VAR(1) = MSMH(2) - VAR(1)$	05.5050	VAR(1)	

Fonte: Elaboração própria. Rejeição da hipótese nula: * 5,00% **10,00%.

Os resultados do teste LR de linearidade indicam que a relação entre as variáveis é não linear, conforme foi anteriormente identificado através do teste de Bai (1994), justificando a utilização do método MS-VAR, em oposição ao VAR padrão. Em relação à seleção do melhor modelo, o teste indica desigualdade entre o modelo com restrição de erros homocedásticos e o modelo onde essa restrição é relaxada. Neste cenário, o modelo irrestrito é selecionado, conforme é sugerido pela literatura. Desta forma, os modelos VAR(1) estimados seguem um processo de mudança markoviana na média em dois regimes.

Tabela 7 – Resultados do modelo MSMH(2)-VAR(1)

	resultatos do modelo Misivili(2) VIII(1)						
Coeficientes	$\Delta DLSP_t$	$\Delta NFSP_t$	$\Delta M1_t$				
μ - Regime i	0.0028	0.0058	-0.0009				
μ - Regime t	[0.5499]	[0.1512]	[-0.1306]				
μ - Regime j	-0.0024	0.0186	-0.0121**				
	[-0.5391]	[0.5432]	[-1.7032]				
Δ <i>DLSPt</i> −1	0.8348*	0.0139*	0.0458**				
∆DLSF t−1	[29.4427]	[3.7401]	[1.8451]				
$\triangle NFSP_{t-1}$	-0.8634*	0.9399*	0.0232				
$\Delta NF SF t-1$	[3.4749]	[33.3478]	[3.3699]				
$\Delta M1_{t-1}$	-0.0802**	-0.121	0.8627*				
$\Delta N 1 1_{t-1}$	[-1.8412]	[-0.5852]	[24.1793]				
Log Likelihood	1077.0186						

Fonte: Elaboração própria. *Significante a 5,00%. ** 10,00%.

 $^{\rm 18}$ Os resultados dos testes referentes ao modelo MS-VAR encontram-se no Apêndice B.

_

A Tabela 7 apresenta os resultados referentes ao modelo MSMH(2)-VAR(1). Pode-se observar que em relação às médias (μ) houve mudança significativa entre regimes apenas em relação à variável M1(j), com ampliação do coeficiente em termos absolutos. O sinal negativo desse coeficiente sugere que no regime j a emissão de moeda é menor em relação ao regime i. Por outro lado, embora o sinal da média da DLSP tenha mudado entre regimes, esse coeficiente não é estatisticamente significante.

Observa-se que a dívida líquida é bilateralmente influenciada pela NFSP e M1. Por um lado, esse resultado demonstra que a geração de superávits leva em consideração a manutenção de uma relação DLSP/PIB estável, devido à resposta no sentido de elevação do superávit frente a um aumento do estoque da dívida; por outro, mostra também que a moeda influencia a dívida negativamente, sugerindo que o governo realiza coleta de senhoriagem, ou seja, monetiza a dívida pública no intuito de saldar seu débito.

A necessidade de financiamento é determinada pela própria variável e pela dívida líquida, demonstrando que, de fato, há preocupação do governo no sentido de manter a relação DLSP/PIB estável. Por outro lado, o M1 é também é influenciado pela relação DLSP/PIB, onde o crescimento desta última precede elevação do M1, ou seja, da base monetária.

Prosseguindo a análise do modelo MSMH(2)-VAR(1), a Tabela 8 apresenta a matriz de probabilidade de transição entre os dois regimes. É possível observar que ambos os regimes i e j, possuem alta persistência. Estando no regime i, a probabilidade de permanência no regime atual é de 93.52%, enquanto a probabilidade de mudança para o regime j é de 6.48%.

Tabela 8 – Matriz de transição do modelo MSMH(2)-VAR(1)

Transição	Regime i	Regime j
Regime i	93.52%	6.48%
Regime j	7.83%	92.17%

Fonte: Elaboração própria.

No mesmo sentido, estando no regime j a probabilidade de permanência nesse regime é de 92.17%, enquanto a probabilidade de mudança para o regime i é de 7.83%, evidenciando a também alta persistência desse regime. A Figura 9 ilustra a probabilidade suavizada para ambos os regimes ao longo do período investigado.

É possível observar que, de forma geral, não há um regime notoriamente dominante durante todo o período analisado.

