

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**JOÃO SOUZA FERNANDES**

**A INTERAÇÃO ENTRE REGIMES DE DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA  
NO BRASIL ENTRE 2011 E 2016**

**Porto Alegre**

**2017**

**JOÃO SOUZA FERNANDES**

**A INTERAÇÃO ENTRE REGIMES DE DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA  
NO BRASIL ENTRE 2011 E 2016**

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

**Porto Alegre**

**2017**

#### CIP - Catalogação na Publicação

Fernandes, João Souza

A interação entre regimes de dominância fiscal e monetária no Brasil entre 2011 e 2016 / João Souza Fernandes. -- 2017.

83 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2017.

1. Política monetária. 2. Política fiscal. 3. Dominância Fiscal. 4. DSGE. 5. Regra de Taylor. I. Portugal, Marcelo Savino, orient. II. Título.

**JOÃO SOUZA FERNANDES**

**A INTERAÇÃO ENTRE REGIMES DE DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA NO  
BRASIL ENTRE 2011 E 2016**

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 02 de novembro de 2017.

**BANCA EXAMINADORA:**

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador  
UFRGS

---

Prof. Dr. João Frois Caldeira  
UFRGS

---

Dr. Pedro Lutz Ramos  
Sicredi

---

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht  
UFRGS

Para minha família, Rogério Fernandes, Eriplea Leão de Souza e Laura Souza Fernandes, pelo apoio incondicional.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço, inicialmente, a meus pais, Rogério Fernandes, e Ericlea Leão de Souza, que me educaram para ter a dedicação e a capacidade que possibilitaram o meu ingresso e conclusão do programa de Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Muito além de viabilizar essa conquista, me incentivaram e apoiaram em todas as minhas decisões, em todos os momentos de dificuldade, ou de bonança. Minhas realizações são graças a eles.

Agradeço à minha irmã, Laura Souza Fernandes, que sempre esteve pronta para me auxiliar quando precisei. Por sempre poder contar aquilo não tinha coragem de dizer a mais ninguém, e que sempre me ouviu com toda a atenção, dando apoio incondicional em todas as dificuldades que enfrentei. Uma pessoa com quem muito aprendi, mesmo muitas vezes sem perceber que me ensinava.

Agradeço a Maria de Lurdes da Costa Pires, que foi, para mim, como uma segunda mãe, ao longo de minha vida. Que me ajudou a me tornar a pessoa que sou hoje, que influenciou minhas convicções e que muito contribuiu para minha formação.

Agradeço aos meus amigos de tantos anos, que me acompanham desde a infância e que participaram e contribuíram para minha formação como pessoa. Pela amizade incondicional ao longo do tempo, e, mesmo sem dividir laços de sangue, sempre considerados verdadeiros irmãos.

Agradeço aos meus colegas e antigos colegas da Quantitas Asset Management, que contribuíram sensivelmente para minha formação pessoal, profissional e como economista, e com os quais compartilho fortes laços de amizade. Em especial, agradeço a Gustav Penna Gorski e Ivo Chermont, com os quais trabalhei diretamente na área econômica, e muito aprendi sobre a profissão.

Agradeço, por fim, aos professores da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, responsáveis pela minha formação como economista. Em especial, ao Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal, que me orientou na realização desse trabalho, cuja participação e acompanhamento foram fundamentais para que conseguisse obter o grau de Mestre em Economia Aplicada. Também agradeço a João Caldeira, Ronald Hillbrecht e Pedro Ramos, que compuseram a banca examinadora deste trabalho e cujos comentários contribuíram para seu aperfeiçoamento.

## RESUMO

Este trabalho analisa se entre 2011 e 2016 a economia brasileira operou sob um regime de dominância fiscal ou de dominância monetária. Considerando que cada um destes regimes implica ações diametralmente opostas para a política econômica, a identificação de qual regime está em vigor é de fundamental importância para as autoridades fiscal e monetária. Para realizar esta avaliação, foram testados quatro modelos distintos, cada qual com uma estrutura particular que objetiva identificar sob qual regime a economia está operando. De modo geral, os resultados apontaram que durante o período de interesse predominou o regime de dominância monetária. Contudo, há sinais de que em determinados momentos a economia se encontrou próxima um regime de dominância fiscal, algo que implica em alterações na importância das políticas fiscal e monetária para o equilíbrio da economia.

**Palavras-chave:** Política monetária. Política fiscal. Dominância Fiscal. Dominância Monetária. DSGE. Regra de Taylor.

## **ABSTRACT**

This paper analyzes if between 2011 and 2016 the Brazilian economy operated under a regime of fiscal dominance or monetary dominance. Considering that each of these regimes implies diametrically opposed actions for the economic policy, the identification of which regime is in force is of fundamental importance for the fiscal and monetary authorities. In order to carry out this evaluation, four distinct models were tested, each one with a particular structure that aims to identify under which regime the economy is operating. In general, the results pointed out that during the period of interest the regime of monetary dominance prevailed. However, there are signs that at certain times the economy has found itself close to a regime of fiscal dominance, something that implies changes in the importance of fiscal and monetary policies for the equilibrium of the economy.

**Keywords:** Monetary policy. Fiscal policy. Fiscal dominance. Monetary dominance. DSGE. Taylor Rule.



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Dívida Bruta do Governo Geral (% do PIB) .....	26
Gráfico 2 – Taxa de Juros Real Neutra (% a.a.) .....	30
Gráfico 3 - $p$ e $\Psi D'$ como função de $p$ .....	37
Gráfico 4 – Regiões de Equilíbrio dos Parâmetros $\emptyset\pi$ e $\theta b$ .....	52
Gráfico 5 – Receita Líquida, Despesa e Resultado Primário do Governo Central (R\$ bilhões em 12 meses) .....	57
Gráfico 6 – Selic meta estimada .....	60
Gráfico 7 – Resultado da Estimação Recursiva de $\alpha i$ , $\alpha \pi$ e $\alpha y$ .....	60
Gráfico 8 – Resultado da Estimação Recursiva de $\alpha f$ .....	62
Gráfico 9 – Probabilidade de Calote Estimada $pt$ .....	64
Gráfico 10 – Spread do CDS de 5 anos do Brasil e de pares latino-americanos (em pontos-base) .....	65
Gráfico 11 – Impacto (%) Direto e Indireto sobre a Taxa de Câmbio de um Choque de 1 p.p. na Selic meta .....	67
Gráfico 12 – Impacto (%) Líquido sobre a Taxa de Câmbio de um Choque de 1 p.p. n a Selic meta .....	69
Gráfico 13 – Selic Meta e Taxa de Câmbio (janeiro/2013 a maio/2014) .....	70
Gráfico 14 – Selic Meta e Taxa de Câmbio (janeiro/2013 a maio/2014) .....	70
Gráfico 15 – Parâmetros $\emptyset\pi$ e $\theta b$ estimados: períodos selecionados .....	72
Gráfico 16 – $\emptyset\pi$ e $\theta b$ estimados: comparação com resultados baseados em Tanner e Ramos (2002) .....	73
Gráfico 17 – $\emptyset\pi$ e $\theta b$ estimados: comparação com resultados baseados em Zoli (2005) e Blanchard (2004) .....	74

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Diferentes Estimativas para a Taxa de Juros Real Neutra no Brasil .....	31
Tabela 2 – Distribuições <i>a priori</i> dos parâmetros estimados .....	54
Tabela 3 – Resultados do Modelo de Tanner e Ramos .....	56

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>10</b>
<b>2</b>	<b>POLÍTICA MONETÁRIA E DOMINÂNCIA FISCAL.....</b>	<b>13</b>
<b>3</b>	<b>IDENTIFICANDO O REGIME DE DOMINÂNCIA FISCAL.....</b>	<b>21</b>
3.1	MODELO DE TANNER E RAMOS.....	21
3.2	MODELO DE ZOLI.....	26
3.3	MODELO DE BLANCHARD.....	32
3.4	MODELO DSGE.....	43
<b>4</b>	<b>RESULTADOS.....</b>	<b>55</b>
4.1	MODELO DE TANNER E RAMOS.....	55
4.2	MODELO DE ZOLI.....	58
4.3	MODELO DE BLANCHARD.....	63
4.4	MODELO DSGE.....	71
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>76</b>
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>79</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O intervalo entre 2011 e 2016 foi caracterizado por oscilações bruscas nos fundamentos econômicos do país. No que tange à atividade, se observou uma desaceleração acentuada no crescimento do produto, incluindo aí o biênio recessivo de 2015-2016. O âmbito monetário foi caracterizado por uma queda substancial da taxa básica de juros seguida de uma reversão para um aperto monetário expressivo, tudo em um contexto de aceleração intensa da inflação. Já no campo fiscal, o que ocorreu foi uma deterioração significativa dos fundamentos do país, tanto em termos de endividamento público, quanto dos superávits primário e nominal gerados. Por fim, no que diz respeito à situação de financiamento externo, a despeito do robusto nível de reservas internacionais, houve uma elevação substancial do risco-país, um aumento sensível do déficit em transações correntes e uma depreciação significativa da taxa de câmbio (R\$/US\$).

Este comportamento negativo da economia entre 2011 e 2016 e suas causas foram temas comuns na literatura. Considerando que o detalhamento deste período turbulento da economia brasileira foge do escopo deste trabalho, vale realizar um breve retrospecto sobre diferentes análises já publicadas. Um panorama bastante completo, abrangente e de fácil entendimento sobre a situação econômica do período pode ser encontrado em Giambiagi e Schwartzman (2014) e também em De Bolle (2016). Já a situação das finanças públicas do país, questão de grande importância para explicar o comportamento da economia entre 2011 e 2016, é abordada de forma bastante esclarecedora em Salto e Almeida (2016). Também vale ressaltar o conteúdo encontrado em Bacha (2016), que apresenta uma investigação mais detalhista sobre a dinâmica das políticas fiscal e monetária no Brasil, analisando a responsabilidade destas políticas sobre a deterioração da economia entre 2011 e 2016. Ainda na questão da política econômica implementada pelo governo, vale citar o trabalho de Safatle, Borges e Oliveira (2016), que trata não apenas das mudanças na orientação da política econômica, mas também da forma como foram tomadas decisões relevantes por parte de autoridades públicas.

Diante deste cenário desafiador, tanto na academia, quanto no setor público e privado, passou a ser levantada a hipótese de que o país se encontrava em uma situação de dominância fiscal – vale citar nesse contexto o seminário realizado sobre o tema no Insper (2015). Além disso, mesmo entre agentes que descartavam esta possibilidade, passou a ser um tema recorrente no debate econômico a ideia de que a deterioração das contas públicas representava

um limitador relevante para a capacidade da política monetária de controlar a inflação. Considerando os custos que o processo inflacionário tem para o bem-estar da sociedade, a definição dos instrumentos adequados para controlá-lo é fundamental no contexto da política econômica.

O objetivo geral deste trabalho é avaliar se é possível caracterizar que o Brasil se encontrou numa situação de dominância fiscal no período entre 2011 e 2016. Este conceito descreve uma circunstância em que, no contexto do regime de metas de inflação, a política monetária possa levar a efeitos perversos na economia. Quando materializada em sua forma plena, a dominância fiscal implica que uma elevação na taxa de juros real leve a uma aceleração da inflação, e não o contrário. Não obstante, mesmo que não alcance este extremo, é possível que a deterioração dos fundamentos fiscais passe a limitar os efeitos exercidos pela taxa de juros para desinflacionar a economia. Neste contexto, a política monetária deixa de ser o instrumento adequado para combater a inflação, enquanto a política fiscal passa a ser o canal mais importante pelo qual os *policymakers* podem alcançar este objetivo.

Neste contexto, o objetivo específico deste trabalho consiste na estimação de modelos que permitam avaliar se o país se encontrou ou não numa situação de dominância fiscal no período de interesse. Os modelos que serão estimados estão baseados em quatro frentes de análise: o trabalho de Tanner e Ramos (2002) que analisa a questão pela ótica da interação entre a política fiscal e a dinâmica da dívida pública; a abordagem de Zoli (2005) que estima o impacto de variáveis fiscais sobre a função de reação do Banco Central; o artigo seminal de Blanchard (2004), que fornece uma descrição da estrutura da economia antes de partir para a estimação empírica dos modelos; e a utilização de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) baseado na exposição de Nunes e Portugal (2010) e no arcabouço desenvolvido em Woodford (2003).

A estimação empírica da existência ou não de uma situação de dominância fiscal no Brasil representa uma contribuição importante para as diretrizes que devem ser seguidas pelos *policymakers*. A determinação quanto à existência ou não de dominância fiscal é fundamental para a condução da política monetária, pois implica ações diametralmente opostas de política monetária no combate à inflação. Assim, a resposta à pergunta que é proposta como objetivo dessa dissertação tem grande relevância prática para a política econômica do Brasil.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma revisão da literatura que trata do tema da existência na economia de regimes de dominância monetária e de dominância fiscal. São apresentadas as principais concepções teóricas que caracterizam

estes regimes, bem como os diferentes testes empíricos já utilizados para avaliar em que regimes uma economia se encontra ao longo do tempo.

A seção 3, dividida em quatro partes, introduz os modelos de Tanner e Ramos (2002), Zoli (2005), Blanchard (2004) e DSGE – este último baseado em Nunes e Portugal (2010) e Woodford (2003). É apresentada a fundamentação teórica e os procedimentos empíricos utilizados pelos autores de cada um destes modelos. Além disso, é explicado como cada um dos modelos foi aplicado neste trabalho, sendo expostas as adaptações que foram efetuadas, os dados utilizados e os programas necessários para executar as rotinas computacionais necessárias para estimação.

A seção 4, também segmentada em quatro partes, mostra os resultados obtidos com cada uma das estimações descritas nas seções anteriores, concluindo se de acordo com o modelo em questão há sinais de momentos de dominância fiscal na economia brasileira. Por fim, a seção 5 traz as principais considerações finais do trabalho e a conclusão quanto aos objetivos geral e específico propostos.

## 2 POLÍTICA MONETÁRIA E DOMINÂNCIA FISCAL

Historicamente, uma parcela considerável da literatura econômica dedica sua atenção ao estudo dos efeitos que a política monetária tem sobre a dinâmica da macroeconomia, dando especial atenção para seu impacto na inflação. Uma visão bastante pioneira que influenciou os fundamentos da teoria econômica por vários anos é aquela proposta por Friedman (1948), a qual estabelecia que os efeitos da política monetária sobre a inflação se circunscreviam ao curto prazo, não tendo influência sobre a dinâmica da oferta agregada no longo prazo. Este conceito de “neutralidade da moeda” implicava que o papel da política monetária se restringia ao controle inflacionário.

Não obstante, a contribuição de Sargent e Wallace (1981) para a literatura fornece uma concepção sob outra ótica para o entendimento dos efeitos da política monetária. Os autores introduzem a noção da existência de dois regimes na economia: um de dominância monetária e um de dominância fiscal. Sob um arcabouço similar, Aiyagari e Gertler (1985) caracterizam estes regimes, respectivamente, como “ricardiano” e “não ricardiano”. A fundamentação desta concepção se alicerça na restrição intertemporal que o governo precisa gerenciar, a qual consiste no fato do valor presente da dívida pública se equivaler ao fluxo de superávits primários (receitas menos despesas não financeiras) futuros trazidos a valor presente por uma taxa de desconto. Leeper (1991), por sua vez, abordou o tema descrevendo as políticas monetária e fiscal como “ativa” ou “passiva”, de modo a avaliar a forma como a autoridade monetária ajusta a taxa de juros frente a oscilações da inflação, e como o governo ajusta as condições fiscais em resposta a variações na dívida pública. Neste sentido, uma política monetária ativa e fiscal passiva implica um regime de dominância monetária, enquanto uma política monetária passiva e fiscal ativa caracteriza a dominância fiscal.

Sargent e Wallace (1981) descrevem a dominância fiscal como uma situação em que o governo define seu orçamento de forma independente da política monetária, anunciando déficits correntes e futuros exogenamente, e por consequência determinando a receita adicional a ser gerada através da senhoriagem para respeitar sua restrição intertemporal. Outra forma de interpretar esta situação é avaliar que num contexto de deterioração da trajetória futura da dívida pública, não há um ajuste por parte dos superávits primários gerados para acomodá-la, de modo que este papel recai sobre a receita gerada pela senhoriagem.

A principal consequência do regime de dominância fiscal é que se a taxa de juros real exceder a taxa de crescimento do produto, a política monetária não só perde a capacidade de

controlar a inflação, como passa a ter efeitos perversos. Nesta situação, uma contração monetária com o objetivo de desinflacionar a economia acaba por impelir uma elevação na razão entre a dívida pública e o PIB, dado que a receita não gerada pela senhoriagem se vê substituída pela emissão de dívida nova. Em algum momento esta conjuntura não será mais sustentável e uma expansão monetária será necessária para arcar com o encargo da dívida (i.e. haverá uma monetização da dívida), a qual implicará em uma aceleração da inflação.

A situação oposta a este regime é aquela em que a política fiscal acomoda as decisões de política monetária, com a geração de superávits primários se ajustando à necessidade de pagamento da dívida pública de modo a respeitar sua restrição intertemporal. Nesta situação de dominância monetária, não há uma dependência da utilização da senhoriagem para o gerenciamento da dívida, de modo que a política monetária continua sendo o instrumento adequado para o controle da inflação. A dinâmica resultante deste regime em que a autoridade monetária tem liberdade para definir a base monetária é consistente como aquela proposta originalmente por Friedman (1948).

Este papel da restrição orçamentária intertemporal do governo sobre a determinação dos preços se mostra, portanto, um tema bastante relevante na literatura. Contribuições importantes para a concepção da existência de dois regimes para as políticas monetária e fiscal, enfatizando o papel ativo ou passivo que cada uma exerce, e discutindo uma abordagem “fiscalista” (contrastante com a visão monetarista) para a determinação dos preços, podem ser encontradas em Sims (1994) e Woodford (1996).

A partir do arcabouço descrito anteriormente, foram desenvolvidas abordagens alternativas para compreender a interação entre as políticas monetária e fiscal. Estas frentes de análise permitem classificar os trabalhos desenvolvidos conforme a estrutura teórica utilizada para estabelecer a existência de diferentes regimes na economia. Elas em geral contemplam canais alternativos ao proposto por Sargent e Wallace (1981) pelos quais a política fiscal interage com a política monetária.

Neste contexto, uma das propostas desta revisão da literatura é classificar os trabalhos sobre o tema de acordo com o canal pelo qual ocorre a interação entre as políticas monetária e fiscal. De modo geral, estes canais alternativos incluem: a teoria fiscal do nível de preços, a demanda agregada e a relação entre a política fiscal e determinadas variáveis como a taxa de câmbio e a taxa de juros. Além disso, será apresentado um panorama da literatura que trata das implicações da dominância fiscal no contexto do regime de metas de inflação, e também de como o tema pode ser abordado no arcabouço dos modelos dinâmicos estocásticos de



equilíbrio geral (DSGE). Por fim, são destacados os principais trabalhos que apresentam investigações empíricas relacionadas à constatação ou não de um regime de dominância fiscal na economia brasileira.

Uma primeira extensão da abordagem seminal de Sargent e Wallace (1981) é apresentada por modelos que exploram o conceito da “teoria fiscal do nível de preços”, o qual foi introduzido por Woodford (1995). Esta teoria identifica um canal alternativo pelo qual a autoridade monetária pode perder o controle da inflação, mesmo em um contexto onde a necessidade de senhoriagem gerada pelo regime de dominância fiscal não é atendida. Ela estabelece que o nível de preços de equilíbrio deve satisfazer a restrição intertemporal do governo, ajustando o valor real da dívida de modo a torna-la consistente com o valor presente do fluxo de superávits primários futuros gerados. A ideia é que sob a dominância fiscal uma elevação do nível de preços corrói o valor real da dívida pública, atendendo a restrição orçamentária, mas tendo como consequência a geração de inflação. Kocherlakota e Phelan (1999) apresentam uma explicação objetiva dos principais aspectos da teoria fiscal do nível de preços. De modo similar, Christiano e Fitzgerald (2000) fornecem um panorama intuitivo tanto desta teoria, quanto das concepções anteriores que tratam da distinção entre os regimes de dominância fiscal e monetária.

Ainda que as duas concepções descritas anteriormente tenham concentrado boa parte da atenção da literatura sobre a relação entre as políticas fiscal e monetária, é importante ressaltar que alguns trabalhos podem ser caracterizados por avaliar que a demanda agregada também representa um canal pelo qual a política fiscal exerce impacto sobre a inflação. Mudanças na postura fiscal e na percepção dos agentes sobre a duração desta mudança e sua sustentabilidade exercem efeitos sobre a dinâmica do produto, que por sua vez influencia a determinação de preços. Uma revisão bastante completa da literatura teórica e empírica sobre este canal é apresentada em Hemming et al (2002).

A interação entre a política fiscal e variáveis como taxa de câmbio e taxa de juros representa um quarto canal pelo qual ela pode afetar o funcionamento da política monetária. Esta dinâmica se relaciona com o efeito que indicadores fiscais têm sobre o risco soberano de um país, principalmente em economias emergentes, conforme ressaltado por Arora e Cerisola (2001). Deste modo, se desenvolveu um conjunto de trabalhos que buscam avaliar a questão sob a ótica do impacto que a política fiscal tem sobre variáveis que influenciam a inflação, com especial atenção para a taxa de câmbio. Blanchard (2004) foi seminal neste contexto, apresentando uma descrição da economia e uma avaliação empírica sobre como os efeitos que

a deterioração fiscal tem sobre a taxa de câmbio podem tornar a política monetária ineficaz, ou mesmo fazer com que ela tenha efeitos perversos (i.e. contrações monetárias levando a uma aceleração inflacionária). Favero e Giavazzi (2004) também apresentam um trabalho que explora este canal de influência da política fiscal sobre a monetária, mas enfatizam a relação entre a primeira e os níveis de risco-país da economia. Os autores apontam que a percepção de que há um incremento na possibilidade de *default* da dívida soberana é um mecanismo pelo qual o Banco Central pode perder o controle da inflação.

A relevância da existência de regimes alternativos à concepção de Friedman (1948) para o funcionamento da política monetária se torna ainda mais crítica quando considerada sob o contexto do regime de metas de inflação. Neste sentido, há uma corrente de trabalhos que buscam explorar as consequências da dominância fiscal em economias que operam sob o regime de metas de inflação. A partir de sua introdução em 1990 pela Nova Zelândia, muitos países desenvolvidos e emergentes passaram a adotar o sistema de metas para definir a condução da política monetária, algo sumarizado por Carare e Stone (2003). Mesmo que a aplicação do sistema tenha sido influenciada pelas idiossincrasias de cada economia, de modo geral seu funcionamento se baseia no fato de um descolamento da inflação dos objetivos do regime impelir uma reação por parte do Banco Central, com os agentes de mercados atribuindo credibilidade de que esta será de fato a postura do mesmo.

Num contexto de dominância fiscal, o regime de metas de inflação pode ter efeitos perversos. Como descrito anteriormente, nesta situação uma elevação da taxa de juros impelida pela postura reativa que o Banco Central deve mostrar no sistema de metas pode ter como efeito final uma aceleração da inflação e descumprimento do objetivo. Esta inconsistência entre as metas de inflação e a política fiscal determinada exogenamente é apontada por Uribe (2006). Além disso, Sims (2003) argumenta que a política fiscal pode tornar o sistema de metas ineficaz. Esta situação pode se tornar ainda mais grave quando a política monetária seguir uma regra nos moldes da proposta por Taylor (1993), levando a trabalhos que sugerem que para restringir a inflação uma regra fiscal também se vê necessária, em adição à regra monetária [Woodford (2001)]. Uma discussão sobre a interação entre regras para as políticas monetária e fiscal também é apresentada em Benhabib et al (2001). Recomendações sobre o funcionamento de regras de política monetária num contexto de dominância fiscal podem ser encontradas em Kumhof et al (2008), ainda que os autores ressaltem que maiores ganhos em termos de bem-estar seriam obtidos se esta dominância fosse eliminada.

Principalmente a partir do final dos anos 1990, a literatura sobre o tema da dominância fiscal passou a utilizar de forma mais disseminada o arcabouço teórico que posteriormente evoluiria para o utilizado no contexto dos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE). Estes modelos fornecem uma descrição analítica da estrutura da economia, e empiricamente sua estimação é usualmente implementada através de métodos bayesianos. Neste sentido, Leeper (1991) foi pioneiro em introduzir o uso deste arcabouço precursor ao conceito de modelos DSGE para analisar a interação entre as políticas monetária e fiscal. O autor demonstra como diferentes combinações de parâmetros para as regras de política monetária e fiscal implicam em diferentes trajetórias de equilíbrio para variáveis como inflação, dívida pública e taxa de juros. É colocado que uma política monetária ativa (passiva) e uma política fiscal passiva (ativa) implicam em um equilíbrio único e estável consistente com o regime de dominância monetária (fiscal). Por outro lado, se ambas as políticas forem passivas, então o que se observa é um equilíbrio indeterminado, ou múltiplo, enquanto quando ambas se mostrarem ativas não haverá um equilíbrio estável. O autor atrela cada uma destas circunstâncias a uma região de um espaço bidimensional contendo as diferentes combinações de parâmetros estimados possíveis.

