

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

JOÃO BATISTA DA LUZ SOUZA

**DOMINÂNCIA FISCAL E OS SEUS IMPACTOS NA POLÍTICA
MONETÁRIA: uma avaliação para a economia brasileira (2001 – 2015)**

Maringá
2016

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

JOÃO BATISTA DA LUZ SOUZA

**DOMINÂNCIA FISCAL E OS SEUS IMPACTOS NA POLÍTICA
MONETÁRIA: uma avaliação para a economia brasileira (2001 – 2015)**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em
Ciências Econômicas da Universidade Estadual de
Maringá como requisito para obtenção do título de
Doutor em Economia.

Orientador:
Prof^a Dr^a Maria Helena Ambrósio Dias

Maringá
2016

JOÃO BATISTA DA LUZ SOUZA

**DOMINÂNCIA FISCAL E OS SEUS IMPACTOS NA POLÍTICA
MONETÁRIA: uma avaliação para a economia brasileira (2001 – 2015)**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá como requisito para obtenção do título de Doutor em Economia, sob apreciação da seguinte banca examinadora:

Professora Dra. Maria Helena Ambrósio Dias
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - Orientadora - UEM

Professora Dra. Marina Silva da Cunha
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - UEM

Professora Dra. Kezia de Lucas Bondezan
Departamento de Economia - UEM

Professor Dr. Fernando Motta Correia
Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico - UFPR

Professor Dr. Carlos Eduardo Caldarelli
Departamento de Ciências Econômicas - UEL

Dedico a minha amada esposa Eliana e filha Isadora

AGRADECIMENTOS

Especialmente, agradecer a minha orientadora Professora Doutora Maria Helena Ambrosio Dias, pela disponibilidade, paciência, dedicação ao se dispor a enfrentar comigo o desafio de realizar este trabalho. Agradeço, também, as professoras Marina Silva da Cunha e Márcia Istake pela contribuição para melhoria deste trabalho no Exame de Qualificação.

A minha esposa Eliana e minha filha Isadora, com muito amor e gratidão pela compreensão, carinho e apoio na longa jornada. E a todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a minha caminhada pessoal e profissional até este momento.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar a interação entre as políticas fiscais e monetárias na economia brasileira – especificamente a relação entre a dívida pública e os riscos de *default* como potenciais determinantes para a existência de desequilíbrios macroeconômicos, que se reflitam no nível de preços. Na literatura econômica, a dominância fiscal ocorreria quando não houvesse a preocupação das autoridades fiscais em manter em patamares aceitáveis a relação dívida pública em proporção ao Produto Interno Bruto. Outra vertente considera um tipo específico de dominância fiscal que se manifesta a partir de uma depreciação da taxa de câmbio quando o Banco Central busca operacionalizar a taxa de juros para conter a taxa de inflação – isso ocorreria perante algumas condições específicas. A análise empírica foi realizada a partir do modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), utilizando dados mensais para o período de dezembro de 2001 a junho de 2015. O modelo sugere que a política fiscal a partir da dívida pública desempenha um papel importante na determinação da taxa de inflação. Os resultados indicam que a economia brasileira está sob dominância fiscal, consequentemente o Banco Central perde o seu principal instrumento de política monetária – a taxa de juros.

Palavras-chave: Riscos de *default*, Dívida pública; Dominância monetária; Dominância fiscal.

ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the interaction between fiscal and monetary policies in the Brazilian economy - specifically the relationship between public debt and default risks as potential determinants of the existence of macroeconomic imbalances, which are reflected in the price level. In economic literature, the fiscal dominance occurred when there was the concern of the tax authorities in maintaining acceptable levels in the public debt in proportion to GDP. Another aspect considers a specific type of fiscal dominance manifested from an exchange rate depreciation when the central bank seeks to operationalize the interest rate to curb inflation - this would occur before some specific conditions. The empirical analysis was performed from the Vector Error Correction Model (VEC), using monthly data for the period from December 2001 to June 2015. The model suggests that fiscal policy from the public debt plays an important role in determining the rate of inflation. The results indicate that the Brazilian economy is under fiscal dominance consequently the central bank loses its main monetary policy instrument - the interest rate.

Keywords: Default risks, Public debt; Monetary dominance; Fiscal dominance.

LISTA DE ABREVIACES E SIGLAS

AED	Acumulao Estratgica de Dvida
ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critrio de Akaike
AR	Auto Regressivo
BCB	Banco Central do Brasil
BG	Teste Breusch-Godfrey
BRICS	Brasil, Rssia, ndia, China e frica do Sul
DF	Dickey-Fuller
DFL	Dvida Fiscal Lquida
DLSP	Dvida Lquida do Setor Pblico
DLSP/PIB	Dvida Lquida do Setor Pblico em proporo ao PIB
DMF	Dvida Mobiliaria Federal
EMBI	Emerging Markets Bond Index Plus
FPE	Erro de Previso Final
HQIC	Critrio de Hannan-Quin
IPCA	ndice Nacional de Preos ao Consumidor Amplo
INSS	Instituto Nacional de Seguridade Social
IRFS	Funes de Impulso Resposta
KPSS	Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
NCM	Novo Consenso Macroeconmico
NEP	Nova Economia Poltica
PIB	Produto Interno Bruto
PGD	Processo Gerador dos Dados
PP	Teste de Phillips-Perron
RPGC	Resultado Primrio do Governo Central
SC	Critrio de Schwarz
SELIC	Taxa Especial de Liquidao de Custdia
SVAR	Autorregresso Vetorial Estrutural
TFNP	Teoria Fiscal do Nvel de Preos
TCU	Tribunal de Contas da Unio
TQM	Teoria Quantitativa da Moeda
VAR	Autorregresso Vetorial

LISTA DE QUADROS

Quadro 01	Efeito dos preços de outros ativos.....	29
Quadro 02	Visão do crédito.....	32
Quadro 03	Principais trabalhos sobre dominância fiscal e monetária na economia brasileira.....	88
Quadro 04	Principais variáveis utilizadas.....	109
Quadro 05	Fatores que influenciam <i>rating</i> das agências de classificação de risco.....	127
Quadro 06	Escala de classificação dos <i>ratings</i>	128

LISTA DE FIGURAS

Figura 01	Efeito adverso ao esperado da política monetária.....	45
Figura 02	Resposta do EMBI mudanças na Política Fiscal.....	57
Figura 03	Risco de <i>Default</i>	73
Figura 04	Probabilidade do governo não pagar a dívida.....	74
Figura 05	Relação entre capacidade de arrecadação e serviço da dívida.....	74
Figura 06	Processo de análise do modelo SVAR.....	102
Figura 07	Metas para a inflação e inflação verificada pelo IPCA (%).....	112
Figura 08	Taxa básica de juros (%).....	113
Figura 09	Dívida Líquida do Setor Público e Dívida Fiscal Líquida – % PIB.....	115
Figura 10	Ajustamento patrimonial e cambial – % PIB.....	117
Figura 11	Espiral de crescimento da dívida pública.....	119
Figura 12	Resultado Primário do Governo Central, receitas e despesas (percentual do PIB) – média móvel para 12 meses.....	120
Figura 13	Resultado Primário do Governo Central (Saldo) – média móvel para 12 meses.....	121
Figura 14	Taxa de câmbio (direita) e EMBI (esquerda).....	123
Figura 15	Taxa de câmbio (direita) e <i>ratings</i> (esquerda).....	127
Figura 16	Comportamento das séries em análise – dezembro de 2001 a junho de 2015.....	130
Figura 17	Causalidade de Granger para as variáveis analisadas.....	136
Figura 18	Teste de Estabilidade do VAR.....	142
Figura 19	Funções Impulso-Resposta no IPCAI – Choque Único.....	145
Figura 20	Funções Impulso-Resposta no SELIC – Choque Único.....	147
Figura 21	Funções Impulso-Resposta no TCR – Choque Único.....	148
Figura 22	Funções Impulso-Resposta no IPCAI – Choque Único.....	157
Figura 23	Funções Impulso-Resposta no SELIC – Choque Único.....	158
Figura 24	Funções Impulso-Resposta no TCR – Choque Único.....	159
Figura 25	Funções Impulso-Resposta no SELIC e EMBI – Choque Único.....	160

LISTA DE TABELAS

Tabela 01	Teste Dickey-Fuller Aumentado – dezembro de 2001 a junho de 2015 – séries logaritmizadas.....	129
Tabela 02	Teste de Phillips-Perron (PP) – dezembro de 2001 a junho de 2015 – séries logaritmizadas.....	129
Tabela 03	Teste para o número de Lags do modelo VAR.....	131
Tabela 04	Teste Wald de exclusão de defasagens.....	132
Tabela 05	Teste de Wald para Exogeneidade em Bloco - Variável Dependente: IPCAI.....	133
Tabela 06	Causalidade de Granger.....	134
Tabela 07	Teste de cointegração das séries.....	138
Tabela 08	Teste do máximo autovalor para cointegração das séries.....	139
Tabela 09	Estimativa do modelo VAR: Forma Reduzida.....	140
Tabela 10	Análise da decomposição da variância do erro da previsão.....	143
Tabela 11	VAR estrutural.....	149
Tabela 12	Vetor de cointegração normalizado para a variável IPCAI.....	151
Tabela 13	Modelo de correção de erros dinâmica de curto e longo prazo.....	154
Tabela 14	Decomposição da variância do modelo VEC.....	155

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	ABORDAGEM TEÓRICA - INTERAÇÃO ENTRE A POLÍTICA MONETÁRIA E FISCAL	17
2.1	INCONSISTÊNCIA INTERTEMPORAL E AUTONOMIA DO BANCO CENTRAL: REGRA VERSUS DISCRIÇÃO.....	21
2.2	PRINCIPAIS CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	27
2.3	MODELO DE SARGENT E WALLACE	36
2.4	TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS	41
2.5	MODELO DE BLANCHARD.....	43
2.5.1	Modelo de Blanchard - efeitos da taxa de juros sobre o risco de <i>default</i> e taxa de câmbio	48
2.5.2	Modelo de Favero e Giavazzi – risco de <i>default</i> e taxa de juros de longo prazo	56
2.6	PRINCIPAIS CONCEITOS E RELAÇÕES QUE NORTEIAM O MODELO DE DOMINANCIA FISCAL.....	58
2.6.1	Regra de Taylor e metas para a inflação	59
2.6.2	Política fiscal e o endividamento público	64
2.6.3	<i>Déficits</i> insustentáveis e crise da dívida	70
2.6.4	Variação da taxa de câmbio e <i>Pass-through</i>	76
3	DOMINÂNCIA FISCAL – CASOS EMPÍRICOS	79
3.1	DOMINÂNCIA FISCAL - CASOS EMPÍRICOS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA.....	80
4	DADOS E PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS	90
4.1	CONCEITOS E TESTES INICIAIS EM SÉRIES TEMPORAIS.....	90
4.1.1	Estacionariedade e teste raiz unitária	90
4.1.2	Teste de cointegração e causalidade	95
4.2	MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO.....	98
4.2.1	Função impulso - resposta e decomposição da variância	103
4.2.2	Especificação do modelo	104
4.2.3	Verificação – Teste de diagnostico dos resíduos	105
4.3	BASE DE DADOS E MODELO PROPOSTO.....	107
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	111
5.1	DESCRIÇÃO DAS PRINCIPAIS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO... ..	111
5.2	TESTES E ESTIMAÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO.....	128
5.2.1	Modelo VAR	139
5.2.2	Modelo VEC	151
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	162
7	REFERÊNCIAS	165
	APÊNDICE	171

1 INTRODUÇÃO

Desde meados da década de 1990, a estabilidade do nível de preços representa uma das mais importantes metas de política econômica no Brasil, havendo intensos debates sobre como esta estabilidade pode ser alcançada. De acordo com a perspectiva *mainstream*, uma solução eficiente para esta questão é fornecer ao Banco Central a total independência na formulação e gestão de suas políticas, visando cumprir o seu objetivo prioritário, que é a estabilidade de preços.

Para isso, em muitos países foi introduzido o regime de política monetária com metas de inflação. O principal instrumento que o Banco Central tem à sua disposição para alcançar este objetivo é a taxa de juros de curto prazo, que pode flutuar com o intuito de garantir uma taxa de inflação pré-estabelecida. Neste contexto, as altas taxas de juros são justificadas com o objetivo de garantir um índice de preços que esteja adequado aos valores de referência pré-estabelecidos para a inflação. No entanto, uma condição para que esta estratégia seja bem sucedida na geração de estabilidade do nível de preços, como já apontado por Kydland e Prescott (1977), Barro e Gordon (1983) e Romer (2011), é que o *policy maker* tenha credibilidade junto aos agentes econômicos, de forma a gerenciar as expectativas do mercado em relação à inflação.

Contudo, ainda existem muitos questionamentos sobre a capacidade do Banco Central “independente” e com credibilidade para ser capaz de garantir a estabilidade de preços. Pois, pode haver períodos em que coexistam taxa de juros elevada e aceleração do processo inflacionário. Dessa forma, estudos sugerem que a condução do regime de metas inflacionárias pode estar associada a medidas não só de cunho monetário, mas também ao equilíbrio fiscal nas contas públicas.

Nessa ótica, há destaque para os trabalhos de Sargent e Wallace (1981), Woodford (1994), Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004). Dentre estes, esta pesquisa irá apoiar-se sobre a hipótese defendida por Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) em que é possível existir um tipo específico de dominância fiscal. Neste caso, um aumento no prêmio de risco soberano dado uma elevação no risco de *default* da dívida pública, poderia explicar o porquê da elevação da taxa de juros causa um efeito inverso ao esperado, afastando a inflação do centro da meta.

Para Blanchard (2004) a elevação da taxa de juros pelo Banco Central tem como objetivo a diminuição da taxa de inflação, mas conseqüentemente há uma elevação dos encargos da dívida pública. Em uma economia com finanças públicas comprometidas, com alta dívida pública indexada a moedas estrangeiras e um ambiente externo de elevada aversão ao risco, um aumento dos juros poderia ser interpretada pelos aplicadores como um aumento na probabilidade de *default*. Dessa forma, ocorreria uma fuga de capitais - ao contrário da atração de capitais esperada pela teoria econômica convencional - e, conseqüentemente, uma depreciação cambial que levaria a uma nova pressão inflacionária.

Nessa ótica, existe ineficácia da política monetária, que pode ser evidenciada no contexto em que o Banco Central persegue as metas inflacionárias em um ambiente de dominância fiscal. Com isso, esta teoria sugere a necessidade da inclusão de variáveis de política fiscal - como a dívida pública - na equação de regra ótima da política monetária do Banco Central.

Nos modelos de política monetária ótima se considera que a política fiscal é dada e não depende da política monetária corrente e futura. Ou seja, as autoridades responsáveis pela condução da política fiscal escolhem uma taxa de tributação tal que a dívida pública seja solvente do ponto de vista intertemporal - predominando a dominância monetária, em que a política fiscal é passiva. Conseqüentemente, prevalece a hipótese de equivalência Ricardiana em que a regra de política monetária ótima assegura que a política fiscal não tem relevância para a política monetária, uma vez que há a consideração implícita de que a dívida pública é solvente.

As elevadas taxas de juros utilizadas pelo Banco Central como instrumento para guiar a inflação para as metas pré-estabelecidas contribuem para uma elevação do valor relativo ao pagamento do serviço da dívida, podendo ser superior ao do *superávit* primário. Conseqüentemente, neste caso há uma elevação do *déficit* nominal, fazendo com que haja um aprofundamento dos desequilíbrios fiscais. Principalmente, dado o elevado estoque da dívida pública em relação ao Produto Interno Bruto e dos elevados passivos de curto prazo.

Dessa forma, considerando que a elevada taxa de juros possa gerar um efeitos desestabilizador ao impor sucessivos *déficits* nominais, parece correto realizar a coordenação das políticas monetária e fiscal para manter a estabilidade econômica. Esta questão foi explorada por Sargent e Wallace (1981) que defenderam que as políticas monetárias e fiscais devem ser coordenadas, pois a política de estabilização de preços depende de quem impõe disciplina sobre quem, a autoridade fiscal ou a monetária.

Na abordagem de Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) há limites das ações da Autoridade Monetária no controle da inflação. Portanto, torna-se necessário compreender melhor a relação entre a manipulação da política monetária e o comportamento da dívida pública, em um ambiente em que existe risco soberano que pode levar a desequilíbrios macroeconômicos (situação em que não há convergência para um equilíbrio estável ao longo prazo da taxa de juros, do risco de *default* e da razão entre a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) e o Produto Interno Bruto (PIB)).

Neste aspecto é importante entender como a política fiscal e os *déficits* orçamentários ao longo do tempo podem causar um processo inflacionário, mesmo havendo esforços dos Bancos Centrais para conter a inflação dentro das metas estabelecidas, o que acaba influenciado no risco de *default*, criando um ciclo pernicioso. Ou seja, a problematização deste estudo é motivada pela avaliação de qual a capacidade efetiva de influência das Autoridades Monetárias sobre a inflação.

Este trabalho tem por objetivo a avaliação da interação entre as políticas fiscais e monetárias na economia brasileira – que utiliza o regime monetário de metas para a inflação e taxa de câmbio flexível. Avalia-se também a relação entre a dívida pública e os riscos de *default* como potenciais determinantes para a existência de desequilíbrios macroeconômicos, que se reflitam no nível de preços, entre dezembro de 2001 a junho de 2015. Busca-se também com a realização deste estudo:

1. Avaliar do ponto vista teórico, as principais relações entre a política fiscal e monetária que possam gerar desequilíbrios macroeconômicos, principalmente para a estabilidade de preços;
2. Expor a relação entre a operacionalização da política monetária e o comportamento da dívida pública, em um ambiente em que o risco de *default* pode levar a desequilíbrios macroeconômicos;
3. Avaliar qual a capacidade efetiva de influência das Autoridades Monetárias sobre a inflação. Ou seja, qual a porcentagem da variância do erro de previsão da inflação decorrente de cada variável, mais especificamente a DLSP em proporção ao PIB (política fiscal) e a taxa de juros (política monetária), possui maior impacto sobre a inflação;
4. Apontar qual tipo de dominância predomina na economia brasileira, dominância fiscal ou monetária.

Para cumprir os objetivos propostos, será estabelecido um modelo teórico operacionalizado pelo modelo Autorregressão Vetorial (VAR) mais completo denominado Vetor de Correção de Erros (VEC), avaliando o caso em que a dívida pública e o risco de *default*, desempenham um papel, que por hipótese seja relevante para a condução da política monetária, por meio de funções de impulso-resposta. Avaliando as respostas da inflação, taxa de juros e câmbio as suas interações e presença de choques.

A hipótese central que é testada neste trabalho é que o comportamento de algumas variáveis fiscais pode prejudicar o bom funcionamento da política monetária em seu comprometimento com a meta de inflação estabelecida, neste caso a política fiscal possui impactos significativos sobre a eficácia da política monetária. Ou seja, mesmo que haja autonomia das autoridades monetárias em relação à condução da política, não existe independência desta no controle da inflação.

A relevância deste trabalho ocorre devido às condições macroeconômicas e políticas da economia brasileira, principalmente no período mais recente. Dentre estas mudanças, é possível citar: o aumento da taxa de inflação, que desde 2011 tem seu fechamento anual próximo da banda superior e em 2015, considerando o acumulado de doze meses até junho, o IPCA chegou a 8,89% – acima da banda superior de 6,5%; elevação da taxa Selic que vem subindo desde abril de 2013 e depreciação cambial desde o início de 2011 – variáveis que promove uma elevação da dívida pública uma vez que são os principais indexadores; e diminuição do crescimento da economia que podem impactar em uma menor arrecadação tributária e conseqüentemente levar a *déficits* primários. Esse quadro promove uma elevação da dívida pública a partir do final de 2013 e conseqüentemente maior risco-país.

Tendo as condições presentes, caso seja confirmado à hipótese de dominância fiscal, a política monetária pode se mostrar ineficiente no seu objetivo de controlar a inflação em sua meta. O esforço empregado para manter altas taxas de juros pode, em condições específicas, levar a uma pressão inflacionária ocasionada pela depreciação cambial.

A avaliação da hipótese contida neste trabalho é importante, tendo em vista que os custos atribuídos a uma elevada taxa de juros pode não levar aos resultados esperados no que se refere a uma redução da inflação. Caso isso ocorra, os caminhos da política econômica poderiam ser mudados: i) uma maior estabilidade fiscal poderia levar a uma retomada da política monetária; ii) se a elevação da taxa de juros é pouco eficiente para conter a inflação, a

fixação da mesma em um nível mais baixo teriam impactos na redução dos *déficit* fiscal e estímulo à atividade econômica.

Empiricamente, o estudo desta temática cresceu em importância com a crise econômica mundial de 2008, em que os governos de diversos países implantaram planos de estímulos fiscais com a finalidade de tentar conter um processo de recessão econômica em suas economias. Desta forma, a capacidade dos Bancos Centrais em conter o processo inflacionário dentro das metas, pode ser comprometida.

Além desta introdução, o trabalho está organizado em outras cinco capítulos. O segundo capítulo apresenta uma breve revisão teórica sobre as teorias que sugerem impactos da política fiscal sobre a monetária, com destaque para a abordagem de Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004), que avalia a relação entre a dívida pública e o risco de *default*. Em seguida, estão expostos os principais casos empíricos que abordam estudos de dominância fiscal e monetária para a economia brasileira. O quarto capítulo apresenta a base de dados e descreve brevemente os procedimentos econométricos que serão empregados. No quinto capítulo estão os resultados das estimações e sua discussão e por fim as considerações finais.

2 ABORDAGEM TEÓRICA - INTERAÇÃO ENTRE A POLÍTICA MONETÁRIA E A POLÍTICA FISCAL

É crescente na literatura econômica o estudo sobre a coordenação das políticas monetária e fiscal, tendo em vista que nem sempre existe harmonia entre as mesmas, o que pode levar a resultados indesejados em relação ao ótimo social. Mesmo o papel desempenhado pela política monetária sobre a performance macroeconômica, apresenta-se de maneira controversa ao longo da história econômica.

Durante a década de 1970, verificou-se um crescente descontentamento com o consenso keynesiano, o que promoveu o surgimento de novas formas de pensar os problemas macroeconômicos (SANTOS, 1999). Uma das novas escolas de pensamento econômico é a proposta Novo-Clássica, que em sua primeira geração¹ – abordagem de Lucas (1972) – busca explicar os ciclos econômicos a partir de distúrbios monetários não antecipados, que poderiam ter efeitos reais no curto prazo. Considerando a hipótese de que existe flexibilidade de preços, este efeito ocorreria devido à existência de informação imperfeita² dos indivíduos sobre a moeda e o nível geral de preços, em que se observou que existem problemas na extração de sinal, de forma que os produtores interpretaram erroneamente a variação no nível geral de preços (devido ao choque monetário inesperado), como um deslocamento dos preços relativos. Desta forma, o produtor acaba por promover uma elevação na oferta de bens.

Em uma abordagem subsequente, os pensadores da escola Novo-Keynesiana, representados por Gordon (1990), Mankiw e Romer (1991), entre outros, consideram as imperfeições de mercado, associadas à rigidez nos preços e nos salários, de forma que os choques de demanda causados por mudanças monetárias (entre outros fatores) podem afetar o nível de produto. As principais fontes de rigidez de preços nesse modelo se referem aos custos de *menu* e a rigidez no mercado de trabalho, decorrente de fatores como contratos implícitos, a existência de *insiders* e *outsiders*, o poder sindical, salário eficiência e dificuldade de se preencher vagas com as devidas qualificações.

¹ Na segunda geração, os fatores reais são pautados como fonte dos ciclos de negócios. Nesta ótica os principais fatores propulsores de mudanças no produto são os choques tecnológicos, mudanças nas preferências dos agentes e outros distúrbios do lado da oferta. Nos modelos de ciclos reais, os choques monetários não causam impactos sobre as variáveis reais da economia.

² Para este resultado é necessário que os agentes não observem o choque monetário antecipadamente, caso contrário tais efeitos não ocorreriam apenas haveria uma alteração de preços.

Nessas abordagens, as políticas da gestão de demanda agregada têm efeitos reais sobre o produto e emprego no curto prazo. Desta forma, é possível realizar políticas monetárias ativas visando elevação ou estabilização da demanda agregada. No longo prazo, haveria um ajuste integral dos preços e salários, assim, a moeda poderia ser considerada neutra, produzindo apenas alterações no nível de preços no longo prazo.

Outra linha de pensamento que apresenta algumas divergências, principalmente em seus resultados em que a moeda não é neutra nem mesmo no longo prazo, são os economistas que buscam desenvolver o conceito de economia monetária dentro da abordagem original de Keynes (1936). Estes economistas podem ser classificados como Pós-keynesianos, dentre estes pode-se citar os trabalhos de Carvalho (1988) e Davidson (1994), cujo pensamento parte da singularidade da moeda e da imprevisibilidade do futuro, que leva os agentes econômicos a tomarem decisões sob incerteza. Desta forma, em algumas situações os agentes buscam reter moeda ao optar por ativos com menor liquidez.

Consequentemente, existe instabilidade da demanda efetiva e flutuações da demanda agregada, impactando o nível de produto e emprego. A principal conclusão deste modelo é a de que a instabilidade da demanda efetiva é um fenômeno fundamentalmente monetário, tendo em vista que a utilização da moeda responde à incerteza do ambiente econômico. Ou seja, a moeda não é neutra mesmo no longo prazo. Estas perspectivas da política monetária apontam para efeitos reais no nível de produto.

A evolução das diferentes correntes de pensamento do *mainstream* levou à convergência entre a teoria e prática no que é chamado de “Novo³ Consenso Macroeconômico” (NCM). Este núcleo base da macroeconomia moderna pode ser representado por um conjunto de princípios acerca dos quais há grande concordância e que foi sintetizado por Taylor (1997 e 2000) em cinco pontos princípios:

- No longo prazo o produto potencial (ou produto real de longo prazo) é determinado pela função de produção da economia, que pode ser entendido como o modelo neoclássico de crescimento, que considera a tecnologia como uma variável explicitamente endógena;

³Para Mikhailova e Piper (2012, p.29), “Alguns autores expressam dúvida não só quanto à existência de um consenso macroeconômico, mas também quanto à validade de sua definição como “novo”, alegando que o chamado NCM nada mais é do que o ressurgimento da escola monetarista com uma nova especificação para a regra da política monetária”. Contudo, a discussão aprofundada da validade dos princípios expressos por Taylor (1997 e 1998) não é o objetivo deste trabalho, sendo seguida a corrente de pensamento do *mainstream*.

- A curva de Phillips de longo prazo é vertical, portanto não há relação entre inflação e desemprego no longo prazo. Consequentemente, a política monetária afeta a inflação, mas é neutra em relação às variáveis reais ou de longo prazo;
- A curva de Phillips de curto prazo é negativamente inclinada. Consequentemente, a política monetária deve ser conduzida de forma a manter a demanda agregada estável e com isso evitar flutuações temporárias de preços e salários;
- As expectativas inflacionárias e as decisões políticas futuras são endógenas e significativas. Ou seja, as expectativas dos agentes são importantes na tomada de decisão e reagem às ações de política econômica exercida pelos *policy maker*, tanto fiscal como monetária;
- As decisões de política monetária devem obedecer à regra explícita ou uma função de reação que seja conhecida pelos agentes e com isso possa guiar as expectativas. A política monetária deve estabelecer uma regra de como a taxa de juros se ajustaria a alterações em eventos econômicos (expansão ou recessão econômica).