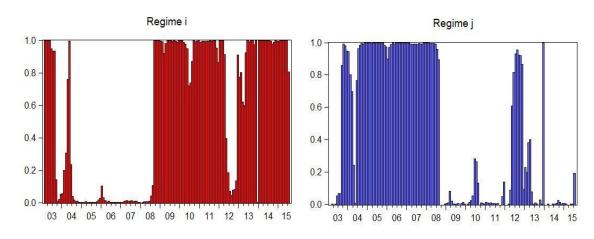


Figura 9 – Probabilidades do modelo MSMH(2)-VAR(1)

Fonte: Elaboração própria.

Entretanto, ao direcionar a análise para períodos mais curtos, é possível observar a prevalência de um regime sobre o outro. Por exemplo, o regime i inicia no ano de 2003 com elevada probabilidade, sendo essa probabilidade revertida ao final desse ano, havendo mudança para o regime j durante, aproximadamente, 5 anos. Por outro lado, percebe-se que em 2008 essa probabilidade é novamente revertida para prevalência do regime i - que excluindo um vale no ano de 2012 - é praticamente vigente até o período atual.

Um ponto relevante em relação às probabilidades dos regimes é o fato de a probabilidade do regime *i* ser claramente prevalecente em períodos considerados conturbados, tal como: crise de confiança pós-eleições em meados de 2002, período no qual Blanchard (2004) verificou a existência de uma relação de dominância fiscal no Brasil; crise dos títulos *sub-prime* em 2008 e crise político-econômica vivenciada pela economia brasileira no período recente. Esse fato sugere que os regimes são interligados e a condição de estabilidade econômico-financeira é um importante determinante da transição entre regimes, bem como, do comportamento da moeda, conforme sugere o modelo.

Também através do método MS-VAR, Fialho e Portugal (2005) buscaram investigar a interação entre a taxa Selic e o superávit primário. Os resultados indicaram que ambas as políticas são substitutas, onde uma passará a ser expansionista se a outra se tornar contracionista e vice-versa. Além disto, verificou-se o comportamento compatível com uma autoridade monetária dominante, com a autoridade fiscal se comportando passivamente.

Em resumo, os resultados do modelo MSMH(2)-VAR(1) sugerem a existência de precedência temporal entre elevações do estoque da dívida e da geração de superávits e emissão de moeda. Um fato que merece destaque é a mudança de média sofrida pelo M1 em relação ao

regime *j*, atentando para o fato que, em tal regime, a emissão de moeda é reduzida. Vale ressaltar que os resultados encontrados a partir do modelo MSMH(2)-VAR(1) estão em consonância com os resultados obtidos nas seções anteriores, apontando para uma mudança estrutural na relação entre as variáveis no período recente.

7 CONCLUSÕES E DISCUSSÕES

O presente estudo buscou estimular a discussão acerca da coordenação entre política monetária e fiscal, em virtude da grande importância destas para qualquer economia. Ademais, o debate deste tema tem sido frequente nos últimos anos devido aos resultados fiscais e ao não cumprimento da meta de inflação no ano de 2015. Desta forma, o objetivo principal desta pesquisa foi investigar o regime de dominância vigente na economia brasileira no período entre 2003 e 2015.

Os resultados mostram que, de forma geral, o regime de dominância prevalecente na economia brasileira foi o regime de dominância monetária, sugerindo uma autoridade fiscal comprometida com a geração de superávits no intuito de manter a dívida pública em níveis sustentáveis, estando em consonância com os resultados encontrados por outros estudos anteriores, tais como Aguiar (2007), Gadelha e Divino (2008), Araújo e Besarria (2014), Ferreira (2015), entre outros. Entretanto, esta pesquisa identificou uma mudança estrutural significativa na relação entre as variáveis tratadas no ano de 2011. Referente a isto, os resultados indicam que, a partir desse momento, a oferta monetária passou a apresentar uma relação negativa com a dívida, sugerindo que a expansão da base monetária foi utilizada com o objetivo de fechar as contas públicas, levantando alguns indícios da vigência de regime de dominância fiscal para o período recente.