Battarai, Lee e Park (2013) utilizam uma ideia similar à proposta por Leeper (1991) para uma avaliação da dinâmica da inflação nos Estados Unidos sob diferentes regimes para as políticas monetária e fiscal. Os autores estimam um modelo DSGE com rigidez nominal que se utiliza de cinco equações obtidas através da log-linearização de suas condições de equilíbrio. Elas incluem uma equação de Euler intertemporal para descrever a dinâmica do hiato do produto, uma Curva de Phillips, uma regra de política monetária, uma regra de política fiscal e a restrição orçamentária do governo. Assim como a abordagem de Leeper (1991), a conclusão sob o regime em vigor se alicerça na região em que se encontram os parâmetros estimados para as regras de política monetária e fiscal.

Não obstante, também foram desenvolvidas abordagens alternativas à proposta por Leeper (1991) para avaliar a questão da dominância fiscal no contexto dos modelos DSGE. Dada a amplitude analítica que este tipo de modelo possibilita, estas abordagens mostram muitas vezes uma diversidade considerável entre si. Resende e Rebei (2008) utilizam um modelo com rigidez de preços e inflação diferente de zero no *steady state*. As políticas monetária e fiscal são caracterizadas por uma regra na qual uma fração  $k$  da dívida pública é coberta por superávits primários e uma fração  $1 - k$  por receitas geradas pela senhoriagem. Neste contexto, uma estimativa próxima de 1 para  $k$  é consistente com um regime de

dominância monetária, enquanto uma perto de zero indica um de dominância fiscal – dado que a dívida é coberta essencialmente pela senhoriagem.

Jeanne e Wang (2013), por sua vez, analisam a economia da Zona do Euro para avaliar os desafios que a política fiscal pode impor sobre a prevalência de um regime de dominância monetária. Eles colocam que o governo deve optar por seguir uma regra fiscal na qual sua restrição orçamentária intertemporal será respeitada para toda a dívida pública, ou se será para apenas uma parte dela. Neste último caso, a fração remanescente precisa ser coberta pela senhoriagem, ficando a cargo da autoridade monetária decidir se atuará neste sentido – abandonando seus objetivos de inflação – ou se manterá o comprometimento com o controle inflacionário, decisão que levaria o governo a uma situação de *default* da dívida.

Kliem, Kriwoluzkyz e Sarferaz (2015) propõem uma análise dos Estados Unidos, Alemanha e Itália entre 1965 e 1999 sob duas etapas para avaliar a interação entre as políticas monetária e fiscal. A primeira utiliza um TVP-VAR (*time varying parameter VAR*) com dados em baixa frequência para estimar a evolução da relação entre a inflação, política fiscal e dívida pública ao longo do tempo. Na segunda etapa, é introduzido um modelo DSGE para interpretar estruturalmente esta medida de baixa frequência e ilustrar os mecanismos pelos quais a política fiscal afeta a inflação no longo prazo. Astudillo (2013) utiliza o arcabouço de um modelo DSGE que descreve a estrutura da economia para derivar equações log-linearizadas sob uma especificação logística que possuem parâmetros variantes ao longo do tempo e permitem a interdependência entre as políticas fiscal e monetária. Por fim, Leeper e Leith (2016) exploram o conceito da teoria fiscal do nível de preços utilizando uma ampla gama de modelos que consideram tanto regras de política *ad hoc* quanto políticas monetária e fiscal ótimas estimadas de forma conjunta.

A literatura empírica sobre a dominância fiscal no Brasil conta com um conjunto razoável de trabalhos, principalmente para o período posterior à adoção do regime de metas de inflação. Neste sentido, Loyo (1999) foi pioneiro em investigar evidências de um regime consistente com a teoria fiscal do nível de preços no Brasil. O autor argumenta que entre os anos 80 e 90 uma política monetária restritiva acompanhada de uma política fiscal frouxa resultou em um processo hiperinflacionário, mesmo sem a ascensão da receita com a senhoriagem – uma dinâmica cunhada de “hiperinflação fiscalista”.

Tanner e Ramos (2002), por sua vez, debatem como pode se distinguir regimes de dominância fiscal e monetária utilizando abordagens *backward looking* e *forward looking* para responder a questão no caso brasileiro. Em ambos os casos, os autores propõem modelos

para testar se a política fiscal (em termos de geração de superávits primários) é executada de modo a atender a restrição intertemporal do governo (i.e. se ela responde de alguma forma à dinâmica da dívida pública). Zoli (2005) apresenta uma reestimativa do modelo *forward looking* de Tanner e Ramos (2002); propõem a estimativa de uma regra para a política monetária que leva em conta variáveis fiscais, de modo a estimar se estas têm uma influência significativa nas decisões do Banco Central (algo que sinalizaria um contexto de dominância fiscal); e propõem um estudo de eventos, analisando se notícias relevantes sobre a dinâmica fiscal exercem impacto sobre os movimentos diários do risco soberano e da taxa de câmbio. A autora estima os modelos para um conjunto de países emergentes, e no caso brasileiro encontra evidências da existência de um regime de dominância fiscal em determinados momentos dos anos 90 e início dos anos 2000.

O trabalho de Blanchard (2004) é seminal para avaliação da dominância fiscal no Brasil, fornecendo uma descrição da estrutura da economia antes de partir para a estimação empírica do modelo, que utiliza múltiplas equações para investigar os diferentes canais de interação e transmissão da política fiscal para variáveis monetárias. O canal explorado é o efeito que a taxa de juros tem sobre a dinâmica da dívida num contexto de dominância fiscal. Um aumento da dívida pública por conta do maior pagamento de juros eleva o risco soberano e, por consequência, impele uma desvalorização cambial. Este último fenômeno, por sua vez, impulsiona a inflação, limitando os efeitos da política monetária em restringir a primeira. O artigo de Blanchard também foi publicado em Giavazzi, Goldfajn e Herrera (2005), no qual Eduardo Loyo tece alguns comentários sobre suas conclusões (páginas 81–84). Ele ressalta o fato de não ser considerado o impacto que a política monetária tem sobre a inflação através da demanda agregada, algo que é reconhecido por Blanchard, e aponta alguns possíveis vieses do modelo. Além disso, um teste da dominância fiscal para o Brasil baseado no modelo de Blanchard, após alguns ajustes, pode ser encontrado em Ázara (2006).

Utilizando uma abordagem nesta mesma linha, Favero e Giavazzi (2004) avaliam que um contexto de deterioração fiscal amplifica os efeitos que a taxa de juros norte-americana tem sobre os *spreads* soberanos do Brasil. É utilizado um modelo de três equações para explicar a dinâmica da economia, e o entendimento final é que o risco de *default* é um mecanismo central pelo qual o Banco Central pode perder o controle da inflação no contexto do regime de metas – i.e. pode haver a migração de um regime de dominância monetária para um de dominância fiscal. Tanto o modelo de Blanchard (2004), quanto o de Favero e Giavazzi (2004) se distinguem na literatura por descrever um ambiente de dominância fiscal sem o

relaxamento monetário implícito pela necessidade de senhoriagem da abordagem de Sargent e Wallace (1981). Os autores enfatizam o efeito da política fiscal sobre os prêmios de risco, taxa de juros e taxa de câmbio, e o fato da relação destes com a inflação representar o principal canal pelo qual a economia pode entrar num equilíbrio “ruim” no qual a política monetária tem efeitos perversos. Em todos os casos, contudo, a conclusão é que numa situação de dominância fiscal, a política fiscal, e não monetária, se mostra o instrumento adequado para o controle da inflação.

No contexto dos modelos DSGE, Nunes e Portugal (2010) partem do arcabouço desenvolvido em Woodford (2003), e de modo geral seguem o racional proposto originalmente por Leeper (1991), para testar se há momentos entre 2000 e 2008 em que é possível dizer que o Brasil esteve sob um regime de dominância fiscal. Ornellas e Portugal (2011), alternativamente, utilizam a abordagem de Resende e Rebei (2008) para avaliar a presença de situações de dominância fiscal no Brasil entre 1999 e 2009.

Uma abordagem alternativa aos modelos descritos anteriormente pode ser encontrada em Fialho e Portugal (2005) que utilizam um modelo de vetores autogressivos com mudanças de Markov (MS-VAR) para analisar as interações entre as políticas monetária e fiscal entre 1995 e 2003. A ideia é permitir mudanças de regime para esta interação, considerando a avaliação dos autores de que ela não deve se mostrar constante ao longo do tempo. De modo geral, se conclui que durante a maior parte do período analisado a economia brasileira operou sob um regime de dominância monetária.

### 3 IDENTIFICANDO O REGIME DE DOMINÂNCIA FISCAL

Nesta seção será apresentado o arcabouço teórico dos modelos estimados para a identificação de um regime de dominância fiscal na economia brasileira entre 2011 e 2016.

#### 3.1 MODELO DE TANNER E RAMOS

O arcabouço utilizado por Tanner e Ramos (2002) tem como objetivo distinguir empiricamente os regimes de dominância fiscal e de dominância monetária utilizando dados para o Brasil ao longo da década de 1990. A abordagem dos autores segue a fundamentação teórica proposta por Sargent e Wallace (1981), explorando a relação entre a política fiscal (em termos de geração de superávits primários) e a dinâmica da dívida, de modo a avaliar se o governo age de modo a respeitar sua restrição orçamentária intertemporal. Caso este comportamento não seja verificado, haveria indícios de que um regime de dominância fiscal estaria em vigor, de modo que a política monetária passaria a ser impelida a acomodar os desequilíbrios fiscais.

Os autores utilizam a concepção teórica de uma “regra fiscal” para analisar qual a variável de ajuste para que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja atendida. Caso o déficit primário responda a mudanças na dinâmica da dívida, por alterações no gasto público ou na tributação, há indícios de que a política monetária não está subordinada à fiscal, ou seja, predominaria um regime de dominância monetária. Alternativamente, se o déficit primário for determinado de forma independente do comportamento da dívida, há evidências de um regime de dominância fiscal. A determinação do regime em que a economia está operando dependeria da regra fiscal, ou função de reação, do governo.

Diante do exposto, os autores passam para uma descrição da dinâmica da política fiscal. A restrição orçamentária um período à frente do governo é definida pela equação (3.1).

$$(B_t + M_t)/P_t = [T_{t+1} + S_{t+1} - G_{t+1} + (M_{t+1} + B_{t+1})/P_{t+1}]/(1 + r) \quad (3.1)$$

Onde  $B_t$  representa a dívida mobiliária do governo em posse de seus credores,  $M_t$  a base monetária (i.e. passivo do Banco Central),  $T_t$  a receita primária do governo,  $S_t$  a receita obtida pelo governo através da senhoriagem,  $G_t$  sua despesa primária,  $P_t$  o nível de preços e  $r$  a taxa de juros real, assumida neste caso como constante. Considerando agora um horizonte

temporal infinito, e definindo  $E\{\cdot\}$  como o operador de expectativas,  $(B_t + M_t)/P_t = D_t$  como a dívida pública bruta e  $G_t - T_t - S_t = f_t$  como o déficit primário, obtemos a restrição orçamentária intertemporal do governo, descrita pela equação (3.2).

$$D_0 = -E \left\{ \sum_{t=1}^{\infty} f_t / (1+r)^{t-1} + \lim_{t \rightarrow \infty} D_t / (1+r)^{t-1} \right\} \quad (3.2)$$

Por fim, a condição de transversalidade da restrição orçamentária intertemporal é dada por (3.3), e estabelece que o valor descontado das obrigações do governo converge para zero ao longo um horizonte infinito.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} D_t / (1+r)^{t-1} = 0 \quad (3.3)$$

As equações (3.2) e (3.3) resume as condições para a solvência intertemporal das contas públicas, sendo interpretadas como condições de equilíbrio do modelo. Elas implicam que o valor corrente da dívida bruta do governo  $D_0$  equivale a (-1 vezes) o valor presente esperado dos déficits primários futuros. No equilíbrio, a equação (3.3) é satisfeita, de modo que (3.2) tem como implicação que toda a informação corrente sobre os resultados primários futuros está contida na dívida bruta corrente do governo  $D_0$ . Assim, se é prevista uma elevação do déficit primário no futuro, então  $D_0$  se ajusta no período corrente através de uma elevação no nível de preços. Conforme os autores colocam, esta ideia segue o racional da teoria fiscal do nível de preços.

Para a investigação empírica sobre qual regime a economia está operando, de dominância monetária ou fiscal, os autores estimam modelos explorando duas frentes de análise: sob uma ótica *backward looking*, e sob uma *forward looking*. Neste trabalho, apenas a abordagem *forward looking* será analisada, a qual utiliza um arcabouço de vetores autoregressivos (VAR). Vale ressaltar que para desenvolver esta frente de análise os autores seguiram o arcabouço fornecido por Canzoneri et al (2000). A ideia é que sob um regime de dominância monetária, reduções correntes no déficit primário contribuem para reduzir os encargos da dívida no futuro, de modo que se espera observar uma relação positiva entre choques sobre o déficit primário e a dinâmica futura da dívida.

Para estruturar o modelo VAR que será estimado, é necessário se multiplicar ambos os lados de (3.2) pela taxa de juros real  $r$  e adicionar, também em ambos os lados, o déficit



primário do período  $t = 1$ ,  $f_1$ . Note também que o déficit nominal do governo pode ser descrito por  $N_t = rD_{t-1} + f_t = D_t - D_{t-1} = \Delta D_t$ . Diante destas considerações, (3.2) pode ser reescrita como:

$$N_1 = rD_0 + f_1 = \Delta D_1 = -E\{\sum_{t=1}^{\infty} \Delta f_t / (1+r)^{t-1}\} \quad (3.4)$$

A interpretação de (3.4) é que o déficit nominal atual, ou seja, a variação da dívida bruta no período  $t = 1$ , equivale a -1 vezes o valor presente esperado do somatório das variações no déficit primário. Para estimar empiricamente esta interação, é proposto um modelo VAR que segue a estrutura exposta pela equação (3.5).

$$\mathbf{X}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \boldsymbol{\alpha}_1 \mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\alpha}_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \mathbf{u}_t \quad (3.5)$$

Onde  $\mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} \Delta f_t \\ \Delta D_t \end{bmatrix}$ ,  $\boldsymbol{\alpha}_i$  é uma matriz de parâmetros e  $\mathbf{u}_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$  é um vetor dos termos de erro da equação. A modelagem VAR permite estimar relações de causalidade entre as variáveis em ambos os sentidos (i.e. de  $f_t$  para  $D_t$ , ou de  $D_t$  para  $f_t$ ). A discriminação entre os regimes de dominância fiscal e monetária pode ser realizada através de testes de causalidade de Granger, de modo a avaliar se os valores defasados de uma das variáveis contribuem para explicar o comportamento corrente da outra. Além disso, pode-se estimar funções de impulso resposta que forneçam não só a intensidade do impacto de uma variável na outra, como também a estrutura temporal ao longo da qual o impacto se distribui.

Tanner e Ramos (2002) fornecem um panorama da interpretação econômica dos sinais estimados para as relações de causalidade entre  $f_t$  e  $D_t$ . Inicialmente, se considera a relação temporal de causalidade entre o déficit primário corrente e a dívida pública futura ( $f_t \rightarrow D_{t+i}$ ). Uma relação positiva implica que o governo ajusta a geração de superávits à dinâmica da dívida futura (i.e. amortiza a dívida futura), consistente com um regime de dominância monetária. Uma relação negativa, por sua vez, não é inconsistente com o regime de dominância monetária, dado que representa uma antecipação por parte do governo de que menores (maiores) encargos da dívida no futuro permitem a geração de déficits primários correntes maiores (menores). Alternativamente, se não for observada uma relação significativa entre as duas variáveis, se pode inferir que a política fiscal está sendo

determinada de forma independente da dinâmica futura da dívida, isto é, que a economia se encontra num regime de dominância fiscal.

Considere agora a relação causal entre a dívida pública corrente e o fluxo de déficits primários futuros ( $D_t \rightarrow f_{t+i}$ ). Uma relação positiva indica um regime de dominância fiscal, dado que déficits primários futuros não diminuem (e sim se elevam) frente a um aumento da dívida corrente. Uma relação negativa, por sua vez, pode significar que há um ajuste da política fiscal para acomodar variações correntes na dívida (consistente com a dominância monetária). Contudo, de acordo com a teoria fiscal do nível de preços esta relação pode se originar no fato do nível de preços se elevar frente a um aumento dos encargos da dívida, ajustando a geração futura de déficits primários (i.e. diminuindo os déficits em termos reais), caracterizando uma situação de dominância fiscal. Por fim, a ausência de uma relação significativa corrobora que a política fiscal é determinada exogenamente à dinâmica da dívida passada, indicando a dominância fiscal.

Em suma, o regime em vigor pode ser caracterizado como de dominância fiscal se a relação causal entre o déficit primário corrente e a dívida pública futura ( $f_t \rightarrow D_{t+i}$ ), ou entre a dívida pública corrente e o fluxo de déficits primários futuros ( $D_t \rightarrow f_{t+i}$ ), não se mostrar significativa. Além disso, a estimativa de uma relação causal entre a dívida pública corrente e o fluxo de déficits primários futuros ( $D_t \rightarrow f_{t+i}$ ) significativa e positiva também indica um regime de dominância fiscal. Não obstante, se esta mesma relação for significativa e negativa, não há informações suficientes para se afirmar em qual regime a economia se encontra.

No presente trabalho, foi estimado um VAR de ordem 12 (i.e. considerando doze defasagens das variáveis explicativas) para cada uma de dez janelas de cinco anos entre 2003 e 2016 utilizando dados mensais, de modo que cada amostra contém 60 observações. Em cada janela foram realizados testes de causalidade de Granger e estimadas as funções de impulso resposta utilizando a decomposição de Cholesky. Estas últimas foram estruturadas de modo a obter a resposta acumulada no longo prazo de  $\Delta f_t$  e  $\Delta D_t$  a um choque de um desvio padrão nas variáveis explicativas. Por longo prazo, entenda-se a resposta acumulada 200 passos à frente de um choque no período corrente. Para a estimação e realização de testes foi utilizado o software EViews 7. Mais detalhes sobre a estimação de modelos VAR e das funções de impulso resposta através da decomposição de Cholesky podem ser encontrados em Enders (2015) e Hamilton (1994). A equação (3.6) apresenta a estrutura do VAR estimado.

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{A}_0 + \sum_{i=1}^{12} \mathbf{A}_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{u}_t \quad (3.6)$$

Onde  $\mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} \Delta f_t \\ \Delta D_t \end{bmatrix}$ ,  $\mathbf{A}_0 = \begin{bmatrix} \delta_f \\ \delta_D \end{bmatrix}$  é um vetor de interceptos,  $\mathbf{A}_i = \begin{bmatrix} \alpha_{fi} & \alpha_{Di} \\ \beta_{fi} & \beta_{Di} \end{bmatrix}$  é um vetor de parâmetros ( $i = 0, 1, 2, \dots, 12$ ) e  $\mathbf{u}_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$  é um vetor dos termos de erro da equação.

Conforme QMS (2009), o teste de causalidade de Granger avalia primeiramente se o comportamento de uma variável  $x$  pode ser explicado por seus valores defasados, e então testa de a adição de valores defasados da variável  $y$  na estrutura do modelo contribui para a explicação de  $x$ . É dito que  $y$  Granger causa  $x$  se os coeficientes estimados para os valores defasados de  $y$  se mostrarem significativos. Esta relação pode ser testada nas duas vias, ou seja, também é possível avaliar se  $x$  Granger causa  $y$ , de modo que uma relação de causalidade de  $x$  para  $y$  não implica necessariamente na existência de uma de  $y$  para  $x$ . Neste caso, o teste de causalidade de Granger reporta as estatísticas  $F$  referentes às hipóteses nulas conjuntas descritas por (3.7) e (3.8), que se referem respectivamente às equações em  $\Delta f_t$  e  $\Delta D_t$  componentes do sistema (3.6). Nota-se que a hipótese nula aqui é que uma variável não Granger causa a outra, de modo que sua rejeição indica uma relação de causalidade.

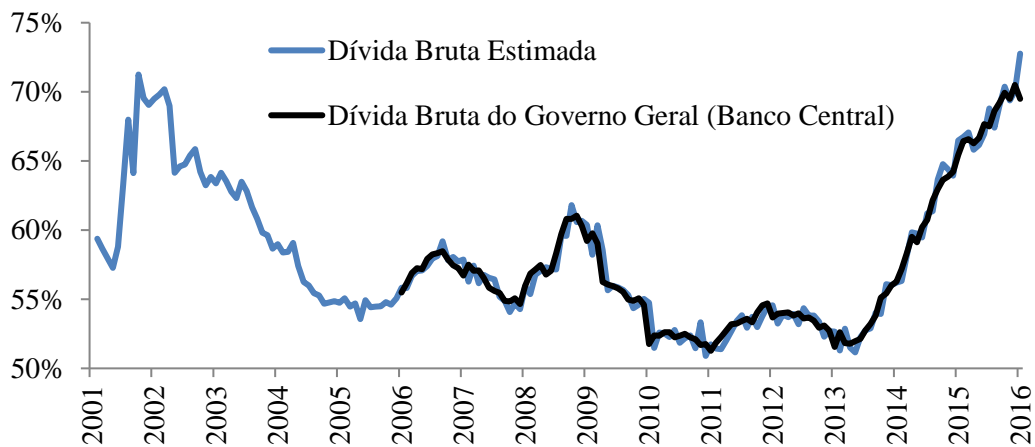
$$\alpha_{D1} = \alpha_{D2} = \dots = \alpha_{D12} = 0 \quad (3.7)$$

$$\beta_{f1} = \beta_{f2} = \dots = \beta_{f12} = 0 \quad (3.8)$$

Para mensurar  $f_t$  foi utilizada a necessidade de financiamento do setor público (i.e. déficit primário) em percentual do PIB, a qual é calculada e divulgada no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central.

Pode-se utilizar a dívida bruta do governo geral, também disponibilizada no SGS em percentual do PIB, como medida para  $D_t$ , contudo esta variável possui uma amostra disponível apenas a partir de 2007. Para contornar este problema, foi utilizada uma série da dívida líquida do setor público – que possui dados desde 2002 – ajustada pelas reservas internacionais e pelas diferentes entidades públicas consideradas em cada um dos conceitos de setor público e governo geral. Para aprimorar a adequação entre esta série calculada e os dados disponíveis da dívida bruta, a primeira também foi ajustada por uma regressão linear sobre as duas variáveis em primeira diferença. Este procedimento permite obter uma estimativa do comportamento da dívida bruta do governo geral para todo período entre 2003 e 2016, a qual será usada como medida de  $D_t$ . As duas séries são expostas no Gráfico 1.

Gráfico 1 – Dívida Bruta do Governo Geral (% do PIB)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central (2017).

### 3.2 MODELO DE ZOLI

Zoli (2005) realiza uma crítica ao modelo *forward looking* apresentado por Tanner e Ramos (2002), apontando que a modelagem VAR utilizada não leva em conta o comportamento da autoridade monetária, nem a interação entre as políticas fiscal e monetária. Neste sentido, com o intuito de avaliar se as decisões de política monetária são afetadas pela postura fiscal, ela propõe uma abordagem que investiga se variáveis fiscais entram de forma significativa na função de reação do Banco Central. A proposta é estimar uma regra de política monetária nos moldes da proposição original de Taylor (1993), a qual pode ser descrita, de modo geral, pela equação (4.0).

$$i_t = r^* + \pi_t + \phi_\pi(\pi_t - \pi^*) + \phi_y(y_t - y^*) \quad (4.0)$$

Onde  $i_t$  é a taxa de juros nominal de curto prazo,  $\pi_t$  é a inflação observada,  $\pi_t^*$  é a meta de inflação e  $y_t - y^*$  representa o hiato do produto. Os parâmetros  $\phi_\pi$  e  $\phi_y$ , por sua vez, descrevem a reação do Banco Central, em termos de suas decisões sobre a taxa de juros nominal, a desvios do produto em relação ao seu potencial, e da inflação em relação à meta.

Zoli (2005) propõe que é possível avaliar a relevância da política fiscal para a política monetária inserindo variáveis fiscais na estrutura do modelo. Para este fim, a autora estima uma regra alternativa considerando diversos subperíodos amostrais em um conjunto de países

emergentes. No caso de países e períodos em que vigorou o regime de metas de inflação, a função de reação do Banco Central é estimada nos moldes da equação (4.1).

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 (E_t \pi_{t+1} - \pi_t^*) + \alpha_3 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \alpha_4 \Delta f_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Onde  $E_t \pi_{t+1}$  é a inflação esperada em  $t$  para o período  $t + 1$ ,  $\Delta f_t$  indica o déficit primário real em 1ª diferença e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro. Deste modo, a autora ressalta que mesmo que o modelo não seja derivado de uma descrição teórica da economia, ele permite avaliar o impacto direto da política fiscal na política monetária, não se limitando aos efeitos indiretos que podem ser observados através da demanda agregada ou mesmo da inflação. Por fim, em algumas especificações a autora inclui a taxa de câmbio nominal ou a taxa de câmbio real defasadas em um período como uma variável explanatória.

Diante do exposto, a ideia é que se a equação estimada apontar que o déficit primário real é uma variável que influencia negativamente e de forma significativa a taxa de juros nominal um período à frente ( $\alpha_4$  estimado significativo e negativo), há indícios de que a política monetária adota uma postura expansionista após elevações no déficit primário. Este comportamento se mostraria em linha com a afirmação de Sargent e Wallace (1981) de que num regime de dominância fiscal expansões fiscais eventualmente levam a um relaxamento monetário. Deste modo, a autora caracteriza o regime de dominância fiscal como aquele em que o coeficiente estimado para  $\alpha_4$  se mostra significativo e negativo.