Na proposição Taylor (1997 e 2000), estes cinco princípios orientam o núcleo da teoria econômica recente, contudo salienta que em um ambiente macroeconômico complexo, ainda existem importantes debates⁴ a serem realizados. As principais características defendidas pelo NCM é a existência de uma âncora nominal, que tem o objetivo de determinar o equilíbrio de uma economia (sendo amplamente utilizadas as metas de inflação) tendo como principal instrumento de política econômica a taxa de juros (política monetária).

De acordo com as proposições do NCM, a política fiscal tem um papel secundário para a estabilidade de preços, no curto prazo, pois estaria atrelada a uma condição de equilíbrio das contas públicas e a equivalência ricardiana para os agentes econômicos. Tendo a credibilidade e a transparência das autoridades monetárias como elemento central para amenizar o problema de inconsistência temporal da política monetária e viés inflacionário, e com isso alcançar êxito da âncora nominal – meta de inflação. Neste caso, a política fiscal deveria atender os objetivos da política monetária.

Na esfera da política econômica ativa, a interação entre as políticas tem como responsáveis instituições como o Banco Central que conduz a política monetária e o Tesouro

⁴ Uma das principais críticas é realizada pelos pós-keynesiana que consideram que em uma economia monetária, a moeda não é neutra, nem no curto e nem no longo prazo. Outra crítica é a ênfase dada à âncora nominal, sendo deixando em segundo plano, outras variáveis importantes, como: câmbio, emprego e crescimento do produto.

Nacional, responsável pela gestão fiscal. Para Niemann e Von Hagen (2008), existem externalidades nas ações da autoridade monetária sobre a fiscal e da autoridade fiscal sobre a monetária. A natureza destas externalidades é institucional, pois as preferências destes estão no cerne do problema. Neste caso, os problemas da coordenação entre as políticas tem origem nas diferentes obrigações que cada instituição possui, sendo que estas estão ligadas a um único preço na economia – a taxa de juros.

Em economias que utilizam o regime de metas para a inflação, o objetivo primário dos Bancos Centrais, se refere ao controle do nível de preços da economia. Para isso, a instituição utiliza como instrumento a taxa de juros de curto prazo, que é determinada por alterações na oferta de moeda. Já a administração da dívida pública é realizada pelo Tesouro Nacional e tem o objetivo de gerenciar e obter as melhores condições⁵ para financiamento das operações do Governo.

A taxa básica de juros da economia incide sobre a dívida pública do Governo. Logo, as ações do Tesouro Nacional são afetadas pelas ações do Banco Central. Caso haja um período de pressões inflacionárias, a ação provável do Banco Central é a de reprimir a oferta monetária, visando à elevação da taxa de juros. Consequentemente, haverá impacto sobre as ações do Tesouro Nacional, aumentando o custo da dívida.

Também é possível observar uma relação inversa, de acordo com a qual o crescimento da dívida pública administrada pelo Tesouro Nacional pode pressionar o Banco Central para a elevação da taxa de juros de duas formas: i) o aumento dos gastos públicos promove a elevação da demanda agregada e, conseqüentemente, da demanda por moeda, caso não haja uma acomodação desta demanda via elevação da oferta de moeda haverá elevação da taxa de juros; e ii) o aumento da dívida pública pode acarretar crise de confiança nos títulos públicos, neste caso os investidores irão exigir maior prêmio como compensação a aceitar o risco. Neste caso as ações do Banco Central são afetadas pelo Tesouro Nacional.

⁵ Buscar o menor custo da dívida e prazos de pagamento condizentes com as necessidades e capacidade de pagamento.

2.1 INCONSISTÊNCIA INTERTEMPORAL E AUTONOMIA DO BANCO CENTRAL: REGRA VERSUS DISCRICÃO

A credibilidade dos Bancos Centrais tem um papel fundamental para o entendimento da condução da política monetária. Segundo Blinder (1999) ao considerar algumas hipóteses, como as expectativas racionais, seria possível que o *policy maker* realizasse uma política monetária de desinflação sem haver custos de desemprego - considerando a presença de credibilidade total da autoridade monetária.

O debate em torno da necessidade de um Banco Central independente teve origem no final dos anos de 1960 após a publicação de um importante artigo denominado de *Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency Of Optimal Plans* de Kydland e Prescott (1977). Este estudo, aponta a inabilidade dos *policy makers* em lidar com o problema do *trade-off* inflação e desemprego, e com isso, sugere a necessidade de um Banco Central desvinculado de pressões políticas.

Esta inabilidade, segundo Kydland e Prescott (1977) é decorrente do fato das decisões políticas estarem sujeitas a problemas de inconsistência dinâmica. Neste entendimento, a melhor política para um dado momento – política discricionária – pode não resultar na maximização da função de bem estar social. De acordo com McCallum (1989), uma política discricionária ocorre quando as autoridades monetárias determinam o montante do estoque de moeda para cada período, tendo em vista a situação corrente. Com isso, a condução da política monetária não precisa necessariamente estar conectada a períodos posteriores, logo a escolha da política adotada poderá ser diferente a cada período no tempo.

Então, a política discricionária é apropriada apenas nos casos em que o presente estado da economia e os seus movimentos futuros dependem unicamente de decisões de estados passados e presentes. Assim, existia a suposição *a priori* de que o comportamento econômico dos agentes não mudaria a cada política aplicada.

No entanto, esta situação não é consistente com um sistema econômico dinâmico, em que existem expectativas em relação às políticas futuras. Nesta perspectiva, Lucas (1976) foi um importante precursor do trabalho de Kydland e Prescott (1977), ao avaliar que as variáveis macroeconômicas são influenciadas pelas políticas econômicas em si, ou seja, as expectativas em relação às políticas podem variar. Desta forma, o comportamento estrutural dos agentes

em relação às decisões de consumo, investimento, produção e oferta não mudam a todo o momento do tempo, o que muda é o conjunto de informações.

Assim, Lucas (1976) mostrou que a forma pela qual a análise de política estava sendo conduzida era logicamente inválida se as expectativas fossem consideradas racionais. Com isso, os efeitos finais de uma política macroeconômica não podem ser perfeitamente analisados. Uma vez que mudanças na função objetiva social podem refletir em mudança nas expectativas, o que torna inconsistente com a teoria de controle otimizador. Ou seja, se expectativas⁶ forem consideradas racionais, é incoerente a aplicação da teoria do controle ótimo, pois nesta existe a suposição *a priori* de que o comportamento econômico dos agentes não muda a cada estado da economia e política aplicada.

A proposição de Kydland e Prescott (1977) foi exemplificada pelos autores ao avaliar uma sequência de políticas para o período de 1 ao t dado por $\pi = \{\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_t\}$, e as suas correspondências nas decisões dos agentes econômicos, representadas por $x = \{x_1, x_2, \dots, x_t\}$. Sendo que as decisões dos agentes no período t dependem de todas as decisões políticas e das suas próprias decisões passadas, dado por $x_t = X_t(x_1, \dots, x_{t-1}, \pi_1, \dots, \pi_t)$. Assumindo ainda que exista uma função objetivo social comum, representada por $S(x_1, \dots, x_t, \pi_1, \dots, \pi_t)$.

Neste contexto, se existir uma política ótima, esta irá maximizar a função objetivo social sujeita ao fato das decisões dos agentes dependerem de todas as decisões de política passadas e das suas próprias decisões no passado. Com isso, para Kydland e Prescott (1977), uma política é consistente se para cada dado momento maximiza a função objetivo social comum, dadas as decisões anteriores e acreditando que as futuras decisões políticas serão similares as anteriores.

A inconsistência desta proposição pode ser demonstrada para o período $t=2$, em que a função objetivo social é $S(x_1, x_2, \pi_1, \pi_2)$ sujeito à restrição $x_1 = X_1(\pi_1, \pi_2)$ e $x_2 = X_2(x_1, \pi_1, \pi_2)$. A política consistente ignora os efeitos da política no momento dois nas decisões dos agentes econômicos no período um. Desta forma, apenas se o efeito da política do momento dois sobre a decisão dos agentes econômicos no período um for zero ou se o efeito das mudanças na decisão dos agentes econômicos sobre a função objetivo social comum, direta ou indiretamente também for zero é que a política consistente será ótima.

⁶ Inicialmente desenvolvida por Lucas e Sargent (1981), as expectativas racionalmente possuem duas versões, a fraca onde os agentes constroem suas expectativas e agem da melhor maneira possível, usando todas as informações disponíveis, não ocorrendo, pois, erros sistemáticos de previsões e a versão forte, onde os agentes atuam como se conhecessem a estrutura da economia, e com isso, assume-se que na média, os agentes sempre acertam os valores verdadeiros das variáveis relevantes.

Porém, a inconsistência dessa forma de atuação é que as diferentes gerações possuem diferentes ordenações de preferência, o mesmo ocorre para os diferentes movimentos do estado da economia. Com isso, um problema no período t , pode ser equalizado de diferentes maneiras no período $t+1$, conseqüentemente as ações políticas tem efeito nas decisões dos agentes econômicos, pois existem expectativas em relação ao futuro.

Na mesma linha, Niemann e Von Hagen (2008) construíram um modelo em que os resultados derivam do pressuposto de que a autoridade fiscal é mais impaciente do que uma família representativa, conseqüentemente a autoridade fiscal seria menos voltada para o futuro. E isso ocorre devido ao fato de que os governantes estão sujeitos à incerteza eleitoral e política, o que incentiva os políticos a não perseguir agendas políticas com efeitos no longo prazo.

Dessa forma, considerando as autoridades fiscais menos voltadas para o futuro, Kydland e Prescott (1977) observaram que a consistência política só poderia ser definida por um conjunto de regras⁷, pois inexistente a possibilidade de obtermos no presente, os acontecimentos futuros e as políticas consistentes. Com isso, a melhor alternativa é a criação de um conjunto de regras de decisão, que sejam claras e de fácil entendimento, com isso os agentes econômicos poderiam verificar facilmente qualquer desvio por parte das autoridades monetárias. Desta forma, não haveria assimetria de informação ou políticas monetárias não previstas pelos agentes, garantindo assim uma credibilidade suficiente para evitar ciclos econômicos.

Corroborando a proposta de Kydland e Prescott (1977), Taylor (1993) observou que a inconsistência temporal pode ser amenizada a partir da adoção de regras monetárias, com objetivo de restringir as ações discricionárias e com isso o viés inflacionário. Para McCallum (1989) sob o regime de discricção a tomada de decisão em relação à política monetária ocorre a cada período, com isso mesmo considerando a hipótese de expectativas racionais, os agentes econômicos não conseguem definir a variação da base monetária corretamente, ou seja:

⁷ Para exemplificar Kydland e Prescott (1977) avalia a relação entre alunos e professor na aplicação de avaliações: O professor, ao marcar um teste, obriga os alunos a estudar. No entanto, no dia do teste, a escolha ótima desse momento seria não fazer o teste, pois os alunos já tinham estudado e poupava o trabalho de efetuar a avaliação. Considerando a adaptabilidade das expectativas dos estudantes, ao fim de algumas decisões semelhantes por parte do professor, os alunos começariam a deixar de estudar para o teste. Isso levaria o professor a não desmarcar mais o teste, o que faria com que os alunos reprovassem. Ou seja, a alteração das expectativas dos estudantes tem repercussões na decisão do professor. Se a regra do professor for sempre fazer o teste, então os alunos nunca se desleixarão no estudo. A adoção de uma regra será sempre, no médio e longo prazo, melhor do que a sucessiva tomada de decisões em cada momento.

$$\Delta M_t \neq \Delta M_t^e \quad (01)$$

Nesse caso a variação da base monetária no período atual (ΔM_t) é diferente da variação da base monetária esperada (ΔM_t^e). Por isso, o autor conclui que sob regime de discricção há um viés inflacionário, porque os agentes econômicos falham em perceber a magnitude da variação da base monetária que é influenciada pela própria política e pelo estado da economia.

Nesse ponto, Romer (2011) complementa afirmando que quanto maior for a variação da base monetária, maior tende a ser o benefício de crescimento do produto e redução do desemprego, mas há um custo de elevação da inflação – que pode ser negligenciada no curto prazo pelos *policy maker*. Assim, o autor observou que os agentes econômicos conhecem estes incentivos e modelam a sua forma de atuação com a ação da política econômica, conseqüentemente as promessas dos governantes passam a ser desacreditadas. Neste caso, a possibilidade dos políticos seguirem uma política discricionária em vez de cumprirem a regra, pode originar uma maior inflação sem haver efeitos no aumento do produto.

Isso não ocorre no regime de regras de política monetária, de acordo com McCallum (1989), pois esta é previamente definida e conhecida pelos agentes econômicos, conseqüentemente a variação da base monetária não é sobre ou subestimada pelos agentes econômicos ($\Delta M_t = \Delta M_t^e$), para períodos sucessivos de tempo.

Para Romer (2011), a imposição de uma regra de condução da política monetária só funcionará se tiver que ser cumprida pelos governantes, pois os *policy makers* têm incentivos a promover uma variação da base monetária acima do nível esperado pelos agentes econômicos. Uma solução extrema seria a perda da capacidade de determinar a oferta de moeda pelas autoridades monetárias.

A imposição de regras austeras na condução da política monetária, pode apresentar algumas dificuldades tendo em vista que em algumas situações completamente inesperadas, uma política monetária discricionária poderia auxiliar a transpor a situação adversa. Para Barro e Gordon (1983) a regra é superior à discricção, uma vez que ambas estão sujeitas a choques inflacionários, contudo, os compromissos assumidos (regras) podem evitar uma inflação excessiva. Entretanto, para o autor a política de regras seria uma segunda melhor solução, havendo uma solução ótima, em que a reputação do agente substituiria a necessidade de uma regra previamente compromissada.

Segundo Romer (2011), é possível mitigar o problema da inconsistência temporal (levando em conta eventos inesperados) e manter a taxa de inflação baixa sem impor regras estritas à condução da política monetária, isso poderia ser feito a partir do Modelo de Reputação⁸ ou Modelo com a Delegação de poderes.

No primeiro os agentes econômicos possuem informações sobre as preferências dos governantes ou partidos políticos em relação a estabilidade da inflação ou crescimento do produto. Neste modelo, os agentes formam as suas expectativas em relação às ações políticas para cada estado da economia, não havendo uma regra, mas sim um parâmetro comportamental.

A segunda forma de mitigar o problema da inconsistência dinâmica, parte da ideia Rogoff (1985) de delegar a condução da política monetária a indivíduos que notoriamente são avessos à inflação, no caso de utilização de metas de inflação, que conduza a política monetária para a meta comprometida. Desta forma, os agentes econômicos têm um parâmetro para guiar as expectativas de inflação. Contudo, perante choques econômicos a reação ótima das autoridades monetárias (conservadorismo) pode não ser socialmente a melhor.

Em muitos países as expectativas inflacionárias dos agentes têm sido guiadas por meio de âncora nominal, em um regime de política monetária com metas de inflação, que é uma maneira de evitar o problema do viés inflacionário e da inconsistência temporal. Em linhas gerais, o regime de metas de inflação segue a proposta de Taylor (1993), que definiu uma regra simples de ajustamento para a taxa de juro nominal. Nesta proposição, o Banco Central eleva a taxa de juro real acima do valor de equilíbrio de longo prazo em resposta a pressões de alta inflacionaria e ao produto acima da taxa natural. Visando atingir a âncora nominal, o Banco Central também pode utilizar outros instrumentos, como o controle dos Agregados monetários.

Para o bom funcionamento do sistema de regras, as autoridades monetárias devem ter uma reputação de aversão à inflação, ou seja, do comportamento passado dos *policy makers*. O viés anti-inflacionário permite guiar as expectativas dos agentes sobre a magnitude esperada para a inflação, dado o anúncio da meta (ou intervalo) para o índice de inflação, embora o Banco Central não possua controle total sobre a inflação, que pode sofrer desvios da meta anunciada. No entanto, se houver credibilidade das autoridades monetárias com a meta anunciada, as expectativas dos agentes podem ser guiadas para a meta.

⁸ Modelo cuja hipótese foram desenvolvidas inicialmente por Backus e Driffill (1985) e Barro (1986).

Dessa discussão surge o conceito de independência dos Bancos Centrais, que geralmente apoia-se na ideia de que quanto maior o grau de independência menor tende a ser a inflação, logo existe credibilidade⁹ nas ações do Banco Central. Neste caso a independência, ocorre no sentido de que o Banco Central não recebe ordens do governo a respeito da conduta da política monetária. Consequentemente, a política monetária deixa de estar atuando na gestão macroeconômica de forma geral, a principal preocupação do Banco Central nesta ótica é a busca por estabilidade de preços e como objetivo secundário a estabilização de movimentos cíclicos do produto.

Em paralelo com esta discussão, é necessário ter em conta e avaliar a proposição de Dixit e Lambertini (2003) que procurou demonstrar que caso haja uma política fiscal discricionária, os benefícios do compromisso monetário podem ser anulados. Neste caso, se não houver coordenação das políticas fiscais e monetárias poderá haver um viés inflacionário, devido à forma de atuação das autoridades fiscais em seus gastos e na formação da dívida pública, uma vez que o Banco Central se compromete a uma taxa de inflação mediante a um nível de endividamento específico.

A proposição de dominância fiscal descrita por Blanchard (2004) corrobora a abordagem de Dixit e Lambertini (2003), de que o excesso de conservadorismo do Banco Central e a obstinação no cumprimento das metas de inflação, podem levar a uma elevação da dívida pública mediante a elevação da taxa de juros – buscando conter o processo inflacionário – e pela necessidade de financiamento da dívida que poderá ocorrer a partir da elevação dos impostos. Consequentemente, haverá perdas de bem-estar.

Este quadro levou Niemann e Von Hagen (2008) a concluir que pode ser aconselhável suspender temporariamente a independência do Banco Central quando houver choques econômicos que force as autoridades fiscais a recorrer ao endividamento. Observando que, neste caso, pode levar a ganhos de bem-estar com a redução do conservadorismo do Banco Central, que pode contribuir para levar à economia a uma convergência mais rápida para o estado estacionário. Uma vez recuperado a sustentabilidade da dívida, o governo retoma o grau original de conservadorismo monetário.

Contudo, é necessário avaliar quais os motivos que seriam suficientemente graves para a suspensão do conservadorismo do Banco Central. Tendo em vista que o Banco Central independente é um meio eficaz de manter a credibilidade do regime de metas de inflação e a

⁹ A credibilidade do Banco Central foi definida por Svensson (2000) como o encontro entre as expectativas de inflação dos agentes econômicos com as meta anunciada.

sua flexibilização poderia ser utilizada de forma abusiva perante recessões e dificuldade política. Representando assim retrocesso à inconsistência temporal descrita por Kydland e Prescott (1977).

2.2 PRINCIPAIS CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

A política monetária é um “conjunto de medidas adotadas pelo governo visando adequar os meios de pagamento disponíveis às necessidades da economia do país. Essa adequação geralmente ocorre por meio de uma ação reguladora, exercida pelas autoridades sobre os recursos monetários” (SANDRONI, 1999, p.478).

A evolução da discussão sobre a inconsistência intertemporal da política monetária e a importância da autonomia e credibilidade do Banco central, propiciou uma convergência de teorias e práticas formalizada a partir do NCM. Uma das principais características dessa abordagem é a ideia de que as decisões de política monetária devem obedecer à regra explícita que sejam conhecidas pelos agentes e com isso possa guiar as expectativas dos mesmos.

A política monetária realizada a partir de uma regra pode ocorrer a partir de diferentes mecanismos de transmissão para a economia real. De acordo com Taylor (1997 e 2000), uma das principais características defendidas pelo NCM é a existência de uma âncora nominal, que tem o objetivo de determinar o equilíbrio de uma economia. Comumente, são utilizadas as metas para a inflação, que tem como principal instrumento de política econômica a taxa de juros que deve ser conduzida de forma a estabilizar a demanda agregada¹⁰ e não causar distorções em relação à meta.

Para Pacheco (2006, p.10) o “mecanismo de transmissão da política monetária consiste em diferentes canais interligados, constituindo uma teia através da qual, e em diversas fases, a política monetária irá operar”. A sua análise, mesmo que sucinta, torna-se relevante para este trabalho, principalmente ao introduzir os efeitos da política fiscal (em

¹⁰ No NCM é considerado que o núcleo da inflação é de demanda. Com isso, autores que trabalham na tradição Keynesiana e os pós-keynesianos, não consideram determinantes os mecanismos de controle inflacionário que serão descritos, uma vez que identificam que, na maioria dos casos, a inflação é um problema gerado pelo lado da oferta.

especial o endividamento público) sobre estes mecanismos, possibilitando uma avaliação da capacidade de controle de preços e da atividade econômica.

A importância e intensidade destes mecanismos de transmissão variam de acordo com as características de cada economia. Para ilustrar esta afirmação, considere a taxa de câmbio, que perde a eficácia em economias que utilizam a taxa de câmbio fixo, o mesmo vale para o canal de crédito em economias em que o sistema financeiro é pouco desenvolvido. Assim, Mishkin (2000) observou que para a política monetária alcançar sucesso, é necessário que as autoridades conheçam os efeitos sobre cada economia, bem como o número de períodos para alcançar o objetivo desejado.

Um dos mecanismos de transmissão da política monetária mais tradicional na literatura econômica é a taxa de juros. Uma política monetária contracionista, pode ser utilizada com o objetivo de conter um processo inflacionário, esta envolve a manipulação da taxa de juro de curto prazo a partir de operações de mercado aberto (por exemplo), cujas alterações irão levar a uma diminuição da oferta de moeda, e com isso uma elevação da taxa de juros.

A alteração da taxa de juros implica em dois efeitos (principais): O primeiro é o efeito rendimento que leva a um efeito substituição, em que a elevação da taxa de juro aumenta os rendimentos obtidos em aplicações financeiras no período atual e com isso favorece o consumo futuro, em detrimento do consumo¹¹ corrente. No segundo, a elevação do custo do capital e a diminuição da rentabilidade dos projetos de investimento, provocando uma diminuição nas despesas de investimento¹², que por sua vez pode conduzir a uma diminuição da demanda agregada e com isso há uma queda no produto. Uma característica importante deste mecanismo, apontada por Pacheco (2006) é a ênfase dada à taxa de juro real em relação a nominal, pois esta irá afetar as decisões de despesa em consumo e investimento.

Apesar de ser um consenso entre os economistas de que existe uma relação qualitativa da política monetária, com o aumento da taxa de juros, deprimindo no curto prazo a atividade econômica e com isso a inflação, persistem discordâncias a respeito da amplitude deste efeito. Entre os que consideram este canal de transmissão relevante, entre outros autores, estão os trabalhos de Tobin (1987) e Taylor (1995). Segundo Tobin (1987) em sua verificação empírica, uma diminuição da taxa de juro provoca um estímulo ao consumo. Conclusão esta

¹¹ Neste caso os gastos com consumo se referem a bens duráveis.

¹² Além do investimento empresarial é possível considerar também as decisões de investimento em imóveis residenciais.

compartilhada por Taylor (1995), que a partir de uma revisão de literatura sobre trabalhos empíricos, observou que existe uma estreita relação entre variações da taxa de juro e as decisões de despesa em consumo e investimento. Outros autores como Chirinko (1993), Gerlach e Smets (1995) e Thomas (1997) evidenciam empiricamente efeitos pouco significativos de variações na taxa de juros sobre o consumo e investimento.

Essa incongruência implica buscar outros mecanismos de transmissão da política monetária, que podem ser enquadrados em duas categorias. A primeira que opera por meio do preço de ativos, que não seja o da taxa de juros, e o segundo por meio de informações assimétricas no mercado de crédito. Os mecanismos de transmissão que opera por meio do preço de ativo estão simplificados no Quadro 01.

Quadro 01 - Efeito dos preços de outros ativos

Política monetária		
Efeito da taxa de câmbio sobre as exportações líquidas	Teoria do q de Tobin	Efeito riqueza
Política monetária ↓ Taxa de juros ↓ Taxa de câmbio	Política monetária ↓ Preço das ações ↓ q de Tobin	Política monetária ↓ Preço das ações ↓ Riqueza financeira
Exportações líquidas	Investimento	Consumo
Inflação e Produto interno bruto		

Fonte: Elaboração própria a partir do trabalho de Mishkin (2000, p.388).

O mecanismo de transmissão de política monetária via efeito dos preços de outros ativos, como o efeito da taxa de câmbio sobre as exportações líquidas, assume um papel relevante em economias que utilizam o regime de câmbio flutuante. Para Mishkin (2000) há uma amplificação deste efeito (impacto do câmbio na transmissão da política monetária) quanto maior o grau de internacionalização, ou seja, quanto maior for à abertura econômica de um país. Já em países que utilizam o câmbio fixo, esse canal de transmissão não opera, tendo em vista que os preços relativos entre a moeda doméstica e a moeda estrangeira serem fixados pelo governo.

Para Pacheco (2006, p.16), a transmissão da política monetária ocorre por meio de efeitos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio, contudo o “[...] impacto preciso de uma alteração das taxas de juro sobre a taxa de câmbio é incerto, uma vez que depende das expectativas relativamente à inflação e às taxas de juro domésticas e externas que, aliás, poderão também ser afectadas pela medida de política”. Contudo, ao considerar todo o resto constante, o curso de transmissão da política monetária se desenvolve da taxa de juro para a taxa de câmbio por meio da condição denominada “paridade não coberta da taxa de juro”. Condição esta que relaciona os diferenciais de taxa de juro com as alterações esperadas na taxa de câmbio.

Dessa forma, uma política monetária contracionista provocará uma elevação da taxa de juro doméstica, relativamente à taxa de juro internacional, que resulta em uma entrada de capital (dada à paridade da taxa de juros) e consequente apreciação da moeda doméstica. Consequentemente os bens domésticos se tornam mais caros, relativamente aos bens estrangeiros, impactando negativamente nas exportações líquidas e no produto. Pelo lado da oferta, a apreciação real da moeda provocada pela política monetária expansionista, diminui o preço dos bens importados, fazendo com que haja uma diminuição da inflação¹³.

É importante observar a distinção entre a taxa de câmbio real e taxa de câmbio nominal. Para Oliveira (2001, p.47) um aumento da taxa de câmbio nominal leva normalmente ao aumento da taxa de câmbio real no curto prazo, tendo em vista o ajustamento lento dos preços e salários. Deste modo, no longo prazo, a taxa de câmbio real tende a convergir para o equilíbrio, à medida que os preços e a taxa de câmbio nominal se ajustam. Esta alteração nos preços relativos poderá demorar vários períodos para que seus efeitos sejam transmitidos à economia doméstica e para as despesas.

Para o presente estudo, este é um dos principais canais de transmissão da política monetária. A avaliação da possibilidade de dominância fiscal parte do princípio de que uma depreciação cambial é causada por um aumento da taxa básica de juros e maior percepção de risco de *default* por parte dos investidores estrangeiros perante a fragilidade das variáveis fiscais (dívida pública).