Não obstante o esforço da autoridade monetária referente às diversas elevações dos juros, a taxa de inflação se perpetua em níveis ainda elevados. Neste contexto, são inevitáveis críticas ao modelo atual de combate à inflação, recaindo em um possível esgotamento do regime de metas inflacionárias e da regra de reação do Banco Central, conforme proposto por Taylor (1993). Em outras palavras, sob regime de dominância fiscal, o aumento na taxa de juros é o melhor mecanismo de combate à inflação?

A literatura argumenta que, em uma situação de dominância fiscal, o nível da dívida pública é capaz de influenciar diretamente a dinâmica da inflação. Além disto, a política monetária contracionista, na forma de elevações da taxa de juros, contribui ainda mais para a deterioração das condições fiscais, via elevação do montante pago com juros nominais. Neste contexto, Kumhof, Nunes e Yakadina (2010) chegaram à conclusão que economias sob o regime de dominância fiscal devem estabelecer primeiramente a disciplina nos gastos públicos, previamente ao comprometimento em alcançar metas inflacionárias. A razão disto está

relacionada ao elevado custo, em termos de volatilidade das variáveis macroeconômicas, de se praticar política monetária sob uma relação de dominância fiscal.

A questão que surge é: sob regime de dominância fiscal, qual deve ser a postura do Banco Central? A resposta para esse questionamento pode ser dada a partir dos condicionantes que levam à eficácia do regime de metas de inflação. É bem sabido que quando a economia brasileira abandonou o regime de câmbio fixo e passou a adotar o regime de câmbio flutuante, passou-se a utilizar a âncora monetária como mecanismo de combate à inflação.

A partir daí o regime de metas de inflação foi implantado e a taxa de juros passou a ser o instrumento de resposta à alta generalizada dos preços. Nesse caso, é importante ressaltar que a eficácia de uma política monetária restritiva no combate à inflação, sob regime de câmbio flutuante, está condicionada ao comprometimento fiscal do governo. Ou seja, uma deterioração das contas públicas reduz o poder de influência da política monetária na condução da inflação para sua meta. Tendo em vista que, à medida que a autoridade monetária aumenta a taxa de juros com o intuito de reduzir inflação, também aumenta a pressão sobre as contas públicas, tendo em vista que parte da dívida pública é indexada à taxa Selic.

Diante desse cenário, uma alternativa é manter a taxa de juros estável, até que haja reformas fiscais, seja por meio da redução dos gastos públicos, seja por meio da ampliação da carga tributária. Outra alternativa de política monetária, sob estas condições, recai sobre a proposta de Milton Friedman, o qual sugere que o governo deveria divulgar uma taxa de crescimento constante para a base monetária, no intuito de conter o crescimento da inflação. Neste mesmo sentido, Poole (1969) buscou investigar qual seria o melhor instrumento (taxa de juros ou taxa de crescimento da base monetária) utilizado pelo Banco Central no combate à inflação em um modelo estocástico. O autor chega à conclusão que é possível encontrar uma combinação ótima entre ambos os instrumentos de política que pode ser superior a qualquer cenário de desempenho dos instrumentos individualmente.

É bem verdade que não se sabe ao certo quão eficaz seria a substituição da taxa de juros pela taxa de crescimento da base monetária no combate à inflação e se o problema está, realmente, no instrumento de combate à inflação. Exemplo disso é que recentemente o Uruguai passou por uma mudança na condução da política monetária que estava ligada ao controle da inflação por meio do controle do crescimento da base monetária. De acordo com Portillo e Ustyugova (2015), apesar do esforço no sentido de conter a inflação, o objetivo não foi alcançado e o país em meados de 2014 se encontrava com a taxa de inflação acima da banda superior da meta. Neste contexto, foi implantada uma mudança do regime de metas

inflacionárias para um regime de controle do crescimento da base monetária, onde o governo passou a anunciar uma meta de decrescimento da base monetária com o intuito de conter o processo inflacionário. Entretanto, para o caso uruguaio, o sucesso do modelo foi comprometido em parte devido à depreciação cambial sofrida pela moeda doméstica, que repercutiu sobre a inflação.

No contexto brasileiro, talvez o caminho mais curto seja a retomada da austeridade no gasto público e reversão da trajetória negativa do superávit primário. Nesse sentido, a conclusão da presente pesquisa é de que a atual trajetória das finanças públicas se mostra desordenada e representa uma ameaça à estabilidade de preços. Primeiramente, cabe ao governo retomar a disciplina fiscal para reverter a trajetória desfavorável do resultado primário, no intuito de fornecer os subsídios para estabilização ou mesmo redução da relação dívida líquida/PIB, e principalmente, a razão dívida bruta/PIB. Os ganhos de credibilidade da política fiscal regrada contribuirão para o desempenho da política monetária, possibilitando o abrandamento da elevada taxa de juros e redução do serviço da dívida.