Se a estimativa de  $\alpha_4$  não se mostrar significativa há indícios de um regime de dominância monetária, dado que a conclusão é que a política fiscal não influencia significativamente a política monetária. Por outro lado, se a relação for significativa e positiva, então as políticas fiscal e monetária andam em direções opostas (i.e. expansionismo fiscal se relaciona com contrações monetárias). Neste caso, não há evidências de um regime de dominância fiscal no sentido proposto por Sargent e Wallace (1981).

Vale ressaltar que a estrutura subjacente à regra de Taylor pode adotar formatos alternativos aos propostos por Zoli (2005), que utilizou a equação (4.1) para explicar a trajetória da taxa básica de juros em um conjunto de países emergentes. Essa abordagem permite uma comparação entre países no que diz respeito às diferenças entre os parâmetros de uma mesma função de reação aplicada à amostra de países escolhida. Contudo, a imposição de uma mesma estrutura econométrica para explicar a política monetária em diferentes nações pode acabar não levando em conta as especificidades de cada uma das economias. Não pode

ser descartado, por exemplo, que as ações de diferentes Bancos Centrais tenham determinantes distintos o suficiente para justificar a utilização de diferentes regras de Taylor ao se explicar a política monetária de cada país.

Estas conjecturas sinalizam que, para o caso brasileiro, é interessante investigar especificações alternativas à regra de Taylor proposta por Zoli (2005), de modo a avaliar se alguma delas apresenta um poder explicativo melhor para a trajetória da taxa básica de juros. Orphanides (2007) fornece um panorama objetivo sobre o desenvolvimento de regras para a política monetária, expondo inclusive formulações anteriores à proposta por Taylor (1993). Dentre as proposições, é citada uma forma generalizada da regra clássica de Taylor, que fornecesse uma base comum para a avaliação econométrica da política monetária de uma gama mais ampla de modelos. Esta regra é descrita na equação (4.2).

$$i_t = \alpha_i i_{t-1} + (1 - \alpha_i)(r^* + \pi^*) + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(y_t - y_t^*) + \alpha_{\Delta y}(\Delta y_t - \Delta y_t^*) \quad (4.2)$$

A forma generalizada da regra de Taylor engloba a equação (4.0) como um caso especial, adicionando dois novos elementos. Ela permite um comportamento inercial da taxa de juros, contanto que  $\alpha_i > 0$  e também que a resposta da política monetária a desenvolvimentos na atividade econômica seja dada por duas frentes: uma resposta ao hiato do produto em termos de nível,  $y_t - y_t^*$ , e também à diferença entre o crescimento do produto e ao seu crescimento potencial,  $\Delta y_t - \Delta y_t^*$ .

Diante do exposto, pode-se avaliar que a aplicação da proposta de Zoli (2005) para testar se a economia brasileira vivenciou um regime de dominância fiscal não precisa seguir estritamente a estrutura (4.1), proposta pela autora. É razoável que uma variável fiscal seja inserida em uma especificação alternativa da regra de Taylor que mostre uma adequação melhor ao comportamento observado da taxa básica de juros no caso brasileiro.

No caso deste trabalho, a estrutura para a regra de Taylor que estimou uma trajetória para a taxa de juros de curto prazo com melhor adequação aos dados observados é dada pela equação (4.3).

$$i_t = \alpha_f \Delta f_t + \alpha_i i_t^* + (1 - \alpha_i) i_{t-1} + \alpha_\pi (E_t \pi_{t+12} - \pi_t^*) + (1 - \alpha_\pi) (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_y h_t \quad (4.3)$$

Onde  $0 < \alpha_i < 1$ . Esta especificação inclui tanto a inflação esperada quanto a observada como variáveis relevantes para o Banco Central, incorporando a possibilidade de uma postura reativa *ex-ante* e *ex-post* para a autoridade monetária – cujo peso nas decisões é dado pelo parâmetro  $\alpha_\pi$ . Além disso, é incluída uma medida de hiato do produto  $h_t$  para medir o efeito da atividade econômica na trajetória da taxa de juros, um elemento inercial  $i_{t-1}$  e uma *proxy* do componente  $r^* + \pi^*$  apresentado na equação (4.2), dado por  $i_t^*$  (agora variante no tempo), que busca inserir os efeitos que a taxa de juros neutra e a meta de inflação têm sobre a política monetária definida pelos *policymakers*. Por fim, o componente de política fiscal é dado por  $\Delta f_t$ , de modo que o parâmetro de interesse para avaliar se a economia se encontra em um regime de dominância fiscal é  $\alpha_f$ .

Vale discutir inicialmente a relevância de  $i_t^* \cong r_t^* + \pi_t^*$  na dinâmica da política monetária, bem como a forma de mensurar esta variável. Tratando inicialmente de  $r_t^*$ , a taxa de juros neutra, a concepção original de Wicksell (1936) descreve esta variável como sendo a taxa de juros consistente com a estabilidade de preços no longo prazo. A mensuração da taxa de juros neutra, uma variável não observável relacionada com a estrutura da economia, é um tema de interesse recorrente na literatura econômica. No caso brasileiro, há uma grande diversidade de trabalhos com o objetivo de mensurar esta taxa, com uma revisão ampla dos diferentes métodos e resultados já obtidos na literatura sendo fornecida em Gottlieb (2013) e também em Barbosa, Camêlo e João (2016).

Neste trabalho, se optou por utilizar uma medida de taxa de juros neutra baseada na ideia de que no longo prazo as expectativas dos agentes para a taxa de juros nominal devem convergir para um valor consistente com o juro neutro e a meta de inflação. Deste modo, uma forma de extrair uma estimativa para o juro neutro a cada momento do tempo é utilizar a expectativa de mercado coletada e divulgada pelo Banco Central para a taxa Selic meta no horizonte mais longo disponível. Esta expectativa pode ser então descontada pela meta de inflação para obter uma estimativa da taxa de juros neutra, dado que esta deve ser medida em termos reais. Para suavizar os resultados, é utilizada uma média em seis meses dos dados diários obtidos.

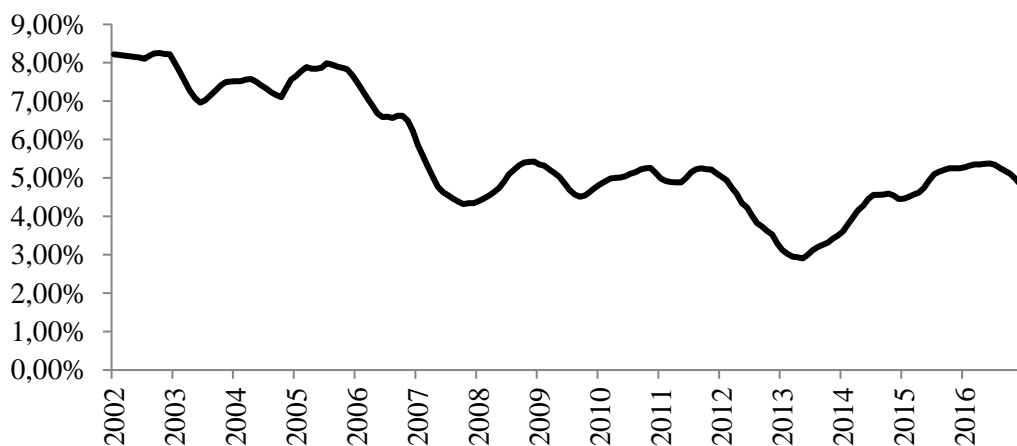
Resta então obter uma estimativa variante no tempo da meta de inflação de fato objetivada pelo Banco Central. Neste caso, se optou por não utilizar a meta oficial definida anualmente pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), mas sim a expectativa de longo prazo dos agentes econômicos para a inflação. Esta abordagem se deve ao fato de existir incerteza quanto ao real comprometimento do Banco Central com o atingimento do centro da meta de

inflação dentro do horizonte relevante para a política monetária, e de existir a possibilidade da autoridade monetária abandonar o comprometimento com a meta anunciada após a formação das expectativas dos agentes, sendo esta decisão dependente de sua função de reação – conforme destacado em Araujo et al. (2016). Contudo, considerando que este abandono seria dinamicamente inconsistente, pode-se esperar que os agentes incorporassem este comportamento do Banco Central em suas expectativas [Kydland e Prescott (1977)].

Para mensurar a evolução da expectativa de longo prazo para a inflação também foi utilizada a projeção mais longa disponível dos agentes econômicos para a inflação anual (também suavizada por uma média de seis meses). Todos estes dados referentes às expectativas de mercado são disponibilizados com periodicidade diária no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), base de dados do Banco Central.

Pode-se então descontar a taxa de juros nominal de longo prazo pela meta de inflação de fato objetivada, obtidas pelos procedimentos acima, de modo a obter a taxa de juros real neutra da economia. O resultado é apresentado no gráfico 2, sendo este o indicador utilizado para medir a evolução do componente  $r_t^*$  implícito na variável  $i_t^*$ .

**Gráfico 2 – Taxa de Juros Real Neutra (% a.a.)**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central (2017).

Sendo a taxa de juros neutra uma variável não observável relacionada com a estrutura subjacente da economia, a despeito da metodologia utilizada sua estimação envolve algum grau de incerteza. Uma forma de tornar a confiança no procedimento utilizado neste trabalho mais robusta é comparar os resultados com outros encontrados na literatura. Para tanto, pode-se utilizar o panorama de estimativas para a taxa de juros real neutra encontradas na literatura



fornecido por Gottlieb (2013), complementado pela taxa de juros de uma NTN-B com uma maturidade fixa de 5 anos, medida explorada em Barbosa, Camêlo e João (2016).

**Tabela 1 – Diferentes Estimativas para a Taxa de Juros Real Neutra no Brasil**

Autor(es)	Metodologia	Período	Resultados da Literatura (% a.a.)	Estimativa via Expectativas (% a.a.)	Diferença em Módulo (p.p.)
Magud e Tsounta (2012)	Média de 5 Modelos	2000-2012	5,2%	6,0%	0,9
Neto e Portugal (2009)	Média de 2 Modelos	2002-2005	8,5%	7,7%	0,7
Gottlieb (2013)	Média de 6 Modelos	2005-2010	6,8%	5,7%	1,1
		2009	4,0%	4,9%	0,9
		2011-2012	5,0%	4,6%	0,4
		Set/2012	3,1%	3,7%	0,6
NTN-B 5 Anos	-	2010-2016	5,7%	4,6%	1,2

Fonte: Gottlieb (2013) e Anbima (<https://wwws2.anbima.com.br/loja/>, acesso em 25/04/17).

Os dados da tabela 1 mostram que a estimativa via expectativas de longo prazo utilizada neste trabalho para gerar a série de dados da taxa de juros real neutra não difere de forma significativa dos resultados obtidos na amostra considerada. De fato, a diferença média (em módulo) entre a estimativa via expectativas e os resultados da literatura ficou em 0,8 p.p., considerando diferentes janelas amostrais nesta comparação. Este contexto reforça a conclusão que as expectativas de longo prazo dos agentes de mercado podem ser utilizadas como uma medida apropriada da taxa de juros real neutra do Brasil.

Uma ideia similar à desenvolvida acima foi utilizada para medir o hiato do produto  $h_t$ , que foi calculado em termos da diferença entre a taxa de crescimento acumulado em 4 trimestres do produto interno bruto observado (obtido no SIDRA, base de dados do IBGE) e a taxa de crescimento do produto potencial. Esta última foi estimada utilizando a projeção mais longa disponível dos agentes econômicos para o crescimento anual do PIB (também suavizada por uma média de seis meses e obtida no SGS/BCB). Para a variável  $\pi_t$  foi utilizada a inflação acumulada em 12 meses medida pelo IPCA (obtida no SIDRA/IBGE), para  $E_t\pi_{t+12}$  foi usada a expectativa dos agentes de mercado para a inflação acumulada nos próximos 12 meses medida pelo IPCA e para  $i_t$  se utilizou a meta para a taxa Selic definida pelo Banco Central (ambas obtidas no SGS/BCB). Por fim, a variável  $f_t$  foi medida pelo déficit primário do setor público em % do PIB (SGS/BCB).

Os parâmetros de (4.3) foram então estimados recursivamente utilizando uma janela móvel de cinco anos (60 observações mensais) pelo método dos mínimos quadrados

ordinários (MQO). O objetivo da estimação recursiva é avaliar como os parâmetros evoluíram ao longo do tempo, assumindo aqui que mudanças nas preferências do Banco Central e na estrutura da economia alteram o processo subjacente à regra de Taylor estimada, com efeito sobre os parâmetros. Foi utilizado o software EViews 7 para a estimação.

Um regime de dominância fiscal fica então caracterizado, utilizando esta metodologia baseada em Zoli (2005), quando a estimativa de  $\alpha_f$  se mostrar significativa e negativa, ou seja, quando há indícios de que a política monetária adota uma postura expansionista após elevações no déficit primário. Vale ressaltar que a possibilidade do parâmetro de interesse  $\alpha_f$  variar ao longo do tempo contribui para sinalizar momentos em que a economia muda de um regime de dominância monetária para um de dominância fiscal, e vice-versa.

### 3.3 MODELO DE BLANCHARD

Uma abordagem seminal para avaliação da dominância fiscal no Brasil é apresentada por Blanchard (2004), que introduz uma descrição da estrutura da economia antes de realizar a estimação empírica do modelo proposto. A ideia do trabalho é que, em geral, elevações na taxa de juros real de curto prazo estabelecidas pelo Banco Central tornam a dívida soberana do país mais atrativa, impulsionando uma valorização real da taxa de câmbio via ingresso de capitais estrangeiros. Contudo, como estas elevações também impactam o custo da dívida pública, pode ser ocasionado um aumento da probabilidade do governo dar um calote em seus credores. Este efeito retira a atratividade da dívida, levando a uma desvalorização real da taxa de câmbio.

Diante do exposto, um valor inicial alto da dívida pública, uma proporção elevada da dívida indexada ao dólar norte-americano e uma maior aversão ao risco no mercado podem levar a um efeito perverso do aumento da taxa de juros real no contexto do regime de metas de inflação. Neste cenário, uma alta da taxa de juros real em resposta a níveis maiores de inflação levaria a uma desvalorização real da moeda, o que acabaria por impulsionar uma aceleração adicional da inflação. Segundo o autor, neste caso a política fiscal, e não a política monetária, é o instrumento adequado para o controle da inflação, sendo argumentado que esta era a situação em que o Brasil se encontrava entre 2002 e 2003.

Para descrever sob quais condições um aumento na taxa de juros real leva a uma desvalorização cambial, é considerado um modelo de um período para uma economia aberta caracterizada por duas equações na taxa de câmbio real (R\$/US\$),  $\epsilon$ , e na probabilidade de

calote da dívida pública,  $p$ , a partir das quais podemos extrair a relação entre essas duas variáveis. Estas equações são, respectivamente, chamadas relação do fluxo de capitais e do risco de calote, e estão representadas nas equações (5.1) e (5.2).

$$C[(1+r) - \epsilon^{n-1}(1+r^*) - (1-\lambda)\theta^*p] + N(\epsilon) = 0 \quad (5.1)$$

$$p = \Psi \left\{ \left[ \frac{(1+r) + \lambda\theta^*p}{(1-p)} \right] [\mu\epsilon + (1-\mu)]D - X \right\} \quad (5.2)$$

Blanchard assume que a ligação entre  $\epsilon$  e  $p$  é estabelecida pela dívida pública no próximo período condicionada à ausência de calote,  $D'$ , a qual é determinada pela expressão dentro da função  $\Psi\{\cdot\}$  na equação (5.2), isto é,  $p = \Psi\{D'\}$ . Como  $D'$  depende de  $\epsilon$ , pode-se parametrizar a relação entre  $\epsilon$  e  $p$ . As demais variáveis, que são vinculadas às políticas monetária e fiscal ( $r, r^*, D, X$ ), e parâmetros ( $n, \theta^*, \mu, \lambda$ ) são dados e descritos abaixo:

$\theta^*$ : aversão ao risco dos investidores estrangeiros

$r$ : taxa de juros real livre de risco interna

$r^*$ : taxa de juros real de um título público norte-americano de um período (em US\$)

$D$ : dívida pública corrente sobre o PIB

$X$ : superávit primário sobre o PIB

$N(\epsilon)$ : exportações líquidas

$\epsilon'$ : taxa de câmbio real (R\$/US\$) um período à frente

$n$ : parametriza a relação entre  $\epsilon$  e  $\epsilon'$ , i.e.  $\epsilon' = \epsilon^n \rightarrow \epsilon'/\epsilon \equiv \epsilon^{n-1}$ , sendo  $0 \leq n \leq 1$

$\lambda$ : parametriza a relação entre  $\theta^*$  e a aversão ao risco no mercado interno,  $\theta$ . Esta relação é dada por  $\theta = \lambda\theta^*$ , sendo  $\lambda \leq 1$ .

$\mu$ : proporção da dívida pública em dólares,  $D^{\$}$ , sobre a dívida total,  $D$ , i.e.  $\mu \equiv D^{\$}/D$

As equações (5.1) e (5.2), centrais no modelo, expõem a estrutura subjacente da economia, a partir da qual são definidas aproximações que permitam a estimação empírica. Contudo, vale descrever como o autor desenvolve analiticamente o modelo.

Inicialmente, é apresentada a teoria que explica a determinação dos fluxos de capitais para o Brasil, a qual assume que os investidores estrangeiros são avessos a risco e escolhem

entre alocar seu capital em títulos brasileiros ou títulos norte-americanos. Neste contexto, o fluxo de capital para o país é dado por (5.3).

$$CF = C \left[ (1 + r) - \epsilon' / \epsilon (1 + r^*) + (\theta - \theta^*)p \right] \quad (5.3)$$

A equação estabelece que o fluxo de capitais,  $CF$ , é dado por uma função  $C[\cdot]$  positivamente relacionada com o retorno livre de risco obtido no Brasil, dado pela taxa de juros real livre de risco  $r$ , e negativamente relacionada com o retorno real de um título público norte-americano,  $r^*$ , já ajustado pela variação cambial  $\epsilon' / \epsilon$ . Além disso,  $CF$  também é influenciado pela probabilidade de calote  $p$ , com o sinal desta relação sendo dado pela diferença entre a aversão a risco no mercado interno e a do investidor estrangeiro,  $\theta - \theta^*$ , com o caso relevante sendo aquele em que  $\theta^* > \theta$ , no qual um aumento em  $p$  leva a uma diminuição dos fluxos de capitais.

O próximo passo é definir que as exportações líquidas são uma função positivamente inclinada da taxa de câmbio real,  $N(\epsilon)$ , e colocar como condição de equilíbrio que a soma dos fluxos de capitais com as exportações líquidas seja igual a zero. Assim obtemos que:

$$C \left[ (1 + r) - \epsilon' / \epsilon (1 + r^*) + (\theta - \theta^*)p \right] + N(\epsilon) = 0 \quad (5.4)$$

Para chegar na equação (5.1), basta substituir a notação de  $\epsilon' / \epsilon$  por  $\epsilon^{n-1}$  e  $\theta - \theta^*$  por  $-(1 - \lambda)\theta^*$ . Relembrando o a equação:

$$C[(1 + r) - \epsilon^{n-1}(1 + r^*) - (1 - \lambda)\theta^*p] + N(\epsilon) = 0 \quad (5.1)$$

Vale ressaltar aqui que em um modelo dinâmico  $\epsilon'$  seria determinado endogenamente, mas no modelo de um período elaborado por Blanchard um modo mais simples de proceder é normalizar a taxa de câmbio de equilíbrio no longo prazo como sendo igual a um. Assim, a relação  $\epsilon' = \epsilon^n$  resulta que, quanto mais próximo  $n$  for de 1, mais a taxa de câmbio um passo à frente é influenciada pelo seu valor corrente.

Diante do exposto, (5.1) representa a primeira relação entre a taxa de câmbio e a probabilidade de calote, seguindo o racional de que um aumento nesta última leva a uma

maior percepção de risco por parte dos investidores estrangeiros e, logo, a uma desvalorização da taxa de câmbio. A intensidade desta relação, ou seja, a inclinação (positiva) do *locus* entre  $p$  e  $\epsilon$  é proporcional ao parâmetro  $\theta^*$ . Assim, para uma probabilidade de calote  $p$  dada, uma elevação na taxa de juros real livre de risco  $r$  leva a uma diminuição (i.e. valorização) da taxa de câmbio real  $\epsilon$ , representando o canal tradicional e direto pelo qual se espera que a política monetária afete a taxa de câmbio.

O próximo passo é analisar a dinâmica entre a dívida pública e a probabilidade de calote, de modo a obter a equação (5.2). Inicialmente, se assume que o governo pode se financiar emitindo dois tipos de dívida, uma denominada em dólares,  $D^{\$}$ , e a outra em reais,  $D^R$ , e ambas estão sujeitas ao risco de calote. Se considerarmos que as taxas de juros pagas pelas emissões em dólares em reais são dadas, respectivamente, por  $r^{\$}$  e  $r^R$ , temos que a dívida pública total no início do próximo período,  $D'$ , assumindo ausência de calote, é dada pela equação (5.5).

$$D' = D^{\$}(1 + r^{\$})\epsilon' + D^R(1 + r^R) - X \quad (5.5)$$

O retorno esperado dos títulos emitidos em dólares e em reais é dado por, respectivamente,  $(1 - p)\epsilon'/\epsilon(1 + r^{\$})$  e  $(1 - p)(1 + r^R)$ , considerando que ambos estão sujeitos à mesma probabilidade de calote. Blanchard assume então que ambos os títulos carregam um prêmio de risco sobre a taxa de juros livre de risco  $r$ , de modo a determinar  $r^{\$}$  e  $r^R$  a partir de  $r$ . Sob esta premissa, o retorno esperado das emissões em dólares e em reais pode ser representado pelas equações (5.6) e (5.7).

$$(1 - p)\epsilon'/\epsilon(1 + r^{\$}) = (1 + r) + \theta p \quad (5.6)$$

$$(1 - p)(1 + r^R) = (1 + r) + \theta p \quad (5.7)$$

Podemos então inserir as equações (5.6) e (5.7) em (5.5), de modo a denotá-la em termos de  $r$ . Além disso, substitua  $\theta$  pelo termo  $\lambda\theta^*$ . Temos que:

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

A expressão acima pode ser simplificada para:

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

Lembrando agora que o parâmetro  $\mu$  denota a proporção da dívida pública em dólares, isto é,  $\mu \equiv D^\$/D$ , podemos inseri-lo no resultado acima de modo a obter a equação (5.8).

$$D' = \left[ \frac{(1+r) + \lambda\theta^*p}{(1-p)} \right] [\mu\epsilon + (1-\mu)]D - X \quad (5.8)$$

A partir desta estrutura, temos como resultado que uma maior probabilidade de calote  $p$  tem efeitos sobre a dívida pública no próximo período  $D'$ . O primeiro efeito envolve uma maior taxa de retorno paga pela dívida emitida, de modo a manter o retorno esperado inalterado – este efeito é capturado pelo termo  $1/(1-p)$ . Além disso, se a aversão a risco for positiva, a maior probabilidade de calote leva a um aumento da taxa de retorno esperada requerida pelos investidores – efeito capturado pelo termo  $\lambda\theta^*p$ .

Por fim, para obter a equação (5.2) é necessário definir o efeito da dívida pública no próximo período sobre a probabilidade de calote. Blanchard assume essa relação como sendo dada por uma função de  $p$  em  $D'$ , definida como  $p = \Psi\{D'\}$ , onde  $dp/dD' > 0$ . A função  $\Psi\{\cdot\}$  pode ser pensada como uma distribuição de probabilidade acumulada, com uma inclinação quase horizontal para níveis baixos de  $D'$ , se elevando exponencialmente a partir de determinado nível de dívida um passo à frente e passando a mostrar uma evolução logarítmica a quando  $D'$  chega a níveis elevados.

Inserindo a equação (5.8) na função  $\Psi\{\cdot\}$ , obtemos a equação (5.2), a qual é reescrita abaixo por conveniência.

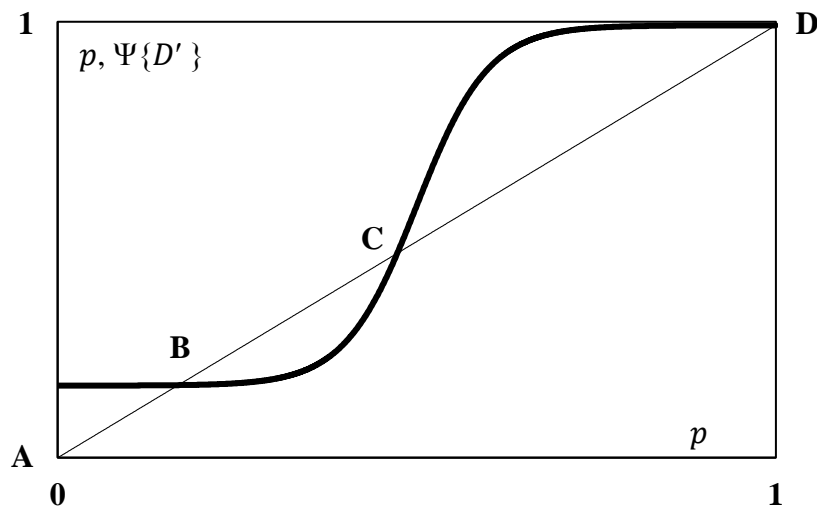
$$p = \Psi \left\{ \left[ \frac{(1+r) + \lambda\theta^*p}{(1-p)} \right] [\mu\epsilon + (1-\mu)]D - X \right\} \quad (5.2)$$

Vemos que a variável  $p$  depende dela própria de uma forma não linear, a qual é ilustrada no gráfico 1, que plota ambos os lados da equação (5.2), com o eixo horizontal contendo  $p$  e o eixo vertical contendo  $p$  e  $\Psi\{D'\}$ , para valores dados das demais variáveis. A relação de  $p$  como função de  $p$  é dada pela linha de 45° (*locus OD*), enquanto o formato de

$\Psi\{D'\}$  como função de  $p$  é definido no *locus* AD (está implícito neste último resultado que a distribuição subjacente possui um suporte infinito).