A política monetária também pode impactar a inflação e o produto a partir do seu efeito sobre o valor estimado da participação acionária (valorização dos títulos), esta relação é

¹³ Este modo tradicional de avaliação de política monetária via taxa de câmbio que apresentam controvérsias ao ser avaliado em um âmbito específico com alto nível de endividamento externo, de acordo com Blanchard (2004).

denominada de Teoria q de Tobin. Esta relação foi desenvolvida por Tobin (1969) que define q como o valor de mercado da empresa dividido pelo custo de substituição do capital, podendo ocorrer duas situações.

A primeira, no caso de q ser elevado, indicando que o valor de mercado da empresa é elevado relativamente ao custo de substituição do capital, de forma que novas instalações e equipamentos de capital serão baratos relativamente ao valor de mercado da empresa. Neste caso as despesas de investimento irão aumentar, pois a empresa tem a possibilidade de adquirir uma grande quantidade de novos bens de investimento, decorrente da emissão de ações (mesmo que pequena). Uma segunda situação é quando o q é baixo, indicando que o valor de mercado da empresa é baixo relativamente ao custo de substituição do capital a empresa, neste caso a empresa não irá adquirir novos bens de investimento (MISHKIN, 2000).

Logo, esta teoria aponta uma relação entre os preços dos títulos e as despesas de investimento. Neste caso, o canal de transmissão da política monetária ocorre a partir da maior demanda por títulos, dada uma política monetária expansionista. Mishkin (2000) observou que quando ocorre um aumento da oferta de moeda, os agentes econômicos buscam aplicar os saldos excedentes e dentre os vários mercados disponíveis há o mercado de ações. A elevação da demanda por ações pode implicar em uma elevação do valor de mercado das empresas. Também a política monetária expansionista, pode levar a uma diminuição do custo da substituição do capital. Estes dois efeitos provocam uma elevação no q de Tobin e, portanto, leva a maiores despesas de investimento.

Outro canal para a transmissão monetária pelos preços dos ativos ocorre a partir do efeito riqueza sobre o consumo, que é decorrente de alterações do valor do patrimônio. Sob a hipótese do ciclo de vida do consumo de Modigliani (1971) e do rendimento permanente de Friedman (1957), o consumo é determinado pelos recursos formados ao longo da vida (patrimônio) dos consumidores. Uma das principais componentes desses recursos é a riqueza financeira e imobiliária.

Com uma política monetária expansionista, há um aumento da riqueza financeira via valorização das ações, que constituem um incremento no patrimônio, contribuindo para a elevação dos recursos vitalícios dos consumidores, e com isso há uma elevação do consumo (bens não duráveis e serviços). Ou seja, existem alterações nas despesas de consumo originadas em variações no valor real da quantidade de moeda, tendo em vista os seus impactos no patrimônio.

A política monetária também pode se propagar devido a informações assimétricas no mercado de crédito, Mishkin (2000) expõe dois canais possíveis: os que funcionam a partir dos efeitos sobre os empréstimos bancários e os que funcionam a partir dos efeitos sobre os balanços patrimoniais das firmas e dos indivíduos. Estes canais de transmissão da política monetária podem ser representados no Quadro 02.

Quadro 02 – Visão do crédito

Política monetária			
Mecanismo de transmissão via empréstimo bancário	Mecanismo de transmissão via balanço patrimonial	Mecanismo de transmissão via fluxo de caixa	Mecanismo de transmissão via nível de preços não antecipado
Política monetária ↓ Depósito bancário ↓ Empréstimos	Política monetária ↓ Preço das ações ↓ Risco moral e seleção adversa ↓ Atividade de empréstimo	Política monetária ↓ Taxa de juros ↓ Fluxo de caixa ↓ Risco moral e seleção adversa ↓ Atividade de empréstimo	Política monetária ↓ Nível de preços não antecipados ↓ Risco moral e seleção adversa ↓ Atividade de empréstimo
Investimento	Investimento	Investimento	Investimento
Inflação e Produto interno bruto			

Fonte: Elaboração própria a partir do trabalho de Mishkin (2000, p.388).

Em relação ao mecanismo de transmissão via empréstimo bancário ou crédito, os bancos têm um papel importante no sistema financeiro, atuando como intermediário financeiro e ampliando as possibilidades dos agentes econômicos *deficitários* encontrarem excedentes financeiros livres no momento de suas necessidades, assim como expandem as oportunidades dos agentes *superavitários*, com relação à absorção de seus excedentes no mercado financeiro. Além disso, os bancos são capacitados a solucionar os problemas de assimetria de informação existentes no mercado de crédito, tendo em vista que as instituições são especializadas e tecnologicamente equipadas para assumir este papel. Conseqüentemente, são minimizados os custos de transação e custos de informação relacionados ao oferecimento

e a busca de recursos, sendo uma ponte entre as decisões de política do Banco Central e os agentes econômicos.

Considerando uma política monetária expansionista que promova uma elevação das reservas ou depósitos bancários, esta tende a promover uma elevação da quantidade de recursos destinados a empréstimos. A elevação da oferta de empréstimos culminará em uma diminuição do “prêmio financeiro”, estimulando os tomadores de empréstimo a captar os recursos excedentes, elevando a demanda agregada e consequentemente impactam o nível de produto e inflação.

Um fato importante, ressaltado por Mishkin (2000) é que no canal de transmissão do empréstimo bancário a política monetária atuará com maior efeito sobre as despesas das empresas pequenas, as quais são mais dependentes dos empréstimos do setor bancários, em relação às grandes empresas, que podem captar recursos diretamente do mercado de ações ou de títulos. Com isso, de certa forma é possível controlar o crédito de acordo com seu emprego produtivo.

O funcionamento deste canal de transmissão depende de duas condições básicas, segundo Ramey (1993). A primeira é que a capacidade de financiamento dos bancos seja afetada pelas condições do mercado monetário, ou seja, o Banco Central pode restringir ou expandir a capacidade dos bancos comerciais de criar crédito e com isso impacta a oferta de empréstimos. E a segunda condição diz respeito aos tomadores de empréstimos, quando existem poucas fontes alternativas de financiamento, os efeitos da política monetária promovem maiores efeitos sobre a disponibilidade de crédito bancário.

Na literatura econômica, existem múltiplas conclusões em relação ao impacto deste canal de transmissão de política monetária. Questionando os impactos deste canal de transmissão estão Edwards e Mishkin (1995) e Meltzer (1995) argumentam que o mercado financeiro tem se desenvolvido em um processo crescente de desintermediação¹⁴ além disso, as autoridades monetárias estão menos atuantes na regulação das reservas bancárias. Os argumentos citados pelos autores são relevantes, contudo, os seus reais efeitos dependem do grau de evolução do sistema financeiro e da forma de atuação das autoridades monetárias, corroborando com as duas condições básicas descritas por Ramey (1993). Ou seja, podem apresentar diferentes resultados para diferentes economias.

¹⁴ Ou intermediação indireta, refere-se a situações nas quais as instituições financeiras não atuam diretamente, apenas colocam os agentes em contato e eles realizam os negócios.

Na visão do crédito também é possível considerar o mecanismo de transmissão via balanço patrimonial. Nesta abordagem é avaliada a presença de assimetria de informações nos mercados creditícios, por meio dos valores líquidos das empresas e das garantias de empréstimos das mesmas. Considerando que, quanto menor for o valor líquido de uma empresa, maiores serão os problemas referentes à seleção adversa e risco moral. Nestas condições, a empresa tem menos garantias para os seus empréstimos e com isso existem maiores possibilidades dos credores arcarem com prejuízo. Assim, o volume de financiamento é menor, bem como os gastos em investimentos. Desta forma, uma boa situação contábil da empresa é fundamental para que seja mantidas linhas de financiamento no mercado de crédito.

Para Mishkin (2000), a política monetária pode afetar o balanço patrimonial das empresas de diferentes formas. Como visto anteriormente, uma política monetária expansionista causa uma elevação do preço das ações, conseqüentemente eleva o valor líquido das empresas e ameniza os problemas de seleção adversa e risco moral, possibilitando maior acesso ao crédito, causando assim um ciclo de crescimento, que potencializa o efeito a política monetária, impactando na demanda agregada.

De forma similar ao mecanismo de transmissão da política monetária via balanço patrimonial, há a transmissão via fluxo de caixa – diferença entre recebimentos e pagamentos. Neste caso, uma política monetária expansionista diminui a taxa de juros nominal e com isso causa melhorias no balanço patrimonial devido ao aumento no fluxo de caixa das empresas com a maior liquidez da firma e agentes econômicos.

Um último mecanismo de transmissão da política monetária, ocorre pelo nível de preços não antecipados. Para Mishkin (2000, p.391), uma política monetária não-antecipada impacta o nível de preços, neste caso “Como o pagamento de dívidas é expresso em termos nominais, um aumento não-antecipado do nível de preços reduz o valor dos passivos em termos reais (diminui o fardo da dívida)”. Assim, uma política monetária expansionista leva a um aumento não antecipado do nível de preços, elevando assim o valor líquido real da empresa e com isso reduz os problemas de seleção adversa e risco moral, possibilitando um maior acesso ao crédito.

Esses são os principais meios de propagação da política monetária, em maior ou menor grau. Esses canais são interligados, constituindo assim diversas fases em que a política monetária pode operar. A política fiscal também desempenha um papel importante na determinação do produto e dos níveis de preços. Com isso, nas próximas sessões serão

avaliados os casos em que a política monetária com os seus mecanismos de propagação falham em sua capacidade de controle de preços e da atividade econômica, dadas as ações da política fiscal.

Para avaliar os principais pontos de interação que podem causar externalidades positivas ou negativas, entre as políticas econômicas e conseqüentemente impactar no ótimo social, seguem três abordagens que frisam a interação existente entre política fiscal e monetária, bem como a dominância de uma política sobre a outra, sendo dado enfoque para os limites da política monetária, quando há um ambiente fiscal hostil.

O marco inaugural sobre a hipótese de dominância fiscal foi desenvolvida por Sargent e Wallace (1981) que afirmaram que em uma política fiscal que não respeite a restrição orçamentária intertemporal, no longo prazo, poderia ocorrer a perda de eficácia da política monetária no controle da inflação. E isso poderia acontecer devido à necessidade de financiar os *déficits* públicos através do imposto inflacionário.

Uma segunda vertente abordada é a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), sendo esta uma contribuição desenvolvida por Woodford (1994), Sims (1997) e Cochrane (1998) que argumentam que a determinação do nível geral de preços é um fenômeno fiscal e não monetário. Nesta interpretação, o nível de preços segue a taxa de crescimento dos títulos do governo e não possui qualquer relação com a taxa de crescimento do estoque de moeda.

Por último, serão avaliados os modelos propostos por Blanchard (2004) no trabalho *Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil* e Favero e Giavazzi (2004) no trabalho *Inflation targeting and debt: lessons from Brazil*. Nestes trabalhos, os autores afirmam que uma política monetária contracionista, voltada para o controle da inflação, pode apresentar efeitos diversos do esperado, já que o aumento da taxa de juros aumenta a probabilidade de *default*, criando assim, dúvidas sobre a real capacidade fiscal do governo, o que desencadeia uma fuga de capitais e, por conseguinte, uma depreciação cambial.

2.3 MODELO DE SARGENT E WALLACE (1981)

O conceito de dominância fiscal ganha notoriedade a partir do artigo seminal a respeito da coordenação entre política fiscal e monetária desenvolvidos por Sargent e Wallace (1981), no qual os autores procuram analisar a possibilidade de haver um “efeito perverso” da política fiscal sobre a monetária. Os autores mostraram que a política monetária restritiva não é viável a menos que seja apoiada por ajuste fiscal apropriado – que seja respeitada a restrição orçamentária intertemporal do setor público.

Caso a autoridade fiscal não respeite a restrição orçamentária intertemporal do governo, esta poderá impor restrições às ações da política monetária uma vez que haverá a necessidade de financiar o pagamento da dívida a partir de operações de senhoriagem que levaria a um imposto inflacionário - perdendo assim o controle sobre a inflação.

Na abordagem clássica, Friedman (1948) argumentou que a política monetária só é capaz de afetar a demanda no curto prazo, sendo, portanto incapaz de alterar a oferta agregada (determinar nível de produto) de uma economia, no longo prazo, ou seja, a moeda é neutra. Nesta ótica, cabe a política monetária o papel de controlar a taxa de inflação (que pode ser afetada por suas ações).

Para Sargent e Wallace (1981), Friedman erra quando considera que a inflação é uma variável que pode ser controlada permanentemente - no caso em que a política monetária é interpretada como uma política de mercado aberto. Contudo, há de se observar que a inflação continua sendo determinada por mudanças na base monetária, de forma direta e indireta, com isso, o nível de preços na economia pode ser explicado pela Teoria Quantitativa da Moeda (TQM). A diferença é que na abordagem de Sargent e Wallace (1981), o controle das autoridades monetárias sobre a inflação é limitado, quando existe uma condição de dominância fiscal em relação à dominância monetária.

Para os autores, o regime de dominância monetária é aquele em que as autoridades monetárias determinam a quantidade de receita que será ofertada pela autoridade fiscal a partir de senhoriagem para o período presente e todos os subsequentes. Neste caso, a autoridade fiscal é passiva e tem os seus gastos restringidos pela função de demanda por títulos, sendo necessário gerar *superávits* primários compatíveis com a estabilização da

relação DLSP/PIB, de modo que a autoridade monetária ativa não é forçada a monetizar a dívida pública, possibilitando manter o controle do nível de preços.

Em suma, “é necessário que o orçamento e seus possíveis déficits possam ser financiados por uma combinação de senhoriagem escolhida pela autoridade monetária e por títulos públicos ofertados ao público” (SARGENT E WALLACE, 1981, p. 2). Desta forma, as autoridades monetárias têm o controle permanente sobre a inflação, dado o seu controle sobre oferta da base monetária que não sofre impactos da política fiscal. Havendo uma situação de dominância monetária, o resultado final é idêntico ao originalmente proposto por Friedman (1948).

Em um caso oposto, o regime de dominância fiscal é aquele em que a política fiscal é realizada dando menos importância à estabilização da relação DLSP/PIB – em uma trajetória projetada para a dívida pública acima do que parece ser sustentável no longo prazo. Neste caso, Sargent e Wallace (1981, p.2) observou que: “[...] a autoridade fiscal pode definir sua atuação independentemente do seu orçamento, anunciando todos os possíveis *déficits* e *superávits* e assim, o montante das receitas deve ser levantado através de senhoriagem e títulos públicos”.

Dada a demanda por títulos governamentais, a autoridade monetária acaba por ter que financiar qualquer disparidade entre as receitas necessárias para cobrir o *déficit* da autoridade fiscal e os recursos provenientes da venda de títulos no mercado. Caso os títulos não sejam suficientes para cobrir o *déficit* fiscal, a autoridade monetária terá que expandir a base monetária. Este tipo de política acaba gerando a necessidade de aumentar a oferta monetária para financiar gastos, ou mesmo para monetizar a dívida e conseqüentemente tolerar certo grau de inflação.

Para Sargent e Wallace (1981) “[...] *monetary and fiscal policies simply have to be coordinated. The question is, which authority moves first, the monetary authority or the fiscal authority? In other words, who imposes discipline on whom?*”. Logo, “aritmética desagradável”, descrita pelos autores, é decorrente da hipótese de que a coordenação da política econômica é realizada pelas autoridades fiscais que comportam-se como um líder (*Stackelberg leader*), enquanto as autoridades monetárias comportam-se como seguidor (*Stackelberg follower*), acomodando a política fiscal. Nestas condições, os gastos das

autoridades fiscais são independentes¹⁵ da política monetária corrente ou futura, o que impossibilita a autoridade monetária de controlar, de forma permanente, tanto a taxa de crescimento monetária como a inflação.

No modelo desenvolvido por Sargent e Wallace (1981) é assumido que a economia opera a pleno-emprego e que a taxa de crescimento é constante e igual à taxa de crescimento populacional. Neste caso, política monetária é determinada pela taxa de crescimento da base monetária nominal e não pela demanda por moeda. Segundo Luporini (2004) dado um limite superior de demanda por títulos governamentais e o padrão de *déficit* fiscal, a taxa de expansão da base monetária será determinada residualmente.

Uma vez que a demanda privada por títulos públicos chega a seu limite superior, quanto menor a proporção dos gastos financiada por títulos, maior será a pressão sobre a autoridade monetária para que acomode os déficits fiscais com uma maior taxa de expansão monetária. Em outras palavras, dada a demanda por títulos públicos, déficits fiscais persistentes serão eventualmente monetizados, resultando numa maior taxa de inflação (LUPORINI, 2004, p.180).

Nesse contexto, as autoridades monetárias são forçadas a emitir receitas de senhoriagem necessárias para fazer frente à solvência do governo. Para Sargent e Wallace (1981), este cenário levará a uma maior taxa de inflação no futuro, argumentando ainda que ao considerar a hipótese de expectativas racionais, os agentes econômicos poderão prever antecipadamente a necessidade de crescimento monetário no futuro - através da demanda por encaixes reais. E conseqüentemente, a expectativa por uma maior taxa de inflação futura poderá se traduzir em uma maior taxa no presente. Neste caso, a inflação, ainda que gerada por um desequilíbrio fiscal, continua sendo um fenômeno monetário.

Segundo Luporini (2004), caso houvesse dominância das autoridades monetárias de forma que esta possa determinar o caminho temporal da taxa de crescimento monetário, as autoridades fiscais não teriam alternativas a não ser escolher *déficits* primários consistentes com a política monetária anunciada. Conseqüentemente, a disciplina fiscal cortaria a ligação entre *déficits* e inflação. Mendonça (2003) demonstra esta proposição de forma estilizada, modelando a restrição orçamentária do governo como se segue:

¹⁵ Esta independência é decorrente da dominância de uma política sobre a outra. Na teoria dos jogos, é possível avaliar dentro da perspectiva de que “se move primeiro”, o segundo jogador tem que acomodar da melhor forma possível às ações do primeiro. No caso, as autoridades monetárias não conseguem impor uma maior disciplina fiscal devido às autoridades fiscais se moverem antes.

$$b' + s^f + s^m = b \quad (02)$$

Esta equação demonstra que o governo pode se financiar a partir da receita proveniente da emissão de novos títulos (b'), recursos provenientes da captação de impostos (s^f), receita governamental decorrente da emissão de moeda (s^m), que determinam o *déficit* ou *superávit* do governo (b).

Neste modelo, é pressuposto uma economia Ricardiana em que é respeitada a restrição orçamentária intertemporal. Segundo Barro (1974), o princípio geral da equivalência Ricardiana é que a dívida do governo é equivalente aos impostos futuros e, caso os consumidores sejam bastante previdentes, os impostos futuros serão equivalentes aos impostos correntes. Ou seja, um *déficit* governamental gerado no período atual pela expansão dos gastos públicos deverá ser compensado por um *superávit* no período futuro - para o pagamento do principal e dos juros.

O autor argumenta que *déficit* orçamentário não representa renda líquida para os indivíduos e a renda agregada adicional gerada pela política expansionista, no período atual, podendo ser poupada para o pagamento do principal mais os custos futuros. Ou seja, o autor rejeita a noção de que o endividamento público tenha algum impacto nas decisões de consumo dos agentes econômicos. Com isso, financiar o governo com dívida é equivalente a financiá-lo com impostos, afinal os títulos governamentais é um dos meios perfeito para formar poupança para o futuro.

Com isso, há um equilíbrio de longo prazo entre oferta de títulos públicos e as receitas obtidas a partir dos impostos. Desta forma, uma queda na receita tributária, levará a uma elevação da inflação. Para Marques Junior (2009, p.16):

[...] ainda que a política fiscal seja financiada exclusivamente pela emissão de títulos públicos em determinado período, a elevação do principal e dos encargos com juros cria a necessidade de expansão futura da base monetária, caso a restrição intertemporal não seja respeitada. Sem a ajuda de superávits primários para o financiamento do governo, sobretudo em situações em que a autoridade monetária busque conter a inflação, teremos uma opção por uma baixa expansão da base monetária, permitindo que o estoque real de títulos se eleve.

O problema desses resultados é que, existe um limite para o financiamento público a partir dos títulos, dado pela razão DLSP/PIB, o que impossibilita que o financiamento da

dívida pública via emissão de títulos avance continuamente. Para Marques Junior (2009, p. 16), quando este limite é alcançado, “o Banco Central é obrigado a expandir a base monetária para fazer frente à necessidade de financiamento da autoridade fiscal, fator gerador de efeito inflacionário”. Com isso, é necessário que haja disciplina fiscal, caso contrário em uma situação de dominância fiscal, acarreta que a política monetária perca a capacidade de controle do nível de preços.

Com isso, existe neutralidade da moeda quando a política fiscal acomoda a política monetária. Contudo, quando a política fiscal é determinada independentemente da política monetária, a possibilidade de controlar a taxa de inflação no longo prazo pelas autoridades monetárias fica limitada. Para Ázara (2006, p.14), neste caso existem duas situações alternativas, primeiro, “[...] o Governo relaxará a política monetária e perderá controle sobre a inflação, mas poderá gerar ganhos de senhoriagem, reduzindo o tamanho da dívida se a velocidade de circulação da moeda for razoavelmente estável”, este resultado é condizente com o modelo teórico em que a única fonte de arrecadação é a senhoriagem. A opção alternativa poderá levar “[...] a produzir default na dívida pública uma vez que não acomoda a nova situação fiscal, já que sua única fonte de receita seria a emissão monetária”.

Um ponto importante levantado por Ázara (2006) é que estas decisões podem ser políticas ou do mercado.

[...] onde um país que se encontra numa situação de Dominância Fiscal forçado pelo mercado dado o nível praticado de taxa de juros, tamanho da dívida e das expectativas acerca do comportamento futuro dessas variáveis, e não por uma escolha de política. Esta situação geralmente acontece quando analisamos países que apresentam uma relação dívida/PIB alta, e/ ou uma situação fiscal deteriorada. Neste caso a potência da política monetária é diminuída, sendo eventualmente neutralizada em seus efeitos sobre as variáveis reais (ÁZARA, 2006, p.14).

A importância do trabalho de Sargent e Wallace (1981) é decorrente da formalização de uma nova linha de pesquisa que exalta as interdependências entre as duas políticas, abrindo caminhos para a discussão de uma combinação ótima de política monetária e fiscal, perante diferentes cenários econômicos.

2.4 TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS

Uma segunda vertente que nega a visão de que a inflação é um fenômeno puramente monetário e que acaba frisando a necessidade de coordenação entre a política monetária e política fiscal é a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), que foi desenvolvida no trabalho *Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy* de Woodford (1994). Neste artigo é trabalhada a tese de que a política monetária a partir do seu instrumento básico, o controle da oferta de moeda, não é capaz de controlar os níveis de preços, sendo este determinado pela atuação da política fiscal, a partir da taxa de crescimento dos títulos públicos. Sem haver uma referência direta à política monetária.

Ou seja, controle da oferta de moeda não é uma condição suficiente para determinar a trajetória da inflação. Para Mendonça (2003), além da política monetária comprometida com a estabilidade de preços é preciso que haja uma política fiscal compatível. Caso contrário, o nível de preços passa a ser um fenômeno essencialmente fiscal, sendo uma contradição à abordagem monetarista.

Embora em seu plano geral as ideias de Sargent e Wallace (1981) e TFNP sejam convergentes, existem alguns pontos a serem melhor avaliados. Uma divergência está na forma em que a restrição orçamentária é interpretada. Para Sargent e Wallace (1981), o valor presente de *superávits* futuros e a razão entre a dívida nominal do governo e o nível de preços, representam uma restrição aos impostos e à política de gastos. Neste caso, temos um regime ricardiano em que o comportamento do governo deve ser o de adotar uma política fiscal em que os impostos e os gastos se igualem para qualquer nível de preços.

Para Sims (1994) na TFNP os gastos públicos são estabelecidos sem levar em consideração a restrição orçamentária intertemporal, de forma que esta pode não ser a restrição que representa uma condição de equilíbrio em todos os níveis de preços e sim pelo nível de preço de equilíbrio. Neste caso, em vez de uma restrição, temos agora uma igualdade que representa uma condição de equilíbrio. Para formação deste nível de preços de equilíbrio, a dívida nominal do governo representa uma variável de suma importância, caso que pode ser descrito como uma economia com dominância fiscal.

Quando a política do governo não é calibrada de forma a satisfazer a restrição orçamentária intertemporal para todos os preços – foi nomeada por Woodford (1994) como

hipótese não-ricardiana. A restrição orçamentária do governo pode ser modelada, de acordo com Mendonça (2003), como se segue:

$$B = P(s^f + s^m) + B' \quad (03)$$

Neste modelo é considerada a hipótese de que as famílias maximizam as suas utilidades quando a dívida nominal (B') é igual à zero. De forma que é possível reescrever a equação de restrição orçamentária como:

$$B = P(s^f + s^m) \quad (04)$$

De acordo com Mendonça (2003), esta transformação é crucial e distinta da análise de Sargent e Wallace (1981). Neste modelo, caso haja uma diminuição dos recursos provenientes da captação de impostos (s^f), não há necessidade que se aumente receita governamental decorrente da emissão de moeda (s^m), já que é possível satisfazer o equilíbrio a partir de um aumento no nível de preços (P). Com isso, em uma política fiscal não-ricardiana, s não é calibrado para satisfazer a restrição orçamentária intertemporal para todos os preços. Neste caso, Mendonça (2003, p.315) observou:

É importante observar que políticas fiscais [...] mostram que variações no nível de preços representam uma forma alternativa do financiamento de choques para o superávit primário. Em outras palavras, uma variação no nível de preços funciona como um tributo sobre os detentores de títulos do governo que ajuda a financiar os gastos do governo da mesma forma que no caso de aumento dos impostos.

Com isso, não é factível para as autoridades monetárias controlar o nível de preços quando ocorrem choques sobre a política fiscal. Esta indeterminação do nível de preços de acordo com a abordagem da TFNP pode ser entendida ao considerar um conjunto de hipóteses: i) a autoridade fiscal é responsável pelo *superávit* primário; ii) a autoridade monetária controla o estoque de moeda nominal; iii) o público determina o nível de encaixes reais e, conseqüentemente o nível de preços. Nestas condições descritas por Mendonça (2003,

p.316), “considerando a hipótese de que é fixada uma taxa de juros nominal, o estoque de moeda torna-se endógeno”.

Nesse contexto, pode haver duas possibilidades, dependendo de qual agente se move primeiro (público ou autoridades fiscais). Considerando o caso em que o público definir antecipadamente os encaixes reais, as autoridades fiscais são obrigadas a obter um *superávit* primário que atenda ao equilíbrio fiscal. Neste caso, o comportamento do público estará definindo diretamente o nível de preços. Pois, caso as expectativas sejam de um alto nível de preços e haja uma alta demanda por moedas, haverá um aumento na oferta monetária e do nível de preços na magnitude antecipada.

Uma segunda possibilidade é quando a autoridade fiscal se move primeiro. Neste caso, se for considerado como dadas a taxa de inflação e as obrigações do governo, o nível de preços passa a ser uma função do *superávit* primário. Um baixo *superávit* implica em uma elevação do nível de preços.