Por fim, para pesquisas futuras, sugere-se a estimação da função resposta ao impulso dependente ao regime no modelo MS-VAR, para observar as relações dinâmicas entre as variáveis condicionadas a cada regime. A relação encontrada entre a base monetária e a dívida pública é interessante e merece ser mais investigada. Outro ponto relevante que merece consideração nos estudos sobre sustentabilidade da dívida pública é a utilização da variável dívida bruta na composição dos modelos econométricos.

REFERÊNCIAS

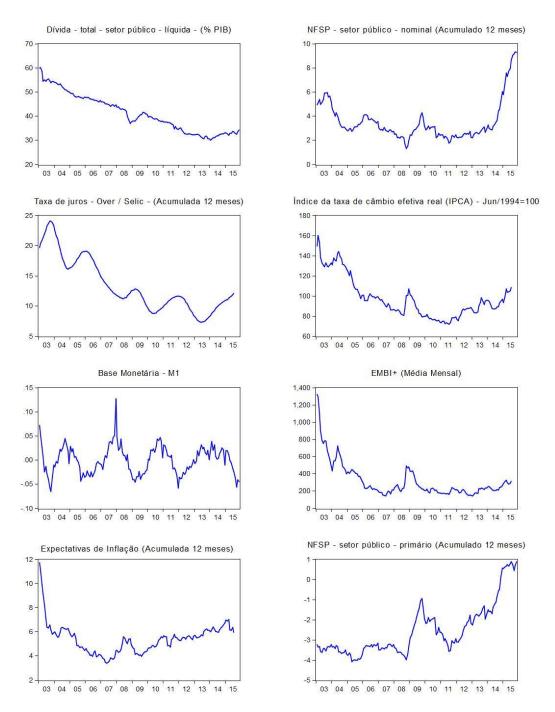
- AGUIAR, M. T. de. **Dominância Fiscal e Regras de Reação Fiscal**: Uma Análise Empírica para o Brasil. 207. 73 p. Dissertação (Mestrado) Universidade de São Paulo, 2007.
- ARAÚJO, J. M. de; BESARRIA, C. D. N. Relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária: uma análise para economia brasileira no período de 2003 a 2009. **Revista de Economia**, v. 40, p. 55-70, abr. 2014.
- ÁZARA, A. de. **Dominância Fiscal e Suas Implicações Sobre a Política Monetária no Brasil**: Uma Análise do Período 1999-2005. 2006. Dissertação (Mestrado) Fundação Getúlio Vargas FGV, 2006. p. 1-84.
- BAI, J. Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes. **Journal of Time Series Analysis**, v. 15, p. 453-472, 1994.
- BLANCHARD, O. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting**: Lessons From Brazil. NBER Working Pappers Series, 2004. Disponível em: http://www.nber.org/papers/w10389>. Acesso em: 14 abr. 2015.
- BRASIL. **Lei Complementar n° 101**, de 4 de maio de 2000. Brasília: [s.n.], 2000. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil{_}\03/leis/LCP/Lcp101.. Acesso em: 19 mar. 2016.
- ______. B. C. **Relatório de Inflação.** Brasília, 2015. v. 10. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2015/12/ri201512P.pdf>. Acesso em: 23 dez. 2015. http://www.bcb.gov.br/?ECOIMPOLFISC>. Acesso em: 05 fev. 2016.
- _____. **Relatório da Inflação**. Brasília, 2010. p. 106-111. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2010/06/ri201006b6p.pdf>. Acesso em: 13 jan. 2016.
- CLARIDA, R. et al. **Monetary policy rules in practice Some international evidence.** 1998. p. 1033-1067. Disponível em: http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292198000166%\delimiter"026E30F\nhttp://ideas.repec.org/a/eee/eecrev/v42y 1998i6p1033-1067.html>. Acesso em: 19 dez. 2015.
- COPOM. **Ata do COPOM, 195^a Reunião.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2015. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/?COPOM195. Acesso em: 23 dez. 2015.
- DOAN, T. **RATS** programs to replicate Krolzig MS-VAR's for six country models. 2012. Disponível em: http://econpapers.repec.org/RePEc:boc:bocode:rtz00108. Acesso em: 11 jan. 2016.
- FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. **Inflation Targeting and Debt**: Lessons From Brazil. NBER Working Pappers Series, 2004. p. 1-5. Disponível em: http://www.nber.org/papers/w10390>. Acesso em: 19 dez. 2015.