Para qualquer nível de  $D'$ , há uma probabilidade de calote positiva, ainda que pequena. Conforme  $p$  se eleva, o mesmo ocorre com  $D'$ , e por consequência  $\Psi\{D'\}$ . Quando  $p$  converge para 1, então  $1/(1-p)$  tende ao infinito e  $D'$  e  $\Psi\{D'\}$  também convergem para 1. Neste contexto, ficam implícitos três equilíbrios possíveis, denotados pelos pontos B, C e D. Blanchard enfatiza o equilíbrio B como aquele relevante para os objetivos da análise, eliminando o ponto D, por ser um caso presente em qualquer modelo, portanto não sendo de interesse, e o ponto C por estática comparativa.

Gráfico 3 -  $p$  e  $\Psi\{D'\}$  como função de  $p$



Fonte: Adaptado de Blanchard (2004).

A partir do equilíbrio no ponto B, pode-se descrever a relação entre a probabilidade de calote e a taxa de câmbio implícita na equação (5.2). Não havendo dívida emitida em dólares (i.e.  $\mu = 0$ ), então  $p$  é independente do comportamento de  $\epsilon$ . Sendo  $\mu \neq 0$ , temos uma relação positiva entre as duas variáveis, de modo que  $p$  se eleva conforme a taxa de câmbio desvaloriza. Além disso, a inclinação desta relação positiva é uma função crescente da proporção de dívida denominada em dólares  $\mu$  e do nível inicial de dívida pública  $D$ . O efeito implícito na equação (5.2) de uma elevação na taxa de juros real é, portanto, de um aumento na probabilidade de calote  $p$ .

Com as equações (5.1) e (5.2) descritas analiticamente, pode-se passar novamente para a pergunta que motiva o artigo de Blanchard: sob quais condições um aumento da taxa de

juros real terá como implicação uma desvalorização cambial ao invés de uma valorização? A partir da estrutura do modelo, vemos que quanto maior for nível inicial da dívida, a aversão a risco dos investidores estrangeiros ou a proporção de da dívida denominada em dólares, maior será a probabilidade de uma elevação na taxa de juros real impulsionar uma desvalorização da taxa de câmbio.

Empiricamente, Blanchard adota uma série de aproximações que permitam uma estimação das duas relações entre a taxa de câmbio e a probabilidade de calote, utilizando a base teórica fornecida pelas equações (5.1) e (5.2). Inicialmente, é necessário gerar uma série de  $p$ , dado que esta é uma variável não observável. Para tanto, a equação (5.1) é reescrita no formato de (5.9) – mais detalhes do procedimento utilizado podem ser encontrados em Blanchard (2004).

$$\frac{(r^{\$} - r^*)}{(1 + r^{\$})} = p + \left[ \frac{\epsilon}{\epsilon'(1 + r^{\$})} \right] \theta^* p + \left( \frac{\epsilon}{\epsilon'} \frac{c^{-1}[-N(\epsilon)]}{1 + r^{\$}} \right) \quad (5.9)$$

Para manter a notação utilizada pelo autor, defina  $S = \frac{(r^{\$} - r^*)}{(1 + r^{\$})}$  como o spread de taxa de juros do Brasil com a dos Estados Unidos. A equação (5.9) tem uma interpretação direta, com  $S$  dependendo, respectivamente, da probabilidade de calote  $p$ , de um termo de prêmio de risco requerido pelos investidores e de um termo que relaciona a taxa de retorno dos títulos brasileiros com o fluxo de capital necessário para equilibrar o déficit comercial. No caso deste último, vale ressaltar que se os fluxos de capitais forem bastante elásticos, então mudanças na taxa de retorno requeridas para gerar estes fluxos são pequenas – i.e. o terceiro termo à direita na equação (5.9) é pequeno.

Para estimar (5.9), Blanchard utiliza uma aproximação semi-logarítmica, a qual pode ser utilizada se  $\theta^*$  e  $p$  não forem muito elevados. Esta aproximação é dada pela equação (5.10), na qual  $a = \frac{1}{1 + r^{\$}}$  e  $u$  equivale ao último termo da equação (5.9) dividido por  $1 + \frac{c^{-1}(\cdot)}{1 + r^{\$}}$ .

$$\log S = \log p + a\theta^* + u \quad (5.10)$$

Como  $\theta^*$  não é observável, é utilizado como *proxy* o Baa spread (a diferença entre a taxa de títulos norte-americanos Baa, US Baa bonds, e títulos do tesouro norte-americano, US T-bonds, de maturidade similar), sendo argumentado que movimentos neste spread refletem



mudanças na aversão ao risco dos investidores, e não na probabilidade de calote dos Baa bonds. Deste modo, a equação a ser estimada toma o formato descrito por (5.11).

$$\log S = c + b \times Baa\ spread + \varepsilon \quad (5.11)$$

Para recuperar a probabilidade de calote  $p$  a partir de (5.11), basta considerar que  $\exp(c) + \varepsilon = p + u$ . Para estimar esta equação, Blanchard utiliza duas metodologias: uma estimação por MQO e uma que insere um componente AR(1) no lado direito da equação, sendo que esta última é estimada considerando tanto toda a amostra, quanto uma amostra restrita a períodos em que o Baa spread não excede determinados patamares.

Para estimar a relação do fluxo de capitais dada pela equação (5.1), Blanchard também utiliza uma aproximação semi-logarítmica que coloca a taxa de câmbio real (R\$/US\$) como uma função decrescente do diferencial da taxa de juros entre Brasil e Estados Unidos e crescente em relação ao prêmio de risco. O termo de erro desta aproximação captura todos os demais fatores. Ela é dada pela equação (5.12).

$$\log(\varepsilon) = a - b(r - r^*) + c(p\theta^*) + u_\varepsilon \quad (5.12)$$

Numa especificação alternativa, o autor ainda inclui o logaritmo da taxa de câmbio real esperada para o próximo período,  $E[\log(\varepsilon')]$ , como uma variável independente. Também é testada uma especificação com a taxa de câmbio e o diferencial de juros em termos nominais, e não reais. Para obter os parâmetros, as equações são estimadas através de três métodos: MQO, inclusão de um termo AR(1) e pelo uso de variáveis instrumentais.

Para estimar a relação do risco de calote dada pela equação (5.2), o autor utiliza uma especificação linear, a qual é exposta em (5.13). Neste sentido, a probabilidade de calote é colocada como uma função linear da dívida pública no próximo período.

$$p = \Psi ED' + u_p \quad (5.13)$$

São utilizadas três *proxies* para mensurar  $ED'$ : o nível corrente de dívida pública líquida sobre PIB, a expectativa de mercado seis meses à frente para esta variável e o seu valor observado também seis meses à frente. Contudo, o autor alerta que a estimação destas relações por MQO, ou utilizando um termo AR(1), pode sofrer do problema da

simultaneidade, dado que fatores dentro do termo de erro que influenciam  $p$  também podem vir a influenciar  $ED'$ . Neste contexto, é proposto se estimar a equação (5.13) por variáveis instrumentais, utilizando o Baa spread como um instrumento para  $ED'$ .

Para atender o objetivo de estimar o impacto da variação na taxa de juros sobre a taxa de câmbio real, Blanchard insere a equação que determina  $ED'$  dentro da equação estimada para (5.13). Deste modo, é estabelecida uma relação entre  $r$  e  $\epsilon$  dependente dos parâmetros estimados anteriormente e dos valores assumidos para  $D, \mu, \lambda$  e  $\theta^*$ . Esta estrutura é descrita por (5.14).

$$p = \Psi \left\{ \left( \frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1-p} \right) [\mu\epsilon + (1-\mu)]D - X \right\} + u_p \quad (5.14)$$

Blanchard utiliza a equação (5.14) para estimar o impacto de um aumento de 1 p.p. na taxa Selic sobre a taxa de câmbio real, assumindo diferentes valores para  $D, \mu, \theta^* - \lambda$  é assumindo como 0,5 em todas as simulações. Para o regime em vigor ser caracterizado como de dominância fiscal este impacto, que está definido implicitamente pela equação (5.14), tem que se mostrar positivo e superior (em módulo) ao efeito direto e negativo da taxa de juros real sobre a taxa de câmbio estimado pelo coeficiente “ $-b$ ” da equação (5.12). A conclusão final do autor é que, no período amostral analisado, uma elevação da Selic teria como efeito líquido uma desvalorização da taxa de câmbio real (e não uma valorização).

Deste modo, Blanchard conclui que quando há desequilíbrios nas condições fiscais (i.e. dívida inicial alta, elevada proporção da dívida indexada ao dólar e maior aversão ao risco por parte dos investidores) uma elevação da taxa de juros real tem maior probabilidade de levar a uma desvalorização do que a uma valorização da taxa de câmbio. Segundo o trabalho, o Brasil teria se encontrado nestas condições ao longo de 2002.

Neste trabalho foram implementadas algumas adaptações ao modelo original de Blanchard. Assim como nos casos anteriores, os parâmetros foram estimados utilizando uma janela móvel, de modo a analisar sua evolução ao longo do tempo e identificar momentos em que a economia transita entre os regimes de dominância fiscal e monetária. Contudo, vale ressaltar que a amostra de dados disponíveis para a estimação engloba o período entre setembro de 2009 e dezembro de 2016, um intervalo curto para manter a janela amostral de cinco anos utilizada nos modelos apresentados nas seções 3 e 4. Deste modo, se optou por uma janela móvel mais curta, de um ano.

Outra contribuição foi a utilização de uma periodicidade diária para os dados, ao invés de mensal, de modo a tentar captar mudanças de maior frequência no comportamento das variáveis relevantes. Esta mudança também amplia a amostra de dados considerada dentro da janela de um ano, de modo a diminuir a variância dos parâmetros estimados – enquanto a periodicidade mensal disponibiliza 12 observações, a diária considera 252.

Neste contexto, o spread de taxa de juros do Brasil com a dos Estados Unidos foi calculado utilizando a notação (5.15), onde  $r^{NTNB}$  representa a taxa de juros real de uma NTN-B com maturidade fixa de 3 anos (Fonte: Anbima) e  $r^*$  representa a taxa de juros real de um título público do tesouro norte-americano (T-Note), também com maturidade fixa de 3 anos (Fonte: FRED).

$$S_t = 1 + r^{NTNB} / 1 + r^* \quad (5.15)$$

Para estimar a probabilidade de calote  $p$  é necessário estimar uma equação análoga a (5.11), a qual está representada em (5.16). Nela optou-se por acrescentar um componente inercial, representado por  $S_t$  defasado em 30 dias, o qual contribuiu para uma adequação melhor do modelo aos dados observados. A probabilidade de calote pode ser estimada então pela aproximação  $\exp(\hat{\alpha}_1) \approx \hat{p}_t$ . Vale ressaltar que o *Baa spread* foi obtido junto ao FRED.

$$\log S_t = \alpha_1 + \alpha_2 \log S_{t-30} + \alpha_3 \text{Baa spread}_t + u_t^S \quad (5.16)$$

A equação (5.12), por sua vez, também foi modificada pela inserção de um componente autogressivo, dado pela taxa de câmbio defasada em 30 dias. A taxa de juros real livre de risco interna  $r$  foi medida utilizando taxa Selic real *ex-post*, isto é, a taxa Selic acumulada em 12 meses descontada pela inflação (IPCA) acumulada em 12 meses. Já para mensuração de  $\epsilon_t$  foi utilizada a taxa de câmbio real (R\$/US\$), dada pela taxa nominal deflacionada pelo diferencial entre a inflação do Brasil e dos Estados Unidos, medidas respectivamente pelo IPCA e pelo CPI norte-americano (Fonte: SGS/BCB).

$$\log(\epsilon_t) = \beta_1 + \beta_2 \log(\epsilon_{t-30}) + \beta_3 (r_t - r_t^*) + \beta_4 (\hat{p}_t \times \text{Baa spread}_t) + u_t^\epsilon \quad (5.17)$$

A terceira equação cuja estimação é necessária é análoga a (5.13), e de forma similar às anteriores foi acrescentado um componente inercial dado por  $\hat{p}_t$  defasado em 30 dias. Para

medir  $ED'$  foi utilizada a dívida líquida do setor público (DLSP) em % do PIB esperada 3 anos à frente pelos agentes de mercado. A série de dados para esta variável foi elaborada pelo autor utilizando as expectativas anuais para a DLSP divulgadas no SGS/BCB. A equação a ser estimada é dada então por (5.18).

$$\hat{p}_t = \Psi_1 ED' + \Psi_2 \hat{p}_{t-30} + u_t^p \quad (5.18)$$

Vale ressaltar que os componentes  $u_t^S$ ,  $u_t^\epsilon$  e  $u_t^p$  das equações (5.16), (5.17) e (5.18) representam termos de choques aleatórios.

Pode-se então parametrizar a relação entre  $\hat{p}_t$  e  $\epsilon_t$  de forma análoga à equação (5.2), inserindo os valores estimados nos procedimentos anteriores de modo a obter (5.19).

$$\hat{p}_t = \hat{\Psi}_1 \left\{ \left( \frac{1+r_t}{1-\hat{p}_t} + \frac{\lambda\theta^*\hat{p}_t}{1-\hat{p}_t} \right) [\mu\epsilon + (1-\mu)]D - X \right\} \quad (5.19)$$

Seguindo a concepção original de Blanchard, foi arbitrado que  $\lambda = 0,50$ , mas ao contrário do autor se considerou que  $\mu = 0,05$ , valor mais condizente com a participação atual da dívida pública em dólares sobre a dívida total. Como nossos passos anteriores se utilizou o *Baa spread* como medida de  $\theta^*$ , enquanto para o superávit primário sobre o PIB,  $X$ , se estabeleceu um valor estrutural fixo de 3,5%. Por fim, se utilizou uma *proxy* diária para a dívida pública corrente sobre o PIB,  $D$ , a qual é dada pela dívida líquida do setor público (DLSP) em % do PIB esperada 1 ano à frente pelos agentes de mercado. Os dados desta variável também foram elaborada pelo autor utilizando as expectativas anuais para a DLSP divulgadas no SGS/BCB.

Diante do exposto, o impacto direto de um choque de 1 p.p. na Selic meta é dado pela estimativa do parâmetro  $\beta_3$  da equação (5.17), enquanto o impacto indireto é obtido pela relação entre  $\hat{p}_t$  e  $\epsilon_t$  e pelas estimativas de  $\beta_4$  e  $\Psi_1$ , respectivamente das equações (5.17) e (5.18). Conforme destacado anteriormente, um regime de dominância fiscal fica caracterizado se o impacto indireto de um choque sobre a Selic meta sobre a taxa de câmbio se mostrar positivo e superior (em módulo) ao efeito direto e negativo estimado pelo coeficiente  $\beta_3$ .

A utilização de uma janela móvel de 1 ano para a estimação dos parâmetros permite avaliar não apenas a transição entre os regimes de dominância monetária e fiscal, mas também a intensidade dos impactos direto e indireto de um choque na Selic meta sobre a taxa de

câmbio. Deste modo, se obtém uma sinalização se a dominância monetária ou fiscal pode apresentar diferentes magnitudes ao longo do tempo.

Foi utilizado o software EViews 7 para a estimação recursiva dos parâmetros.

### 3.4 MODELO DSGE

Nunes e Portugal (2010) estimam um modelo DSGE baseado em Woodford (2003) utilizando o método bayesiano para avaliar se o Brasil se encontrou numa situação de dominância fiscal no período após a introdução do regime de metas de inflação. O arcabouço utilizado, o qual é mais bem detalhado em Nunes (2009) e Woodford (2003), pressupõem duas imperfeições de mercado – concorrência monopolística e rigidez de preços – e contempla o superávit primário e a taxa de juros nominal como os instrumentos disponíveis para os *policymakers*.

A estrutura novo-keynesiana do modelo é composta por cinco equações endógenas: uma curva de oferta agregada (AS) descrita pela curva de Phillips novo-keynesiana; uma curva IS dinâmica (*forward looking*) resultante da relação intertemporal entre poupança e investimento; a restrição orçamentária do governo; uma regra de política monetária; e uma regra de política fiscal. Vale ressaltar que o desenvolvimento do arcabouço abaixo segue a estrutura exposta em Nunes (2009).

O modelo contempla uma família representativa que busca maximizar, a cada período do tempo, o somatório do valor presente esperado de sua função de utilidade [equação (6.0)], sujeita a uma restrição orçamentária.

$$E_0\{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t; \xi_t)\} \quad (6.0)$$

Onde  $u(C_t; \xi_t)$  é uma função de utilidade côncava e estritamente crescente em  $C_t$  e  $\beta$  é o fator de desconto intertemporal (em módulo menor que 1). Considerando as contribuições para a utilidade ao longo do tempo, tem-se que  $\xi_t$  é um termo de perturbações estocásticas exógenas, enquanto  $C_t$  representa a função de consumo agregado no formato de Dixit-Stiglitz para cada um dos  $i \in [0,1]$  bens continuamente diferenciáveis, que possuem elasticidade substituição  $\theta > 1$  e a forma funcional descrita pela equação (6.1).

$$C_t = \left[ \int_0^1 c_t(i)^{\frac{\theta}{\theta-1}} di \right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \quad (6.1)$$

Nunes também assume, por simplicidade, que o mercado financeiro é completo e não há a imposição de limitações para a alavancagem em relação à renda futura. Feita esta consideração, a restrição orçamentária intertemporal da família representativa pode ser ilustrada pela equação (6.2).

$$\sum_{t=0}^{\infty} E_0 Q_{0,t} [P_t C_t] \leq W_0 + \sum_{t=0}^{\infty} E_0 Q_{0,t} [P_t Y_t - T_t] \quad (6.2)$$

O fator de desconto dos ativos financeiros é dado por  $Q_{t,t+1}$ , enquanto  $T_t$  denota os impostos nominais arrecadados pelo governo, já líquidos de transferências, e  $Y_t$  representa a demanda agregada da economia, em termos reais. Pode-se igualar, então, a taxa marginal de substituição intertemporal aos preços relativos, obtendo assim uma das condições de primeira ordem do problema do consumidor, a qual é dada pela equação (6.3), na qual a derivada parcial da função de utilidade  $u$  em relação a  $C_t$  é dada por  $u_c(C_t; \xi_t)$  e  $P_t$  representa o nível de preços.

$$\frac{u_c(C_t; \xi_t)}{u_c(C_{t+1}; \xi_{t+1})} = \beta \frac{P_t}{Q_{t,t+1} P_{t+1}} \quad (6.3)$$

Para o equilíbrio do modelo, a taxa de juros nominal livre de risco controlada pelo Banco Central,  $i_t$ , deve satisfazer a equação (6.4), sendo esta a outra condição de primeira ordem a ser atendida.

$$1 + i_t = \beta^{-1} \left\{ E_t \left[ \frac{u_c(C_{t+1}; \xi_{t+1})}{u_c(C_t; \xi_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \right\}^{-1} \quad (6.4)$$

Nunes ressalta que a expressão (6.4) adquire o formato de uma equação de Fisher para a taxa de juros nominal, sendo o fator de juros reais dado pela taxa marginal de substituição intertemporal da família representativa. Considerando agora  $G_t$ , o gasto do governo, como sendo um processo exógeno e também que  $G_t < Y_t$ , pode-se inserir a condição de *market clearing*  $G_t + C_t = Y_t$  na equação (6.4), obtendo:

$$1 + i_t = \beta^{-1} \left\{ E_t \left[ \frac{u_c(Y_{t+1} - G_{t+1}; \xi_{t+1})}{u_c(Y_t - G_t; \xi_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \right\}^{-1} \quad (6.5)$$

Outra restrição que deve ser imposta ao modelo é que o consumo a cada período do tempo não seja superior ao consumo total, de modo que:

$$\sum_{T=t}^{\infty} \beta^{-1} E_t [u_c(Y_t - G_t; \xi_t)(Y_t - G_t)] < \infty \quad (6.6)$$

Além disso, Nunes destaca que, no limite, é necessário que o governo salde sua dívida, não podendo se endividar indefinidamente. Deste modo, o montante de dívida nominal do governo  $D_t$  e o gasto  $G_t$  devem atender a condição (6.7).

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \beta^{-1} E_t [u_c(Y_t - G_t; \xi_t) D_t / P_t] = 0 \quad (6.7)$$

Passando agora para o problema enfrentado pelas firmas, deve se inserir a rigidez de preços como uma imperfeição de mercado na determinação da oferta agregada. Para tanto, se impõe que o nível de preços  $P_t$  evolua conforme a lei de movimento exposta na equação (6.8).

$$P_t = \rho(p_t^*, P_{t-1}) \quad (6.8)$$

O problema de cada firma  $i$  envolve a decisão sobre o preço do bem produzido a cada momento do tempo. Nesta estrutura, há apenas um equilíbrio e um mesmo preço ótimo a cada instante  $t$ ,  $p_t^*$ , para todas as firmas, o qual é escolhido em  $t$  por todas aquelas que determinam preços naquele momento. Contudo, uma fração  $\alpha$  dos preços definidos pelas firmas que escolhem preços em  $t - 1$  permanece inalterado (i.e. uma fração  $0 < \alpha < 1$  dos preços permanecem fixos a cada período). Neste sentido, pode-se definir o índice de preços de Dixit-Stiglitz a cada momento do tempo como a equação (6.9). Conforme destacado pelo autor, essa estrutura foi proposta originalmente por Calvo (1983).

$$P_t^{1-\theta} = \int_0^1 p_t(i)^{1-\theta} di = (1 - \alpha) p_t^{*1-\theta} + \alpha \int_0^1 P_{t-1}(i)^{1-\theta} di \quad (6.9)$$

Diante do exposto, o problema de maximização das firmas será escolher o preço ótimo  $p_t^*$  a cada momento do tempo satisfazendo a condição de primeira ordem dada por (6.10).

$$E_t\left\{\sum_{T=t}^{\infty}(\alpha\beta)^{T-t}u_c(Y_T - G_T; \xi_t)P_T^{-1}\Pi(p_t^*, p_t^l, P_t; Y_T, \tilde{\xi}_t)\right\} = 0 \quad (6.10)$$

A função  $\Pi(p_t^*, p_t^l, P_t; Y_T, \tilde{\xi}_t)$  representa o lucro nominal da firma que fixa seu preço em  $p_t^*$ ,  $p_t^l$  indica o nível de preços das firmas da mesma indústria e  $\tilde{\xi}_t$  é um vetor de choques exógenos. A condição (6.10) implica que a firma ofertando o bem  $i$  e que determina seu preço no período  $t$  deve definir um preço que maximize o valor presente esperado do seu lucro, dado o nível de preço das firmas da mesma e indústria e também de todos os outros bens.

Realizada a descrição dos blocos de demanda e oferta agregadas, Nunes passa para a especificação das regras que determinam as políticas fiscal e monetária, isto é, a função de reação dos *policymakers*. A incorporação da rigidez de preços no modelo permite que seja adotada uma regra de política monetária nos moldes da proposição de Taylor (1993). Neste sentido, função de reação do Banco Central é representada pela função  $\phi(\cdot)$ , com a taxa de juros nominal sendo influenciada pela taxa de inflação, dada por  $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$ , pela meta de inflação determinada exogenamente a cada momento do tempo  $\Pi_t^*$  e por um termo de choques exógenos  $v_t$ . A equação (6.11) resume essa estrutura.

$$i_t = \phi(\Pi_t/\Pi_t^*; Y_T, v_t) \quad (6.11)$$

No âmbito fiscal, a rigidez de preços permite que elevações no déficit primário (não acompanhadas de um ajuste para baixo nos déficits primários futuros, de modo que o valor presente desta variável se eleve) aumentem o valor presente do consumo total, impulsionando a demanda agregada. O resultado é uma elevação temporária do produto e inflação. Para estrutura uma regra de política fiscal, é necessário primeiramente definir a forma como a dívida pública nominal evolui ao longo do tempo. Esta relação é dada por (6.12), que implica que a dívida nominal do governo em  $t$  é dada por seu valor em  $t - 1$  acrescido do pagamento de juros e do resultado primário do governo no período  $t$ . Além disso, vale destacar que  $G_t$  é considerado um processo exógeno no modelo.

$$D_t = (1 + i_{t-1})D_{t-1} + (P_t G_t - T_t) \quad (6.12)$$



Por fim, Nunes destaca que a arrecadação de impostos segue a regra de política fiscal denotada pela função  $\tau(\cdot)$ , exposta em (6.13), na qual  $\tau_t = T_t/P_t$  representa o valor real da tributação,  $b_t = (1 + i_t)D_t/P_t$  denota o valor real da dívida pública no momento de maturidade,  $\pi_t \equiv \log(P_t/P_{t-1})$  é o logaritmo de  $\Pi_t$  e  $u_t^\tau$  é um termo de choques aleatórios.

$$\tau_t = \tau(b_{t-1}, G_t, \pi_t, Y_t, i_t; u_t^\tau) \quad (6.13)$$

A resolução do problema intertemporal de maximização das famílias e firmas produz soluções de equilíbrio não lineares, de modo que a log-linearização do modelo ao redor de seu *steady state* se vê necessária para se encontrar uma solução de equilíbrio geral. Este procedimento é bastante usual no contexto dos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE), e se baseia em aproximações de Taylor ao redor do valor de *steady state* das variáveis.