Em suma, para Basseto (2008), a TFNP “[...] descreve as regras de política fiscal e monetária, tais que o nível de preços é determinado pela dívida pública, pelos tributos presente e futuros e pelos planejamentos de gastos, sem influência direta da política monetária”. Consequentemente, pela TFNP mesmo que a autoridade monetária seja independente e voltada para a estabilidade do nível de preços, não existem garantias de que não ocorra uma aceleração processo inflacionário, dados uma condição específica de dominância fiscal.

2.5 DOMINÂNCIA FISCAL

Uma terceira vertente que trata do processo inflacionário e da coordenação entre a política monetária e fiscal, enfatizando o papel do risco de *default* como mecanismo promotor da perda de controle sobre o nível de preços. Esta abordagem tem como principais autores Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004).

Na proposição padrão da macroeconomia aberta, o Banco Central a partir de seus instrumentos pode aumentar a taxa de juros real e com isso diminuir a inflação pelos canais de demanda agregada e câmbio: a) queda da demanda, pois os juros altos desestimulam o consumo ao tornar o consumo presente mais caro e com isso os agentes passam a considerar mais seriamente a hipótese de consumo menos no período atual e utilizar os recursos poupados (mais juros) para consumir mais no futuro; b) com o menor consumo e com o maior custo de contratação de empréstimos, os empresários decidem reduzir os investimentos; e c) caso a taxa de juros interna esteja elevado, em relação à taxa externa, o que tornaria os títulos internos¹⁶ mais atrativos, conseqüentemente haveria uma maior atração de capital o que desencadearia uma apreciação cambial, limitando a capacidade de reajuste de preços dos produtos exportáveis, dado o aumento da concorrência com os produtos importados.

Na abordagem da dominância fiscal proposta por Blanchard (2004), nos países que adotam o regime de metas de inflação, a política monetária poderia ser insuficiente para conter o nível de preços dentro da meta pré-estabelecida, podendo ainda ter um efeito adverso ao esperado, promovendo uma aceleração do processo inflacionário. Isso ocorreria perante algumas condições específicas das variáveis fiscais, como: alta razão dívida líquida do setor público em relação ao PIB e elevada proporção da dívida pública em moeda estrangeira. Este ambiente de estrangimento fiscal tende a piorar quando há um alto grau de aversão ao risco pelos investidores estrangeiros – típico nos momentos de crise. Os efeitos da política monetária sob estas hipóteses podem ser observadas na Figura 01.

¹⁶ Incluindo a dívida pública nacional

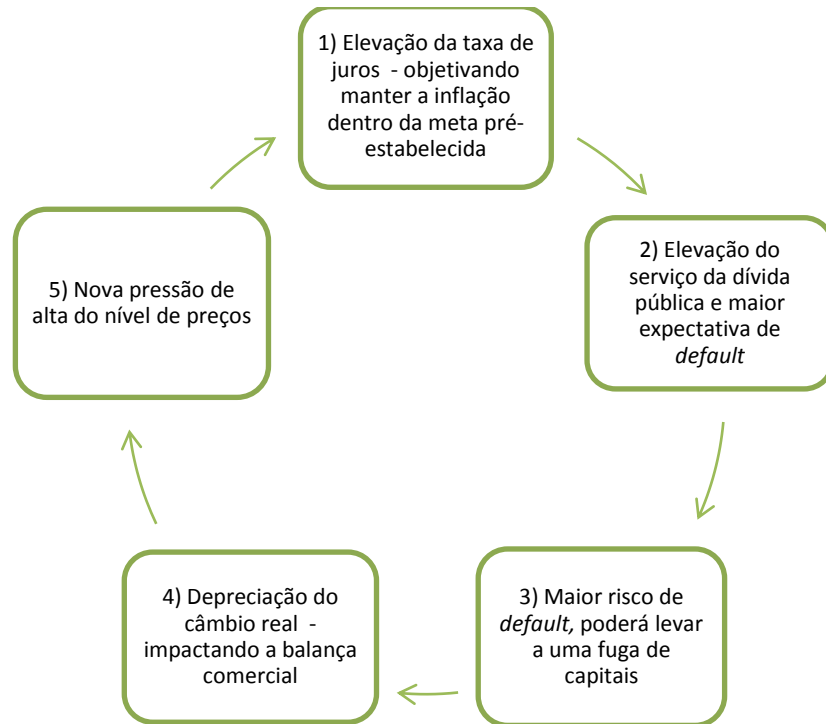


Figura 01 – Efeito adverso ao esperado da política monetária

Fonte: Elaboração própria a partir da proposição de Blanchard (2004)

Neste contexto, para Blanchard (2004) um aumento da taxa de juros com objetivo de trazer a inflação para a meta estabelecida, poderia ser avaliado pelos agentes econômicos, como uma elevação da probabilidade de ocorrer o *default*. Isso ocorre, por que a combinação de política fiscal ruim (quando há constrangimento fiscal) com depreciação cambial pode levar à percepção que a dívida se tornará insustentável no futuro.

Para o autor o maior risco de *default*, poderá ocorrer uma fuga de capitais e consequentemente uma depreciação do câmbio real – resultado oposto ao esperado tendo em vista que pela arbitragem da taxa de juros, deveria haver uma entrada de capital e consequente apreciação do câmbio. O resultado final deste processo, é que a depreciação cambial acaba por pressionar uma alta do nível de preços, sendo assim um efeito adverso ao esperado.

No modelo de Blanchard (2004) a situação de dominância fiscal ocorre devido à situação fiscal do país, que é avaliada como sendo desfavorável pelos investidores internacionais e isso acaba neutralizando os efeitos convencionais da política monetária. O autor ressalta que neste caso, existe um tipo específico de dominância fiscal, em que a

resposta da economia para a uma política monetária ocorre em um ambiente que utiliza regime de metas de inflação.

Para manter a inflação dentro da meta um dos instrumentos é a elevação das taxas reais de juros, contudo, esta medida pode gerar uma trajetória explosiva da dívida pública, que pode abalar a confiança dos investidores. Com isso, a principal conclusão de Blanchard (2004) é a de que: “*In this case, fiscal policy, not monetary policy, is the right instrument to decrease inflation*¹⁷”.

Em complemento, Favero e Giavazzi (2004) observaram que esta situação indesejada ocorre, sobretudo em economias em que a manutenção dos seus títulos de dívida em portfólios é considerada, pelos investidores, uma estratégia de risco. Uma das principais variáveis utilizada pelo autor é o *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI) que é o risco-país sendo um conceito que busca expressar o risco de crédito a que os investidores estrangeiros estão submetidos quando investem no País, ou seja, é o prêmio risco da dívida soberana. Observando que todas as variáveis financeiras na economia brasileira flutuam em paralelo com as variações do EMBI, principalmente a taxa de câmbio, sendo que o canal de transmissão deste efeito é a flutuação no fluxo de capital, em que as variações na percepção de risco soberano podem ser acompanhadas por variações nas entradas líquidas de capitais, com impacto na taxa de câmbio.

Quanto menor for o risco-país dado a melhor percepção dos investidores em relação às perspectivas macroeconômicas, mais os agentes econômicos domésticos podem ter acesso ao mercado internacional em condições mais favoráveis, devido a maior base de investidores dispostos a demandar os títulos emitidos. A maior oferta de capitais para o país possibilita que a taxa de câmbio se aprecie tornando a moeda doméstica mais forte. Por outro lado, o aumento no risco-país, dificulta a obtenção de financiamento externo e promove a depreciação da taxa de câmbio.

Para os autores, as taxas de juros internas (curto e longo prazo) também são afetadas pelas flutuações no risco de *default* dado pelo EMBI. Quando o EMBI é elevado, há uma fuga de capitais e conseqüentemente, uma depreciação cambial que leva a pressões sobre as expectativas de inflação, que é avaliada pelo Banco Central ao decidir sobre o nível da taxa de juros. Além disso, um aumento no EMBI também pode afetar diretamente as expectativas de

¹⁷ Neste caso, a política fiscal, e não da política monetária, é adequada como instrumento para diminuir a inflação.

inflação, se for acompanhada por preocupações sobre a possibilidade de uma futura monetização de parte da dívida pública.

A depreciação da taxa de câmbio pode promover a elevação da dívida pública em relação ao PIB, uma vez que grande parte das obrigações financeiras governamentais é indexada a variações na taxa de câmbio. Desta forma, há uma elevação do estoque de dívida em moeda local dado o maior fluxo de pagamentos de juros, o que pode deteriorar o equilíbrio fiscal.

Corroborando a proposição de Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004) observaram que a presença de risco de *default* acaba por reforçar a possibilidade do surgimento de um círculo vicioso, em que as restrições impostas pelas variáveis fiscais acabam limitando cada vez mais as ações das autoridades monetárias. Os autores argumentaram que um Banco Central comprometido com as metas de inflação, necessita avaliar os efeitos da política monetária sobre o montante da dívida pública e sobre as expectativas de risco de *default* dos agentes. Com isso é possível controlar¹⁸ as variações no nível de preços sem cair em um círculo vicioso.

Nesta perspectiva, o custo do serviço da dívida pública oscila de acordo com variações no EMBI. Nesta perspectiva é importante apontar a natureza dos mecanismos de transmissão do risco de *default*, principalmente para as economias emergentes e perante choques na taxa de câmbio, sendo essencial para a condução das políticas monetárias e fiscais.

Consequentemente, a utilização da regra de Taylor para orientação do comportamento das autoridades monetárias é limitada mediante o mecanismo de transmissão do risco *default*, o que afeta a estabilidade econômica de longo prazo.

¹⁸ É necessário acrescentar que a política fiscal deve estar em consonância com a monetária para se obter um maior controle sobre a inflação.

2.5.1 Modelo de Blanchard - efeitos da taxa de juros sobre o risco de *default* e taxa de câmbio.

Este modelo avalia os efeitos de um acréscimo da taxa real de juros sobre a probabilidade de *default* dos títulos públicos e as suas consequências sobre o câmbio e inflação. Blanchard (2004, p.5) considera um período, com a economia possuindo pelo menos três ativos financeiros:

- 1) Um título público emitido em um período livre de riscos de *default* que tem a taxa nominal de retorno i . Sendo que a inflação, π , é conhecida de modo que não há necessidade distinguir entre a inflação real e esperada. A taxa real de juros é dada por:

$$(1 + r) = \left(\frac{1 + i}{1 + \pi} \right) \quad (05)$$

Em que r é a taxa de juros¹⁹ dos títulos de curto prazo do governo, sendo controlada pelo Banco Central.

- 2) Um título público emitido em um período, sendo denominado em moeda doméstica e com taxa de juros doméstica i^R . A taxa real de retorno sobre o título é r^R , sendo dado por:

$$(1 + r^R) = \left(\frac{1 + i^R}{1 + \pi} \right) \quad (06)$$

¹⁹ No caso brasileiro é a taxa SELIC.

Considera p como a probabilidade de *default* da dívida pública. Tendo em conta a probabilidade de *default*, a taxa real de retorno esperada sobre tal título é dado por:

$$(1 - p)(1 + i^R) \quad (07)$$

- 3) Um título público emitido em um período, sendo denominado em moeda estrangeira (dólares), com taxa nominal de retorno em moeda estrangeira, $i^\$$:

$$(1 + r^\$) = \left(\frac{1 + i^\$}{1 + \pi^*} \right) \quad (08)$$

Onde π^* denota a inflação externa. Neste caso a taxa real de retornos em termos de bens nacionais para esse título é dada por:

$$\frac{\varepsilon'}{\varepsilon} = (1 + r^\$) \quad (09)$$

Sendo ε a taxa real de câmbio e ε' é a expectativa para a taxa real de câmbio para o próximo período. Considerando a probabilidade de *default*, tem-se que a expectativa de retorno para este título é igual a:

$$(1 - p) \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^\$) \quad (10)$$

Lembrando que os termos r^R e $r^\$$ são as taxa real de retorno sobre o título, respectivamente, doméstico e estrangeiro, estes ativos são sujeitos a um risco. Em um modelo genérico, consideremos que a rentabilidades esperadas dos títulos seja simplesmente um prêmio de risco sobre a taxa livre de risco. Sendo que, o parâmetro θ representa o grau médio de aversão ao risco por parte do mercado:

$$(1 - p)(1 + i^R) = (1 + r) + \theta p \quad (11)$$

$$(1 - p) \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^\$) = (1 + r) + \theta p \quad (12)$$

Blanchard (2004) chama a atenção para a existência de duas regras para a probabilidade de *default* na determinação da taxa de equilíbrio sobre a dívida pública. Na primeira regra, tem-se uma taxa $(1 - p)$ que indica a probabilidade de *default*, necessária para igualar a taxa de retorno esperada. A segunda regra é aplicada se os investidores forem avessos ao risco, de forma que um prêmio θp será necessário, ou seja, uma maior taxa de retorno esperada é necessária para compensar o risco, para que estes títulos sejam demandados pelo investidor. Ambas as relações estão contidas no equilíbrio de juros representado acima, à esquerda e à direita das duas funções, respectivamente.

Resta determinar as probabilidades *default*, p , da taxa de juros real, r e da taxa real de câmbio, ε . Blanchard (2004) determina estas relações a partir da análise do fluxo de capital. Considerando que a taxa de juro nominal dos títulos estrangeiros como sendo dada por $(1 + r^*)$, tem-se que a expectativa de retorno real é dado por:

$$(1 + r^*) \equiv (1 + i^*) / (1 + \pi^*) \quad (13)$$

Considerando a hipótese de que os investidores estrangeiros são avessos ao risco e têm a opção de escolher entre títulos domésticos (cotados em dólares) e títulos do governo dos Estados Unidos (com menor risco). O fluxo de capital pode ser representado por:

$$CF = C \left(\frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 - p)(1 + r^\$) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^*) - \theta^* p \right) \quad C' > 0 \quad (14)$$

Esta equação mostra o que se espera a respeito do fluxo de capital entre a economia doméstica e o setor externo. Sendo que os dois primeiros termos são as taxas esperadas do

retorno em dólar para a economia doméstica e estrangeira, sendo expressa em termos de mercado doméstico. O terceiro termo reflete o ajuste para o risco dos títulos domésticos em dólares, sendo que o parâmetro θ reflete a aversão ao risco dos investidores estrangeiros e p uma *proxy* para a variância do retorno dos títulos na economia doméstica (probabilidades *default*).

Para Blanchard (2004), quanto maior o retorno esperado dos títulos públicos domésticos e quanto menor a taxa de retorno dos títulos do governo estrangeiro, maior será a entrada de capitais. Este modelo considera, que há um termo de risco, que pode exercer influência sobre o fluxo de capitais. Conseqüentemente, a entrada de capital será decrescente em relação ao termo de risco θp .

A função de fluxo de capital pode ser reescrita utilizando-se da equação de arbitragem entre títulos livres de risco e título domésticos denominados em dólar:

$$CF = C \left((1 + r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^*) + (\theta - \theta^*)p \right) \quad (15)$$

Neste caso, um aumento da probabilidade de *default* promove um decréscimo do fluxo de capital. Sendo, $(\theta - \theta^*)$ é a diferença média entre a aversão ao risco por parte do mercado em geral, θ e aversão ao risco dos investidores estrangeiros, θ^* .

Caso $\theta < \theta^*$, os investidores externos têm uma aversão ao risco maior que a do mercado, neste caso, um aumento da probabilidade de *default*, p , leva a uma redução da entrada de capitais. Para capturar essa relação, Blanchard (2004) assume que θ e θ^* satisfaz a relação abaixo:

$$\theta = \lambda \theta^* \quad (16)$$

O termo $\lambda \leq 1$, com isso, a relação entre a aversão ao risco médio do mercado e a aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros aumenta em uma proporção menor do que um. Desta forma, o fluxo de capital pode ser reescrito como:

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

Pode-se incluir também a balança comercial, assumindo que as exportações líquidas são uma função da taxa real de câmbio:

$$NX = N(\varepsilon) \quad N' > 0 \quad (18)$$

Dessa forma, o equilíbrio entre fluxo de capital e balança comercial será igual à zero, e pode ser representado por:

$$CF = C \left((1 + r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^*) - (1 - \lambda)\theta^*p \right) + N(\varepsilon) = 0 \quad (19)$$

Esta equação implica que um aumento na probabilidade de *default* gera um aumento no risco. Sendo que este aumento do risco leva a um aumento na taxa de câmbio – depreciação. A intensidade da depreciação depende do grau de aversão ao risco. Por outro lado, para uma determinada probabilidade de *default*, um aumento na taxa de juros leva a uma diminuição na taxa de câmbio – apreciação. Sendo este o canal padrão através do qual a política monetária afeta a taxa de câmbio. Com isso, para Blanchard (2004) observou que o comportamento da taxa de câmbio dependerá da taxa de juros e da probabilidade de *default*.

Ou seja, *déficits* fiscais mais altos estão associados a taxas de juro de médio e longo prazo mais altas. Com a ampliação dos *déficits* fiscais, há uma elevação da probabilidade de *default* e consequentemente dos *spreads* soberanos e prêmios de risco do país. Com isso é necessário avaliar qual efeito irá predominar a entrada de capitais com elevação da taxa de juros ou a saída de capitais com o maior risco de *default*.

Assim, os efeitos da política monetária pode se apresentar de forma contrária à esperada, não tendo impacto na redução da inflação, no caso em que a probabilidade de *default* seja elevada.

Um próximo passo desenvolvido por Blanchard (2004) foi determinar a probabilidade ou risco de *default* (probabilidade de inadimplência, dado por p) em função do nível esperado da dívida, que depende da taxa de câmbio real ε , taxa de juros r , e o nível atual da dívida, entre outros fatores. Para realizar esta análise foi necessário avaliar o comportamento da dinâmica da dívida pública.

Para isso, o autor supôs que o governo financia-se através da emissão de dois tipos de títulos sujeitos a risco - descrito anteriormente. Um título é denominado em moeda doméstica e forma um montante da dívida no início do período de D^R . Neste caso, a dívida para o próximo período pode ser representada por: $D^R(1 + r^R)$. O outro título é denominado em moeda estrangeira (dólar) e forma um montante da dívida no início do período de $D^\$$. A dívida para o próximo período pode ser representada por: $D^\$(1 + r^\$)\varepsilon'$.

Incluindo estas considerações e o termo X que representa o *superávit* primário, tem-se que a dívida para o período posterior é dada por:

$$D' = D^\$(1 + r^\$)\varepsilon' + D^R(1 + r^R) - X \quad (20)$$

Utilizando as equações (7) e (8) para eliminar os termos $(1 + r^\$)$ e $(1 + i^R)$ e a equação (15) para substituir θ e $\lambda\theta$, tem-se a seguinte equação:

$$D' = \left(\frac{1 + r}{1 - p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1 - p} \right) [D^\$\varepsilon + D^R] - X \quad (21)$$

Por conveniência, Blanchard (2004) definiu μ como a proporção da dívida estrangeira em relação à dívida total para uma determinada taxa de câmbio de equilíbrio no longo prazo, ou seja: $\mu = D^\$/D$, em que $D = D^\$ + D^R$. A partir desta definição é possível reescrever a equação (17), como:

$$D' = \left(\frac{1 + r}{1 - p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1 - p} \right) [\mu\varepsilon + (1 - \mu)]D - X \quad (22)$$

Nesta equação, a maior probabilidade de *default* afeta a dívida pública no próximo período através de dois canais:

- Leva a uma taxa de retorno maior sobre a dívida, de forma que é mantida a mesma taxa esperada, este efeito é capturado por $(1/1 - p)$;
- Se a aversão ao risco é positiva, a maior probabilidade de *default* leva à exigência de uma maior taxa de retorno esperada, este efeito é capturado através $\lambda\theta^*p$.

Por último, Blanchard (2004) buscou relacionar a probabilidade de *default* ao nível esperado da dívida para o próximo período. Para isso, o autor considerou a probabilidade de *default* como sendo probabilidade da dívida ultrapassar certo patamar, assim tem-se que:

$$p = \Psi(D') \quad \Psi > 0 \quad (23)$$

Sendo que o termo $\Psi(\cdot)$ representa a função de probabilidade acumulativa. Podendo ser quase plana para valores baixos de dívida, porém, pode crescer rapidamente ao entrar em um determinado valor crítico e se torna novamente plana quando a dívida alcança um patamar elevado. Considerando as duas últimas equações, tem-se que a probabilidade de *default* pode ser dada por:

$$p = \Psi\left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1-p}\right)[\mu\epsilon + (1-\mu)]D - X \quad (24)$$

Nesta equação Blanchard (2004) observou que a probabilidade de *default* passa a ser uma função de si mesmo, em uma relação não linear.

Se a parcela da dívida pública denominada em moeda estrangeira for nula, pode existir uma probabilidade de *default* positivo, mas conseqüentemente independente da taxa de câmbio. Por outro lado, se houver dívida denominada em dólar não for nula, tem-se uma relação positiva entre probabilidade de *default* e a proporção da dívida total em moeda estrangeira, μ , que tem conseqüências sobre a taxa de câmbio.

Nesta abordagem, também existe uma relação positiva entre a taxa de juros reais e probabilidade de *default*. Sendo que a sensibilidade desta relação tende a ser maior quanto maior for à dívida pública corrente.

No modelo de Blanchard (2004) a economia é caracterizada por duas equações que denotam o comportamento da probabilidade de *default* (p) e taxa de câmbio (ϵ), para dados valores da política monetária e fiscal como: taxa de juros doméstica (r), taxa de juros estrangeira (r^*), dívida pública (D) e *superávit* primário (X). A primeira equação pode ser chamada de “fluxo de capital” e a segunda de equação de “risco de *default*”.

$$CF = C \left((1 + r) - \frac{\epsilon'}{\epsilon} (1 + r^*) - (1 - \lambda)\theta^*p \right) + N(\epsilon) = 0 \quad (25)$$

$$p = \Psi \left(\frac{1 + r}{1 - p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1 - p} \right) [\mu\epsilon + (1 - \mu)]D - X \quad (26)$$

A partir das duas equações comportamentais, o autor observou que é mais provável que um incremento da taxa de juros doméstica leve a uma depreciação – em vez da apreciação esperada pela teoria convencional – quando: O nível de dívida corrente for elevado, principalmente quando esta for composta por uma proporção denominada em moeda estrangeira e quando houver um alto grau de aversão ao risco por parte dos investidores externos. Nas palavras do autor: “*In short: high debt, high risk aversion on the part of foreign investors, or a high proportion of dollar debt can each lead to a depreciation in response to an increase in the interest rate*” (BLANCHARD, 2004, p. 16).

Neste caso, a capacidade da política monetária controlar a inflação, sobretudo, num regime de metas inflacionárias fica comprometida. Pois um aumento da taxa de juros é interpretado pelos investidores como um aumento da probabilidade de *default*, que por sua vez leva a uma fuga de capitais e consequentemente a uma depreciação cambial.

Dentro do objetivo proposto neste trabalho - que é a avaliação da hipótese de dominância fiscal - a pergunta central a ser analisada a partir destas duas equações é em quais condições um aumento da taxa de juros poderá levar a uma apreciação ou depreciação da taxa de câmbio?

.5.2 Modelo de Favero e Giavazzi – risco de *default* e taxa de juros de longo prazo

No modelo de Favero e Giavazzi (2004) o risco de *default* desempenha um papel importante para a condução das políticas monetárias e fiscais. Desta forma, inicialmente os autores buscam avaliar quais os fatores que podem explicar risco para a economia brasileira. Para isso, foi estimado um modelo que relaciona a variação do EMBI, com as variáveis fiscais, o modelo proposto em sua forma reduzida pode ser expresso como se segue:

$$EMBI_t = \gamma_0 + \gamma_1 EMBI_{t-1} + \gamma'_{2,t} Spread_t^{U.S.} + \gamma_3 \Delta Spread_t^{U.S.} + \epsilon_{1,t} \quad (27)$$

Onde $EMBI_t$ captura de avaliação de risco soberano de uma economia emergente no período t , o $Spread_t^{U.S.}$ corresponde à diferença (*spread*) nas taxas de juros sobre os títulos corporativos americano e o T-bill do título do tesouro americano (uma medida para o apetite ao risco internacional) e $\Delta Spread_t^{U.S.}$ é a alteração no diferencial incorporado que transmite as suas variações para o EMBI, independentemente e não linear. A resposta variável no tempo em relação ao *spread* dos Estados Unidos é capturada por $\gamma'_{2,t}$, que é não linear e depende do estado da política fiscal. Podendo ser representado da seguinte forma:

$$\gamma'_{2,t} = \gamma_2 (1 + e^{-(x_t^* - x_t)})^{-1} \quad (28)$$

Neste modelo, o saldo primário em porcentagem do PIB é representado por x_t e o saldo primário necessário para manter constante relação entre a dívida pública e o PIB, é dado por x_t^* . Quanto maior for à diferença entre x_t e x_t^* , mais amplificada será a variação do risco-país a um choque externo. Com isso, a resposta do EMBI depende das magnitudes destas variáveis, podendo ser representada na Figura 02.

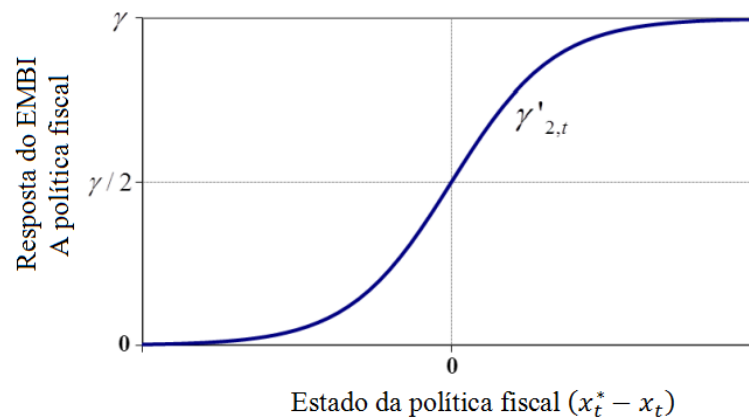


Figura 02 – Resposta do EMBI mudanças na Política Fiscal

Fonte: Figura baseada no trabalho de Julio, Lozano e Melo (2012, p.10).

Quando existe uma igualdade entre o saldo primário em porcentagem do PIB e o saldo primário necessário para mantêm constante relação entre a dívida pública e o PIB, ($x_t = x_t^*$) o $\gamma'_{2,t}$ é igual a $\gamma_2/2$, havendo uma indefinição do efeito da política fiscal sobre o EMBI. Por outro lado, quando $x_t < x_t^*$ há um aumento de o $\gamma'_{2,t}$, refletindo uma situação de deterioração fiscal na qual a uma elevação EMBI. Quando $x_t > x_t^*$ há uma diminuição de $\gamma'_{2,t}$, neste caso a situação fiscal favorável e o saldo primário é mais elevada que o saldo necessário para estabilizar a dívida em porcentagem do PIB.

Dessa forma, Favero e Giavazzi (2004) enfatiza que o risco de *default* é dado pela diferença entre o montante da dívida nos diferentes países. Sendo que o saldo primário requerido para manter constante relação entre a dívida pública e o PIB, depende do custo para carregamento da dívida nas diversas moedas em que foi emitida, bem como de possíveis desvalorizações das moedas, o que implicaria em ajuste no valor da dívida em moeda local.