- FERREIRA, L. A. M. **Dominância Fiscal ou Dominância Monetária no Brasil**: Uma Análise do Regime de Metas de Inflação. 2015. 60 p. Dissertação (Mestrado) Universidade Federal de Uberlândia, 2015.
- FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level. **Estudos Econômicos** (São Paulo), v. 35, n. 4, p. 657-685, dez. 2005. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci{\}">http://www.scielo.br/scielo.
- GADELHA, S. R. D. 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. ISSN 1413-8050. Disponível em: . Acesso em: 24 abr. 2015.
- JALORETTO, C. **Senhoriagem e Financiamento do Setor Público no Brasil.** Brasília: Escola de Administração Fazendária ESAF, 2006. p. 1-78.
- KROLZIG, H.-M. **Markov Switching Vector Autoregressions**: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis. Berlin: Springer, 1997.
- KUMHOF, M.; NUNES, R.; YAKADINA, I. Simple Monetary Rules under Fiscal Dominance. **Journal of Money, Credit & Banking** (Wiley-Blackwell), v. 42, n. 1, p. 63-92, 2010. ISSN 00222879. Disponível em: <10.1111/j.1538-4616.2009.00278. x\$\delimiter"026 E30F\$nhttp://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true{&}db=bth{&}AN=47158795{&} site=e>. Acesso em: 19 dez. 2015.
- MAIA, S. F. **Modelos de Vetores Autorregressivos**: Uma Nota Introdutória. Programa de Mestrado em Economia, Maringá, Paraná: [s.n.], 2001. p. 1-32.
- MAKA, A. On Testing the Phillips Curves, the IS Curves, and the Interaction between Fiscal and Monetary Policies. 2013. 96 p. Tese (Doutorado) Fundação Getúlio Vargas, 2013. Disponível em: https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/ 11450/Dissertation-AlexisMaka.pdf?sequence=1{&}isAllowe>. Acesso em: 11 jan. 2016.
- MARCONI, N. Indexação e Taxa de Juros. **Revista Conjuntura Econômica**, n. 692, p. 20-22, nov. 2015.
- MARQUES JUNIOR, K. **Há Dominância Fiscal na Economia Brasileira?** Uma Análise Empírica Para o Período do Governo Lula. 2009. Dissertação (Mestrado) Universidade Federal do Paraná, 2009.
- MENDONÇA, H. F. de. O Comportamento da Política Fiscal Brasileira no Século XXI: Uma Análise a partir do Impulso Fiscal. **Revista EconomiA**, v. 13, n. 2, p. 281-301, 2012. Disponível em: http://anpec.org.br/revista/vol13/vol13n2p281{_}301. Acesso em: 31 jan. 2016.
- _____. Três Ensaios sobre a Dívida Pública e a Determinação da Taxa de Juros na Economia Brasileira. 2003. 78 p. Monografia Escola de Administração Fazendária ESAF, 2003. Disponível em: <a href="http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio{_}\} TN/VIIIPremio/divida/2afdpVIIIPTN/2premio{_}\afsigma fazenda.gov.br/Premio for the control for the con

- ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. S. **Fiscal and Monetary Policy Interaction in Brazil.** Trabalho apresentado no XXIII Encontro Brasileiro de Econometria, 2011, Foz do Iguaçu; e no XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), 2011.
- PASTORE, A. Uma guinada de 360 graus. **O Estado de São Paulo**, São Paulo, set. 2015. Disponível em: http://economia.estadao.com.br/noticias/geral, uma-guinada-de-360-graus,1757209>. Acesso em: 31 jan. 2016.
- PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. **Inflação e Crises**: O Papel da Moeda. [s.l.]: Elsevier Brasil, 2014.
- POOLE, W. The Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Macro Model. **Quaterly Journal of Economics**, n. 84, p. 192-216, 1970.
- PORTILLO, R.; USTYUGOVA, Y. A Model for Monetary Policy Analysis in Uruguay. **Internacional Monetary Fund Working Paper**, jul. 2015.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981. ISSN 02715287. Disponível em: https://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr531.pdf>. Acesso em: 29 mar. 2015.
- SCHYMURA, L. G. A Sombra da Dominância Fiscal e a Reação do Sistema Político. **Revista Conjuntura Econômica**, n. 69, FGV IBRE, p. 8-11, nov. 2015. Disponível em: <www.conjunturaeconomica.com.br>. Acesso em: 23 dez. 2015.
- SILVA, E. K. da; MAIA, S. F. Metas Inflacionárias: Um Estudo Empírico Para o Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, v. 4, n. 2, p. 259-298, 2005.
- SIMS, C. 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.
- _____. Macroeconomic and Reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.
- TANNER, E.; RAMOS, A. M. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991–2000. **Applied Economics**, v. 35, n. 7, p. 859-873, 2003.
- TAYLOR, J. B. **Discretion versus Policy Rules in Pratice.** 1993. p. 195-214. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L. Acesso em: 16 maio 2012.
- TOMBINI, A. **Pronunciamento do Ministro Alexandre Tombini**, Presidente do Banco Central do Brasil, na Comissão de Assuntos Econômicos do Senado. Brasília: Banco Central do Brasil, 2015. 13 p.
- WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. **Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 345-380, 1994. ISSN 09382259.

APÊNDICE A – GRÁFICO DAS SÉRIES

Figura 10 – Gráfico das variáveis



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA, IBGE, BACEN e J.P. Morgan.

Figura 11 – Função autocorrelação e autocorrelação parcial

DLSP CAMBIO Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob 0.967 0.979 0.967 144.01 0.000 0.979 147.65 0.000 0.923 -0.183 276 12 0.000 2 0.957 -0.048 289 57 0.000 3 0.884 0.089 398.24 0.000 3 0.935 0.013 426.10 0.000 0.852 0.039 512 25 0.000 0.918 0.089 558 52 0.000 0.823 0.022 619.32 0.000 0.899 -0.063 686.33 0.000 6 0.796 0.015 720.15 0.000 0.881 0.033 809.97 0.000 0.768 -0.017 814.85 0.000 0.862 -0.027 929.24 0.000 8 0.739 -0.033 903.11 0.000 0.843 -0.037 1044.0 0.000 985.58 0.712 0.030 0.823 0.003 1154.2 0.000 0.000 10 0.685 -0.035 1062.4 0.000 10 0.804 -0.005 1260.2 0.000 0.659 0.027 1134.1 0.000 11 0.785 -0.031 1361.9 0.000 11 12 0.638 0.036 1201.8 0.000 12 0.766 0.016 1459.5 0.000 **EMBI EXPECT** Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob 0.939 0.939 135.70 0.000 0.930 0.930 133.32 0.000 0.870 -0.096 252.98 0.851 -0.107 245.64 0.000 0.000 3 3 0.808 0.028 354.89 0.000 0.778 0.007 340.12 0.000 0.754 0.025 444.28 0.000 0.711 -0.001 419.57 0.000 5 0.710 0.047 524.05 0.000 0.646 -0.025 485.70 0.000 0.000 0.672 0.020 595.95 0.586 -0.005 540.47 0.000 6 6 0.632 -0.031 0.000 0.539 0.055 587.02 0.000 660.03 0.591 -0.022 0.000 0.501 0.032 0.000 8 716 41 8 627 55 0.552 0.000 9 0.007 766.01 0.000 9 0.464 -0.018662.63 10 0.515 -0.010 809.49 0.000 10 0.430 0.004 692.99 0.000 11 0.486 0.041 848.41 0.000 11 0.403 0.027 719.78 0.000 12 0.463 0.031 884.00 0.000 12 0.379 0.004 743.60 0.000 NESP Partial Correlation Autocorrelation AC PAC Q-Stat Prob PAC Autocorrelation Partial Correlation AC Q-Stat Prob 0.000 0.960 0.960 141.86 0.931 0.931 133.63 0.000 0.016 0.000 0.922 273.76 0.852 -0.120246 13 0.000 3 0.886 -0.000 396 39 0.000 3 0.779 0.017 340.89 0.000 4 0.849 -0.031 509.75 0.000 0.710 -0 021 420.19 0.000 0.810 -0.052 5 613.52 0.000 0.639 -0.059 484.85 0.000 6 0.771 -0.014 708.26 0.000 0.564 -0.071 535.49 0.000 0.730 -0.053 793.77 0.000 0.488 -0.051 573.64 0.000 8 0.691 -0.000 870.88 0.000 0.411 -0.055 600.96 0.000 9 0.650 -0.038 939.71 0.000 0.338 -0.031 619.55 0.000 10 0.604 -0.099 999.52 0.000 10 0.269 -0.029 631.37 0.000 11 0.567 0.084 1052.6 0.000 11 0.198 -0.069 637.81 0.000 12 0.534 1099.9 0.028 0.000 12 0.138 0.040 640.99 0.000 SELIC **PRIMÁRIO** Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat 0.991 0.991 151.16 0.963 0.963 0.000 146.50 298.65 0.000 -0.047 282.20 0.975 -0.329 0.924 0.000 3 0.954 -0.224 440.86 0.000 3 0.889 0.039 408.68 0.000 0.929 -0.170 576.36 0.000 • 0.845 -0.145 523.75 0.000 1 5 0.898 -0.117 703.97 0.797 -0.070 626.81 0.000 0.000 0.864 -0.072 822.86 0.000 0.748 -0.060 0.000 ı 6 718.11 0.827 -0.040 0.000 932.48 0.699 -0.008 798.46 0.000 8 0.788 0.023 10327 0.000 8 0 649 -0 035 868 29 0.000 9 0.748 0.029 11237 0.000 0.600 -0.020 928.27 0.000 10 0.708 0.063 1205.9 0.000 10 0.551 -0.018 979 30 0.000 11 0.670 0.080 1280.0 0.000 11 0.502 -0.049 1021.8 0.000