A log-linearização da equação (6.5) tem como resultado a relação de demanda agregada da economia, a qual é dada pela curva IS intertemporal exposta em (6.14).

$$\hat{Y}_t = g_t + E_t(\hat{Y}_{t+1} - g_{t+1}) - \sigma(\hat{i}_t - E_t\pi_{t+1}) \quad (6.14)$$

Onde  $\hat{Y}_t$  indica o desvio da demanda agregada em relação ao seu valor de estado estacionário  $\bar{Y}_t$ .  $g_t$  representa uma perturbação exógena que indica alterações na relação entre a demanda agregada  $Y_t$  e a utilidade marginal da renda, devidas tanto a choques sobre as preferências, quanto a variações nas compras governamentais.  $\sigma = \frac{\bar{c}_t}{\bar{Y}_t} \left( -\frac{u_c}{c_t u_{cc}} \right) > 0$  é a elasticidade de substituição intertemporal do consumo agregado, sendo determinada pela relação entre o consumo agregado e a renda agregada, ambos no estado estacionário (1º termo), e pela elasticidade de substituição intertemporal do consumo privado (2º termo).  $\hat{i}_t = \log\left(\frac{1+i_t}{1+\bar{i}}\right)$  representa o logaritmo do desvio da taxa de juros nominal em relação a  $\bar{i}$ , o intercepto exógeno constante na função de reação do Banco Central [ver equação (6.16)]. Por fim,  $E_t\pi_{t+1}$  aponta a expectativa em  $t$  para  $\pi_t$  no período  $t + 1$ .

Woodford (2003) utiliza o fato que  $\hat{Y}_\infty = \lim_{T \rightarrow \infty} E_t(\hat{Y}_T - g_T)$ , onde  $\hat{Y}_\infty$  é o valor médio de longo prazo de  $\hat{Y}_t$  sob o regime de política em questão (o qual não necessariamente é zero), para mostrar a partir de (6.14) que  $\hat{Y}_t = \hat{Y}_\infty + g_t - \sigma \sum_{j=0}^{\infty} E_t(\hat{i}_{t+j} - \pi_{t+j+1})$ . Esta relação

mostra que a demanda agregada depende da combinação de todos os valores esperados à frente para as taxas de juros reais de curto prazo, e não apenas do valor *ex-ante* corrente desta última variável. Neste contexto, dentro do arcabouço deste modelo, a expectativa para a taxa de juros de curto prazo futura se mostra mais importante que o valor corrente observado desta última na determinação da demanda agregada.

A segunda etapa envolve a log-linearização de (6.8) e (6.10) de modo a obter a equação (6.15) através da eliminação da variável  $p_t^*$ . Esta equação representa uma relação log-linear de oferta agregada (i.e. a estrutura que relaciona a dinâmica da inflação com o nível real de atividade), denominada Curva de Phillips Novo-Keynesiana.

$$\pi_t = \kappa(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \beta E_t \pi_{t+1} \quad (6.15)$$

O termo  $\kappa > 0$  é um coeficiente que depende da frequência dos ajustes de preço por parte das firmas e da elasticidade do custo marginal em relação à atividade econômica (ambos em termos reais). Já  $\hat{Y}_t^n$  representa variações exógenas no produto natural (ou potencial), oriundas de quaisquer tipos de perturbações reais. A terceira etapa, então, envolve a log-linearização de (6.11), a função de reação do Banco Central, obtendo a equação (6.16).

$$\hat{i}_t = \bar{i}_t + \phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \phi_y \hat{Y}_t \quad (6.16)$$

Conforme adiantado acima, o termo  $\bar{i}_t$  representa um intercepto exógeno que deve refletir possíveis variações tanto em  $\Pi_t^*$ , quanto em  $v_t$  [ver a equação (6.11)] e  $\bar{\pi}$  indica a meta de inflação em *steady state*, ou seja, seu valor de longo prazo – vale ressaltar que  $\bar{\pi}$  é invariante no tempo. Os coeficientes  $\phi_\pi$  e  $\phi_y$  parametrizam, respectivamente, o impacto de oscilações em  $(\pi_t - \bar{\pi})$  e  $\hat{Y}_t$  sobre o termo  $\hat{i}_t$ . As equações (6.14), (6.15) e (6.16) desenvolvidas em Woodford (2003) compõem então um sistema para a determinação de três processos endógenos  $\{\hat{i}_t, \pi_t, \hat{Y}_t\}$  dada a evolução de três variáveis exógenas  $\{g_t, \hat{Y}_t^n, \bar{i}_t\}$ .

O sistema de condições de equilíbrio pode ser escrito em termos do hiato do produto  $x_t \equiv \hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n$ , considerando que segundo Woodford (2003) são as flutuações em  $x_t$ , e não em  $\hat{Y}_t$ , que são relevantes para a determinação do bem estar. Nunes (2009) destaca que, não havendo o objetivo de se analisar os desvios entre as taxas de juros observadas e a taxa de juros natural, pode ser avaliado o caso particular no qual a inflação em *steady state* é zero.

Deste modo, os desvios na taxa de juros nominal equivalem a desvios na taxa de juros natural, isto é,  $\hat{i}_t = \hat{r}_t^n$ , sendo que o termo exógeno  $\hat{r}_t^n$ , descrito em (6.17), corresponde ao desvio percentual da taxa de juros natural Wickselliana  $r_t^n$  de seu valor em *steady state*  $\bar{r}^n$ , o qual é consistente com  $\bar{\pi} = 0$  e, por definição, invariante no tempo.

$$\hat{r}_t^n \equiv \log\left(\frac{1+r_t^n}{1+\bar{r}^n}\right) = \sigma^{-1}[(g_t - \hat{Y}_t^n) - E_t(g_{t+1} - \hat{Y}_{t+1}^n)] \quad (6.17)$$

Vale ressaltar que a taxa de juros natural  $r_t^n$  se refere à taxa real de retorno no equilíbrio de preços flexíveis, sendo a taxa que mantém a demanda agregada igual ao nível de produto potencial. Apesar de esta definição ser encontrada em Woodford (2003), ela é bastante próxima do conceito de taxa de juros neutra descrito em Blinder (1998) e segue a concepção original de Wicksell (1936), de uma taxa de juros consistente com a estabilidade de preços no longo prazo.

Incorporando então o hiato do produto  $x_t$  sobre sistema de condições de equilíbrio subjacente a (6.14), (6.15) e (6.16), o modelo básico passa a ser descrito pelas equações (6.18), (6.19) e (6.20).

$$x_t = E_t x_{t+1} - \sigma(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1} - \hat{r}_t^n) \quad (6.18)$$

$$\pi_t = \kappa x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t^s \quad (6.19)$$

$$\hat{i}_t = \bar{i}_t + \Phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \Phi_x(x_t - \bar{x}) \quad (6.20)$$

A partir deste arcabouço se vê que no equilíbrio de *steady state* no qual a meta de inflação é alcançada (i.e.  $\pi_t = E_t \pi_{t+1} = \bar{\pi}$ ) e o hiato do produto equivale a seu valor em *steady state* (i.e.  $x_t = \bar{x}$ ), temos que  $\bar{x} = (1 - \beta)\bar{\pi}/\kappa$  e também que  $\hat{i}_t = \bar{i}_t$ , mostrando que  $\bar{i}_t$  é o valor de  $\hat{i}_t$  consistente, na média, com uma inflação na meta. Além disso, assumir por simplicidade que  $\bar{x} = 0$  e  $\bar{\pi} = 0$  não prejudica o objetivo deste trabalho, de modo que a equação (6.20) pode ser transformada em (6.21).

$$\hat{i}_t = \bar{i}_t + \Phi_\pi \pi_t + \Phi_x x_t \quad (6.21)$$

Vale ressaltar que pode se inserir a equação (6.17) em (6.18), substituindo o termo  $\hat{r}_t^n$ . Esta transformação mostra que o hiato do produto é influenciado por um termo de perturbação

exógeno, o qual pode ser definido como  $u_t^d = (g_t - \hat{Y}_t^n) - E_t(g_{t+1} - \hat{Y}_{t+1}^n)$ . O resultado é apresentado na equação (6.22).

$$x_t = E_t x_{t+1} - \sigma(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t^d \quad (6.22)$$

Nunes (2009) ressalta que Woodford (2003) demonstra que o equilíbrio do sistema de equações dado por (6.19), (6.21) e (6.22) só é determinado se os coeficientes  $\Phi_\pi$  e  $\Phi_x$  satisfizerem a desigualdade  $\Phi_\pi + \Phi_x(1 - \beta)/\kappa \geq 1$ . Esta representação atende o chamado princípio de Taylor, o qual estabelece que ao menos no longo prazo a taxa de juros nominal deve se elevar mais do que proporcionalmente ao aumento da inflação.

A especificação (6.13) que representa a função de reação da autoridade fiscal (ou regra de política fiscal) no modelo, de modo a satisfazer a restrição orçamentária intertemporal do governo, também deve ser log-linearizada ao redor de seu *steady state*, processo que resulta na equação (6.23).

$$\hat{\tau}_t = \theta_b \hat{b}_{t-1} + \theta_g \hat{G}_t + \theta_\pi \pi_t + \theta_y x_t + \theta_i \hat{i}_t + u_t^\tau \quad (6.23)$$

Onde  $\hat{\tau}_t = (\tau_t - \bar{\tau})/\bar{Y}$ ,  $\hat{b}_t = (b_t - \bar{b})/\bar{Y}$  e  $\hat{G}_t = (G_t - \bar{G})/\bar{Y}$  representam, respectivamente, os desvios de  $\tau_t$ ,  $b_t$  e  $G_t$  em relação aos seus valores de *steady state* ( $\bar{\tau}$ ,  $\bar{b}$  e  $\bar{G}$ ), medidos como um percentual do produto (i.e. demanda agregada) de *steady state*,  $\bar{Y}$ .

Por fim, Nunes e Portugal (2010) avaliam que, como o objetivo proposto se interessa na determinação de um equilíbrio local, é suficiente considerar uma dinâmica para a dívida pública que seja aproximadamente consistente com um equilíbrio de *steady state*. Para tanto, pode-se inserir o valor real da dívida pública em sua maturidade,  $b_t = (1 + i_t)D_t/P_t$ , na equação (6.12), e então dividir o resultado por  $Y_t$ , obtendo (6.24). Este procedimento permite que (6.12) seja inserida no novo sistema de equações do modelo sem ser necessária a utilização da log-linearização. O termo  $g_t$  indica o crescimento nominal do produto e  $u_t^b$  representa choques aleatórios exógenos que exercem impacto sobre a dívida pública.

$$b_t - b_{t-1} = (\hat{i}_t - \pi_t - g_t)b_{t-1} + (\hat{G}_t - \tau_t) + u_t^b \quad (6.24)$$

Diante do exposto, Nunes e Portugal (2010) consolidam os resultados do arcabouço teórico desenvolvido até aqui, o qual é baseado em Woodford (2003), ressaltando que o equilíbrio do modelo é descrito por um sistema de dez equações. Cinco delas são endógenas e dadas por (6.19), (6.21), (6.22), (6.23) e (6.24), e incluem ao todo cinco variáveis endógenas ( $\pi_t$ ,  $x_t$ ,  $\hat{i}_t$ ,  $\tau_t$  e  $b_t$ ) e cinco exógenas ( $u_t^s$ ,  $u_t^d$ ,  $u_t^\tau$ ,  $u_t^b$  e  $\bar{i}_t$ ). As outras cinco equações do sistema são exógenas, e se referem aos processos geradores das cinco variáveis exógenas do sistema. Os termos  $u_t^s$ ,  $u_t^d$ ,  $u_t^\tau$  e  $u_t^b$  representam choques aleatório exógenos que seguem processos AR(1), enquanto  $\bar{i}_t$  também é inserida no sistema como uma variável exógena seguindo um processo AR(1). As equações de movimento (6.25) – (6.29) ilustram estes processos – os termos  $\varepsilon$  representam choques estocásticos.

$$\text{Curva de Phillips Novo Keynesiana: } \pi_t = \kappa x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t^s \quad (6.19)$$

$$\text{Regra de Política Monetária: } \hat{i}_t = \bar{i}_t + \Phi_\pi \pi_t + \Phi_x x_t \quad (6.21)$$

$$\text{Curva IS Dinâmica: } x_t = E_t x_{t+1} - \sigma(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t^d \quad (6.22)$$

$$\text{Regra de Política Fiscal: } \hat{\tau}_t = \theta_b \hat{b}_{t-1} + \theta_g \hat{G}_t + \theta_\pi \pi_t + \theta_y x_t + \theta_i \hat{i}_t + u_t^\tau \quad (6.23)$$

$$\text{Restrição Orçam. do Gov.: } b_t - b_{t-1} = (\hat{i}_t - \pi_t - g_t) b_{t-1} + (\hat{G}_t - \tau_t) + u_t^b \quad (6.24)$$

$$\text{Equação de Movimento dos Choques de Oferta: } u_t^s = \rho_s u_{t-1}^s + \varepsilon_s \quad (6.25)$$

$$\text{Equação de Movimento dos Choques de Demanda: } u_t^d = \rho_d u_{t-1}^d + \varepsilon_d \quad (6.26)$$

$$\text{Equação de Movimento dos Choques na Dívida Pública: } u_t^b = \rho_b u_{t-1}^b + \varepsilon_b \quad (6.27)$$

$$\text{Equação de Movimento dos Choques na Arrecadação: } u_t^\tau = \rho_\tau u_{t-1}^\tau + \varepsilon_\tau \quad (6.28)$$

$$\text{Equação de Movimento dos Choques na Taxa de Juros: } \bar{i}_t = \rho_i \bar{i}_{t-1} + \varepsilon_i \quad (6.29)$$

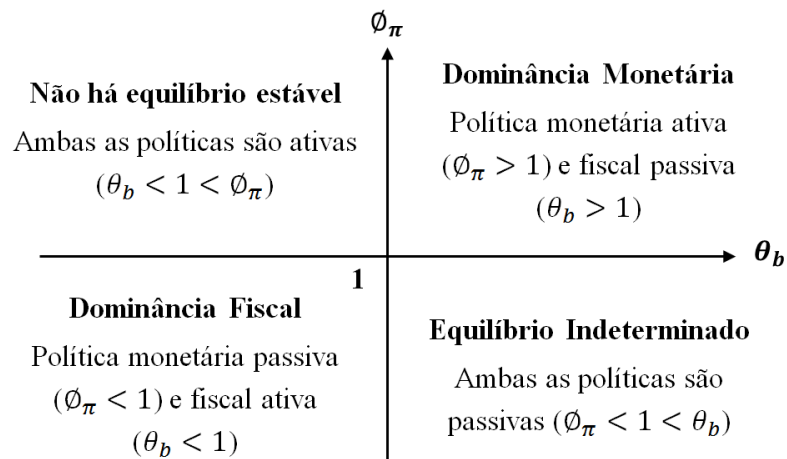
Diante do exposto, Nunes e Portugal (2010) ressaltam que as políticas monetária e fiscal são classificadas como ativas ou passivas de acordo com os parâmetros estimados para as funções de reação [equações (6.21) e (6.23)], quando atendidas as condições de equilíbrio do modelo. Conforme destacado pelos autores, esta análise é corroborada por Leeper (1991). Podem ser descritos quatro equilíbrios possíveis, cada qual relacionado com o regime de dominância (monetária ou fiscal) em vigor na economia.

No primeiro, a política monetária é ativa ( $\Phi_\pi > 1$ ) e a fiscal passiva ( $\theta_b > 1$ ), representando uma situação de dominância monetária. No segundo, a política monetária é passiva ( $\Phi_\pi < 1$ ) e a fiscal ativa ( $\theta_b < 1$ ), sugerindo uma circunstância de dominância fiscal.

O terceiro caso ocorre quando ambas as políticas fiscal e monetária se mostram passivas ( $\phi_\pi < 1 < \theta_b$ ), caracterizando um equilíbrio indeterminado. Por fim, o quarto caso descreve uma situação em que ambas as políticas são ativas ( $\theta_b < 1 < \phi_\pi$ ), não havendo um equilíbrio estável, dado que a autoridade fiscal não respeitará sua restrição orçamentária e a monetária tentará buscar o controle de preços. Neste último caso, a dívida pública terá uma trajetória explosiva e a taxa de juros se elevará continuamente. Claramente, o primeiro e o segundo casos representam os equilíbrios de interesse para avaliar o regime em vigor na economia brasileira. A conclusão de um regime de dominância fiscal, portanto, fica condicionada à estimação de valores menores que 1 para os parâmetros  $\phi_\pi$  e  $\theta_b$ .

O gráfico 4 resume os quatro equilíbrios possíveis para os parâmetros  $\phi_\pi$  e  $\theta_b$ , destacando aqueles em que pode se concluir que a economia se encontra em regimes de dominância fiscal ou monetária.

**Gráfico 4 – Regiões de Equilíbrio dos Parâmetros  $\phi_\pi$  e  $\theta_b$**



Fonte: Adaptado de Nunes e Portugal (2010).

Para a estimação, será utilizado o método bayesiano, que permite estimar o modelo DSGE como um todo. Conforme Quintana e Nason (2012), o objetivo deste método é a construção de distribuições *a posteriori* dos parâmetros do DSGE condicionadas aos dados amostrais disponíveis  $\psi_T, P(\theta|\psi_T)$ . Para tanto, é explorado o fato de que podem ser inseridas distribuições *a priori* para os parâmetros,  $P(\theta)$ , que quando multiplicadas pela função de verossimilhança do modelo,  $L(\psi_T|\theta)$ , apresentam uma relação de proporcionalidade com a distribuição *a posteriori*. Estas relações são resumidas pela equação (6.30).

$$P(\boldsymbol{\theta}|\Psi_T) \propto L(\Psi_T|\boldsymbol{\theta})P(\boldsymbol{\theta}) \quad (6.30)$$

Onde  $\boldsymbol{\theta} = \{\kappa, \beta, \phi_\pi, \phi_x, \sigma, \theta_b, \theta_g, \theta_\pi, \theta_y, \theta_i, \rho_s, \rho_d, \rho_b, \rho_\tau, \rho_i\}$  é o vetor de parâmetros estruturais que serão estimados a partir da amostra de dados disponível, denotada por  $\Psi_T$ . Conforme destacado por Nunes e Portugal (2010), a relação (6.30) permite reconstruir todos os momentos de interesse da distribuição *a posteriori*, a qual é obtida utilizando o algoritmo de Metropolis-Hasting.

Foram realizadas 20.000 replicações do algoritmo ao longo de cinco cadeias paralelas para cada estimação, com 45% dos vetores de parâmetros gerados inicialmente sendo descartados antes de usar as simulações *a posteriori*. Por fim, foi definida uma taxa de aceitação de 40%, com o objetivo de não se rejeitar ou aceitar com muita frequência um determinado parâmetro estimado – vale ressaltar, conforme Griffoli (2013), que se esta taxa for muito elevada as iterações de Metropolis-Hasting não visitariam nunca as caudas da distribuição, enquanto se ela for muito baixa, as iterações ficariam presas em um subespaço do conjunto de parâmetros candidatos. Foi utilizado o software Dynare para Octave no processo de estimação, aplicando-se uma rotina de otimização baseada em simulações de Monte-Carlo para obter as distribuições *a posteriori* dos parâmetros.

Foi utilizada uma periodicidade mensal para as séries de dados utilizados para estimar os parâmetros de interesse do modelo, com a amostra englobando o período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2016. A estimação bayesiana do DSGE considerou as trajetórias do hiato do produto, da taxa de juros de curto prazo nominal, da inflação, da dívida pública e da arrecadação do governo. Além, todas as variáveis foram inseridas no modelo em 1ª diferença, de modo a garantir que as séries fossem geradas por processos estacionários.

Para mensurar  $x_t$  foi utilizado o hiato entre o crescimento do PIB acumulado em 12 meses, medido pelo índice mensal de PIB calculado e divulgado pelo IBRE/FGV (que mostra uma adequação muito próxima ao PIB oficial do IBGE), e a taxa de crescimento do produto potencial (medida da mesma forma que a utilizada na seção 4 deste trabalho). A taxa de juros nominal de curto prazo nominal foi medida utilizando a meta para a taxa Selic (Fonte: SGS/BCB), a inflação acumulada em 12 meses foi medida pelo IPCA (Fonte: SIDRA/IBGE), a dívida pública foi medida pela dívida bruta em % do PIB e (calculada de forma análoga à utilizada na seção 3 deste trabalho) e a tributação foi medida utilizando os dados de arrecadação do governo central em % do PIB, divulgados pelo Tesouro Nacional.

Estabelecidas as variáveis que serão utilizadas na estimação, devem-se definir as distribuições *a priori* dos parâmetros que serão estimados. Para tanto, seguiu-se a estrutura desenvolvida por Nunes e Portugal (2010).

Conforme os autores, os parâmetros das funções de reação das autoridades monetária (6.21) e fiscal (6.23) possuem uma restrição de não negatividade imposta pelas condições de equilíbrio propostas em Woodford (2003). Deste modo, se estabeleceu uma distribuição *a priori* uniforme para  $\phi_\pi, \phi_x, \theta_b, \theta_g, \theta_i, \theta_\pi$  e  $\theta_y$  restrita ao domínio [0;5]. Por outro lado, para os parâmetros  $\sigma$  da curva IS dinâmica (6.22) e  $\kappa$  da curva de Phillips Novo-Keynesiana (6.19) se definiu uma distribuição *a priori* uniforme com domínio [0;2], baseando-se nos resultados de Walsh (2003), McCallum e Nelson (1999) e Carneiro e Duarte (2001). O parâmetro  $\beta$  de (6.19), conforme a equação (6.0), está por definição inserido no domínio [0;1), também numa distribuição *a priori* uniforme.

Considerando agora as equações (6.25) a (6.29), para os parâmetros autogressivos dos termos de choques aleatórios exógenos e de  $\bar{v}_t$ , dados por  $\rho_d, \rho_s, \rho_b, \rho_\tau$  e  $\rho_i$ , foi estabelecida uma distribuição *a priori* uniforme com domínio [0;1) de modo a garantir a estacionariedade destes processos. Por fim, para os choques estocásticos componentes destas mesmas equações (dados pelos termos  $\varepsilon$ ) foi atribuída uma distribuição *a priori* gama inversa com média igual a 0,2 e desvio padrão infinito.

**Tabela 2 – Distribuições *a priori* dos parâmetros estimados**

Parâmetro	Distribuição	Média	Domínio	Desvio Padrão
$\sigma$	Uniforme	1,00	[0;2]	0,7599
$\kappa$	Uniforme	1,00	[0;2]	0,7599
$\beta$	Uniforme	0,50	[0;1)	0,2886
$\phi_\pi$	Uniforme	2,50	[0;5]	1,2014
$\phi_x$	Uniforme	2,50	[0;5]	1,2014
$\theta_b$	Uniforme	2,50	[0;5]	1,2014
$\theta_g$	Uniforme	2,50	[0;5]	1,2014
$\theta_i$	Uniforme	2,50	[0;5]	1,2014
$\theta_\pi$	Uniforme	2,50	[0;5]	1,2014
$\theta_y$	Uniforme	2,50	[0;5]	1,2014
$\rho_d$	Uniforme	0,50	[0;1)	0,2886
$\rho_s$	Uniforme	0,50	[0;1)	0,2886
$\rho_b$	Uniforme	0,50	[0;1)	0,2886
$\rho_\tau$	Uniforme	0,50	[0;1)	0,2886
$\rho_i$	Uniforme	0,50	[0;1)	0,2886
$\varepsilon_d$	Gama Inversa	0,02	$\mathbb{R}^+$	Infinito
$\varepsilon_s$	Gama Inversa	0,02	$\mathbb{R}^+$	Infinito



<b>Parâmetro</b>	<b>Distribuição</b>	<b>Média</b>	<b>Domínio</b>	<b>Desvio Padrão</b>
$\varepsilon_b$	Gama Inversa	0,02	$\mathbb{R}^+$	Infinito
$\varepsilon_\tau$	Gama Inversa	0,02	$\mathbb{R}^+$	Infinito
$\varepsilon_i$	Gama Inversa	0,02	$\mathbb{R}^+$	Infinito

Fonte: Elaboração própria (2017) baseada em Nunes e Portugal (2010).

Feitas todas estas considerações, pode-se estimar o modelo DSGE para diferentes janelas amostrais, de modo a obter as distribuições *a posteriori* dos parâmetros e avaliar se há evidências de que a economia se encontra num regime de dominância fiscal.