A partir deste modelo os autores argumentaram que risco soberano, responde de uma maneira não linear ao risco e também resposta a postura fiscal do país. Desta forma, concluem que é necessário haver uma austeridade fiscal cujo *superávit* primário seja um montante que proporcione uma trajetória estacionária para a dívida pública. Caso contrário, para que possa ter acesso a novos emissões de títulos, é necessário uma elevação da taxa de juros. Sendo assim a um papel importante para o risco de crédito.

A taxa de juros de curto prazo está basicamente em função do nível de inflação esperada dada a meta estabelecida, em que a taxa Selic responde um ano à frente das

expectativas de inflação. Para Favero e Giavazzi (2004, p.8) esta relação pode ser expressa da seguinte forma:

$$Selic_t = \rho Selic_{t-1} + (1 - \rho) \left(\beta_0 + \beta_1 (E_t \pi_{t,t+12} - \pi_t^*) \right) + \varepsilon_{2,t} \quad (29)$$

Neste modelo, $Selic_t$ corresponde à taxa de juros de curto prazo para o período t , $E_t \pi_{t,t+12}$ corresponde à expectativa da taxa de inflação para os próximos doze meses, π_t^* corresponde à meta inflacionária. A resposta (β_1) da taxa Selic a um desvio das expectativas de inflação a partir do alvo é maior do que a unidade: esta indica que a política monetária faz não acomodar a inflação e que as taxas de juro reais aumentam quando há um aumento das expectativas de inflação. Já a taxa de juros de longo prazo é dada por:

$$i_t^{SWAP} = \lambda_1 i_{t-1}^{SWAP} + \lambda_2 Embi_t + \lambda_3 i_t \quad (30)$$

Em que i_t^{SWAP} , corresponde à taxa de juros de longo prazo no período t , $Embi_t$ corresponde ao risco-país no período t e i_t corresponde à taxa de juros de curto prazo. Sendo que todos os parâmetros são positivos. Um ponto importante a ser observado é inclusão do risco-país, que afeta a taxa de juros positivamente uma vez que quanto maior o risco, maior será a necessidade de elevação da taxa de juros visando estimular a demanda por títulos da dívida.

2.6 PRINCIPAIS CONCEITOS E RELAÇÕES QUE NORTEIAM O MODELO DE DOMINÂNCIA FISCAL

O modelo de Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) exposto na seção anterior, aborda diferentes conceitos e interrelações que merecem melhores esclarecimentos. Nas

seções subsequentes, será realizada uma síntese destes pontos, especificamente: Regra de Taylor; Metas para a inflação; Política fiscal; Endividamento público; *Déficits* insustentáveis; Crise da dívida; Variação da taxa de câmbio e *Pass-through* da taxa de câmbio.

2.6.1 Regra de Taylor e metas para a inflação

Anteriormente, foram discutidos os principais mecanismos de transmissão da política monetária. Para fins de análise do modelo cabem melhores considerações sobre como a política monetária opera a partir da taxa de juros e como a sua condução pode maximizar os ganhos sociais.

Visando estabilizar de forma simultânea a inflação e o produto, Taylor (1993) propôs uma regra simples de condução da política monetária via taxa de juros. A ideia central desta proposta é que a taxa de juros deve ser ajustada de acordo com o desvio do produto em relação a sua taxa potencial e o desvio da inflação. Originalmente, o autor expôs esta ideia a partir da seguinte equação:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) \quad (31)$$

Sendo, r a taxa de juros, p a taxa de inflação dos últimos quatro trimestres e y desvio percentual do PIB real (Y) e da sua meta (Y^*), ou seja, $y = 100(Y - Y^*)/Y^*$. Nesta proposta, a taxa de juros nominal deve subir a um nível superior ao da inflação, resultando num aumento da taxa real e inversamente, a taxa de juros nominal deve diminuir quando o produto estiver abaixo de seu nível potencial.

Esta regra para a condução da política monetária passou a ser conhecida como Regra de Taylor, sendo a base para a construção da função de reação do Banco Central que funciona como um sistema capaz de minimizar o viés inflacionário da política monetária. Tendo como pano de fundo a ideia a Regra de Taylor, Clarida, Galí e Gertler (1999), propuseram uma expansão do modelo para uma função de reação do Banco Central, para uma economia

fechada cujo principal instrumento de política é a taxa de juros de curto prazo. Este modelo possui uma curva IS, que é relacionando inversamente com o hiato do produto (x_t) com a taxa de juros real. Esta relação pode ser expressa da seguinte forma:

$$x_t = -\varphi[i_t - E_t \pi_{t+1}] + E_t x_{t+1} + g_t \quad (32)$$

A Curva de Phillips representa uma relação positiva entre a inflação e o hiato do produto:

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (33)$$

Neste modelo i_t é a taxa de juros nominal. Os termos g_t e u_t são perturbações aleatórias independentes e identicamente distribuídas, que podem ser definidas como:

$$g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t \quad \text{e} \quad u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t \quad (34)$$

Especificamente o termo u_t poder ser considerado um choque de oferta causada por elevação de custos (*cost push*) e g_t é uma função das mudanças esperadas dos gastos do governo em relação às mudanças esperadas no produto potencial, podendo ser interpretado como um choque de demanda.

Neste modelo, Clarida, Galí e Gertler (1999), considera como instrumento de política monetária a taxa de juros nominal que deve se ajustar aos desvios do produto em relação ao seu valor potencial e com os desvios da inflação em relação à meta. Clarida, Galí e Gertler (1998), também propuseram uma função de reação que busca captar as expectativas futuras de inflação e produto que pode ser representada conforma a equação seguinte:

$$r_t^* = \alpha + \beta(E(\pi_{t,k} | \Omega_t) - \pi^*) + \gamma E(x_{t,q} | \Omega_t) \quad (35)$$

Nesta equação Clarida, Galí e Gertler (1998, p.4-5), consideram r_t^* a meta para a taxa de juros no período t , sendo determinados a cada período dados os valores do hiato entre a

inflação esperada, produto e suas metas. Os componentes $\pi_{t,k}$ e π^* são, respectivamente, a mudança percentual no nível de preços entre o período t e $t+k$ e a meta para a inflação. O termo $x_{t,q}$ representa a mudança percentual do produto entre o período t e $t+q$. E α é a taxa de juros nominal quando inflação e produto estão nas metas desejadas (pode ser substituída por r^*).

Nesta proposição a regra de Taylor original é um caso especial para a equação acima, para Clarida, Galí e Gertler (1998, p. 5), isso ocorre somente “[...] *if either lagged inflation or a linear combination of lagged inflation and the output gap is a sufficient statistic for forecasting future inflation* [...]”²⁰.

O modelo desenvolvido pelos autores possui uma função de perda nos desvios da inflação e do produto. Sendo assim, as implicações de política econômica realizadas pelo Banco Central, dependem dos sinais dos coeficientes β e γ , dados pelo estado da economia. Considerando no modelo, uma regra para a taxa de juros real (*ex-ante*), rr_t^* .

$$rr_t^* = rr^* + (\beta - 1)(E(\pi_{t,k}|\Omega_t) - \pi^*) + \gamma E(x_{t,q}|\Omega_t) \quad (36)$$

Em que a taxa de equilíbrio de longo prazo é dada por: $rr_t^* \equiv r_t - E(\pi_{t,k}|\Omega_t)$ ou $rr_t^* \equiv r^* - \pi^*$. Sendo assim, a taxa de juros real pode ser considerada uma constante e determinada por fatores não monetários. Nesta proposição, Clarida, Galí e Gertler (1998) uma regra de resposta da taxa de juros real para mudança nas expectativas de inflação e no hiato do produto, estão em função do sinal dos coeficientes. Caso, $\beta > 1$ existe uma tendência para a estabilização, caso e $\beta \leq 1$ existe uma propensa à desestabilização. Esta mesma regra pode ser estendida para o coeficiente γ de mudanças no hiato do produto.

Este arcabouço teórico fomenta a discussão sobre a utilização da uma âncora nominal, de forma que a partir da função de reação do Banco Central possa ser alcançada a estabilidade econômica de longo prazo. Na literatura econômica, as principais referências são as âncoras cambiais²¹, monetárias²² e nominais para a inflação (meta). Dentre estas alternativas, as metas

²⁰ Se uma inflação passada ou uma combinação linear da inflação defasada e o hiato do produto é uma estatística suficiente para prever a inflação futura.

²¹ Consiste na fixação do valor da moeda doméstica em relação a uma moeda estrangeira, objetivando atrelar a taxa de inflação doméstica da taxa da economia estrangeira. Havendo a vantagem de seguir uma regra automática e a desvantagem da perda da independência da política monetária, por esta subordinada à âncora cambial. Além disso, há o inconveniente de estar sujeito a choques externos transmitidos pela taxa de câmbio.

para a inflação são adotadas por um número crescente de países, principalmente dos mercados emergentes.

As metas de inflação são uma estratégia de política monetária que, segundo Mishkin (2011, p. 1-2) engloba cinco elementos principais:

- 1) the public announcement of medium-term numerical targets for inflation;
- 2) an institutional commitment to price stability as the primary goal of monetary policy, to which other goals are subordinated;
- 3) an information inclusive strategy in which many variables, and not just monetary aggregates or the exchange rate, are used for deciding the setting of policy instruments;
- 4) increased transparency of the monetary policy strategy through communication with the public and the markets about the plans, objectives, and decisions of the monetary authorities; and
- 5) increased accountability of the central bank for attaining its inflation objectives (MISHKIN, 2011, p. 1-2).

As principais vantagens do regime monetário de metas para a inflação se refere melhor compreensão em relação à condução da política monetária por parte do público, aliado ao benefício de estar focado em objetivos internos.

O sucesso desse regime monetário, segundo Mishkin (2000) ocorre devido ao compromisso institucional para a estabilidade de preços via estabelecimento da âncora nominal, de forma a minimizar o problema da inconsistência temporal. O emprego dessa política pressupõe que o Banco Central deve concentrar-se no longo prazo de forma a restringir as políticas expansionistas de curto prazo – inconsistente com a âncora nominal. Para que isso ocorra é necessário que sejam respeitados dois pontos:

- 1) sufficient insulation of the policymaking board of the central bank from the politicians-with members of the government excluded and the members of the board appointed to long terms and protected from arbitrary dismissal; and
- 2) giving the central bank full and exclusive control over the setting of monetary policy instruments (MISHKIN, 2000, p. 5).

O regime de metas de inflação coloca grande ênfase na necessidade de um Banco Central independente de pressões políticas, possuindo prerrogativa de condução dos instrumentos de política econômica, sendo essas executadas da maneira mais transparente

²² Consiste em estabelecer uma meta para os agregados monetários, tendo por objetivo alcançar determinado nível de inflação e sinalizar para o público sobre a forma de condução da política monetária. Também apresenta algumas desvantagens como difícil compreensão por parte do público e a necessidade de uma forte relação entre o objetivo da política e o agregado monetário.

possível. Por outro lado, a facilidade de assimilação do regime de metas inflacionárias pelos agentes econômicos propicia o melhor monitoramento da meta estabelecida.

Contudo, também existem algumas desvantagens, uma vez que a imposição de uma regra rígida acaba impossibilitando uma política monetária discricionária visando à diminuição da volatilidade do produto de curto prazo. Outra desvantagem importante, apontada por Mishkin (2000, p.4) é “[...] *that inflation targeting cannot prevent fiscal dominance, and that the exchange rate flexibility required by inflation targeting might cause financial instability* [...]”.

Dentro do regime de metas para a inflação existem também opiniões divergentes relacionadas à possibilidade de utilização de políticas discricionárias. Ao contrário de Mishkin (2000), Friedman (2000) considera que a adoção do regime de metas inflacionárias não significa necessariamente a falta de preocupação os resultados econômicos como o nível de produto e emprego. Na mesma linha, Netto (1999) considerou que mesmo sob o regime de metas para a inflação, a política monetária deve ser conduzida de maneira que: i) haja possibilidade de resposta a mudanças no produto ou na inflação; ii) o principal instrumento para alcançar a meta proposta deve ser a taxa de juros e não a oferta de moeda; e iii) a taxa de câmbio deve ser flexível, pois com o câmbio flutuante existe liberdade para a movimentação de capitais e a volatilidade se transfere da taxa de juros para a taxa de câmbio, que impacta na taxa de inflação.

Um ponto importante levantado por Netto (1999) é que uma regra de política monetária tem que ser ajustada também por considerações sobre a dívida pública. Da mesma forma, Mishkin (2000) relaciona à dificuldade do Banco Central em controlar a inflação, em economias em que predomina a dominância fiscal. Estas dificuldades são decorrentes da concepção do regime de metas para inflação que foi pensado para países desenvolvidos, que não apresentavam problemas de desequilíbrios fiscais.

2.6.2 Política fiscal e o endividamento público

Para uma melhor compreensão do endividamento público, neste tópico serão discutidos os principais elementos em análise das teorias tradicionais sobre a política fiscal. Especificamente a restrição orçamentária, equivalência Ricardiana, a estabilização da carga fiscal e os custos dos déficits orçamentais.

Um ponto inicial de avaliação da política fiscal é a análise da restrição orçamentária (de longo prazo) do governo. Romer (2011, p.586) observou que para a restrição orçamentária do governo ser respeitada, o valor presente das aquisições de bens e serviços do governo (G), deve ser menor ou igual à soma da sua riqueza inicial ou da dívida a ser paga (D), mais o valor presente dos impostos líquidos a receber (T). Para representar esta ideia o autor apresenta a seguinte equação.

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} G(t) dt \leq -D(0) + \int_{t=0}^{\infty} T(t) dt \quad (37)$$

Neste modelo, o autor observou que embora haja restrições, o governo não está impedido de adquirir dívida, mesmo que permanentemente. Desta forma, $-D(0)$ representa dívida em vez de riqueza, ele entra negativamente para a restrição orçamentária. Contudo, a restrição implica que o limite do valor presente da dívida não deve ser positivo – condição de transversalidade do modelo.

Com isso, os *deficits* orçamentários do governo devem estar em consonância com a taxa de crescimento do estoque da dívida, que irá igualar ao *deficit* primário adicionado os juros reais da dívida (rD). Conforme Romer (2011, p.586) esta variação da dívida no tempo pode ser expressa da seguinte forma:

$$\dot{D}(t) = [G(t) - T(t)] + r(t)D(t) \quad (38)$$

Esta equação indica que a taxa de variação do estoque de dívida é igual à diferença entre os gastos e as transferências líquidas do governo (resultado primário), mais o juros sobre

sua dívida (serviço da dívida). Ou seja, esta equação apresenta o resultado nominal do governo, se positivo indica a presença de *déficit* primário no orçamento do governo, se negativo ocorre um *superávit*.

A restrição orçamentária do governo também pode ser reescrita de outra forma, segundo Romer (2011, p.587):

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} [T(t) - G(t)] dt \geq D(0) \quad (39)$$

Esta equação indica que o governo deve executar *superávits* primários grandes o suficiente em termos de valor presente para compensar sua dívida contraída nos períodos anteriores – ou seja, o valor presente dos impostos menos os gastos do governo deve ser igual ou maior que a dívida inicial, de forma que a dívida contraída não ultrapasse a receita líquida do governo.

Considerando períodos de tempo infinito, pode haver casos em que o governo não tenha que satisfazer a restrição orçamentária. Este é o caso do *Ponzi Games* discutido por Romer (2011) em que o governo pode optar por rolar indefinidamente a dívida, desde que haja duas condições: A primeira é que a economia deve ser dinamicamente ineficiente e haver incerteza e segundo a taxa de juro real deve estar abaixo da taxa de crescimento – de forma a viabilizar razão do valor da dívida sobre o tamanho da economia.

Sobre as fontes de financiamento adotadas pela autoridade fiscal, existem duas vias principais: endividamento e impostos. A teoria da equivalência Ricardiana (proposição Ricardo-Barro) é fundamentada nos efeitos do *déficit* público e seus impactos nas variações dos impostos, a acumulação do capital e o consumo privado. A tese Ricardiana sustenta que a fonte de financiamento escolhida pelas autoridades fiscais não exerce efeito sobre o comportamento dos agentes e sobre a economia – ou seja, dado montante de despesa pública a substituição de impostos por dívida não tem qualquer efeito na procura global nem na taxa de juros.

Em seu modelo, Romer (2012, p.593) observou que a equivalência Ricardiana tem como ponto de partida natural o modelo de Ramsey-Cass-Koopmans, cujas hipóteses consideram que a tributação é integral, não considera as imperfeições de mercado e as famílias são heterogêneas. Para o autor, quando há impostos, a restrição da família

representativa é o valor presente do consumo que não exceda a riqueza inicial mais o valor presente dos rendimentos líquidos. Com isso, o orçamento da familiar representado é dado pela seguinte equação.

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} C(t) dt \leq K(0) + D(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} [W(t) - T(t)] dt \quad (40)$$

Aqui $C(t)$ é o consumo, $K(0)$ é a quantidade de capital e $D(0)$ títulos do governo, $W(t)$ é o rendimento do trabalho e $T(t)$ são os impostos. Separando a integral do lado direito, temos:

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} C(t) dt \leq K(0) + D(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} W(t) dt - \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} T(t) dt \quad (41)$$

Considerando que o governo satisfaz a restrição orçamental, então o valor presente dos impostos ($\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} T(t) dt$) é igual ao debito inicial ($D(0)$) adicionado ao valor presente das compras governamentais ($\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} G(t) dt$). Desta forma, a equação anterior pode ser simplificada:

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} C(t) dt \leq K(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} W(t) dt - \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} G(t) dt \quad (42)$$

Esta representação da restrição orçamentária das famílias não faz qualquer referência à forma como o governo é financiado – via emissão de dívida ou impostos. Neste caso, o autor observou que este aspecto é irrelevante, somente o montante das despesas governamentais e não a sua forma de financiamento, afeta a economia. Com isso, segundo Romer (2011, p. 594) “*The result of the irrelevance of the government’s financing decisions is the famous Ricardian equivalence between debt and taxes*”.

Esta conclusão pode ser melhor avaliada de acordo com o modelo. Considere que o governo ofereça uma quantidade de título da dívida D , para a família representativa no tempo t_1 . O governo planeja pagar a dívida em uma data posterior t_2 , para isso cada agregado familiar será tributado no valor de $e^{R(t_2)R(t_1)}$, até o período t_2 . Romer (2011) observou que existem dois efeitos sobre a família representativa: Primeiro, a família adquire um ativo pelo valor presente, e segundo, conseqüentemente a família adquiriu um passivo que representa um imposto futuro, também pelo valor presente.

Desta forma, os gastos do governo financiado pela dívida, não representa uma “riqueza líquida” para a família, e conseqüentemente não afeta a comportamento de consumo das famílias. Isso ocorre por que a família reserva parte dos recursos do período t_1 para pagar o aumento da tributação necessária no futuro para o pagamento da dívida no período t_2 . Deste resultado, advêm algumas conclusões:

- A emissão de dívida implica em impostos mais altos no futuro. Sendo que o valor presente dos títulos de dívida e dos impostos a pagar são iguais;
- A dívida pública não representa um acréscimo de riqueza líquida;
- Os detentores de títulos irão poupar o mesmo, juntamente com os seus juros recebidos, visando pagar o aumento de impostos no futuro por várias gerações, de forma a manter a restrição orçamentária intertemporal inalterada;
- As despesas públicas financiadas por impostos ou pela emissão de dívida, não tem qualquer efeito na procura agregada ou na taxa de juros;
- Este modelo representa uma contradição aos modelos tradicionais que apontam para um aumento do consumo quando o governo se financia via emissão de dívida, em relação ao financiamento via impostos;
- Por outro lado, também é inútil um corte nos impostos em época de recessão e buscar o financiamento via emissão de dívida.

Para Romer (2011), a equivalência Ricardiana pode falhar perante duas situações. A primeira é quando existe a entrada de novas famílias na economia. Isso faz com que parte da maior carga fiscal futura associada à emissão de dívida seja suportada por um número maior de famílias que surgiram (pessoas nasceram) depois da emissão dos títulos. Conseqüentemente, os títulos passam a ser riqueza líquida para a geração atual, podendo assim afetar o consumo atual. Esta hipótese pode ser significativa caso não haja a

preocupação da geração atual em deixar heranças para a geração futura, que deverá arcar com os custos de uma maior carga tributária.

Um segundo ponto é a hipótese da renda permanente de Friedman (1957), em que variações na renda só impactam o consumo se os agentes avaliarem que este ocorrera por vários períodos no tempo. Considerando um agregado familiar que possui expectativa de vida finita, mudanças previsíveis no rendimento disponível afetam a restrição orçamentária da família e conseqüentemente afetam o consumo.

Avaliado o conceito de equivalência Ricardiana, cabem algumas observações sobre as causas da formação dos *déficits*. Para Romer (2011) a variação dos *déficits* orçamentais pode ser resultado do desejo do governo de estabilizar (suavizar) a carga fiscal ao longo do tempo, esta política poderia minimizar as distorções econômicas causadas pelos impostos. Contudo, não explica a tendência sistemática para elevados *déficits* fiscal, que pode estar associado a diversas causas, cujos trabalhos recaem sobre o domínio de Nova Economia Política (NEP).

Esta linha de pesquisa procura determinar as forças no processo político que levam à realização os *déficits* insustentáveis, partindo da ideia de que os políticos são vistos não como planejadores sociais de beneficência, mas sim como indivíduos que buscam maximizar as suas funções objetivas, dadas as informações que possuem. Os eleitores são vistos como agentes econômicos racionais. Sob estas hipóteses, Romer (2011) aponta as possíveis fontes de *déficits*: i) o governo pode acumular um montante excessivo de dívida visando restringir as despesas do seu sucessor e ii) falta de acordo sobre a distribuição dos custos de redução do *déficits* que pode levar ao atraso das reformas.

O primeiro ponto pode ser denominado de Acumulação Estratégica de Dívida (AED), esta ideia é fundamentada nos ciclos políticos. Quando o político que esta no poder percebe que existe a possibilidade de que no próximo mandato assuma um político que esteja em desacordo com as suas preferências, o político atual pode tentar restringir os gastos futuros. Neste caso Romer (2011, p. 607) observou que *“If high levels of government debt reduce government spending, this provides current policymakers with a reason to accumulate debt”*.

Para ilustrar esta proposição Romer (2011, p.609) utiliza o trabalho de Alesina e Tabellini (1990) que assumiu que os *déficits* orçamentários são decorrentes do desacordo na composição da despesa. Ou seja, cada tipo de governo acha que o outro (próximo mandato) vai gerar despesas indesejáveis, ambos têm incentivos para acumular dívida. Este modelo por simplificação considera dois períodos e que a taxa de juro real é exógena e igual à zero. As

despesas do governo se restringem a bens militares (M) e não militares (N). No tempo o político do primeiro período irá escolher a composição de suas despesas (M_1 e N_1), dado o nível de riqueza acumulada (W) e a possibilidade de emitir dívida (D). Ou seja, a restrição orçamentária do primeiro período é dada por:

$$M_1 + N_1 = W + D \quad (43)$$

Considerando que por hipótese as preferências dos políticos, sobre os dois bens sejam heterogêneas e que a participação no processo político seja aleatória. O político do primeiro período tem incentivo a comprometer a restrição orçamentária do segundo período, caso este considere que as despesas que serão realizadas não estão de acordo com as suas preferências. Com isso, existe incentivo a acumular dívida, ou seja, $D > 0$, desta forma o político tem uma maior capacidade de investir nas despesas de sua preferência e dificultam as despesas do político do segundo período. Ou seja:

$$M_2 + N_2 = W - D \quad (44)$$

Esta medida acaba diminuindo a capacidade de investimento do período dois, pois na restrição orçamentária, $(+D)$ que representava emissão de dívida e conseqüentemente captação de recursos, agora entra com sinal negativo indicando a necessidade de pagamento da dívida. Caso haja expectativa de que as preferências do político do segundo período sejam similares aos do primeiro período, não haverá emissão de dívida. Ou seja, o desacordo sobre a composição das despesas governamentais no tempo pode levar a *déficits* orçamentais.

Outra fonte de inércia e propagação dos *déficits* orçamentários é a falta de acordo sobre a distribuição dos custos de redução dos *déficits*, que pode levar ao atraso das reformas fiscais, mesmo quando há consenso de que estas são necessárias. Para Romer (2011) a ideia básica é que existem mudanças no controle da política do país (ciclos políticos), sendo aleatório o controle da política por grupos de interesse divergente, de forma que com um montante de dívida já formado, a questão é quem irá pagar a dívida.

Neste modelo a questão relevante é que existe um custo associado à reforma fiscal e como o controle da política é aleatório, as reformas muitas vezes são adiadas, seja devido ao ônus políticos da reforma ou por não deixar o grupo político (divergente) do próximo período em melhor situação. Mesmo assumindo um governante que procura maximizar a função de bem-estar social, independente do controle político do próximo período, em algumas circunstâncias, visando evitar o ônus políticos, a política de reforma fiscal pode ser adiada, na esperança de que haja uma melhoria econômica de forma que a elevação de impostos e corte de gastos seja menos sentida, ou esperando uma crise econômica que force a atuação do governo e com isso justifique as suas ações de austeridade.

Outro ponto, discutido por Orphanides (1996), argumenta que o adiamento ou mesmo o abandono de um programa de estabilização fiscal podem ser decisões ótimas se os custos desta superarem os benefícios da redução da inflação. Ou seja, os atrasos dos programas de estabilização da dívida podem ser uma solução ótima dependendo da conjuntura econômica atual.

As razões que levam a geração de desequilíbrios fiscais e *déficits* públicos elevados, e que por sua vez, podem levar a dívidas insustentáveis no longo prazo, são inúmeras. Mais ainda são os motivos para adiar as reformas fiscais para superar esta situação de constrangimento.

A exposição sobre a política fiscal realizadas nesta seção, foi abrangente e com pouca profundidade, uma vez que não são objetivos específicos de análise neste trabalho. Mas cumpre o objetivo de ilustrar um panorama geral dos principais conceitos que norteiam a questão da dominância fiscal.

2.6.3 *Déficits* insustentáveis e crise da dívida

Quando a política fiscal recorrentemente não respeitar a restrição orçamental, o nível de endividamento pode chegar a um ponto crítico. Luporini (2004, p.176) observou que há quatro meios para reduzi-la: “repudiar a dívida abertamente (calote), criar um imposto que

incida diretamente sobre os detentores da dívida pública repudiar a dívida via aumentos na taxa de inflação e, finalmente, resgatar títulos com *superávits primários*”.

Segundo o autor, as duas primeiras opções têm a vantagem de possibilitar que o governo inicie novamente, contudo existe o custo da perda de credibilidade, decorrente das expectativas futuras de repúdio ou aumento de impostos. Conseqüentemente, as necessidades futuras de colocação de títulos no mercado podem ficar comprometidas, podendo haver ainda fuga de capitais. Na terceira alternativa, os custos do endividamento (valor real do estoque da dívida e dos juros reais devidos) podem ser amenizados por políticas inflacionárias, caso a dívida não esteja indexada, a um aumento não antecipado na taxa de inflação. Na última alternativa é necessário à redução de gastos e o aumento de impostos, desta forma o resgate dos títulos ocorreria via *superávits primários*. Contudo, esta alternativa é complicada do ponto de vista de popularidade dos governantes (dificuldades eleitorais). Com isso, dentre as alternativas propostas, a políticas inflacionárias pode acarretar menores custos em termos de credibilidade econômica e política.