Fonte: Elaboração própria.

12 0.451 -0.050

1056.4

0.000

0.000

1346.8

1 11

12 0.634 0.071

APÊNDICE B – TESTES APLICADOS

Tabela 9 – Testes de raiz unitária das variáveis

X 71	ADE	V.C	DD	V.C	IZDCC	V.C	EDC	V.C
Variável	ADF	(5,00%)	PP	(5,00%)	KPSS	(5,00%)	ERS	(5,00%)
CAMBIO	-4.17*	-2.88	-3.44*	-2.88	0.03*	0.46	-3.89*	-1.94
DLSP	-3.34*	-2.88	-3.34*	-2.88	0.04*	0.46	-2.18*	-1.94
EMBI	-4.22*	-2.88	-3.73*	-2.88	0.04*	0.46	-1.79	-1.94
EXPECT	-4.61*	-2.88	-4.33*	-2.88	0.02*	0.46	-2.41*	-1.94
M1	-3.65*	-2.88	-3.76*	-2.88	0.02*	0.46	-3.29*	-1.94
SELIC	-5.11*	-2.88	-3.20*	-2.88	0.03*	0.46	-2.55*	-1.94
NFSP	-3.15*	-2.88	-3.37*	-2.88	0.03*	0.46	-2.89*	-1.94

Fonte: Elaboração própria. * Estacionária a 5,00%.

Tabela 10 – Testes de número ótimo de defasagens

Modelo VAR(4)				Modelo MS-VAR(1)				
Lag	AIC	SIC	HQ	Lag	AIC	SIC	HQ	
0	-18.50	-18.36	-18.45	0	-9.99	-9.93	-9.96	
1	-29.76	-28.62	-29.30	1	-13.77*	-13.52*	-13.67*	
2	-31.07	-28.92*	-30.20*	2	-13.76	-13.32	-13.58	
3	-31.14*	-27.99	-29.86	3	-13.67	-13.32	-13.47	
4	-31.10	-26.95	-29.41	4	-13.62	-13.32	-13.22	

Fonte: Elaboração própria. *Indica o lag selecionado pelo critério.

Tabela 11 – Testes de autocorrelação serial.

	Modelo VAR(4)				Mod	delo N	IS-VA	R(1)
Lags	d=1	d=2	d=3	d=4	d=1	d=2	d=3	d=4
			0.00*					
2	0.00*	0.01*	0.00*	0.30	0.10	0.07	0.43	0.63
3	0.00*	0.00*	0.04*	0.33	0.35	0.54	0.43	0.14
4	0.00*	0.65	0.87	0.46	0.79	0.88	0.36	0.29

Fonte: Elaboração própria. OBS: H₀: Ausência de autocorrelação.