## 4 RESULTADOS

Finalizada a descrição teórica e o método de estimação utilizado para os modelos abordados neste trabalho, resta resumir os principais resultados obtidos. Neste sentido, esta seção se divide em quatro segmentos, cada qual expondo os resultados de cada modelo.

### 4.1 MODELO DE TANNER E RAMOS

Inicialmente, vale lembrar que um regime de dominância fiscal fica caracterizado em três situações: (1) se a relação causal entre o déficit primário corrente e a dívida pública futura ( $f_t \rightarrow D_{t+i}$ ) não for significativa; (2) se a relação causal entre a dívida pública corrente e o fluxo de déficits primários futuros ( $D_t \rightarrow f_{t+i}$ ) não for significativa; e (3) se a relação causal entre a dívida pública corrente e o fluxo de déficits primários futuros ( $D_t \rightarrow f_{t+i}$ ) for significativa e positiva.

Neste sentido, conforme destacado na seção 3.1, foram estimados testes de causalidade de Granger entre estas duas variáveis utilizando uma janela móvel de cinco anos para o período de 2007 a 2016. Além disso, foi estimada a resposta acumulada a um impulso de um desvio padrão de uma variável contra a outra para avaliar se o sinal do impacto é positivo ou negativo. Os resultados obtidos são apresentados pela Tabela 3.

**Tabela 3 – Resultados do Modelo de Tanner e Ramos**

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
<b>Função de Impulso Resposta (resposta acumulada)</b>										
Resposta de $\Delta D_t$ a $\Delta f_t$	0,81	0,44	0,58	0,04	0,10	0,39	0,27	0,26	0,59	-0,06
Resposta de $\Delta f_t$ a $\Delta D_t$	0,05	0,04	<b>0,05**</b>	-0,01	0,08	0,09	0,17	0,40	-0,28	0,22
<b>Teste de Causalidade de Granger (p-valores)</b>										
$\Delta f_t$ não Granger causa $\Delta D_t$	<b>0,22*</b>	<b>0,28*</b>	<b>0,22*</b>	<b>0,11*</b>	0,03	0,02	0,02	0,02	<b>0,77*</b>	<b>0,71*</b>
$\Delta D_t$ não Granger causa $\Delta f_t$	<b>0,9*</b>	<b>0,56*</b>	0,07	<b>0,19*</b>	<b>0,32*</b>	<b>0,48*</b>	<b>0,32*</b>	<b>0,2*</b>	<b>0,24*</b>	<b>0,17*</b>

Fonte: Elaboração própria (2017).

**Notas:** \* relação causal não significativa (90% de confiança) entre as variáveis (dominância fiscal).

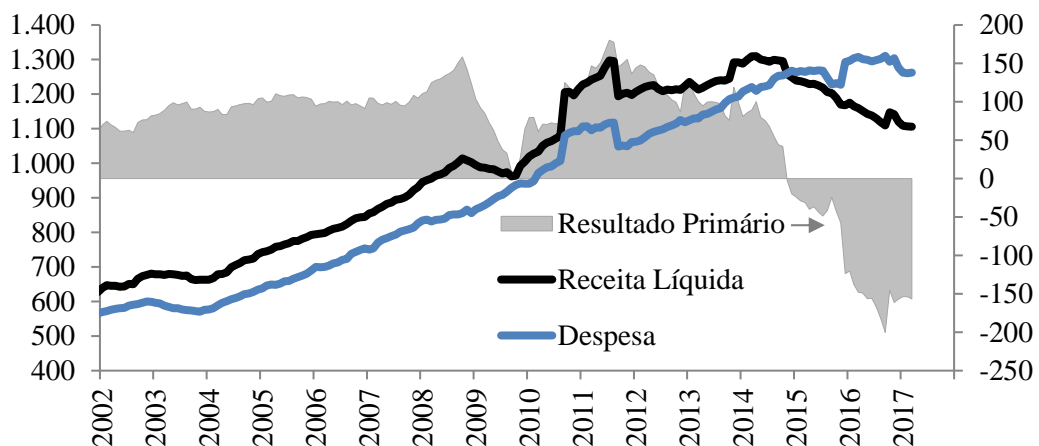
\*\* relação causal significativa (90% de confiança) e positiva em  $D_t \rightarrow f_{t+i}$  (dominância fiscal).

Vemos que as estimações obtidas a partir da estrutura teórica desenvolvida por Tanner e Ramos (2002) apontam que o regime de dominância fiscal se mostrou bastante frequente na economia brasileira ao longo dos últimos anos.

Se analisarmos a significância da relação de causalidade de  $\Delta f_t$  para  $\Delta D_t$ , a um nível de confiança de 90%, vemos que a hipótese nula de que  $\Delta f_t$  não Granger causa  $\Delta D_t$  não é rejeitada nos intervalos de cinco anos fechados em 2007, 2008, 2009, 2010, 2015 e 2016. Já no caso da relação causal de  $\Delta D_t$  para  $\Delta f_t$ , o que se observa é uma ausência de significância para todas as janelas amostrais com exceção daquela fechada em 2009. Contudo, para esta última se observa uma relação significativa e positiva, algo caracterizado pelos autores como indicador de dominância fiscal.

Diante do exposto, fica claro que a dinâmica do déficit primário não foi condicionada à trajetória da dívida pública bruta ao longo dos últimos anos, ou seja, a política fiscal não atuou de modo a acomodar oscilações nesta última variável. Este resultado não é surpreendente. A economia brasileira foi caracterizada no período em análise por um desequilíbrio de característica estrutural entre a trajetória do gasto pública e da arrecadação. Este desequilíbrio se fundamenta na rigidez que mostra o orçamento de despesas, que levou a um crescimento persistente deste indicador, a despeito dos movimentos nas receitas, deteriorando a geração de superávits primários a despeito da dinâmica da dívida – uma análise mais aprofundada deste processo é exposta em Almeida, Lisboa e Pessoa (2015) e também, de uma forma bastante intuitiva, em Giambiagi e Schwartzman (2014).

**Gráfico 5 – Receita Líquida, Despesa e Resultado Primário do Governo Central (R\$ bilhões em 12 meses)**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Tesouro Nacional (2017).

O gráfico 5 mostra como as despesas públicas se elevam de forma consistente desde 2004 (os dados estão ajustados pela inflação), passando a superar as receitas líquidas de transferências a partir do fim de 2014, e levando a uma elevação substancial do déficit

primário do governo central. Vale ressaltar que durante a maior parte da amostra o crescimento das despesas é coberto pelas receitas líquidas de transferências. Conforme Barbosa (2015), esta dinâmica ocorreu, pois as receitas líquidas se viram impulsionadas pelo crescimento econômico baseado na ampliação do consumo e da massa salarial, segmentos que levam a um aumento mais que proporcional ao crescimento do PIB para a arrecadação pública. Contudo, sendo insustentável o crescimento contínuo dos salários acima da produtividade, este processo se interrompeu, com as receitas passando a ter um ajuste para baixo. As despesas, por sua vez, se mostraram rígidas, levando, como já falado, à deterioração da geração de superávits primários do governo.

Diante do exposto, fica claro que a dinâmica da geração de superávits primários não foi condicionada ao comportamento da dívida pública, sendo determinada mais pelo impulso às receitas pelas características do crescimento brasileiro e pela rigidez da expansão das despesas, do que por uma política fiscal reativa à trajetória da dívida pública que atuasse para acomodar momentos de elevação nesta variável. Esta concepção se alinha com os resultados apresentados na tabela 3.

Vale avaliar agora a relação de causalidade entre o déficit primário corrente e a dívida pública futura ( $f_t \rightarrow D_{t+i}$ ), a qual não se mostra significativa a um nível de 90% de confiança nos intervalos de cinco anos fechados em 2007, 2008, 2009, 2010, 2015 e 2016. Cabe aqui uma análise dos determinantes da evolução da dívida, que ainda que influenciada pelo comportamento do resultado fiscal do governo em parte da amostra, apresenta momentos em que outros fatores aparentam predominar.

Neste sentido, Kawall (2016) analisa a dinâmica da dívida bruta sob a ótica do impacto exercido por dois fatores. O primeiro são os aportes feitos por parte do Tesouro Nacional a bancos públicos, com destaque para o BNDES, de modo a subsidiar as taxas de juros cobradas nas operações de créditos dessas instituições. A diferença entre a taxa de captação do Tesouro via emissão de títulos públicos e as taxas subsidiadas levavam a um custo financeiro ao governo com impactos sobre a dívida bruta.

O segundo fator é dado pela acumulação de reservas internacionais. No caso destas últimas, o que ocorre é que para cada unidade monetária de reserva internacional adquirida era necessário que o Banco Central adquirisse uma unidade monetária de título público em seu ativo de modo a lastrear as operações compromissadas utilizadas para esterilizar a expansão monetária ocasionada pelo aumento das reservas. O estoque destas operações, por sua vez, é considerado dentro da dívida pública bruta, exercendo pressão para cima sobre ela.

Esta avaliação indica que parte da dinâmica da dívida pública bruta de fato não pode ser explicada apenas pela geração de superávits primários, sendo esperado que em determinados momentos não seja observada uma relação de causalidade entre o comportamento corrente de  $f_t$  e a trajetória futura de  $D_t$ . De fato, este foi o resultado obtido quando analisada a tabela 3.

Diante do exposto, sob a concepção de Tanner e Ramos (2002) a economia brasileira se encontrou em um regime de dominância fiscal durante a maior parte do período entre 2002 e 2016. Contudo, o arcabouço teórico dos autores para esta conclusão não é isento de críticas. Vale ressaltar inicialmente que o modelo não considera nenhuma variável monetária em sua análise, se limitando à relação entre a dívida e o déficit primário, e deixando de fora a dinâmica da taxa de juros e da inflação. Neste sentido, um regime de dominância fiscal no sentido de Sargent e Wallace (1981), ou mesmo da teoria fiscal do nível de preços, não fica completamente caracterizado. Zoli (2005) faz uma crítica neste sentido, apontando a ausência do comportamento da autoridade monetária, ou da relação entre as políticas monetária e fiscal, na estrutura subjacente do modelo.

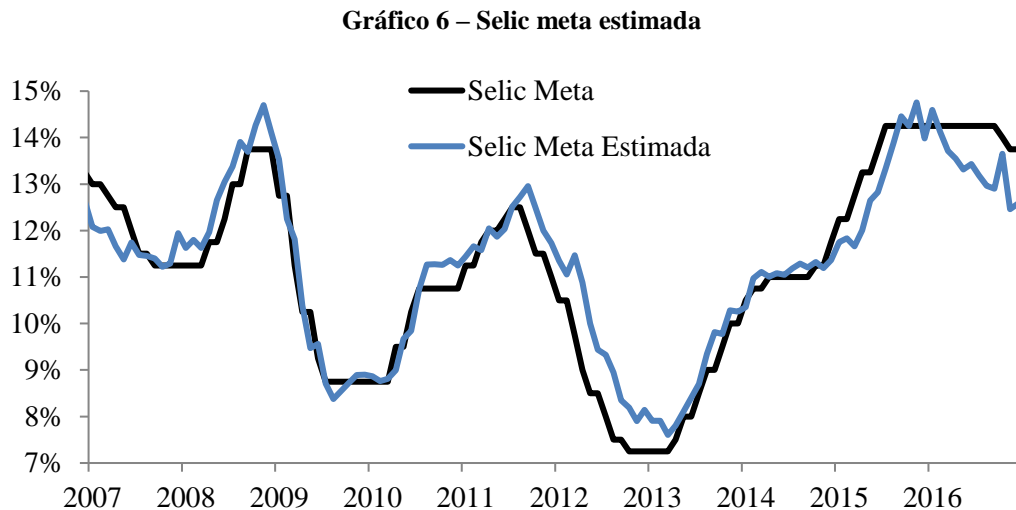
Assim, ainda que os resultados obtidos indiquem que a dinâmica da dívida pública e da geração de superávits primários possuem fatores determinantes independentes entre si, algo que contribui para uma deterioração das contas públicas na ausência de mudanças na política fiscal, a conclusão de que isso implica em um regime de dominância fiscal é bastante contestável.

## 4.2 MODELO DE ZOLI

O modelo desenvolvido por Zoli (2005) busca considerar a reação da autoridade monetária à política fiscal como um fator caracterizante do regime em que se encontra a economia. Conforme descrito na seção 3.2, a dominância fiscal fica caracterizada se o parâmetro estimado para  $\alpha_f$  na equação (4.3), reescrita abaixo por conveniência, se mostrar significativo e negativo. Este resultado apontaria que um aumento do déficit primário se relaciona com diminuição da taxa Selic meta, isto é, com expansionismo monetário, algo que seria consistente com a concepção de dominância fiscal de Sargent e Wallace (1981).

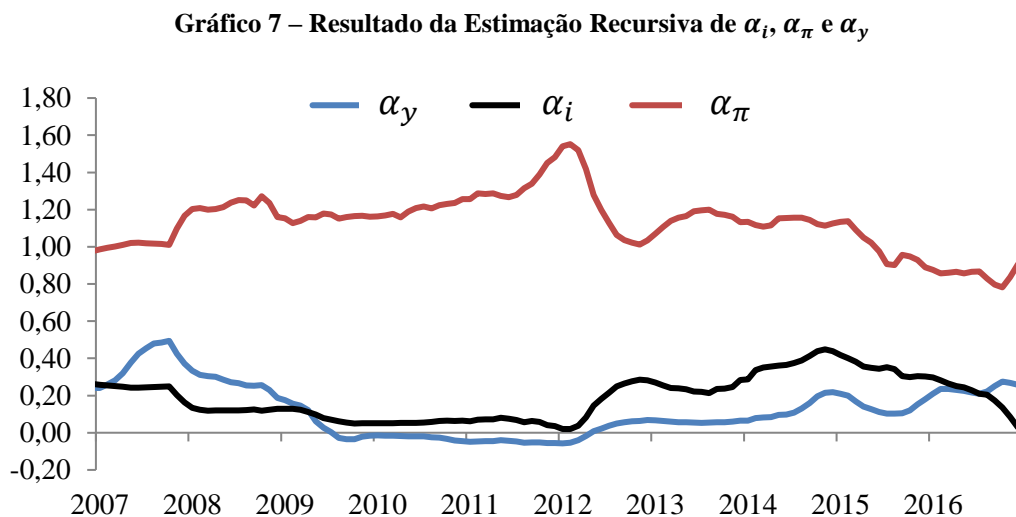
$$i_t = \alpha_f \Delta f_t + \alpha_i i_t^* + (1 - \alpha_i) i_{t-1} + \alpha_\pi (E_t \pi_{t+12} - \pi_t^*) + (1 - \alpha_\pi) (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_y h_t \quad (4.3)$$

O resultado da estimação recursiva da equação (4.3) utilizando uma janela amostral móvel de 5 anos, em termos de Selic meta estimada, é apresentado no gráfico 6. Pode-se notar que o modelo mostra uma boa adequação aos dados observados, seguindo a trajetória da Selic meta observada ao longo da maior parte da amostra. De fato, a diferença média em módulo do valor estimado e observado ficou ao redor de 0,50 p.p.



Fonte: Elaboração própria (2017).

O próximo passo é avaliar a trajetória ao longo do tempo dos parâmetros estimados recursivamente, a qual é apresentada no gráfico 7 para o caso de  $\alpha_i$ ,  $\alpha_\pi$  e  $\alpha_y$ .



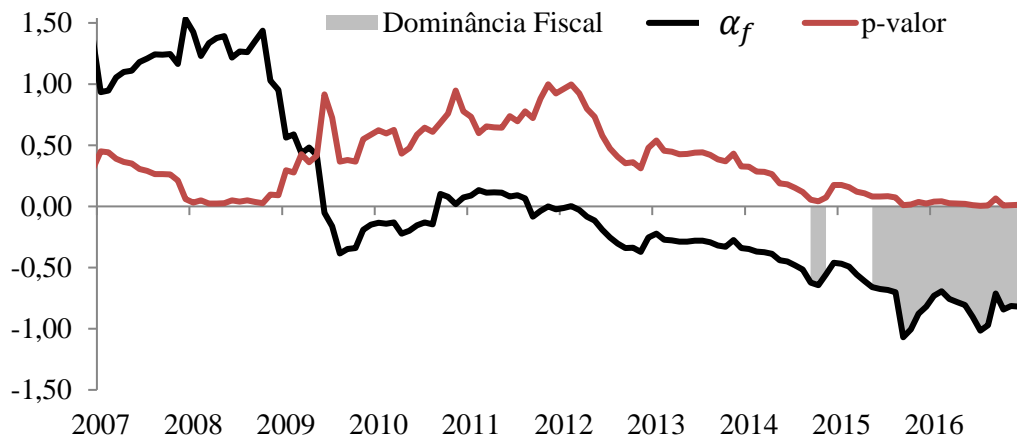
Fonte: Elaboração própria (2017).

Pode-se observar que a relevância do componente  $E_t \pi_{t+12} - \pi_t^*$  é bastante substancial na determinação da trajetória da Selic meta, com a estimativa de  $\alpha_\pi$  apresentando valores próximos de 1 ao longo da maior parte da amostra. Este resultado indica uma postura *forward looking* por parte do Banco Central ao longo da maior parte do tempo, atribuindo um peso maior à expectativa futura para a inflação do que ao componente *backward looking*  $\pi_t - \pi_t^*$  quando toma suas decisões de política monetária.

A estimativa de  $\alpha_y$ , por sua vez, se mostrou positiva ou próxima de zero ao longo da maior parte do tempo, apontando que o hiato do produto exerce impacto sobre a trajetória da taxa de juros, mesmo que numa magnitude inferior à inflação esperada. Além disso, o ponto máximo da estimativa deste parâmetro ocorre na janela de cinco anos fechada ao fim de 2016, indicando que a atividade econômica ganhou progressivamente mais peso nas decisões do Banco Central entre 2013 e 2016.

Por fim, a estimativa recursiva de  $\alpha_i$  aponta que o componente  $i_t^* \cong r_t^* + \pi_t^*$  influencia a dinâmica da meta para a taxa Selic, com o valor estimado se elevando até um ponto máximo em novembro de 2014, com essa tendência se revertendo a partir de 2015. Não obstante, dado que a estimativa de  $\alpha_i$  oscila ao redor de 0,20 ao longo da maior parte da amostra, fica claro que o componente inercial  $i_{t-1}$  é um fator mais relevante na determinação da trajetória da taxa de juros de curto prazo.

Não obstante a estes resultados, o parâmetro de interesse para avaliar se a economia se encontra em um regime de dominância fiscal é  $\alpha_f$ . Assim sendo, o gráfico 8 apresenta a trajetória da estimativa recursiva de  $\alpha_f$  e também do p-valor do parâmetro, de modo que seja possível avaliar sua significância na determinação da Selic meta. A dominância fiscal fica caracterizada em momentos que for estimado um valor negativo para  $\alpha_f$  e que o p-valor apontar que o parâmetro é significativo (neste caso foi usado um nível de significância de 10% para esta conclusão).

Gráfico 8 – Resultado da Estimação Recursiva de  $\alpha_f$ 

Fonte: Elaboração própria (2017).

O resultado mostra que  $\alpha_f$  apresenta um valor positivo e significativo no resultado para a janela de cinco anos fechada ao longo do ano de 2008. Este contexto sinaliza que no período de 2004 a 2008 a política monetária levou em consideração o resultado primário do governo, com elevações no déficit primário se relacionando com aumentos da meta para a taxa Selic. Estas trajetórias opostas das políticas monetária e fiscal são condizentes com o momento por que passou a economia, caracterizado por uma recuperação dos resultados primários e uma diminuição da taxa de juros em relação aos níveis observados destas variáveis entre o fim dos anos 90 e início dos anos 2000.

A partir de 2009, contudo,  $\alpha_f$  passa a mostrar valores próximos de zero e não significativos, comportamento que se mantém até meados de 2014. Nesse caso, o indicativo de que os déficits primários não exercem influência significativa sobre a Selic meta aponta para um regime de dominância monetária.

Por fim, na janela de cinco anos fechada de maio de 2015 a dezembro de 2016 é obtida uma estimativa de  $\alpha_f$  negativa e significativa, resultado consistente com um regime de dominância fiscal pela abordagem de Zoli (2005) e destacado pela área em cinza no gráfico 8. Assim sendo, o modelo aponta que ao longo do período de junho de 2011 até o final de 2016, momentos de elevação do déficit primário se relacionaram com expansionismo monetário, algo que, como citado pela autora, é consistente com a dominância fiscal no sentido de Sargent e Wallace (1981). Vale ressaltar que este resultado também é obtido para a janela de cinco anos fechada de setembro a novembro de 2014 – um período bastante curto, todavia.



O resultado obtido por este modelo se diferencia daquele da seção 4.1 de forma substancial. Quando se leva em conta o comportamento da autoridade monetária a sinalização de um regime de dominância fiscal passa a ocorrer em um intervalo bem mais restrito. Enquanto o modelo anterior identificava este regime em praticamente toda a amostra, este faz esta identificação apenas para o período posterior a 2011. Considerando que a inclusão de componentes monetários na análise amplia a robustez dos resultados, faz sentido pensar que o modelo de Zoli (2005) dá uma sinalização mais verdadeira do comportamento da economia do que os resultados baseados em Tanner e Ramos (2002).

Além disso, vale ressaltar que o período para o qual o modelo aponta um regime de dominância fiscal foi caracterizado por mudanças substanciais na dinâmica da economia, quando comparada com aquela observada entre 2002 e 2010. Conforme destacado na seção 1, desde 2011 houve uma deterioração severa de vários fundamentos da economia, fazendo sentido que seja este o período que o resultado aponta indícios de um regime de dominância fiscal, e não o intervalo precedente quando de fato a economia mostrava um desempenho melhor em termos de seus fundamentos.

Não obstante, o modelo de Zoli (2005) não é isento de críticas. A avaliação se limita a analisar a relevância de variáveis fiscais na função de reação do Banco Central, não sendo enfatizada a relação existente entre a dinâmica da taxa de juros ou de variáveis fiscais e o comportamento da inflação.

Ainda que a autora identifique a relação de proporcionalidade entre o déficit primário e o expansionismo monetário como indicio de dominância fiscal, a concepção original de Sargent e Wallace (1981) coloca a geração de receita adicional para o governo via senhoriagem (e logo, inflação) como característica intrínseca a um regime de dominância fiscal. Além disso, a dinâmica inflacionária também é fundamental na teoria fiscal do nível de preços introduzida por Woodford (1995), para a qual o nível de preços de equilíbrio se ajusta para satisfazer a restrição intertemporal do governo, ou seja, novamente havendo consequências inflacionárias por conta da dominância fiscal. Blanchard (2004), por fim, utilizando o canal da taxa de câmbio, também enfatiza os efeitos que a deterioração fiscal exerce sobre a relação entre taxa de juros e a inflação.

Diante do exposto, o chamado “efeito perverso” que a política monetária tem sobre a inflação não é levado em consideração no modelo de Zoli (2005). Fica ausente da estrutura teórica uma avaliação se, por exemplo, apertos monetários podem levar a uma aceleração (e não o contrário) dos aumentos de preços. A limitação de analisar apenas se a política

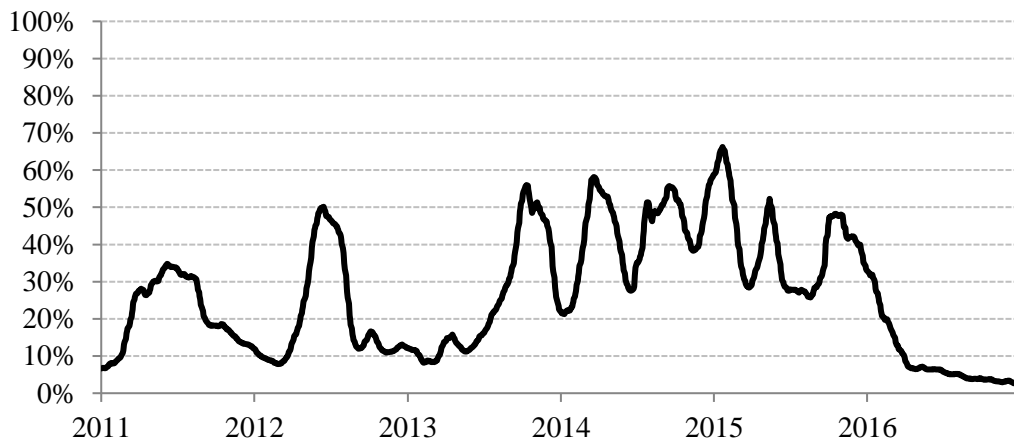
monetária responde à deterioração fiscal com diminuição dos juros, não abrangendo a reação da inflação a este contexto, faz com que a conclusão de que prevalece um regime de dominância fiscal tenha que ser feita com cautela.

Neste contexto, os resultados dos modelos das próximas duas seções incorporam um grau de sofisticação maior na análise, fazendo considerações sobre o regime em que se encontra a economia levando em conta uma dinâmica mais ampla de processos e variáveis.

#### 4.3 MODELO DE BLANCHARD

O modelo descrito na seção 3.3, baseado no arcabouço teórico de Blanchard (2004), buscou incorporar uma descrição mais ampla da dinâmica da economia para avaliar o regime em vigor na economia. O primeiro passo envolve a estimação da probabilidade de calote  $p_t$ , fundamental para avaliar a relação indireta entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. O resultado é dado pela estimativa recursiva diária do parâmetro  $\alpha_1$  da equação (5.16) utilizando uma janela móvel de 252 dias úteis. A probabilidade de calote pode ser obtida, então, através da relação  $\exp(\hat{\alpha}_1) \approx \hat{p}_t$ . O resultado é apresentado no gráfico 9.