Os riscos associados ao governo recorrer às medidas citadas, depende diretamente da sustentabilidade do endividamento do governo, que é uma função da dívida acumulada em relação ao PIB, bem como do grau de vulnerabilidade frente aos choques externos, que podem ser provocados, entre outros fatores, pela: i) alterações nas taxas de juros interna e externas, ii) nas taxas de câmbio; e iii) nas condições de liquidez internacional, que causam alterações no volume e nas condições de financiamento internacional.

Em um contexto de necessidade de financiamento externo e alta razão dívida líquida do setor público em relação ao PIB, a adoção do regime de metas para a inflação pode estabelecer uma considerável restrição ao crescimento econômico. Perante uma depreciação cambial, seria necessária uma elevação das taxas de juros, o que, por sua vez, afetaria o nível de produto e emprego via contenção da demanda agregada. Caso as autoridades monetárias estejam comprometidas efetivamente com a estabilização de preços, há ainda pressão sobre a dívida pública (aumento do serviço da dívida) que pode se refletir em ajuste fiscal e conseqüentemente levaria a uma nova restrição à demanda agregada. Com isso, é necessário haver uma consonância entre as políticas fiscal e monetária, caso contrário poderia ocorrer um círculo vicioso, com taxas de juros e estoque da dívida pública cada vez maiores.

Em um caso extremo, quando o nível de endividamento é elevado, pode ocorrer uma contração orçamental e conseqüente declínio na demanda agregada, piorando ainda mais a situação fiscal do país. Nesta situação, o governo pode tentar emitir mais títulos de dívida

pública e em algumas situações os investidores podem rejeitar a compra de títulos de dívida a qualquer patamar de taxa de juros.

Para descrever esta situação, será exposto o modelo de Romer (2011) assumindo algumas condições: primeiramente o governo é detentor de um determinado estoque de dívida D , que deve ser emitida e repassada aos investidores por um determinado período de tempo. Segundo, a remuneração destes títulos é realizada pela taxa de juros R . Com isso, RD pode ser considerado como o serviço da dívida que deverá ser honrada no final do período contratado.

As receitas potenciais do governo para o próximo período, proveniente da arrecadação é dado por T e pode ser interpretado como sendo a soma das arrecadações governamentais e da receita adquirida via emissão de nova dívida, podendo ser considerada uma variável aleatória. Caso a arrecadação seja maior que os custos da dívida ($T > RD$), o governo honra as dívida com os credores. Em uma situação oposta ($T < RD$) o governo não paga a dívida e declara moratória.

Por hipótese, o modelo de Romer (2011) considera que só existem duas alternativas: o governo honra a dívida ou declara moratória integralmente. Outra hipótese, é que os investidores são neutros ao risco e a taxa de juros livre de riscos é dada por \bar{R} , sendo uma taxa independente de R e D .

O questionamento de Romer (2011) ao desenvolver este modelo, é determinar em qual ponto o governo perde a capacidade de induzir os investidores a adquirir seus papéis a qualquer taxa de juros. Ou seja, quando a crise da dívida inicia dada a incapacidade do governo rolar sua dívida. O desenvolvimento do modelo foi realizado a partir de duas equações.

A primeira equação busca igualar o rendimento esperado dos títulos de dívida aos o retorno de um investimento sem riscos. O termo π indica a probabilidade de *default*, logo o governo irá pagar R com a probabilidade $1 - \pi$ e não vai pagar nada com a probabilidade de π . Desta forma, a primeira condição de equilíbrio é dada por:

$$(1 - \pi)R = \bar{R} \quad (45)$$

Esta condição pode ser rearranjada como função de R :

$$\pi = \frac{R - \bar{R}}{R} \quad (46)$$

Ou seja, retorno dos títulos país devedor deve ser igual ao retorno do título livre de risco. O conjunto dos pontos que satisfazem esta condição poder ser representados na Figura 03 a seguir.

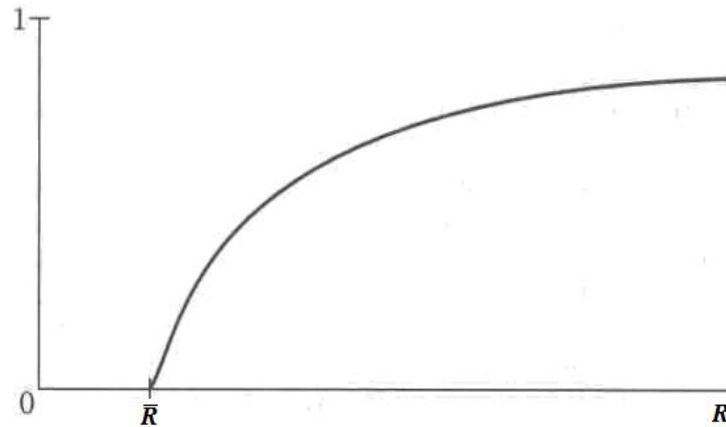


Figura 03 – Risco de Default

Fonte: Adaptação do autor a partir do modelo de Romer (2011, p.634)

Caso o retorno dos títulos país devedor é igual ao retorno do título livre ($R = \bar{R}$) o governo irá pagar a dívida com certeza ($\pi = 0$). À medida que a probabilidade de não pagar aumenta ($\pi > 0$), o retorno dos títulos país devedor terá de aumentar de forma a estimular os investidores a demandar e deter os títulos de dívida.

A segunda condição de equilíbrio deriva do fato de que a probabilidade do governo não pagar a dívida, corresponde à probabilidade da arrecadação ser menor que o serviço da dívida.

$$\pi = F(RD) \quad (47)$$

Considerando valores mínimos e máximos para a receita governamental esperada, sejam respectivamente \underline{T} e \bar{T} , e que a aceitação da hipótese que a receita tem uma função de densidade com distribuição normal. O conjunto de pontos que satisfazem esta equação pode ser representado por uma curva em formato de S, como na Figura 04 a seguir.

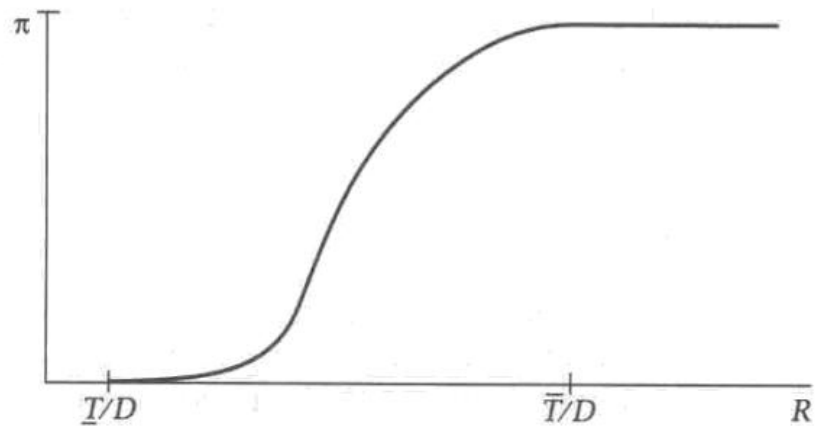


Figura 04 – Probabilidade do governo não pagar a dívida

Fonte: Adaptação do autor a partir do modelo de Romer (2011, p.635)

Neste caso a probabilidade de *default* é zero caso a arrecadação tributária mínima em relação ao estoque de dívida seja maior que o serviço da dívida ($R < \underline{T}/D$). No caso oposto, a probabilidade de *default* será igual a um, quando mesmo com a arrecadação tributária máxima não seja possível cobrir o serviço da dívida ($R > \bar{T}/D$). O equilíbrio ocorre quando as duas equações (46 e 47) são satisfeitas, como na Figura 05 a seguir:

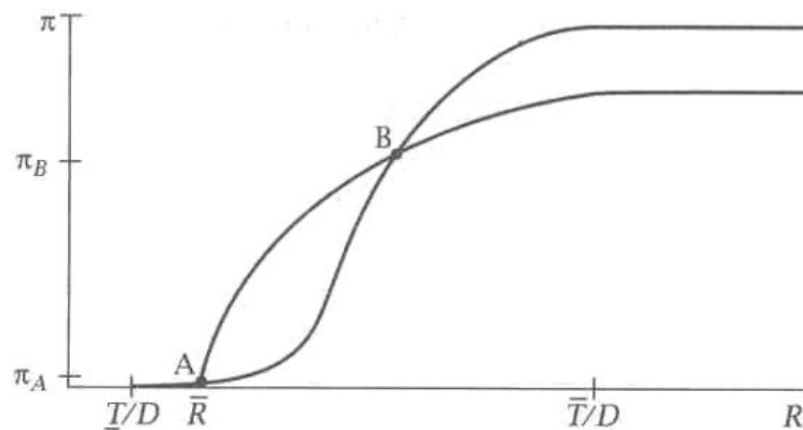


Figura 05 – Relação entre capacidade de arrecadação e serviço da dívida

Fonte: Adaptação do autor a partir do modelo de Romer (2011, p.636)

O equilíbrio depende de uma combinação entre as condições que levam os investidores a comprar e reter títulos e da capacidade de pagamento da dívida pelo governo. Neste modelo, Romer (2011) observou que existem múltiplos equilíbrios, sendo três pontos possíveis: A, B e C ($R = \infty, \pi = 1$). Para o autor, o equilíbrio no ponto B é instável e com isso pode ser deslocado facilmente em direção aos pontos estáveis A ou C. Isso poderia ocorrer, respectivamente em função das expectativas otimistas ou pessimistas dos investidores.

Caso haja expectativa de que a probabilidade de *default* seja menor que no B ($\pi < \pi_B$) o equilíbrio ocorrerá no ponto A, neste caso a taxa de juros que remunera os títulos é suficiente para que os investidores demandem os títulos da dívida do governo que é remunerado a taxa livre de risco \bar{R} . Já a probabilidade de *default* é condizente com a probabilidade de a receita governamental ser inferior ao serviço da dívida ($R < \underline{T}/D$), dada à taxa de juros oferecida.

Caso a expectativa de probabilidade de *default* seja maior que em B ($\pi > \pi_B$) o equilíbrio ocorrerá para ($R = \infty, \pi = 1$), neste caso os investidores não demandam os títulos da dívida do governo por acreditar que o risco de *default* é certo e com isso a remuneração dos títulos pode tender ao infinito – os investidores não aceitam deter os papéis a nenhuma taxa de juros. Nesse ponto, o governo perde a capacidade de emitir novas dívidas, até mesmo para promover rolagem do endividamento.

A partir deste modelo é possível extrair algumas relações importantes para a condução deste trabalho:

- Quanto maior for à capacidade de arrecadação tributária em relação ao estoque de dívida menor será a probabilidade de *default* tendo em vista que existe capacidade de pagamento. Consequentemente, a taxa de juros paga será próxima à taxa livre de risco e menor o serviço da dívida;
- Avaliando do ponto de vista dos investidores, quanto mais elevada for à probabilidade de *default*, maior deverá ser a taxa de juros oferecida para estimular os investidores a correrem o risco e demandar os títulos. Ou seja, maior terá que ser o *spread* em relação à taxa livre de risco;
- Caso a probabilidade de *default* seja bastante elevada, os investidores podem rejeitar os títulos, independente da taxa de juros oferecida;

- Por outro lado, quanto maior a taxa de juros, mais elevada tende a ser a probabilidade de *default*, tendo em vista que a uma elevação do serviço da dívida (aumento na razão dívida/PIB no tempo) frente uma dada capacidade de arrecadação – ou seja, a taxa de juros e probabilidade de *default* se movem na mesma direção.

2.6.4 Variação da taxa de câmbio e *Pass-through*

Em relação à volatilidade da taxa de câmbio, Ferreira (2004) observou que este é um dos principais desafios para a implementação do regime de metas para a inflação em economias não desenvolvidas. E isso ocorre por que nas economias abertas, a taxa de câmbio é um importante mecanismo de transmissão da política monetária e conseqüentemente afeta a taxa de inflação.

Os efeitos da taxa de câmbio sobre a inflação podem ocorrer por duas formas, segundo Svensson (2000). A primeira pode ser considerada uma via direta, as mudanças na taxa de câmbio influenciam diretamente os preços em moeda doméstica dos bens importados. Neste caso, uma depreciação na taxa de câmbio seria acompanhada por uma elevação da taxa de inflação doméstica. Já indiretamente, a taxa de câmbio pode afetar a inflação de dois modos: i) primeiro, pode ocorrer quando a mudança na taxa de câmbio nominal altera os preços relativos entre os bens domésticos e importados, conseqüentemente podem ocorrer mudanças na demanda dos bens domésticos afetando a taxa de inflação; e ii) segundo, a mudança na taxa de câmbio nominal altera os preços em moeda doméstica dos insumos importados.

Dessa forma, uma depreciação cambial pode implicar em uma elevação dos preços dados os seus efeitos diretos e indiretos. Podendo impactar a credibilidade das autoridades monetárias uma vez que as metas anunciadas podem não ser cumpridas. Com isso, o comportamento da taxa de câmbio é de fundamental importância para que as autoridades monetárias realizem a implantação e consiga manter um regime de metas para a inflação.

Este repasse do câmbio para o índice de preços, foi definido por Campa e Goldberg (2002) como *pass-through* do câmbio, que é a variação percentual nos preços dada uma variação de 1% na taxa de câmbio. Trabalhos empíricos sobre o *pass-through*, como Hooper e

Mann (1989), Menon (1995) e Goldberg e Campa (2002), apontaram para um grau de repasse incompleto²³ – o que significa que nem toda variação cambial é proporcionalmente repassada aos preços.

Nessa linha Adolfson (2001) avaliou a taxa de câmbio enquanto transmissora da política monetária em países que utilizam metas para a inflação. Em relação ao *pass-through* incompleto, o autor identificou três resultados principais, quanto menor o grau de repasse: i) menor o ajuste da taxa de juros frente à variações no câmbio; ii) menor tende a ser o *tradeoff* entre variações no produto e na taxa de inflação – uma vez que a economia torna-se menos vulnerável as flutuações no cambiais; e iii) maior tende a ser a volatilidade da taxa de câmbio real para que haja ajustes nos preços relativos.

Existe assim, uma relação entre o *pass-through* e a condução da política monetária, sendo que o *policy makers* pode manter a inflação baixa com a redução do *pass-through* do câmbio (TAYLOR, 2000). Corroborando essa ideia, Gagnon e Ihrig (2004), argumentaram que em um ambiente inflacionário controlado, em que há credibilidade das autoridades monetárias os agentes econômicos diminuem o repasse das alterações cambiais aos preços. E isso ocorre, pois os agentes acreditam que as autoridades monetárias estão comprometidas com a manutenção do ambiente inflacionário controlado e com isso as autoridades atuaram com medidas para conter o desalinhamento nos preços.

A proposição de Blanchard (2004), a princípio, pode ser amenizada ou mesmo não ocorrer dependendo do grau de repasse (incompleto ou nulo). Contudo, estudos empíricos têm apontado que embora o *pass-through* seja incompleto, nos países em desenvolvimento a taxa de repasse da variação do câmbio sobre os preços é maior que nos países desenvolvidos.

Essa situação pode ser explicada de acordo com Ho e Maccauley (2003), em dois aspectos principais. O primeiro, o consumo nos países com menores níveis de renda, geralmente, contem uma maior parcela de bens *tradables*²⁴, em relação aos países com rendas superiores, em que uma parcela significativa do consumo é composta por bens-serviços. Como os serviços são bens tipicamente *non-tradables*, os preços destes tendem a refletir mais as condições do mercado de trabalho doméstico do que mudanças na taxa de câmbio. Por outro lado, os preços dos bens *tradables* são mais suscetíveis às influências das taxas de

²³ Neste caso é possível afirmar que não é válida a Lei do Preço Único (LPU) e a Paridade do Poder de Compra (PPC), ou seja, as variações na taxa de câmbio não são integralmente repassadas aos preços.

²⁴ Bens transacionáveis – são bens e serviços que podem ser objeto de troca internacional.

câmbio. Consequentemente, a influência da taxa de câmbio na taxa de inflação das economias em desenvolvimento tende a ser maior.

Uma segunda explicação, oferecida pelos autores, refere-se ao histórico de inflação. Ou seja, os países que convivem algum tempo com um ambiente inflacionário, acabam gerando expectativas de continuidade deste ambiente pelos agentes econômicos. Desta forma, estas economias são mais suscetíveis a variações ao *pass-through* da taxa de câmbio.

A adoção do regime de metas para a inflação pode ser considerado um grande passo no sentido de guiar as expectativas dos agentes econômicos em relação aos preços, considerando que as autoridades monetárias sejam austeras na busca por este objetivo. No entanto, ainda resta à questão apontada por Ho e Maccauley (2003) em relação aos bens *tradable*, neste caso cabem às autoridades monetárias buscar suavização da trajetória da taxa de câmbio, evitando choques e com isso amenizando o efeito *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços.

Os efeitos das oscilações da taxa de câmbio sobre a inflação tende a ser maior nas economias em desenvolvimento. E isso ocorre, geralmente, devido a maior dependência de ingresso de capitais externos nestas economias. A necessidade de obtenção de recursos externos, geralmente ocorre devido a persistentes saldos negativos em transações correntes do balanço de pagamentos. Se os *déficits* forem persistentes, é necessário recorrer ao financiamento externo que geram o compromisso de amortização e de serviços da dívida. Com isso, a acumulação de dívidas acaba limitando a capacidade do governo de implementar políticas fiscais expansionistas, visando a promoção do crescimento econômico.

3 DOMINÂNCIA FISCAL – CASOS EMPÍRICOS

A relação empírica entre *déficits* orçamentários e elevação do nível geral de preços, está longe de ser uma relação conclusiva. No entanto, existem diversos²⁵ estudos que enfatizam a importância da sustentabilidade fiscal para a estabilidade dos preços.

Uma possível explicação para a falta de evidências empíricas sobre a relação positiva entre *déficits* orçamentários e inflação foi apontada por Drazen e Helpman (1988). Para o autor as expectativas dos agentes, em relação à sustentabilidade do processo orçamentário, sofrem variações durante o processo inflacionário. E isso ocorre porque com o crescimento dos *déficits* orçamentários existe a expectativa dos agentes econômicos de elevação dos níveis de preços no futuro. Assim, caso ocorra a percepção de que a acumulação da dívida é insustentável, os agentes podem passar a acreditar que haverá políticas para sanar ou amenizar o problema. Desta forma, o processo inflacionário pode não se concretizar ou ainda pode haver declínio da inflação ao mesmo tempo em que existem *déficits* orçamentários crescentes.

Os efeitos dos *déficits* sobre nível de preços ocorrem com maior clareza quando os *déficits* não são sustentáveis²⁶, ou seja, quando não há condição de solvência dos títulos soberanos. E isso pode ocorrer tanto pela política fiscal adotada, como pelos efeitos de choques econômicos exógenos. Caso isso ocorra, pode haver desvio da inflação em relação a sua meta e com isso induzir a autoridade monetária a elevar os juros para anular tais choques. Desta forma, há elevação do serviço da dívida e conseqüentemente espera-se uma elevação no risco de *default*. Esta situação acaba se tornando insustentável, uma vez que é criado um efeito cíclico, em que a crise de confiança faz com que os investidores fujam das aplicações de maior risco e quando as aceitam, passam a exigir um maior prêmio para compensar o risco dos títulos.

Para Ázara (2006) a economia brasileira apresenta algumas características que despertam o interesse para avaliações empíricas em testar a existência de Dominância Fiscal. Estas características são decorrentes de uma série de mudanças históricas na política econômica, como:

²⁵ Alguns exemplos de estudos que enfatizam a importância de *déficits* fiscais no processo inflacionário podem ser encontrados Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004), Marques Junior e Correia (2014).

²⁶ O conceito de sustentabilidade fiscal - se refere à capacidade de pagamento da dívida. Caso a dívida seja excessiva, poderá ameaçar a estabilidade de preços e despertar uma crise de confiança dos investidores.

- Declaração de moratória durante o governo Sarney em 1987;
- Implementação de diversos planos econômicos visando conter a inflação – Plano Cruzado (Fevereiro de 1986), Plano Bresser (Julho 1987), Plano Verão (Janeiro de 1989), Plano Collor (Março de 1990) e Plano Real (junho de 1993);
- Bloqueio de ativos financeiros domésticos (1990);
- Crescimento da relação Dívida/PIB após 1994;
- Plano de estabilização bem sucedido de redução da alta taxas de inflação (Plano Real em 1994);
- Fim do regime de *crawling-peg*²⁷ (março de 1995 até janeiro de 1999) e adoção de um regime de câmbio flutuante;
- Implementação de um regime de metas inflacionárias, a partir de julho de 1999.

No contexto econômico internacional, a crise financeira de 2007-2008 renovou o interesse econômico sobre endividamento público, uma vez que muitas economias utilizaram medidas fiscais para manter o ritmo do crescimento. Na seção seguinte serão apontados os principais estudos sobre a dominância fiscal para a economia brasileira.

3.1 DOMINÂNCIA FISCAL - CASOS EMPÍRICOS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Na economia brasileira, os principais estudos sobre a dominância fiscal têm origem, principalmente, após o ano de 1999, período em que Favero e Giavazzi (2004) observaram que a dívida pública brasileira em relação ao PIB, aumentou constantemente. Para os autores, isso ocorreu por dois motivos principais: primeiro porque o *superávit* primário, embora crescente, nunca alcançou um valor suficiente para estabilizar a dívida e em segundo, porque

²⁷ *Crawling peg* é um regime de flutuação cambial, geralmente visto como uma forma parcial de câmbio fixo, em que permite-se a depreciação ou apreciação da taxa de câmbio de forma gradual. O princípio base do sistema consiste em fazer pequenas desvalorizações que igualem o diferencial entre a inflação do país e a inflação de um ou mais parceiros comerciais.

o governo reconheceu passivos anteriormente ocultos – dívidas que passaram a ser reconhecidas, principalmente nos balanços dos bancos estatais.

Buscando evidências da dominância fiscal e utilizando como lição a economia brasileira, Blanchard²⁸ (2004) trabalhou em um modelo de economia aberta, em que o Banco Central faz uso da taxa de juros para reduzir a inflação, a partir de dois canais: demanda agregada e a taxa de câmbio. Contudo, uma contradição à posição padrão da macroeconomia economia aberta que o autor buscou expor, se refere ao sinal do segundo canal – a taxa de câmbio. Normalmente, uma elevação da taxa de juro real torna a dívida pública doméstica mais atraente, levando a uma entrada de capitais e uma apreciação cambial. Mas em economias que utilizam as metas para a inflação, o aumento na taxa de juros real pode aumentar a probabilidade de *default* da dívida, fazendo com que esta se torne menos atraente, conduzindo a uma depreciação cambial.

A pergunta que o autor busca responder é sob quais condições um aumento na taxa de juros levará a uma depreciação cambial, e não a uma apreciação conforme o esperado. Para Blanchard (2004) uma depreciação cambial é o resultado mais provável, quanto: i) maior for o nível de endividamento em proporção do PIB; ii) maior o grau de aversão a risco dos investidores internacionais; e iii) maior a proporção da dívida pública denominada em moeda estrangeira.

Este conjunto de fatores estavam presentes na economia brasileira em 2002 e 2003, sendo assim uma experiência ideal para realizar os testes empíricos do modelo proposto pelo autor, que buscou avaliar em quais condições um aumento da taxa de juros levaria a uma depreciação cambial ao invés de uma apreciação. Mais especificamente, o autor buscou mostrar que a política monetária não tinha a liberdade necessária para combater o processo inflacionário no final do ano de 2002.

Para o desenvolvimento desse trabalho, Blanchard (2004) utilizou dados mensais de fevereiro de 1995 a janeiro de 2004. As variáveis utilizadas foram taxa de câmbio real, probabilidade de *default*, taxa de inflação e dívida pública em proporção ao PIB. Em uma breve inspeção visual, Blanchard (2004) confirmou uma forte relação entre a dívida pública e a probabilidade de inadimplência, havendo, evidências empíricas que apoiam o modelo teórico defendido pelo autor. Com a elevação dos serviços da dívida perante um ambiente fiscal comprometido, pode haver uma fuga de capitais (depreciação) ao invés de uma entrada

²⁸ As referências e metodologias de trabalho deste autor já foram apontadas anteriormente. Logo nesta seção serão realizados breves apontamentos.

(apreciação) dada a paridade da taxa de juros. Consequentemente, a política que visa conter a inflação via administração da demanda agregada, acaba não tendo os efeitos desejados, tendo em vista *pass-through* do câmbio (depreciado) para o índice de preços.

Para que este efeito ocorra é necessário, segundo Blanchard (2004, p. 31) que a dívida pública seja denominada em moeda estrangeira, caso isso não ocorra “*the exchange rate barely moves in response to the interest rate*”. Contudo, quando há uma elevação de μ (proporção da dívida estrangeira em relação à dívida total), uma mudança na taxa de juros promove variações na taxa de câmbio.

O autor salienta que no período analisado, o governo brasileiro reduziu o valor de μ , principalmente em 2003. Esta medida pode auxiliar na explicação do por que as estimativas do modelo tendem a diminuir continuamente enquanto o nível de dívida (total) manteve-se relativamente alta.

Em suas conclusões gerais, Blanchard (2004) afirma que as condições fiscais em 2002, na economia brasileira eram erradas. Segundo o autor:

When fiscal conditions are wrong — i.e. when debt is high, when a high proportion of debt is denominated in foreign currency, when the risk aversion of investors is high—an increase in the interest rate is more likely to lead to a depreciation than to an appreciation (BLANCHARD, 2004, p.32).

Com isso, o modelo de Blanchard (2004) buscou focar os efeitos da taxa de juros sobre a inflação a partir da taxa de câmbio real. No caso, o modelo mostrou que a aversão ao risco e a maior probabilidade de *default* acabou por neutralizar o efeito do diferencial de juros positivo, de forma a trocar o sinal da taxa de câmbio. Desta forma, um dos canais de transmissão de política monetária mais tradicional, via aumento na taxa de juros visando à retração da demanda (retração da inflação), pode levar a um resultado inverso ao esperado.

A conclusão geral do trabalho é que no ano de 2002, tanto o nível e a composição da dívida, juntamente com o grau de aversão ao risco nos mercados financeiros mundiais, foram determinantes e estabeleceram efeitos perversos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio e consequentemente sobre a inflação – o que caracteriza um regime de dominância fiscal. Neste caso, um aumento da taxa de juros conduzida isoladamente, poderia não resolver o problema da inflação, pelo contrário, poderia agravá-lo, devido aos efeitos negativos da taxa de câmbio depreciada.

Para Blanchard (2004), nesta ocasião a política econômica mais eficaz para o controle de preços seria a política fiscal em detrimento da política monetária. Desta forma, na economia brasileira, medidas visando a redução da inflação via taxas de juros, devem ser acompanhadas de medidas de melhorias no quadro fiscal do país.

Uma das maiores contribuições do artigo de Blanchard (2004) está em focar os mecanismos pelos quais em dominância fiscal, um aumento de taxa de juros pode levar a uma depreciação cambial, em lugar de uma apreciação cambial, como seria a ideia tradicional na macroeconomia, dada a paridade da taxa de juros. Possibilitando também uma reavaliação da política monetária e para a condução das metas de inflação neste caso em particular.