**Gráfico 9 – Probabilidade de Calote Estimada  $\hat{p}_t$**



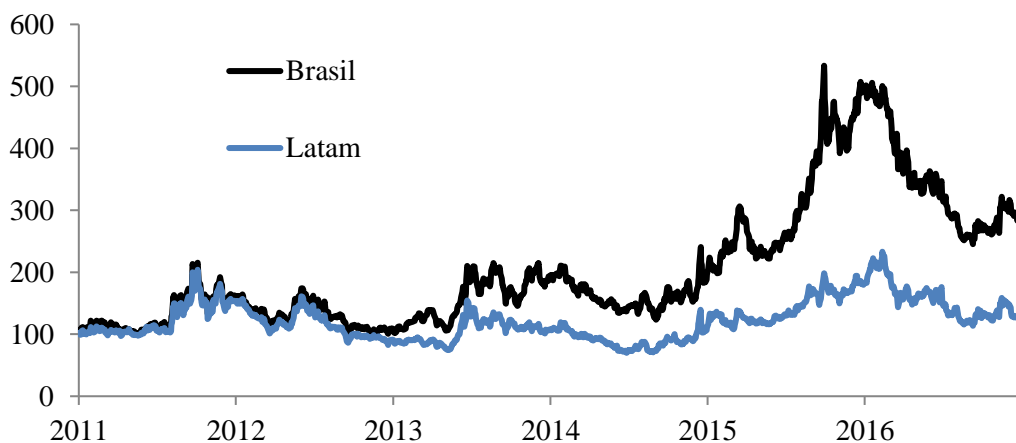
Fonte: Elaboração própria (2017).

Entre 2011 e 2016 a probabilidade de calote oscilou ao redor de um patamar médio de 26%, com um desvio padrão próximo de 17 p.p e uma amplitude de 3% a 66%. A trajetória exposta no gráfico 9 mostra que, nos anos de 2011 e 2012,  $\hat{p}_t$  mostrou ciclos de elevação com ponto máximo na janela de 252 dias úteis fechada no fim do primeiro semestre de cada ano.

Em ambos os casos, este comportamento se relaciona com momentos de estresse no cenário internacional ocasionados por turbulências econômicas na Europa. Não obstante, ambos os ciclos mostram uma reversão rápida.

A partir de abril de 2013, contudo, há uma nova elevação no valor de  $\hat{p}_t$ , a qual pode ser relacionada com a sinalização por parte do banco central norte-americano, o Federal Reserve, de que uma diminuição do expansionismo monetário encabeçado pela instituição nos anos anteriores poderia ocorrer à frente. Este evento levou a uma deterioração dos ativos financeiros ao redor do mundo, principalmente de países emergentes. Porém, no caso do Brasil este período também foi caracterizado por uma intensificação do processo de deterioração dos fundamentos econômicos do país (principalmente no âmbito fiscal e no que diz respeito à dinâmica da inflação). Assim, houve uma conjunção de fatores que impulsionaram a deterioração dos ativos financeiros brasileiros a um ritmo superior daquela observada em pares emergentes. Este processo é ilustrado no gráfico 10, que apresenta a evolução do spread do CDS de 5 anos do Brasil contra a média do spread deste derivativo de pares latino americanos, chamado aqui de Latam (Chile, Colômbia, México e Peru).

**Gráfico 10 – Spread do CDS de 5 anos do Brasil e de pares latino-americanos (em pontos-base)**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Bloomberg (2017).

O credit default swap (CDS) soberano de um país é um derivativo financeiro que, em resumo, representa um seguro contra um calote do emissor da dívida soberana subjacente ao contrato. O custo deste seguro é determinado com base em um spread em relação à remuneração título público subjacente. Deste modo, este spread mostra oscilações conforme o custo do seguro se eleva ou diminui, isto é, conforme aumentam ou diminuem as chances do

emissor dar um calote. Assim, o CDS soberano é um indicador do risco de calote da dívida pública por parte do governo.

O gráfico 10 mostra que em meados de 2011 e 2012 há um movimento de elevação do CDS 5 anos do Brasil e Latam, mas ele ocorre sem uma diferenciação grande entre ambos, algo em linha com a ideia colocada acima de que foi um processo determinado majoritariamente por questões externas, impactando o Brasil e seus pares de forma similar. Já a partir de abril de 2013 o que se vê é um descolamento entre o CDS 5 anos Brasil e Latam, com as questões internas da economia brasileira levando a uma deterioração mais acentuada de seu risco-país do que a de seus pares. Vale ressaltar que este processo segue se intensificando até o início de 2016, quando o hiato entre os dois começa a diminuir, dinâmica esta impulsionada pela melhor perspectiva para a política econômica do Brasil.

Voltando agora à trajetória de  $\hat{p}_t$  exposta no gráfico 9, pode-se observar que a elevação na probabilidade de calote ocorrida a partir de abril de 2013 não apenas se mostra mais acentuada que os picos de 2011 e 2012, mas também mais persistente, oscilando ao redor de patamares elevados até o final de 2015 – o valor médio entre abril/2013 e dezembro/2015 foi 38%. Como já falado e indicado pelo comportamento do CDS 5 anos, este foi um período de deterioração substancial dos fundamentos econômicos do Brasil, sendo esperado que o valor de  $\hat{p}_t$  oscile ao redor de patamares elevados. Não obstante, a partir do início de 2016 há uma redução significativa da probabilidade de calote, que passa a operar ao abaixo de 10%. Esse comportamento é condizente com a já citada mudança de perspectiva com a política econômica no Brasil, algo que levou a uma diminuição do spread do CDS de 5 anos, e também da probabilidade de calote do governo.

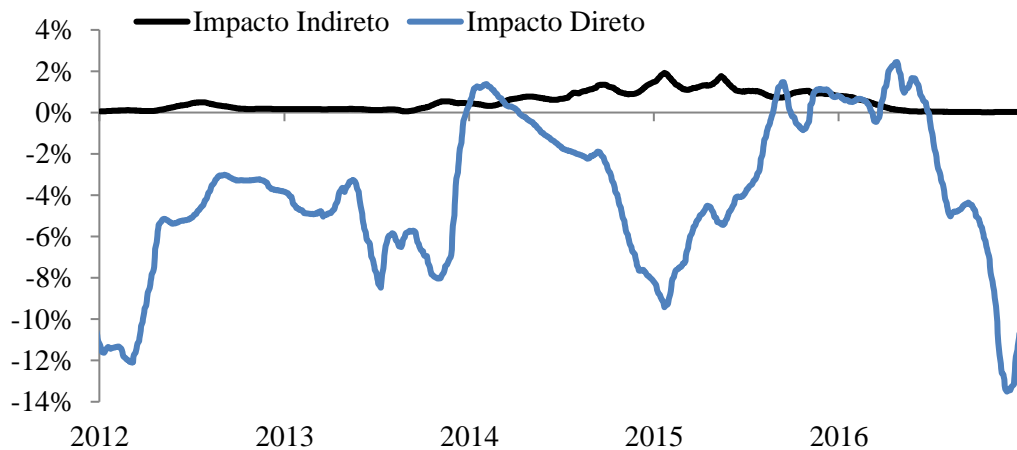
Tendo a evolução de  $p_t$  estimada, pode-se passar agora para a mensuração dos impactos diretos e indiretos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio. Vale lembrar aqui que o impacto direto de um choque de 1 p.p. na Selic meta é dado pela estimativa do parâmetro  $\beta_3$  da equação (5.17), enquanto o impacto indireto é obtido pela relação entre  $\hat{p}_t$  e  $\epsilon_t$  e pelas estimativas de  $\beta_4$  e  $\Psi_1$ , respectivamente das equações (5.17) e (5.18). As duas equações estão reescritas abaixo por conveniência.

$$\log(\epsilon_t) = \beta_1 + \beta_2 \log(\epsilon_{t-30}) + \beta_3 (r_t - r_t^*) + \beta_4 (\hat{p}_t \times Baa\ spread_t) + u_t^\epsilon \quad (5.17)$$

$$\hat{p}_t = \Psi_1 ED' + \Psi_2 \hat{p}_{t-30} + u_t^p \quad (5.18)$$

Tendo em mão as estimativas recursivas dos parâmetros citados acima utilizando uma janela móvel de 252 dias úteis foi estimada a trajetória do câmbio ao longo do tempo com os valores observados da taxa de juros, e também a trajetória do câmbio quando se aplicava um choque de 1 p.p. sobre a Selic meta, para cada momento do tempo. A diferença entre as duas séries foi decomposta na contribuição do componente  $r_t$ , parametrizada pelo  $\hat{\beta}_3$  estimado para a janela móvel fechada naquele instante, e na do componente  $\hat{p}_t$ , parametrizada pelas estimativas  $\hat{\beta}_4$  e  $\hat{\Psi}_1$ . Deste modo, pode-se avaliar respectivamente o impacto direto e indireto do choque quando este é realizada a cada momento do tempo, utilizando a janela amostral móvel de 252 dias úteis fechada naquele instante  $t$ . O gráfico 11 apresenta o resultado deste procedimento, contendo os impactados citados acima calculados em termos de variação percentual da taxa de câmbio. Vale ressaltar que um percentual positivo indica uma desvalorização cambial, enquanto um percentual negativo aponta uma valorização cambial.

**Gráfico 11 – Impacto (%) Direto e Indireto sobre a Taxa de Câmbio de um Choque de 1 p.p. na Selic meta**



Fonte: Elaboração própria (2017).

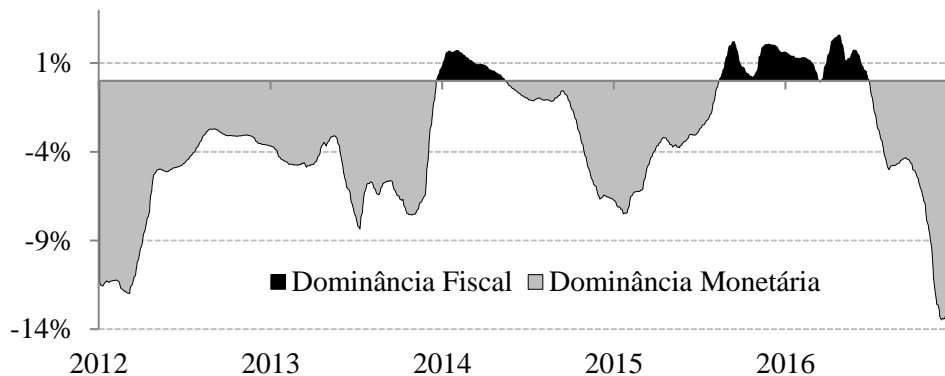
Pode-se observar que o impacto direto de uma elevação da taxa de juros sobre a taxa de câmbio tem como implicação uma valorização cambial ao longo da maior parte da amostra – o valor médio deste impacto foi -4,1% entre 2012 e 2016. Este comportamento é condizente com o que se espera utilizando o arcabouço teórico de Blanchard (2004), no qual a elevação da taxa de juros tende a impelir uma maior atratividade do Brasil para o investidor internacional, levando a um influxo de capitais e uma valorização cambial. Há, no entanto, dois momentos do tempo em que este sinal se reverte. A partir do fim de 2013 o impacto negativo se aproxima progressivamente de zero, passando para patamares positivos ao longo

do primeiro trimestre de 2014. Um processo similar ocorre a partir de meados de 2015, com o impacto migrando para patamares perto de zero até ficar positivo em agosto daquele ano e permanecendo com este sinal durante a maior parte do tempo até junho de 2016, quando volta a mostrar um sinal negativo.

O impacto indireto de uma elevação da taxa de juros sobre a taxa de câmbio, por sua vez, permanece em patamares positivos ao longo de toda a amostra, ainda que fique muito próximo de zero em determinados períodos. Deste modo, ele tem como implicação uma desvalorização cambial, com o valor médio deste impacto indireto se situando em +0,52%, considerando as janelas móveis de 252 dias úteis fechadas de 2012 a 2016. Assim como no caso anterior, o sinal do impacto se alinha com o esperado, considerado a concepção teórica de Blanchard (2004). Neste caso, a elevação da taxa de juros tem como implicação uma elevação da probabilidade de calote, o que leva a uma saída de capitais do Brasil por conta da percepção de maior risco dos investidores externos e, por consequência, uma desvalorização cambial. Em termos da trajetória do impacto indireto, pode-se ver que ele oscila ao redor de patamares próximos de zero até a janela fechada em agosto de 2013, momento a partir do qual ele passa a se elevar, alcançando um máximo de 1,9% em janeiro de 2015. Além disso, ele oscila entre 1% e 1,9% de meados de 2014 até a janela fechada em dezembro de 2015. Do início de 2016 em diante, há uma retração do impacto direto de volta a níveis perto de zero.

Diante do exposto, a avaliação se a economia se encontra em um regime de dominância monetária ou fiscal depende do impacto total de uma variação da taxa de juros sobre a taxa de câmbio, o qual é dado pelo somatório dos impactos direto e indireto. A partir deste procedimento, pode-se concluir se uma elevação da taxa de juros leva a uma valorização ou desvalorização cambial. Momentos em que este impacto líquido se encontrar em patamares negativos (i.e. impelindo uma valorização) apontam para um regime de dominância monetária, não havendo impacto inflacionário da alta de juros. Contudo, se o impacto líquido for positivo (i.e. impelindo uma desvalorização) há a sinalização de um regime de dominância fiscal, dado que uma alta de 1 p.p. na Selic meta possui implicações inflacionárias via a taxa de câmbio. O gráfico 12 apresenta a evolução do impacto líquido estimado.

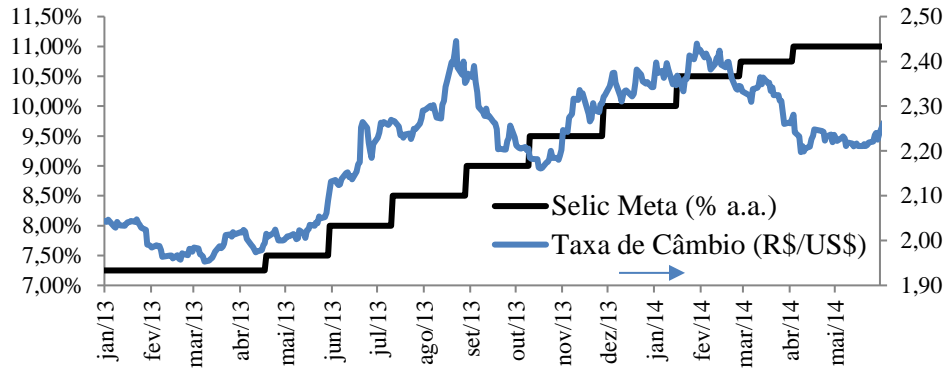
**Gráfico 12 – Impacto (%) líquido sobre a Taxa de Câmbio de um Choque de 1 p.p. n a Selic meta**



Fonte: Elaboração própria (2017).

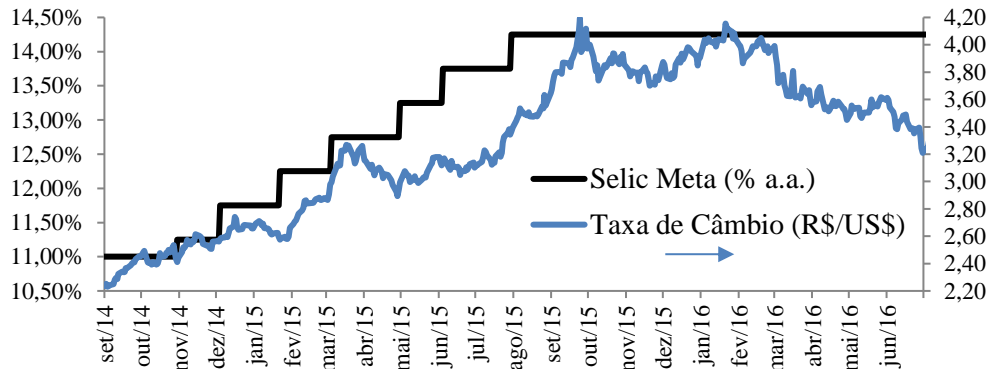
Há dois momentos em que se identifica um momento de dominância fiscal, segundo a concepção de Blanchard (2004). O primeiro ocorre na janela de 252 dias úteis fechada entre dezembro de 2013 e maio de 2014. Este resultado sinaliza que durante o ano de 2013 e parte de 2014, o impacto de um aumento de 1 p.p. na Selic meta levaria a uma desvalorização cambial, e não a uma valorização. O mesmo resultado é obtido ao final de 2015, contudo ele mostra uma duração maior. Entre a janela fechada em agosto de 2015 e a em junho de 2016, o impacto líquido oscila ao redor de patamares positivos, chegando a superar o nível de 2% em determinados momentos. Por outro lado, nos demais períodos da amostra o impacto líquido se mantém negativo, apontando que o regime predominante entre 2011 e 2016 foi o de dominância monetária.

Frente a estes resultados, vale analisar cada um dos períodos em que foi identificada a dominância fiscal. Para tanto, pode-se comparar a trajetória da Selic meta com a da taxa de câmbio, de modo a averiguar se o comportamento destas variáveis dá sinais que corroborem as conclusões acima. O gráfico 13 realiza esta comparação para o primeiro período em que se identificou um regime de dominância fiscal, a janela de janeiro de 2013 a maio de 2014. O que pode se analisar é que de fato a maior parte do intervalo foi caracterizada por um aperto monetário em paralelo a uma tendência de desvalorização cambial. De abril de 2013 a abril de 2014, a Selic meta foi elevada de 7,25% a.a. para 11,00% a.a., enquanto a taxa de câmbio saiu de patamares próximos de R\$ 2,00/US\$ para R\$ 2,20/US\$, ainda que alcançando um máximo acima de R\$ 2,40/US\$ em janeiro de 2014.

**Gráfico 13 – Selic Meta e Taxa de Câmbio (janeiro/2013 a maio/2014)**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SGS/Banco Central (2017).

O gráfico 14 realiza a mesma avaliação para o período entre setembro de 2014 e junho de 2016, o segundo período em que foi identificado um regime de dominância fiscal. Assim como no caso anterior, o que se observa é um movimento paralelo de aperto monetário e desvalorização cambial. Do início do período até julho de 2015, a Selic meta se elevou de 11,00% a.a. para 14,25% a.a., enquanto a taxa de câmbio sai de R\$ 2,20/US\$ para patamares superiores a R\$ 4,00/US\$ no segundo semestre de 2015.

**Gráfico 14 – Selic Meta e Taxa de Câmbio (janeiro/2013 a maio/2014)**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central (2017).

Vale frisar que os gráficos 13 e 14 buscam apenas sinalizar se o comportamento da taxa de juros e da taxa de câmbio dão sinais consistentes com as conclusões do modelo. Ambos os gráficos representam uma análise bastante simples, algo ressaltado pelo fato das variáveis estarem expostas em termos nominais. Não obstante, eles não se mostraram incompatíveis com as conclusões do modelo, dando sinais que corroboram as conclusões sobre a predominância de um regime de dominância fiscal no sentido de Blanchard (2004).



Os resultados desta seção diferem daqueles obtidos nos modelos baseados em Tanner e Ramos (2002) e Zoli (2005). Nestes dois últimos, a identificação da dominância fiscal ocorreu para um intervalo bastante mais amplo que o obtido no modelo baseado em Blanchard (2004). Considerando as críticas já expostas em relação aos modelos anteriores, e a maior sofisticação dos procedimentos utilizados nesta seção, há sinais robustos de que os períodos de dominância fiscal foram de fato mais restritos do que o sinalizado anteriormente. Dada a particularidade deste regime no contexto da dinâmica usual da economia, não é estranho que a materialização da dominância fiscal não seja algo que ocorra frequentemente.

Não obstante, mesmo com a maior sofisticação do modelo de Blanchard (2004), ele também não é isento de críticas. O próprio autor coloca que o arcabouço teórico não leva em conta um tratamento para a rigidez nominal, além de não ser um modelo dinâmico. Contudo, mais relevante do que estes aspectos, está o fato de que o canal pelo qual é analisada a transmissão da variação na taxa de juros para a inflação é apenas o da taxa de câmbio. O canal da demanda agregada ou das expectativas dos agentes, por exemplo, não é inserido implicitamente.

A consequência mais grave desta característica é que a dominância fiscal (e logo, o efeito perverso do aumento da taxa de juros neste regime) fica definida como momentos em que choques para cima na Selic meta leva a uma desvalorização cambial. Todavia, não pode ser descartado que outros canais pelos quais estes choques influenciem a inflação compensem o efeito inflacionário da taxa de câmbio. A demanda agregada mais arrefecida, por exemplo, pode ter uma contribuição desinflacionária que supere o efeito da desvalorização cambial sobre os preços. Assim sendo, não havendo uma descrição do efeito da taxa de juros sobre a inflação que considere outros canais, há incerteza se os períodos apontados nesta seção como de dominância fiscal podem de fato ser caracterizados como tal.

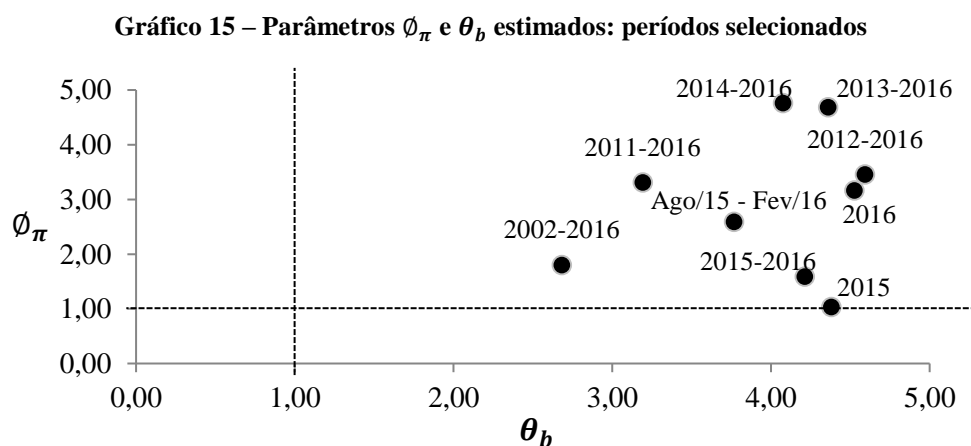
Fica claro que os intervalos contidos nos gráficos 13 e 14 foram caracterizados por uma deterioração substancial dos fundamentos da economia, havendo sinais robustos de que o efeito da taxa de juros sobre a inflação foi afetado, fazendo sentido que a contribuição do aperto monetário para uma trajetória desinflacionária foi menos eficaz que em momentos de maior robustez dos fundamentos econômicos. Mas para uma caracterização mais confiável se é possível dizer que a taxa de juros apresentava um efeito perverso (i.e. sua elevação implicava em uma aceleração da inflação) é importante implementar uma análise mais ampla da economia, a qual considere outros canais pelos quais a política monetária influencia os preços. Os resultados apresentados na próxima seção buscam tratar estas questões.

#### 4.4 MODELO DSGE

O arcabouço teórico apresentado na seção 3.4, baseado em Nunes e Portugal (2010) e Woodford (2003), busca realizar uma descrição mais ampla da economia, levando em conta os efeitos da rigidez nominal e desenhando um modelo com uma estrutura dinâmica. Conforme descrito da referida seção, a conclusão sobre o regime em vigor na economia depende das estimativas para os parâmetros  $\phi_\pi$  e  $\theta_b$  das equações (6.19) e (6.23), respectivamente. Nesse contexto, uma política monetária ativa ( $\phi_\pi > 1$ ) e fiscal passiva ( $\theta_b > 1$ ) representa uma situação de dominância monetária, enquanto uma política monetária passiva ( $\phi_\pi < 1$ ) e fiscal ativa ( $\theta_b < 1$ ) sugere um regime de dominância fiscal.

Parte das janelas amostrais nas quais foram realizadas as estimações foram definidas de forma discricionária. Buscou-se analisar o período de interesse (2011 a 2016) como um todo, mas também o segmentando em subperíodos que permitissem avaliar alterações nos parâmetros estimados. Além disso, também foram feitas estimações para os intervalos em que os modelos anteriores apontaram um regime de dominância fiscal, de modo a observar se os resultados do modelo DSGE corroboram ou não estas conclusões.

O primeiro grupo de janelas considera subintervalos de 2011 a 2016, sendo os resultados apresentados no gráfico 15. O eixo vertical apresenta o valor estimado para  $\phi_\pi$ , e o horizontal para  $\theta_b$ . As linhas destacam o ponto em que cada um destes parâmetros tem um valor estimado igual a 1, e conforme destacado no gráfico 4 a área superior direita aponta um regime de dominância monetária, enquanto a inferior esquerda um de dominância fiscal.