Também utilizando a experiência brasileira, Favero e Giavazzi (2004) entre fevereiro de 1999 a dezembro de 2003, buscou explicar como o risco de inadimplência poderia fazer com que houvesse a perda do controle sobre as metas para a inflação. Neste caso, o prêmio de risco foi fundamental para explicar a transição de um regime de “dominância monetária” para “dominância fiscal” em um país.

Para Favero e Giavazzi (2004) um aumento no prêmio de risco-país pode levar a uma diminuição súbita do fluxo de capital e conseqüentemente a uma depreciação da taxa de câmbio – caso não seja gerado *superávit* comercial para compensar a diminuição das entradas de capital. No período analisados pelos autores, a metade da dívida era indexada as variações no câmbio, conseqüentemente as flutuações na taxa de câmbio induzam a flutuações correspondentes na dívida pública em relação ao PIB.

No modelo de Favero e Giavazzi (2004), os autores buscaram relacionar prêmio de risco, taxa de câmbio, taxa de juros doméstica, inflação, expectativas para a inflação e a dinâmica da dívida pública, a partir das variações na razão dívida líquida/PIB. Neste modelo, o aumento do prêmio de risco do país (dado o maior risco de *default*) leva a um retrocesso do fluxo de capital, havendo assim uma depreciação da taxa de câmbio. Conseqüentemente, há uma elevação correspondente da dívida pública em relação ao PIB, que esteja denominada em dólares ou indexada ao dólar (apesar de pagar em moeda nacional).

A questão fundamental levantada pelos autores para compreender a evolução macroeconômica do Brasil, foi à avaliação do montante da dívida, o custo do serviço da dívida pública e o entendimento de como é determinando o *spread* (prêmio de risco) quando as variações nas políticas monetárias e fiscais nacionais e outros fatores internacionais - principalmente, na sua relação com a taxa de câmbio e taxas de juros.

Com isso, a política fiscal desempenha um papel fundamental para a análise de Favero e Giavazzi (2004). Quando há um *superávit* primário que seja constantemente ajustada para manter a estável a dívida pública em relação ao PIB, os efeitos de um aumento na taxa de juros e da depreciação cambial são menores, dado a menor expectativa de *default*. Por outro lado, se a política fiscal for conduzida de forma a mantém constante o nível de *superávit* primário, um choque financeiro internacional pode levar a dívida pública em relação ao PIB para uma trajetória crescente.

Nesta situação, Favero e Giavazzi (2004) entendem que a economia pode se encontrar em uma situação de "*bad equilibrium*" em que a política monetária tem efeitos perversos, esta dinâmica pode ser descrita como se segue:

With a short duration of the public debt an increase in the Selic raises the cost of debt service: if the primary surplus remains unchanged, the debt level rises, [...]. The increase in the spread adds to the initial increase in debt, especially since it is accompanied by a depreciation of the exchange rate, which raises the value of dollar-denominated bonds in terms of domestic GDP. The exchange rate depreciation also affects inflation expectations and, eventually, inflation itself. This induces the central bank to increase the Selic further, which further raises the cost of debt service, and so on (FAVERO E GIAVAZZI, 2004, p.03).

Nessa circunstância, Favero e Giavazzi (2004) observaram que na presença de risco de *default* é reforçada a possibilidade de surgir um círculo vicioso, o que torna a restrição fiscal sobre a política monetária mais forte. Desta forma, existem dificuldades de execução de política monetária em economias em que não exista sustentabilidade da dívida pública, de forma que a política fiscal pode tornar o regime de metas para a inflação, ineficaz.

Para Favero e Giavazzi (2004) as experiências ocorridas na economia brasileira, principalmente para o ano de 2002, demonstraram que o risco de inadimplência está no centro do mecanismo pelo qual o Banco Central, ao perseguir as metas para a inflação, acaba por perder o seu controle. Identificando que no período analisado a economia brasileira estava em um regime de dominância fiscal.

Os resultados do modelo de Favero e Giavazzi (2004) apontam para a manifestação de uma "*bad equilibrium*" em que a política monetária passa a ter um efeito perverso, isso ocorre quando o nível de dívida pública em relação ao PIB fica próximo a 55%²⁹. Neste caso, os

²⁹ Na conjuntura econômica presente no período analisado por Favero e Giavazzi (2004) o *bad equilibrium* ocorreria quando a dívida pública em relação ao PIB chegasse a 55%. Contudo, é importante observar que este valor é relativo ao período analisado.

efeitos perversos se manifestam quando a elevações na taxa de juro – sob esta condição – tende a elevar-se ainda mais a taxa de inflação, ao invés de controlá-la, como aponta a macroeconomia tradicional. Com isso, segundo o estudo a política monetária é ineficaz na economia brasileira, de forma que um aumento das taxas de juro pode ter um efeito adverso ao esperado em relação à inflação.

No caso, a política monetária afeta o prêmio de risco indiretamente, por meio de seus efeitos sobre a elevação do nível de endividamento e conseqüentemente sobre a elevação da expectativa de *default*. Favero e Giavazzi (2004) concluírem que qualquer resultado primário que seja menor que o resultado necessário para estabilizar a relação dívida pública em relação ao PIB, ou que promova um desvio de seu limiar pré-estabelecido, acaba por causar impacto significativo no *spread* brasileiro.

Para um período posterior, de março de 2003 a dezembro de 2008, Marques Junior (2009) também buscou avaliar a hipótese de existência de dominância fiscal no Brasil. No período analisado pelo autor, a economia brasileira foi marcada por uma elevação do endividamento público, principalmente nos anos de 2003 e 2004 cuja DLSP em proporção do PIB chegou a 58,90%. Levando a uma crise de confiança no mercado financeiro em relação à disposição e a capacidade do governo em realizar o pagamento da dívida pública.

O modelo utilizado para realizar a análise foi baseado em Blanchard (2004) e os resultados encontrados apontaram para existência de uma relação de dominância fiscal, em que a taxa de câmbio foi fortemente influenciada pela probabilidade de *default*. O autor apontou que “um aumento na taxa de juros sobre um ambiente de aversão ao risco, pode levar a uma depreciação cambial, fazendo com que a política monetária tenha efeito contrário ao esperado” (MARQUES JUNIOR, 2009, p.46).

No período analisado, Marques Junior (2009) avaliou que o aumento da taxa de juros promove um aumento no montante da dívida pública, conseqüentemente, os investidores que são avessos ao risco, interpretam o crescimento da dívida pública como aumento na probabilidade de *default*. Desta forma, a elevação da taxa de juros ao invés de atrair capital externo acaba promovendo uma fuga de capital, o que leva a depreciação cambial. Com isso, o autor aponta que existe “uma relação positiva entre probabilidade de default e a expectativa acerca do desempenho esperado da dívida pública, que por sua vez, é afetada pela taxa de juros, taxa real de câmbio e nível inicial da dívida pública” (MARQUES JUNIOR, 2009, p.49). Estes resultados, confirmam a hipótese de que a política monetária tem seus efeitos

prejudicados pelas expectativas geradas pelos agentes econômicos em relação ao comportamento das variáveis fiscais na economia brasileiras.

Numericamente, Marques Junior (2009) estimou que o efeito líquido do aumento na taxa de juros em 1%, provoca uma depreciação cambial de 0,4%. Este valor está abaixo dos efeitos avaliados por Blanchard (2004) para o período de fevereiro de 1995 a janeiro de 2004, que detectou um aumento de 2,58%. Com isso, no período avaliado por Blanchard (2004) os efeitos da dominância fiscal eram mais fortes, possivelmente esta diferença, deve-se às políticas que passaram a buscar uma maior estabilidade fiscal. Marques Junior (2009, p.50-51) considera como motivos explicativos desta relação a “diminuição da relação DLSP/PIB, a eliminação da dívida externa e também à credibilidade do novo governo junto aos investidores externos, que no período que antecedeu as eleições, temiam políticas de extrema esquerda que culminassem com a moratória da dívida pública”.

Devido à baixa relação encontrada, Marques Junior (2009, p.51) coloca que apesar dos resultados apontarem para a existência de dominância fiscal, os seus efeitos são pequenos. Desta forma, os resultados encontrados levaram o autor a concluir que a dominância fiscal não faz parte da estrutura da economia brasileira, pelo contrário, “o trabalho empírico parece sugerir que se trata de uma situação conjuntural, provavelmente, gerada pela análise de risco que os investidores internacionais obtêm ao considerar a possibilidade de se investir em títulos públicos brasileiros”. Conclui ainda que “a questão da dominância fiscal ainda não é levada em conta pelos policy makers do governo brasileiro ao determinarem os rumos da política econômica”.

Outro trabalho que buscou identificar se a condução das políticas macroeconômicas brasileira estava sob-responsabilidade das autoridades fiscais ou monetárias, foi conduzido por Nunes (2009). Este trabalho analisou de 2000I³⁰ a 2008IV³¹, realizando um modelo de Equilíbrio Geral Estocástico e Dinâmico (DSGE).

A partir da análise dos parâmetros da função de reação das autoridades fiscais e monetárias, Nunes (2009, p.13) determinou em quais momentos as políticas foram ativas ou passivas. O parâmetro de determinação é: “No caso da autoridade fiscal aumentar a relação superávit primário/PIB mais do que proporcionalmente ao aumento na razão dívida/PIB, diz-se que a política fiscal é passiva; caso contrário, ela é classificada como ativa”. E no caso da política monetária: “[...] é classificada como ativa quando responde com um aumento mais do

³⁰ Primeiro trimestre.

³¹ Quarto trimestre.

que proporcional na taxa nominal de juros a um avanço na taxa de inflação acima da meta estabelecida”.

O autor realizou duas análises: para toda a amostra e para sub períodos. Para toda a amostra, Nunes (2009) concluiu que o Banco Central segue uma política monetária anti-inflacionária, que é condizente com o regime de metas para a inflação. No caso, o Banco Central, responde a mudanças na taxa de inflação com mudanças mais que proporcionais na taxa de juros, levando a um aumento na taxa de juros real. Conduzindo assim, uma política monetária ativa. Já a função de reação da política fiscal estimada, indica que as autoridades fiscais buscam equilibrar a relação dívida/PIB. O coeficiente estimado é de 1,4, o que significa que a cada 1% de crescimento da relação dívida/PIB há um crescimento de 1,4% do *superávit* primário/PIB.

Com isso, Nunes (2009) conclui que a Banco Central segue uma política monetária ativa sem sofrer restrições da política fiscal. Em outras palavras, a política monetária é ativa e encontra-se em plena capacidade para controlar a inflação via determinação da taxa de juros.

Para o sub período, 2000I – 2003IV, 2001I – 2004IV e 2002I – 2005IV, Nunes (2009) observou que o parâmetro de resposta da política fiscal em relação à dívida, foi menor que um, sendo assim uma política fiscal ativa. Indicando que as autoridades fiscais não obtiveram *superávits* primários compatíveis com a estabilidade da dívida e conseqüentemente, a política monetária pode não ter alcançado os resultados desejados. Já a função de reação da política monetária demonstrou que o Banco Central responde ativamente a mudanças na taxa de inflação com o aumento mais que proporcional da taxa de juros. Demonstrando, assim o comprometimento das autoridades monetárias com a meta de inflação. Nestas condições, Nunes (2008) observou que não é possível haver um equilíbrio estável quando ambas as políticas possuem um comportamento ativo. Sendo necessário, que as políticas sejam coordenadas.

Visando resumir as principais contribuições sobre a dominância fiscal e monetária na economia brasileira, no Quadro 03 estão expostas as principais conclusões.

Quadro 3 – Principais trabalhos sobre dominância fiscal e monetária na economia brasileira.

Autor(es) / Período	Dominância	Observação
Blanchard (2004) Fevereiro de 1995 a janeiro de 2004	Dominância Fiscal	O nível e a composição da dívida, juntamente com o grau de aversão ao risco nos mercados financeiros mundiais, foram determinantes e estabeleceram efeitos perversos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio e conseqüentemente sobre a inflação.
Favero e Giavazzi (2004) Fevereiro de 1999 a dezembro de 2003	Dominância Fiscal	O risco de inadimplência está no centro do mecanismo pelo qual o Banco Central, ao perseguir as metas para a inflação, acaba por perder o seu controle. Os resultados do modelo apontam para a manifestação de uma “ <i>bad equilibrium</i> ” em que a política monetária passa a ter um efeito perverso.
Marques Junior (2009) Março de 2003 a dezembro de 2008	Dominância Fiscal (fraca)	Apesar dos resultados apontarem para a existência de dominância fiscal, os seus efeitos são pequenos. O autor conclui que dominância fiscal não faz parte da estrutura da economia brasileira, mas se trata de uma situação conjuntural, provavelmente, gerada pela análise de risco que os investidores internacionais obtêm ao considerar a possibilidade de se investir em títulos públicos brasileiros.
Nunes (2009) 2000I a 2008IV	Dominância monetária (Toda a amostra) Ausência de dominância em algumas sub amostras	O autor utiliza os conceitos de política ativa ou passiva que é semelhante à definição de dominância de Sargent e Wallace (1981). Os resultados deste trabalho apontam para existência de uma política monetária ativa no período de 2000I a 2008IV. Para algumas sub amostras ambas as políticas possuem um comportamento ativo. Não indicando a dominância de uma sobre a outra.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos trabalhos citados

Os trabalhos citados no Quadro 03 sugerem que existe um relativo consenso na literatura econômica que nos anos de 2002 e 2003, o nível de endividamento que chegou a mais de 60% do PIB e a indexação da dívida à taxa de câmbio e taxa de juros, promoveram a perda da eficácia da política monetária, sendo esta passiva em relação à política fiscal.

No entanto, após este período a economia brasileira passou a experimentar um momento mais favorável em termos de estabilidade econômica, gerando *superávits* fiscais e amenizando o nível de endividamento. Este quadro condiz com a definição de dominância

fiscal na visão de Sargent e Wallace (1981) em que o comportamento da política fiscal é comprometido com a solvência intertemporal da dívida pública. Sendo assim, uma conjuntura econômica diferente da observada em 2002 e 2003.

Uma possível explicação para os resultados divergentes se refere aos diferentes conceitos de dominância fiscal e monetária utilizados pelos autores. Na visão de Sargent e Wallace (1981) a inflação era causada pela necessidade de monetização da dívida quando não havia compromisso das autoridades fiscais com a solvência intertemporal da dívida pública. Já para Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) o aumento da inflação ocorreria com a depreciação da taxa de câmbio quando houvesse uma elevação da aversão ao risco nos mercados financeiros mundiais. Sendo assim, a proposição de dominância fiscal dos autores pode estar presente mesmo quando existe estabilidade de dívida líquida e o nível de endividamento não é tão elevado como o observado em 2002 e 2003. Este trabalho utiliza estas diferentes definições de dominância fiscal e monetária para um melhor esclarecimento da dinâmica da política econômica brasileira.

4 DADOS E PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

Neste capítulo, é realizada uma explanação dos procedimentos econométricos e o modelo para análise empírica utilizado no presente estudo. Para realizar a análise das inter-relações macroeconômicas propostas, sendo necessário a utilização de conjuntos de dados em séries temporais, que segundo Bueno (2011) é um conjunto de observações sobre uma variável em pontos temporais discretos e registrados em períodos regulares, apresentando dependência entre as observações ao longo do tempo.

O conjunto de dados nas séries temporais apresentam algumas características que podem influenciar diretamente nos resultados da análise. Nas subseções deste capítulo são avaliadas as características das séries temporais, os dados a serem utilizados e a forma de estimação do modelo. O modelo VAR é um sistema de equações lineares em que cada variável é uma função de seus valores defasados e dos valores correntes e defasados de outras variáveis que compõem o sistema analisado. Um ponto importante é a identificação de qual especificação do VAR se deve utilizar: as variáveis em níveis, as variáveis defasadas ou utilizando o modelo VEC. A especificação a ser utilizada depende crucialmente das características das séries temporais em análise.

4.1 CONCEITOS E TESTES INICIAIS EM SÉRIES TEMPORAIS

4.1.1 Estacionariedade e teste raiz unitária

As séries temporais podem conter uma tendência determinística ou estocástica, cuja natureza poderá ser representada por meio de um modelo matemático. Um processo estocástico é uma coleção de variáveis aleatórias ordenadas no tempo e as inferências

realizadas a partir destas séries, só podem ser consideradas consistentes, se o processo gerador da série for estacionário (MORETTIN e TOLOI, 2004).

Um processo estocástico é estacionário, segundo Mills (1993), se suas propriedades não são afetadas por uma mudança no tempo considerado, ou melhor, a distribuição de probabilidade conjunta em qualquer conjunto de tempo é a mesma distribuição de probabilidades da série analisada. Neste caso, uma amostra em diferentes momentos do tempo e a população possuem a mesma distribuição de probabilidade.

Desta forma, constatada a estacionariedade de uma série, é possível realizar inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base em um processo estocástico. Um processo estocástico apresenta estacionariedade, segundo Morettin e Toloí (2004), quando a série oscila em torno de uma média constante (48), com variância constante (49) e covariância também constante entre dois períodos de tempo quaisquer (50). Formalmente, temos:

$$E[y_t] = E[y_{t-s}] = \mu \quad (48)$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2 \quad (49)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-s} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s \quad (50)$$

Em que, y_t é a série temporal analisada, $E[.]$ é a esperança matemática, μ é a média, σ_y^2 é a variância e γ_s é a covariância na defasagem s , ou seja, é a covariância entre os valores de y_t e y_{t-s} . Fundamentalmente, a presença de raiz unitária na série temporal conduz a resultados viesados, devido a invalidando dos pressupostos da estatística clássica de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo. A invalidade destes pressupostos acaba por dissimular o relacionamento real entre as variáveis analisadas.

Um processo estacionário pode ser fortemente ou fracamente estacionário. Segundo Morettin e Toloí (2004) diz-se que um processo é fortemente estacionário quando suas medidas de dispersão média e variância são invariantes ao longo do tempo, ou seja, estes valores permanecem os mesmos independentes de qual ponto do tempo à análise esta sendo realizada (invariante no tempo). Já as séries fracamente estacionárias (ou não estacionárias) são conhecidas como passeio aleatório e isso ocorre por que a média e a variância da série não são constantes, sofrendo choques aleatórios ao longo do tempo.

A importância da estacionariedade das séries temporais é decorrente da possibilidade de previsão a partir do período passado. Para Johnston e DiNardo (2000), é fundamental avaliar o comportamento da série ao longo do tempo, para que se possa realizar inferências para o futuro. Em uma série não estacionária, a análise só pode ser realizada para o período considerado, pois existem características próprias para aquele período e com isso não é possível generalizá-lo para períodos futuros. Ou seja, é impossível estimar todos os momentos da série.

Para Bueno (2011), os modelos econométricos que utilizam séries temporais não estacionárias, trazem implicações para os estimadores de mínimos quadrados, podendo ocorrer problemas de regressão espúria, embora o coeficiente de determinação³² seja elevado – o que leva a concluir que existe uma relação estatística significativa entre duas séries – este não reflete a verdadeira relação. Isto ocorre devido ao fato de que a presença de uma tendência, decrescente ou crescente, nas séries, pode levar a um alto valor do coeficiente de determinação, mas não necessariamente, a presença de uma relação verdadeira entre séries.

Uma regra prática recomendada por Granger e Newbold (1974) é que ao avaliar o valor d de Durbin-Watson, se este for extremamente baixo sugere uma autocorrelação de primeira ordem muito forte. Um parâmetro de análise é comparar o coeficiente de determinação com o d de Durbin-Watson, se o primeiro exceda o segundo, existe boa possibilidade do modelo estimado sofrer de regressão espúria.

Desta forma, torna-se necessária uma avaliação da estacionariedade da série, tendo em vista que a eficiência da estimação dos modelos que utilizam dados no tempo depende da estacionariedade das séries.

Para diagnosticar a estacionariedade de uma série é necessário aplicar o teste de raiz unitária. Para Fava (2000), a denominação de raiz unitária é devida ao fato de que o número de diferenças necessárias para tornar uma série estacionária, corresponde ao número de raízes sobre o círculo unitário, ou seja, uma série é não estacionária se possui, pelo menos, uma raiz unitária. Formalmente, um processo Auto Regressivo de primeira ordem AR(1), pode ser representado, como se segue:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad -1 \leq \gamma \leq 1 \quad (51)$$

³² Devido ao fato dos resíduos serem não estacionários, os testes t , F e R^2 não são válidos.

O termo γ é um parâmetro que relaciona o valor presente da série com o seu valor passado e o termo ε_t representa o termo de resíduos que deve satisfazer às hipóteses clássicas, possuir distribuição normal, média incondicional zero, variância constante e covariância nula. Ou seja, os resíduos que apresentam essas características são chamados de *white noise*³³. No exemplo considerado, caso a hipótese nula de que $\gamma = 0$, seja rejeitada, conseqüentemente a série é estacionária de ordem zero $y_t \sim I(0)$. Neste caso, se $\gamma \neq 0$ não rejeitamos a hipótese nula, “encontramos o que é conhecido como problema da raiz unitária, isto é uma situação de não estacionariedade”.

A inspeção visual de uma série, raramente permite inferir com clareza se existe uma tendência estocástica ou determinística. Para isso, existem alguns métodos formais para testar a estacionariedade de uma série. Neste trabalho, foram utilizados os testes Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron. E caso de divergências ou valores muito próximos ao de aceitação ou rejeição, será utilizado o Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e DF-GLS de Elliott.

O primeiro e mais comum dos testes para avaliação se há raiz unitária em uma série temporal é o Dickey-Fuller. Segundo Bruni (2004), a metodologia deste teste consiste em rodar a regressão $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ e verificar se o termo γ é estatisticamente igual à zero. Entretanto, neste caso não é aplicável à distribuição t de Student, e sim a estatística W , cujos valores críticos foram tabulados por Dickey e Fuller (1979), utilizando como base simulações pelo método de Monte Carlo.

Usualmente é testada a hipótese nula ($\gamma = 0$) de existência de raiz unitária (série não é estacionária) contra a hipótese alternativa ($\gamma < 0$) de ausência de raiz unitária (série é estacionária). Quando o valor calculado de W excede o seu valor crítico, não é possível rejeitar a hipótese de que a série temporal seja estacionária. Em contrapartida, se W calculado for menor que o valor crítico, a série temporal pode ser considerada não estacionária.

Este teste paramétrico³⁴ que considera o erro como um ruído branco, no caso em que existam problemas de autocorrelação dos resíduos pode ocorrer distorções no poder do teste

³³ “Tal processo é chamado de ruído branco porque sua função densidade de probabilidade espectral é horizontal como a luz branca e o processo provoca alterações na série assim como ondas eletromagnéticas que produzem ruídos na sintonização de um rádio. Portanto, um ruído branco é, ao mesmo tempo, temporalmente homogêneo, estacionário e sem memória” BUENO (2011, p.22).

³⁴ Os testes paramétricos se baseiam nas características quantitativas da população, exigindo que seja satisfeita as seguintes condições: Distribuição normal, variância homogênea e possuir intervalos contínuos e iguais.

(probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa), e com isso há uma tendência de aceitar a hipótese nula equivocadamente. Neste caso é possível utilizar o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), em que é estimado o modelo com variáveis autorregressivas, ou seja, engloba a equação defasada da variável dependente e com isso elimina o problema de autocorrelação dos resíduos (BUENO, 2011). A estatística do teste ADF tem a mesma distribuição assintótica de DF, o que permite a utilização dos mesmos valores críticos.

Um dos principais problemas do teste ADF é o seu baixo poder, especialmente quando na presença de componentes de média móvel perto do círculo unitário, havendo a tendência de aceitar a hipótese nula equivocadamente. Devido a esta dificuldade, é necessário o complemento de outros testes, como o Phillips-Perron (PP) cujas hipóteses são similares ao ADF, uma diferença entre os testes é a utilização da estatística do teste Z e a utilização de métodos estatísticos não paramétricos³⁵. Este teste é uma generalização do teste de Dickey-Fuller para os casos em que os erros são correlacionados e possivelmente, heterocedásticos, sem haver a necessidade de adicionar os termos de diferença defasados como no teste ADF (GUJARATI E PORTER, 2011). Desta forma, este teste é caracterizado pela sua robustez e permitir que os resíduos sejam autocorrelacionados, fracamente dependentes e heterogeneamente distribuídos.

Como mencionado anteriormente, na presença de séries não estacionárias, é possível incorrer no problema de gerar regressões espúrias. Para evitar resultados inconsistentes uma série não estacionária deve ser transformada em uma série estacionária.

Na maioria das vezes, as séries econômicas não são estacionárias (devido a uma tendência estocástica), com isso, as séries precisam ser defasadas para atingir a condição de estacionariedade. Este processo é definido como integração (d) sendo o número de defasagens necessárias para a obtenção da estacionariedade que determinará o grau (ou ordem) de integração da variável. Logo, a ordem da integração corresponde ao número de raízes unitárias contida em uma série indicando o número de diferenciais necessárias para tornar a série estacionária.

Logo, uma série pode ser considerada integrada de ordem d se for necessário diferenciá-la d vezes para torná-la estacionária. Podendo ser denotada por $y_t \sim I(d)$, ou seja,

³⁵ Os testes não paramétricos requerem menos pressupostos para as distribuições. E podem ser aplicados em análise de amostras grandes ou muito pequenas em que os pressupostos paramétricos não se aplicam.

uma série é estacionária é integrada de ordem um em que $y_t \sim I(1)$. Consequentemente, uma série temporal estacionária, o $d=0$ e o processo $y_t \sim I(0)$.

Desta forma, identificado que uma série possui uma raiz unitária, será necessário realizar a primeira diferenciação $y_t \sim I(1)$. Este processo pode ser representado pela expressão abaixo:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad (52)$$

Caso a série possua duas raízes unitárias, a mesma terá que ser diferenciada duas vezes para alcançar a estacionariedade, $y_t \sim I(2)$. Logo, é necessário realizar N número de defasagens necessárias.

4.1.2 Teste de cointegração e causalidade

O estudo da cointegração em séries temporais foi inicialmente trabalhado por Engle e Granger (1987), e se refere à avaliação da possibilidade de existir uma relação estrutural entre as séries analisadas. Mais precisamente, os testes de cointegração permitem determinar se as séries temporais avaliadas possuem ou não uma relação estável de longo prazo, ou seja, uma tendência comum entre as duas ou mais variáveis.

Na formulação inicial do modelo de séries temporais foi assumido que os resíduos são ruído branco. Contudo, considerando que uma regressão entre duas séries caracterizadas pela presença de erro aleatório, Pindyck e Rubinfeld (2004), advertiram que pode ocorrer resultados espúrios, de forma que os testes convencionais de significância tendem a indicar uma relação entre as variáveis que efetivamente não existe.

Neste sentido, Bruni (2004) esclarece que o conceito de cointegração expressa o fato de que embora duas variáveis sigam rumos aleatórios, as mudanças em uma variável X conteriam informações que permitiriam prever outra variável Y . Consequentemente, séries não cointegradas, os valores da variável X refletem todas as informações disponíveis e valores passados, não contendo informações úteis para a previsão de variações da série Y . Ou seja,

mesmo que as séries analisadas contenham uma tendência estocástica (serem não estacionárias), a séries cointegradas movem-se juntas no tempo, havendo a existência de um equilíbrio de longo prazo, no qual há uma convergência da série no tempo.