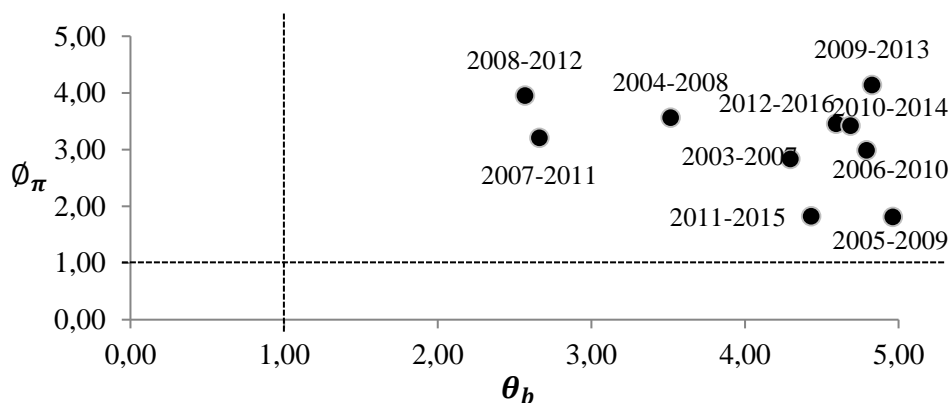


Fonte: Elaboração própria (2017).

São avaliadas um total de nove janelas amostrais: 2011 a 2016, 2012 a 2016, 2013 a 2016, 2014 a 2016, 2015 a 2016, 2015, 2016 e agosto/15 a fevereiro/16, além de uma janela que inclui toda a amostra disponível, de 2002 a 2016. De modo geral, os resultados apontam a prevalência de um regime de dominância monetária. Tanto as estimativas de  $\phi_\pi$ , quanto de  $\theta_b$ , têm valores superiores a 1, indicando uma política monetária ativa e fiscal passiva. O único resultado que se aproxima de uma situação de equilíbrio indeterminado é o que utiliza como amostra o ano de 2015, apresentando um  $\theta_b > 1$  e um  $\phi_\pi = 1,03$ , valor próximo de um, mais ainda acima. Outra janela que vale destacar é o período de agosto de 2015 a fevereiro de 2016, momento em que, como já sinalizado pela evolução do risco-país no gráfico 10, houve uma deterioração expressiva da situação econômica brasileira. No entanto, o resultado ainda apontou um regime de dominância monetária.

Os próximos dois gráficos realizam uma análise similar, porém consideram como janelas amostrais os períodos nos quais os modelos anteriores sinalizaram uma situação de dominância fiscal, de modo a avaliar se o modelo DSGE corrobora estes resultados. O primeiro deles é apresentado no gráfico 16, que contém as estimativas de  $\phi_\pi$  e  $\theta_b$  para os períodos em que o modelo baseado em Tanner e Ramos (2002) apontou um regime de dominância fiscal. Neste caso, conforme mostrando na seção 7.1, praticamente toda a amostra analisada utilizando janelas de cinco anos sinalizou este regime. Deste modo, todos estes intervalos móveis foram testados, considerando o intervalo de 2002 a 2016.

**Gráfico 16 –  $\phi_\pi$  e  $\theta_b$  estimados: comparação com resultados baseados em Tanner e Ramos (2002)**



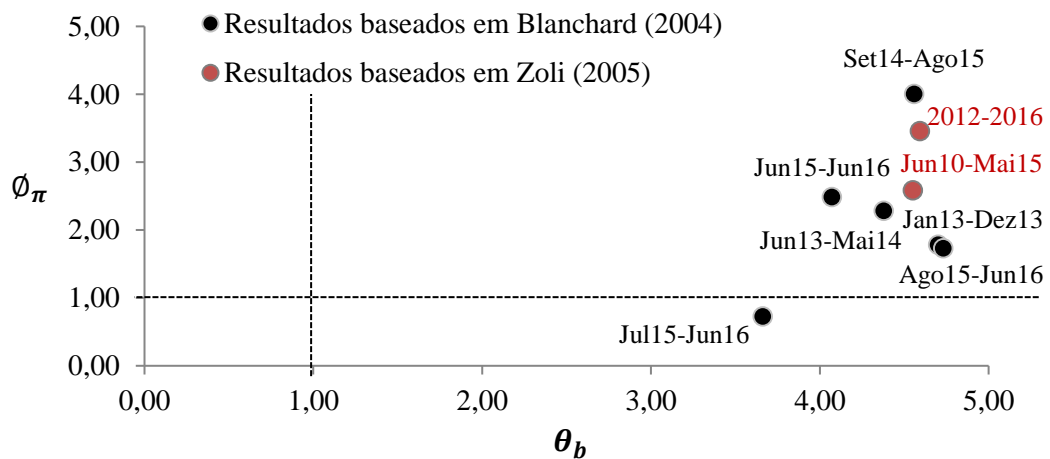
Fonte: Elaboração própria (2017).

Novamente, o que se observa são valores superiores a 1 para ambos os parâmetros em todas as janelas testadas. Este é um resultado que reforça o que já havia sido apontado nas

seções 4.2 e 4.3, que momentos de dominância fiscal não se mostram tão frequentes quanto o modelo baseado em Tanner e Ramos (2002) indica. Neste caso, nenhuma das janelas analisadas indicou este regime, apontando a predominância de uma política monetária ativa e fiscal passiva. Dado que o modelo DSGE se mostra mais amplo e possui um grau de sofisticação maior, é razoável que seja colocado um maior peso em seus resultados do que naqueles apresentados na seção 4.1.

O gráfico 17, por sua vez, realiza um comparativo das estimativas de  $\phi_\pi$  e  $\theta_b$  para os períodos apontados como de dominância fiscal pelos modelos baseados em Zoli (2005) e Blanchard (2004).

**Gráfico 17 –  $\phi_\pi$  e  $\theta_b$  estimados: comparação com resultados baseados em Zoli (2005) e Blanchard (2004)**



Fonte: Elaboração própria (2017).

De modo similar aos resultados anteriores, o que se vê é que a maioria dos parâmetros estimados se encontra na região que aponta um regime de dominância monetária. Isso se observa nas duas janelas de cinco anos apontadas pelo modelo baseado em Zoli (2005) como momentos de dominância fiscal. Já no caso dos intervalos de 12 meses apontados pelo modelo baseado em Blanchard (2004) como em regime de dominância fiscal, foram obtidas três janelas em situação de dominância monetária (jan/13 a dez/13, jun/13 a mai/14 e set/14 a ago/15) e uma janela em um equilíbrio indeterminado (jul/15 a jun/16), no qual ambas as políticas monetária e fiscal aparecem como passivas ( $\phi_\pi < 1 < \theta_b$ ). Não obstante, foram testadas duas janelas próximas desta última (jun/15 a jun/16 e ago/15 a jun/16), para avaliar se o equilíbrio indeterminado persiste. O que se observou foi que para estas duas alternativas se obtêm um regime de dominância monetária, sinalizando que a despeito de não ter sido

possível determinar um equilíbrio estável na janela de 12 meses fechada em jun/16, nas de 11 e 13 meses não há indícios de dominância fiscal.

Diante do exposto, se vê que os resultados do modelo DSGE vão ao sentido contrário daqueles obtidos nos modelos anteriores. Em nenhuma das janelas amostrais analisadas foram identificados indícios de um regime de dominância fiscal, pelo contrário, o que se observou foi uma predominância bastante consistente de que a economia brasileira operou sob um regime de dominância monetária entre 2011 e 2016. As estimativas de  $\theta_b$ , em particular, ficaram bastante distantes de patamares que indicariam uma política fiscal ativa na grande maioria das janelas estimadas. Já o valor de  $\emptyset_\pi$  chega a se aproximar de 1 em algumas das janelas estimadas, chegando a ficar abaixo deste patamar na amostra de jul/15 a jun/16. Contudo, com exceção deste último caso, a política monetária mostra uma postura ativa em todos demais resultados obtidos.

A predominância de uma política monetária ativa e de uma política fiscal passiva representa, portanto, sinais fortes de que a despeito da deterioração dos fundamentos da economia brasileira, ela não chegou a operar sob um regime de dominância fiscal entre 2011 e 2016. Os resultados do modelo DSGE apontam, portanto, que ao longo deste período, e também de subintervalos selecionados da amostra, esteve em vigor um regime de dominância monetária. Deste modo, o modelo indica que a taxa de juros continuou sendo um instrumento adequado para o gerenciamento da inflação, sem impor os efeitos perversos no sentido destacado por Sargent e Wallace (1981).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foram analisadas quatro abordagens diferentes para testar a presença de um regime de dominância fiscal na economia brasileira entre 2011 e 2016. O que se observou foi que cada um dos modelos, pensando na sequência em que eles foram expostos, mostraram progressivamente menos evidências da presença deste regime. Este é um resultado de bastante importância, dado que a amplitude de variáveis e relações entre elas consideradas nos modelos, assim como sua sofisticação, também aumentam progressivamente.

O primeiro modelo, baseado em Tanner e Ramos (2002), sinalizou a presença de um regime de dominância fiscal em praticamente toda a amostra, de 2003 a 2016. Já o modelo baseado em Zoli (2005), que também utiliza janelas móveis de cinco anos, acusou a presença deste regime na maior parte do intervalo de interesse deste trabalho, 2011 a 2016. O modelo baseado em Blanchard (2004), por sua vez, trouxe resultados bastante distintos, indicando que a dominância fiscal ocorreu apenas nos intervalos de 2013 a meados de 2014, e de meados de 2015 a meados de 2016. Por fim, o modelo DSGE baseado em Nunes e Portugal (2010) e Woodford (2003) indicou que a economia brasileira operou sob um regime de dominância monetária em todo o intervalo e subintervalos analisados do período 2011-2016.

Conforme já adiantado, a sofisticação dos modelos utilizados, analisando-os na ordem acima, aumenta progressivamente. O modelo DSGE, por exemplo, mostra uma sofisticação bastante superior à utilizada no modelo baseado em Tanner e Ramos (2002), mas mesmo se comparado ao baseado em Blanchard (2004), há avanços consideráveis. O último, por exemplo, não inclui em sua estrutura a relação entre a taxa de juros e a inflação pelo canal da demanda agregada, algo que o modelo DSGE leva em consideração. Deste modo, a diminuição das evidências de um regime de dominância fiscal conforme se aumenta a sofisticação da análise é um sinal robusto a favor da presença de um regime de dominância monetária entre 2011 e 2016.

Diante do exposto, considerando conjuntamente os resultados dos quatro modelos analisados, não há evidências claras de que a economia chegou ao ponto da taxa de juros mostrar o efeito perverso descrito por Sargent e Wallace (1981), no qual um aperto monetário causaria uma aceleração inflacionária. A conclusão geral é, portanto, de predominância do regime de dominância monetária.

Não obstante, existem indícios de alterações na relação entre a política fiscal e a política monetária. Esta conclusão é consistente com o fato de que os demais modelos, mesmo

que com um grau de sofisticação menor, apontam não só os momentos de dominância fiscal, mas também, no caso dos baseados em Zoli (2005) e em Blanchard (2004), os momentos, velocidade e intensidade com que a economia migrou para este regime (pela evolução dos parâmetros de interesse). Estes dois modelos mostram que intervalos marcados por uma deterioração mais acentuada da economia brasileira, como aqueles em que há diminuição do produto, aceleração da inflação ou desvalorização de ativos financeiros, em geral foram acompanhados por maiores sinais de a economia estar operando ou próxima de operar em um regime de dominância fiscal.

Vale ressaltar que dada a complexidade do conceito de dominância fiscal, conclusões sobre sua presença sempre são carregadas de um grau substancial de incerteza. Além disso, já foram exploradas anteriormente as limitações dos modelos analisados. O resultado baseado em Tanner e Ramos (2002) não considera nenhuma variável monetária em sua análise, se limitando à relação entre a dívida e o déficit primário, e deixando de fora a dinâmica da taxa de juros e da inflação. O baseado em Zoli (2005), por sua vez, se limita a analisar a relevância de variáveis fiscais na função de reação do Banco Central, não sendo enfatizada a relação existente entre a dinâmica da taxa de juros ou de variáveis fiscais e o comportamento da inflação. Por fim, no modelo baseado em Blanchard (2004), o canal pelo qual é analisada a transmissão da variação na taxa de juros para a inflação é apenas o da taxa de câmbio. O canal da demanda agregada ou das expectativas dos agentes, por exemplo, não é inserido implicitamente.

No caso do modelo DSGE baseado em Nunes e Portugal (2010) e Woodford (2003), a despeito da maior sofisticação em relação aos modelos anteriores, vale ressaltar que uma séria limitação é que a abordagem considera uma economia fechada. Deste modo, um tópico de investigação futura contemplaria a introdução de uma economia aberta no arcabouço utilizado, bem como de uma estrutura que leve em consideração o fluxo de capitais externos e o mercado de ativos financeiros negociados com estrangeiros.

Não obstante a todos estes fatores, um resultado claro que pode ser obtido a partir deste trabalho é que houve de fato momentos em que o funcionamento das políticas monetária e fiscal, e a relação entre estas duas, sofreu distorções que aproximaram a economia brasileira do regime de dominância fiscal.

Assim sendo, a implementação destas políticas não foi alterada a ponto de exigir as ações diametralmente opostas implicadas pelo efeito perverso que a taxa de juros exerce sobre a inflação num regime de predominância plena da dominância fiscal, no qual a política

monetária perde toda sua eficiência e a fiscal passa a ser o único instrumento para o gerenciamento dos preços. Porém, é claro que foram geradas assimetrias na importância destas políticas. Se compararmos os efeitos da política monetária entre 2011 e 2016, em especial nos intervalos em que alguns dos modelos identificaram a dominância fiscal, com momentos passados nos quais havia cumprimento das metas de superávit primário e responsabilidade fiscal, há sinais claros de uma perda da eficiência da taxa de juros no gerenciamento da inflação. Além disso, estas evidências de uma aproximação da economia de um regime de dominância fiscal sugerem que a política fiscal, de fato, adquire uma importância muito maior do que em momentos de maior equilíbrio da economia.

O ajuste das contas públicas, portanto, se vê como uma medida fundamental para a recuperação e reequilíbrio da economia brasileira, tanto no que diz respeito à aceleração do crescimento, quanto ao controle da inflação. Mesmo que o regime seja de fato de dominância monetária, a deterioração dos fundamentos econômicos claramente aproximou o país das circunstâncias que implicariam na dominância fiscal, algo que por si só eleva substancialmente a importância da política fiscal para o equilíbrio da economia. Ainda assim, a política monetária foi, entre 2011 e 2016, um instrumento disponível para ser utilizado, e mesmo havendo sinais de alterações em seus efeitos sobre a economia, não se chegou ao ponto da taxa de juros exercer o efeito perverso descrito por Sargent e Wallace (1981).



## REFERÊNCIAS

- AIYAGARI, S.; GERTLER, M. The Backing of Government Bonds and Monetarism. **Journal of Monetary Economics**, v. 16, p. 19-44, 1985.
- ALMEIDA, M.; LISBOA, M.; PESSOA, S. **O Ajuste Inevitável**. 2015. Disponível em: < [https://mansueto.files.wordpress.com/2015/07/o-ajuste-inevitavel-vf\\_2.pdf](https://mansueto.files.wordpress.com/2015/07/o-ajuste-inevitavel-vf_2.pdf) >. Acesso em: 10 abr. 2017.
- ANBIMA. **Loja Virtual**. Disponível em: < <https://www2.anbima.com.br/loja/> >. Acesso em: 25 abr. 2017.
- ARAÚJO, A.; BERRIEL, T.; SANTOS, R. Inflation Targeting with Imperfect Information. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 57, p. 255-270, Feb. 2016.
- ARORA, V.; CERISOLA, M. **How Does U.S. Monetary Policy Influence Economic Conditions in Emerging Markets?** Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2001. (IMF Working Paper, 148).
- ASTUDILLO, M. **Monetary-Fiscal Policy Interactions: Interdependent Policy Rule Coefficients**. Washington, D.C.: Federal Reserve Board, 2013 (Finance and Economics Discussion Series, n. 58)
- ÁZARA, A. **Dominância Fiscal e suas Implicações sobre a Política Monetária no Brasil: uma análise do período 1999-2005**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo. São Paulo. 2006.
- BACHA, E. **A Crise Fiscal e Monetária Brasileira**. São Paulo, Civilização Brasileira, 2016.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. **SGS – Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. 2017. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 05 abr. 2017.
- BARBOSA, F.; CAMÊLO, F.; JOÃO, I. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 4, p. 399-417, 2016.
- BARBOSA, L. **A tendência de deterioração das contas públicas brasileiras: o lado da receita**. 2015. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Insper, Programa de Mestrado Profissional em Economia e Finanças. São Paulo. 2015.
- BATTARAI, S.; LEE, J.; PARK, W. **Inflation Dynamics: The Role of Public Debt and Policy Regimes**. Australian National University, CAMA, 2013 (Working Paper 75), 2013.
- BENHABIB, J.; SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. Monetary Policy and Multiple Equilibria. **The American Economic Review**, v. 91, p. 167-186, 2001.
- BLANCHARD, O. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil**. National Bureau of Economic Research, 2004. (Working Paper n. 10389).

BLINDER, A. **Central Banking in Theory and Practice**. Cambridge: The MIT, 1998.

BLOOMBERG. **Bloomberg Professional®**. 2017.

Disponível em: < <https://www.bloomberg.com.br/sobre-o-terminal/> >. Acesso em: 05 abr. 2017.

CALVO, G. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. **Journal of Monetary Economics**, n. 12, p. 383-398, 1983.

CANZONERI, M.; CUMBY, R.; DIBA, B. **Is the price level determined by the needs of fiscal solvency?** National Bureau of Economic Research, 1998. (Working Paper n. 6471).

CARARE, A.; STONE, M. **Inflation Targeting Regimes**. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2003. (IMF Working Paper, n. 9).

CARNEIRO, D; DUARTE, P. **Inércia de Juros e Regras de Taylor**: Explorando as Funções de Resposta a Impulso em um Modelo de Equilíbrio Geral com Parâmetros Estilizados para o Brasil. Rio de Janeiro: PUC-Rio, Departamento de Economia, 2001 (TD, 450).

CHRISTIANO, L.; FITZGERALD, T. **Understanding the Fiscal Theory of the Price Level**. National Bureau of Economic Research, 2000. (Working Paper n. 7668).

DE BOLLE, M. **Como Matar A Borboleta-Azul**: uma Crônica da Era Dilma. São Paulo: Intrínseca, 2016.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 4th ed. New York: Wiley, 2015.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt**: lessons from Brazil. National Bureau of Economic Research, 2004. (Working Paper n. 10390).

FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS – FRED. **FRED Economic Data**. 2017.  
Disponível em: <<https://fred.stlouisfed.org/>>. Acesso em: 05 abr. 2017.

FIALHO, M.; PORTUGAL, M. Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An Application of The Fiscal Theory of The Price Level. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 4, p. 657-685, 2005.

FRIEDMAN, M. A monetary and fiscal framework for economic stability. **The American Economic Review**, v. 38, n. 3, p. 245-264, 1948.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. **IBRE**: Instituto Brasileiro de Economia. 2017.  
Disponível em: < <http://portalibre.fgv.br/> >. Acesso em: 25 abr. 2017.

GIAMBIAGI, F.; SCHWARTSMAN, A. **Complacência**. São Paulo: Elsevier, 2014.

GIAVAZZI, F.; GOLDFAJN, I.; HERRERA, S. **Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003**. Cambridge: The MIT Press, 2005.

GOTTLIEB, J. **Estimativas e Determinantes da Taxa de Juros Real Neutra no Brasil**. 2013. Dissertação (Mestrado em Economia) – PUC-Rio, Departamento de Economia. Rio de Janeiro. 2013.

GRIFFOLI, T. **Dynare User Guide: An introduction to the solution & estimation of DSGE models**. 2013. Disponível em:  
< [http://www.dynare.org/documentation-and-support/user-guide/Dynare-UserGuide-WebBeta.pdf/at\\_download/file](http://www.dynare.org/documentation-and-support/user-guide/Dynare-UserGuide-WebBeta.pdf/at_download/file) >. Acesso em: 10 mar. 2017.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. New Jersey: Princeton, 1994.

HEMMING, R.; KELL, M.; MAHFOUZ, S. **The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity: A Review of the Literature**. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 200.2 (IMF Working Paper, n. 208).

INSPER. **Há dominância fiscal no Brasil?** 2015.

Disponível em: <<https://www.insper.edu.br/cefi/eventos/dominancia-fiscal-brasil/>>. Acesso em: 25 abr. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **SIDRA: Sistema IBGE de Recuperação Automática**. 2017. Disponível em: < <http://www2.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 05 abr. 2017.

JEANNE, O.; WANG, H. **Fiscal Challenges to Monetary Dominance**. Baltimore: Johns Hopkins University, 2013.

KAWALL, C. **A dinâmica da dívida bruta e a relação Tesouro-Banco Central**. IEPE/CdG, 2016 (Texto para Discussão, 34).

KLIEM, M.; KRIWOLUZKYZ, A.; SARFERAZ, S. **Monetary-fiscal policy interaction and fiscal inflation: a tale of three countries**. Bundesbank, 2015. (Discussion Paper, n. 42).

KOCHERLAKOTA, N.; PHELAN, C. Explaining the Fiscal Theory of the Price Level. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 23, n. 4, p. 14-23, 1999.

KUMHOF, M.; NUNES, R.; YAKADINA, I. **Simple Monetary Rules Under Fiscal Dominance**. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2008. (International Finance Discussion Papers, n. 937).

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

LEEPER, E. Equilibria under “active” and “passive” monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics** 27, p. 129-147, 1991.

LEEPER, E; LEITH, C. **Inflation through the lens of the fiscal theory**. 2015. Disponível em: <[http://www.riksbank.se/Documents/Forskning/Konferenser/Konferenser\\_seminarier/2015/Leeper-Leith-Handbook-April2015\\_Master.pdf](http://www.riksbank.se/Documents/Forskning/Konferenser/Konferenser_seminarier/2015/Leeper-Leith-Handbook-April2015_Master.pdf)>. Acesso em: 16 nov. 2017.

LOYO, E. **Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation**. Cambridge: John F. Kennedy School of Government, Harvard University, 1999.

MAGUD, N.; TSOUNTA, E. **To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank's)**

**Question:** In search of neutral interest rates in Latin America. Washington, D.C.:

International Monetary Fund, 2012. (IMF Working Paper, n. 243).

MCCALLUM, B.; NELSON, E. An Optimizing IS-LM for Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis. **Journal of Money Credit and Banking**, v. 31, n. 3, p. 296-316, 1999.

NETO, P.; PORTUGAL, M. The Natural Rate of Interest in Brazil Between 1999 and 2005.

**Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, p. 103-118, 2009.

NUNES, A. **Políticas monetária e fiscal ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação**. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas. Porto Alegre, 2009.

NUNES, A.; PORTUGAL, M. Active and passive fiscal and monetary policies: an analysis for Brazil after the inflation targeting regime. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37, 2010, Foz do Iguaçu. Rio de Janeiro: ANPEC, 2010.

ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. Fiscal and Monetary Interaction in Brazil. In: JORNADAS DE ECONOMÍA, 2011, Montevideo. Uruguai: Banco Central del Uruguay, 2011.

ORPHANIDES, A. **Taylor Rules**. Washington, D.C.: Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series, 2007. (Working Paper, 18).

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE - QMS. **EViews 7 User's Guide I**. Irvine, CA: Quantitative Micro Software, LLC, 2009.

QUINTANA, P.; NASON, J. **Bayesian Estimation of DSGE Models**. Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2012. (Research Department Working Papers, 4).

RESENDE, C.; REBEI, N. **The Welfare Implications of Fiscal Dominance**. Bank of Canada, 2008. (Working Paper, 28).

SAFATLE, C.; BORGES, J.; OLIVEIRA, R. **Anatomia de um Desastre**. São Paulo: Penguin, 2016.

SALTO, F.; ALMEIDA, M; **Finanças públicas: da contabilidade criativa ao resgate da credibilidade**. São Paulo: Record, 2016.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, p. 1-17, Fall 1981.

SIMS, C. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. **Economic Theory** 4, p. 381-399, 1994.

\_\_\_\_\_. **Limits to Inflation Targeting.** In: BERNANKE, B; WOODFORD. M. *The Inflation-Targeting Debate*, Chicago: University of Chicago Press, 2005, p. 283-310.

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

TANNER, E. RAMOS, A. **Fiscal Sustainability and Monetary versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil, 1991-2000.** Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2002. (IMF Working Paper, n. 5).

TESOURO NACIONAL (Brasil). **Resultado Fiscal do Governo Central:** estrutura nova. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/resultado-do-tesouro-nacional>>. Acesso em: 05/04/17.

URIBE, M. A fiscal theory of sovereign risk. **Journal of Monetary Economics** 53, p. 1857-1875, 2006.

WALSH, C. **Monetary Theory and Policy.** 2nd ed. London: MIT Press, 2003.

WICKSELL, K. **Interest and Prices.** London: Macmillan, 1936.

WOODFORD, M. **Price level determinacy without control of a monetary aggregate.** National Bureau of Economic Research, 1995 (Working Paper n. 5204).

\_\_\_\_\_. **Control of the public debt: a requirement for price stability?** National Bureau of Economic Research, 1996 (Working Paper n. 5684).

\_\_\_\_\_. **Fiscal Requirements for Price Stability.** National Bureau of Economic Research, 2001 (Working Paper n. 8072).

\_\_\_\_\_. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy.** New Jersey: Princeton University Press, 2003.

ZOLI, E. **How does fiscal policy affect monetary policy in emerging market countries?** BIS, 2005. (Working Papers, n. 174).