Caso as variáveis analisadas não sejam estacionárias em nível, deve-se testar cointegração. Isso pode ser feito a partir do teste de *ranking* de Johansen com as estatísticas do traço e do autovalor máximo, que indicam quantos vetores cointegrantes existem nas séries analisadas. Caso a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo for rejeitado, existe vetor de cointegração.

Havendo cointegração entre as variáveis, utiliza-se o vetor cointegrante visando obter uma combinação linear estacionária entre as variáveis e estima-se um modelo Vetorial Autorregressivo de Correção de Erros (VEC). Este modelo permite analisar as relações dinâmicas entre as variáveis por intermédio de um modelo de correção de erro, sendo um modelo mais robusto à medida que incorpora os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries ao modelo VAR (BUENO, 2011).

Outro ponto importante é que embora a análise de regressão trabalhe com a dependência de uma variável em relação a outras, isso pode não implicar necessariamente em causalidade. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis, em que y_t contém informação passada que ajuda na previsão de x_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t causa no sentido de Granger x_t (GRANGER, 1969).

Com isso, o conceito de causalidade diz respeito à capacidade de uma variável em auxiliar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. Em séries de tempo x_t e y_t , o teste de causalidade de Granger admite que as informações relevantes para a predição das respectivas variáveis estão contidas apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Neste caso, uma série de tempo estacionária x_t causa, no sentido de Granger, outra série estacionária y_t , caso uma melhor predição estatisticamente significativa de y_t possa ser obtida incluindo valores defasados de x_t aos valores defasados de y_t . Estas condições podem ser expostas, ao estimar as Equações (53) e (54).

$$x_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (53)$$

$$y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (54)$$

A primeira Equação (53) considera que os valores correntes de x_t estão relacionados a valores passados do próprio x_{t-i} e os valores defasados de y_{t-1} . O mesmo ocorre para a variável y_t , na segunda Equação (54). Sendo que, como apontado por Granger (1969) o futuro não pode prever o passado, se a variável x_t Granger causa a variável y_t , então mudanças em x_t devem preceder temporalmente mudanças em y_t . Com isso, pode haver quatro possibilidades de causalidade:

- i) Causalidade unidirecional em que Y causa X – ocorre quando os coeficientes estimados na primeira equação, para a variável defasada Y , são conjuntamente diferentes de zero e quando o conjunto de coeficientes estimados para a segunda equação, para a variável X não forem estatisticamente diferentes de zero;
- ii) Causalidade unidirecional em que X causa Y - quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável Y na primeira equação, não forem estatisticamente diferente de zero e o conjunto de coeficientes defasados para a segunda equação, na variável X sejam estatisticamente diferentes de zero;
- iii) Causalidade bidirecional – quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as equações; e
- iv) Ausência de causalidade em qualquer direção – em ambas as equações, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não são estatisticamente diferentes de zero.

Ou seja, a hipótese nula do teste é que uma das variáveis analisadas não causa a outra, ou seja, caso se rejeite a nula, então existe causalidade no sentido Granger.

4.2 MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO

Um dos instrumentos mais utilizados em investigações empíricas na área macroeconomia e finanças são os modelos Autorregressivos Vetoriais, cujo uso se difundiu a partir do artigo clássico de Sims (1980). Este modelo permite analisar as inter-relações entre múltiplas variáveis, a partir do seu componente autorregressivo. A ideia central deste modelo dinâmico é avaliar as relações lineares entre cada variável e os seus valores defasados, sendo que todas as variáveis econômicas são tomadas como endógenas ao modelo. Consiste assim em um sistema de equações simultâneas que busca identificar relações de interdependência entre variáveis, possibilitando assim avaliar o impacto de choques aleatórios sobre uma variável de interesse. Sendo assim, uma forma reduzida de um sistema de equações simultâneas dinâmicas.

Essa modelo sofreu algumas críticas relacionadas ao seu pouco conteúdo econômico nos resultados e às muitas restrições de identificação, o que levou ao desenvolvimento do modelos Autorregressivos Vetoriais Estrutural (SVAR) cujos pioneiros foram as obras de Blanchard e Watson (1986), Bernanke (1986) e Sims (1986). Este modelo realiza a combinação da teoria econômica e análise de séries temporais para analisar as respostas dinâmicas das variáveis econômicas perante diferentes perturbações. Para Amisano e Giannini (2006):

Motivated by these criticisms, Sims suggested scrapping Simultaneous Equations Systems altogether, and to use models whose specification had to be founded on the analysis of the statistical properties of the data under study. In fact, Sims suggested to specify vector autoregressions (VARs), i.e. multivariate models where each series under study is regressed on a finite number of lags of all the series jointly considered. Clearly, in a VAR model instantaneous relationships among variables are not accounted for and are "hidden" in the instantaneous correlation structure of the error terms (AMISANO e GIANNINI, 2006. p.2).

A vantagem desta abordagem é a possibilidade de inclusão de restrições estruturais contemporâneas de identificação sobre a economia (baseada na teoria econômica) ao invés do método arbitrário de imposição de restrições utilizado no VAR não estrutural. Ou seja, no SVAR há uma tentativa de organizar as variáveis em um sentido teórico estrutural, buscando

avaliar as correlações entre as variáveis relevantes. Já no VAR não estrutural as correlações estão implicitamente na matriz de variância-covariância.

Para Amisano e Giannini (2006) as restrições teóricas permitem identificar o componente “exógeno” de cada variável, possibilitando assim estimar os efeitos de um “choque” de uma variável sobre as demais – ou seja, é possível realizar interpretações estruturais e econômicas das funções de impulso-resposta.

Esta metodologia conta com o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na decomposição de Cholesky³⁶, que impõe uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas (efeito *feedback*) entre as múltiplas variáveis do modelo. Cavalcanti (2010) descreve a estrutura recursiva da matriz, cujo:

[...] a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda seja afetada apenas pela primeira, a terceira seja afetada pelas primeiras duas, e assim por diante. Ao pesquisador cabe apenas selecionar a “ordenação causal” adequada das variáveis sob análise; feito isso, o modelo é exatamente identificado e é possível proceder à investigação das interrelações entre as variáveis por meio de funções de resposta a impulso e decomposição de variância dos erros de previsão do modelo (CAVALCANTI, 2010, p.252)

Segundo o autor uma dificuldade na aplicação deste modelo é relacionada à ordenação das variáveis que requerem uma justificativa do ponto de vista teórico ou de conhecimento prévio acerca da natureza das relações. Contudo, nem sempre é possível apresentar argumentos que sejam convincentes em relação a uma ordenação³⁷.

Em sua forma geral, o modelo VAR de ordem p pode ser representado por um vetor com $n \times n$ variáveis endógenas, y_t , são conectadas entre si por uma matriz A:

$$Ay_t = c + \sum_{k=1}^p B_k y_{t-k} + B e_t \quad (55)$$

Neste modelo, Bueno (2011) define o termo A como uma matriz $n \times n$ que são as restrições contemporâneas para as variáveis que constituem o vetor coluna $n \times 1$, y_t ,

³⁶ A decomposição de Cholesky procura decompor uma matriz A na forma $A=LL^T$, onde L é uma matriz triangular inferior com elementos da diagonal principal estritamente positivos.

³⁷ As variáveis de estado da economia podem afetar os instrumentos de política monetária, ou os instrumentos afetam as variáveis de estado da economia.

composto pelas diferentes variáveis. O vetor $n \times 1$ da constante é dado por c , B_k é uma matriz $n \times n$ sendo que $k = 0, 1, 2, \dots, k$, que são as matrizes de coeficientes do modelo, e B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão. E e_t é um vetor $n \times 1$ de ruído branco que representa as perturbações aleatórias, que não são correlacionadas entre si, mas podem estar contemporaneamente correlacionadas. Segundo Bueno (2011, p.195), este equação:

[...] expressa às relações entre as variáveis endógenas, frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, e por isso chama-se *forma estrutural*. Os choques ε_t são denominados de choque estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Os choques estruturais são considerados independentes entre si porque as inter-relações entre um choque e outro são captados indiretamente pela matriz A . Logo, a independência dos choques dá-se sem perda de generalidade.

Em sua forma matricial o modelo VAR, considerando três variáveis e de ordem de integração um, da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t \\ z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{t-1} \\ z_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_v & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_z & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{vt} \\ e_{zt} \\ e_{xt} \end{bmatrix}$$

Segundo Johnston e DiNardo (2000), cada variável pode ser expressa em termos de uma combinação linear dos seus valores defasados e dos valores defasados de todas as outras variáveis. Em sua forma estrutural há uma mudança na matriz A . Considerado que a primeira variável, no caso v_t não é afetada por variações nas outras variáveis, z_t e x_t . Com isso, temos que $a_{11} \neq 0$ e $a_{12} = a_{13} = 0$. O mesmo ocorre para os choques em z_t que não é afetado por variações em x_t , logo, $a_{22} \neq 0$ e $a_{23} = 0$. Com isso, o modelo SVAR pode ser escrito da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t \\ z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{t-1} \\ z_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_v & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_z & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{vt} \\ e_{zt} \\ e_{xt} \end{bmatrix}$$

Este modelo também pode ser exemplificado a partir de um modelo bivariado que pode ser extrapolado para modelos multivariados.

$$y_t = b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}z_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt} \quad (56)$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{zt} \quad (57)$$

Neste modelo deve ser considerado que ambos as variáveis y_t e z_t , são estacionários, ε_{yt} e ε_{zt} são *white noise* (apresentando assim, média zero e variância constante, além da ausência de correlação serial) e os distúrbios σ_y e σ_z de ruído branco não correlacionadas. Sendo um modelo autorregressivo de primeira ordem. Para Enders (2009, p. 294) a estrutura do sistema de equações incorpora um efeito *feedback* das variáveis y_t e z_t (uma sobre a outra). O autor coloca como exemplo o $-a_{12}$ que é o efeito de uma mudança contemporânea em uma unidade de z_t sobre y_t . Já b_{21} efeito de uma unidade de variação em y_{t-1} sobre z_t . Os termos ε_{yt} e ε_{zt} são inovações puras (ou choques) em y_t e z_t , respectivamente.

De forma mais simplificada, pode-se considerar que $\Delta y_t = (\Delta v_t, \Delta z_t, \Delta x_t)$ e $e_t = (e_{vt}, e_{zt}, e_{xt})$ em que o Δ representa o operador de primeira-diferença e o vetor e_t representa os três choques (inovações) que afetam o modelo. Considerando, estes parâmetros o modelo pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta v_t \\ \Delta z_t \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{vt} \\ e_{zt} \\ e_{xt} \end{bmatrix}$$

Este modelo expressa uma relação entre variáveis endógenas, havendo uma estrutura teórica pré-existente em que é necessário avaliar qual a ordenação causal adequada para as variáveis em análise, por isso é chamado de forma estrutural. Choques nas perturbações aleatórias são denominados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Desta forma, o modelo SVAR permite realizar simulações a partir de função impulso-resposta das variáveis exógenas contemporâneas sobre as endógenas.

Em linhas gerais, pode-se definir o processo de análise a partir do modelo VAR, como segue na Figura 06.

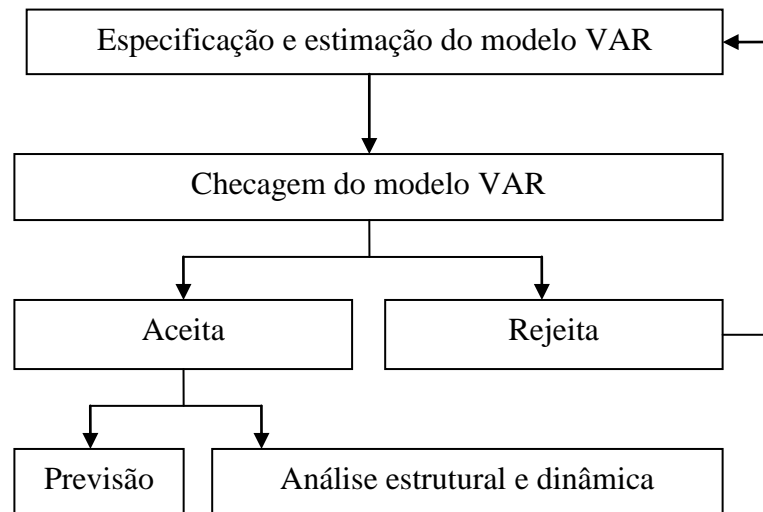


Figura 06 - Processo de análise do modelo SVAR

Fonte: Adaptação do trabalho de Fernandes-Toró (2002).

A especificação das variáveis a ser utilizadas no modelo, deve seguir um modelo econômico, neste caso será utilizado como parâmetro o modelo de Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004). A estimação do modelo é realizada a partir do modelo SVAR, cujos resultados são validados ou não a partir de testes estatísticos. Os modelos aceitos poderão ser utilizados para realizar previsões, análises da estrutura e dinâmica da economia. Sendo que para a finalidade de avaliar a hipótese da existência de dominância fiscal na economia brasileira, um dos pontos mais relevantes é a avaliação da estrutura e dinâmica da economia.

É necessário testar a cointegração entre as séries no sentido de identificar se existe relação de longo prazo. O conceito de cointegração define que existe pelo menos uma relação de equilíbrio entre um conjunto de variáveis, conseqüentemente, as tendências de equilíbrio de longo prazo devem estar relacionadas de modo que as variáveis não podem mover-se independentemente uma da outra, no longo prazo. Na presença de variáveis cointegradas, as interações dinâmicas entre variáveis podem ser modeladas utilizando o modelo VAR com correção de erros ou VEC, que propicia estimativas eficientes sem perder a informação de longo prazo contida nos dados. Sendo assim, um modelo mais robusto, à medida que incorpora os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries ao modelo de vetores autorregressivos.

Para Bueno (2011) existem então duas condições para considerar um conjunto de variáveis integradas. Na primeira condição, o autor afirma que todas as variáveis devem possuir a mesma ordem de integração, $I(d)$. A segunda condição, as variáveis analisadas possuem uma relação de longo prazo, pois não são estacionárias e, portanto possuem uma tendência estocástica comum entre as variáveis.

4.2.1 Função impulso - resposta e decomposição da variância

A função de impulso- resposta mostra de que forma as variáveis endógenas reagem ao longo do tempo a um choque nos termos de erro, tendo em vista que estes podem estar correlacionadas em termos contemporâneos. Com isso, estas funções explicam de que forma uma variável reage (resposta) a um aumento na inovação de outra variável (impulso) ao longo de vários períodos de tempo considerando tudo o resto constante. Sendo assim, um exercício de estática comparativa.

Supondo que u_1 seja um componente de erro presente na equação y_1 e que aumente por um valor de desvio padrão. Com isso, y_1 se modifica tanto no presente quanto no futuro. Considerando que y_1 esta presença na equação de x , as variações em u_1 também impactam na determinação de x . Da mesma forma, as variações em u_2 na equação x_1 irá impactar a própria equação e na equação de y .

Para realizar esta análise, deve-se considerar a matriz de covariâncias das perturbações. Quando a matriz de covariância não é diagonal, ou seja, caso certos choques tenham relação com outros choques pela covariação contemporânea, precisa-se inicialmente ortogonalizar os erros (torná-los independentes) a partir da decomposição da matriz de covariância – decomposição de Cholesky. Neste caso, a solução é ordenar as variáveis do VAR de forma a transformar as perturbações em um conjunto de perturbações que são mutuamente ortogonais (não correlacionadas).

Com isso, um termo de perturbação varia sem que se produza uma variação correspondente em outro termo de perturbação. Uma das matrizes criadas nessa

decomposição será triangular inferior, demonstrando que as ordens das variáveis têm importância para essa decomposição.

Se as inovações ocorridas no sistema podem ser identificadas, outra ferramenta pode ser utilizada para interpretar modelos VAR. É possível, nesse caso, fazermos a decomposição da variância do erro de previsão. Essa ferramenta fornece-nos a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. Caso o erro de uma variável x não explique nada da variância do erro de uma sequência de y , podemos dizer que esta última é exógena. Ou seja, y evolui independentemente de choques dos erros de x .

4.2.2 Especificação do modelo

O processo de estimação do modelo VAR deve ser iniciado com a determinação do número de defasagens a serem incluídas. Para Bueno (2011) uma tarefa difícil no modelo SVAR é identificar o número de defasagem necessária para que o resíduos sejam *white noise*. Uma regra geral neste caso é utilizar tantas defasagens quanto necessário para obter esta condição em todas as variáveis endógenas. Contudo, a utilização de muitas defasagens em um modelo complexo, pode tornar os resultados estatísticos pouco confiáveis, ou seja, gerar resultados com menor nível de precisão. Desta forma, é necessário utilizar o critério da parcimônia aliado a métodos objetivos para encontrar a defasagem adequada.

Neste mesmo sentido, Enders (2009) já havia salientado da necessidade de encontrar o número das defasagens de forma coerente com os dados uma vez que o número de defasagens interfere nos graus de liberdade das estimações.

Considerando um modelo que tenha um processo gerado pelo dado por SVAR(p) e SVAR($p+1$). Objetivamente o que se deseja saber é qual seria a estimativa mais precisa dado as ordens de defasagem. Isso pode ser feito comparando o erro quadrático médio de cada modelo, optando pelo modelo que possui o menor erro quadrático médio possível.

Esta informação pode ser abreviada utilizando o Teste de Seleção de Defasagens e o Teste de Exclusão de Defasagens. O primeiro teste é indicado para a determinação do número

ótimo de defasagens para o modelo com base em diferentes critérios de seleção, ao passo que o segundo faz uso da estatística de Wald para verificar a relevância das distintas defasagens que podem ser introduzidas no mesmo.

Os critérios de informação para definir o número de defasagens são os testes de *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Schwarz Criterion* (SC). Considerando o SVAR(m) em que $m = 0, 1, 2, \dots, p_{max}$, para Bueno (2011, p.201) o número de defasagens deve minimizar a equação multivariada do critério de informação:

$$AIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (59)$$

$$SC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln T}{T}mn^2 \quad (60)$$

Este modelo é uma generalização de sua versão univariada. Sendo que $\hat{\Gamma}_0(m)$ é o determinante da matriz de covariância dos resíduos, mn^2 é o número total de parâmetros estimados em todas as equações e T é o tamanho da amostra. O número de defasagens que minimizar os critérios de informação é um indicativo para a especificação do modelo, sendo que caso haja divergência entre os critérios de praxe utilizar a menor defasagem.

4.2.3 Verificação – Teste de diagnóstico dos resíduos

Estimado os coeficientes do modelo, as suposições de que o modelo esteja ajustado adequadamente precisam ser validadas, de forma a gerar estimativas confiáveis. Desta forma, é necessário realizar a análise dos resíduos provenientes da diferença entre as variáveis efetivamente observadas e estimadas.

Um dos principais testes a ser realizado é o de autocorrelação residual, que denomina a relação dos valores de uma variável aleatória e seus valores em períodos anteriores, ou seja, os valores presentes de uma variável são influenciados por seus valores passados. Com isso, o

estudo da autocorrelação residual consiste em analisar a relação de dependência ou independência de variáveis em uma série temporal.

Para identificar se existe autocorrelação são utilizados testes que evidenciam se os coeficientes de autocorrelação são significativamente diferentes de zero. Segundo Morettin (2011) para que um modelo seja adequado é necessário que os resíduos estimados (\hat{e}_t) sejam próximos dos resíduos (e_t) do modelo, sendo assim aproximadamente não correlacionados. Considerando, \hat{r}_k como os coeficientes de autocorrelação dos resíduos estimados \hat{e}_t , neste caso $\hat{r}_k \cong 0$, logo, uma série é não autocorrelacionada quando os coeficientes de autocorrelação são estatisticamente igual a zero.

Para diagnosticar se a série temporal possui autocorrelação nos resíduos é possível utilizar o teste proposto por Ljung e Box (1978) que avalia a hipótese conjunta de que todos os coeficientes de autocorrelação \hat{r}_k são simultaneamente iguais à zero. Este teste pode ser representado pela equação:

$$Q_{LB} = n(n + 2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{r}_k^2}{n - k} \right) \sim X_m^2 \quad (61)$$

Em que n , representa o número de observações, m o número de defasagens e K representa o número de parâmetros estimados. Esta estatística de teste também segue uma distribuição Qui-Quadrado com $k-p-q$ graus de liberdade. De acordo Gujarati e Porter (2011) se Q_{LB} calculado for menor que o tabelado, para determinado nível de significância, não se aceita (rejeita) a hipótese nula de que os resíduos não são autocorrelacionados. Porém isso implica em aceitar a hipótese, alternativa de que há pelo menos uma autocorrelação é estatisticamente diferente de zero, desse modo, o erro não é *white noise* (existem uma memória – dependência).

A grande ênfase atribuída à estatística de Ljung-Box está no fato que esta metodologia possui melhores propriedades para amostras finitas do que a estatística Box e Pierce (1970), que tem apresentado propriedades mais poderosas para amostras pequenas, mas ambas seguem a mesma interpretação.

Uma alternativa para testar a existência de autocorrelação dos resíduos é o teste Breusch-Godfrey (BG). Este teste avalia o conjunto de resíduos do modelo, que podem seguir

um regime de autorregressivo até a ordem h , segundo Bueno (2011, p210) este modelo pode ser expresso como segue:

$$\hat{e}_t = \Theta_1 \hat{e}_{t-1} + \Theta_2 \hat{e}_{t-2} + \dots + \Theta_h \hat{e}_{t-h} + u_t \quad (62)$$

A hipótese nula é que não há nenhuma correlação serial de qualquer ordem até h , ou seja: $H_0: \Theta_1 = \Theta_2 = \dots = \Theta_h = 0$ contra a hipótese alternativa de que pelo menos um dos coeficientes é diferente de zero. Ou seja, a hipótese nula indica que $\hat{e}_t = u_t$, não havendo correlação serial. Para isso, é necessário utilizar um modelo de regressão auxiliar:

$$\hat{e}_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \Theta_1 \hat{e}_{t-1} + \Theta_2 \hat{e}_{t-2} + \dots + \Theta_h \hat{e}_{t-h} + u_t \quad (63)$$

Este teste é realizado a partir do Multiplicador de Lagrange (LM). O R^2 calculado do modelo, segue uma aproximação assintótica que pode ser utilizado para a distribuição do teste estatístico: $LM = nR^2 \sim \chi_p^2$. Caso $LM > \chi_p^2$ crítico para o nível de significância escolhido rejeita-se a hipótese nula. Indicando assim, que pelo menos um dos resíduos é significativamente diferente de zero.

4.3 BASE DE DADOS E MODELO PROPOSTO

Para testar a hipótese de dominância fiscal na economia brasileira, é utilizado o modelo VAR que considera todas as variáveis de maneira simétrica, ou seja, todas podem ser simultaneamente endógenas, tendo defasagens próprias. São avaliados os dados mensais no período de dezembro de 2001 a junho de 2015. As variáveis utilizadas estão expostas no Quadro 04.

Quadro 04 – Principais variáveis utilizadas

Sigla/Fonte	Variável
IPCAI BCB	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - Um dos principais indicadores de preços na economia brasileira, popularmente conhecido como IPCA. Este índice é o indicador oficial adotado pelo governo para aferição das metas inflacionárias. Em sua metodologia é adotada a medição de custo de vida das famílias com rendimento mensal compreendido entre 1 e 40 salários mínimos mensais. Havendo uma ponderação das despesas entre alimentos, transporte e comunicação, despesas pessoais, vestuário, habitação, saúde e cuidados pessoais, e artigos de residência.
DLSP BCB	Dívida Líquida do Setor Público - representa o total da Dívida Bruta do Setor Público (União, Estados, Municípios e estaduais) abatida das disponibilidades de créditos do setor público não financeiro e do Banco Central em moeda nacional ou estrangeira (caso das reservas líquidas internacionais). Os principais passivos que compõem a DLSP são: a base monetária, que são os passivos monetários do Banco Central; a Dívida Mobiliária Federal (DMF), que representa o total dos títulos públicos emitidos pelo Tesouro Nacional; e a Dívida Externa Líquida que é composta por uma variedade de moedas estrangeiras, mas contabilizadas em reais após ser convertidas em dólar americano. Os quatro principais indexadores da dívida é a taxa Selic, a taxa de câmbio, os índices de preço e os indexadores pré-fixados.
TCR BCB	Índice da taxa de câmbio real – Corresponde ao relativo de preços entre o produto nacional e o estrangeiro. No caso, com o dólar americano.
SELIC BCB	Taxa de juros (% a.a.) – corresponde a variação mensal do sistema eletrônico de liquidação e custódia, que é a média de remuneração dos títulos públicos federais negociados com os bancos e demais investidores institucionais.
EMBI JPMorgan	<i>Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+)</i> - é um índice baseado nos bônus (títulos de dívida) emitidos pelos países emergentes. A diferença entre a taxa de retorno dos títulos de países emergentes e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano é o <i>spread</i> soberano. Sendo assim, o risco de crédito que os investidores estrangeiros são submetidos ao investirem em determinada economia.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Também foi incluída uma variável *dummy* para representar os impactos da crise de 2008 sobre a economia brasileira, esta variável foi criada visando minimizar possíveis distorções nos resultados dos modelos estimados. Esta variável assume o valor de 1 nos meses em que o impacto da crise foi mais sentido no Brasil – agosto de 2008 a setembro de 2009 – e o valor de zero para outros períodos.

Os seguintes procedimentos foram adotados:

1. Como o objetivo relevante da pesquisa é aferir os impactos, mediante choques nas variáveis do modelo, optou-se por transformar as séries em logaritmo natural com a finalidade de obter os impactos nas variáveis já em percentuais. Também foi utilizado o método X-12 de ajuste sazonal, visando minimizar mudanças no padrão sazonal das séries temporais;
2. Teste de raiz unitária com base em Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron. E caso de divergências ou valores muito próximos ao de aceitação ou rejeição, foram utilizados os Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e DF-GLS de Elliott;
3. Teste de cointegração da série – ranking de Johansen – visando avaliar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas. A partir dos resultados é possível avaliar qual modelo é mais adequado: o Vetor Autorregressivo (VAR) ou Vetor de Correlação de Erro (VEC). Podendo ainda trabalhar com ambos os modelos;
4. Avaliar que o número de defasagens adequado a partir dos testes de *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Schwarz Criterion* (SC). Confirmar a escolha das defasagens, com a utilização do teste Wald de exclusão de defasagens;
5. Realizar o Testes de Causalidade Granger no intuito de dar um sentido à precedência de uma variável em relação à outra;
6. Realizar a estimação do modelo VAR ou VEC. Bem como da decomposição de variância e da função impulso-resposta;
7. Avaliar a possibilidade de inclusão de variáveis *dummies* para os períodos considerados atípicos.
8. Teste de estabilidade do modelo e realização do diagnostico dos resíduos, em relação a normalidade e autocorrelação;

De acordo com o modelo empírico proposto, a taxa de inflação para a economia brasileira depende da taxa de câmbio real (*TCR*), taxa de juros (*SELIC*), risco-país (*EMBI*) e do grau de endividamento do setor público (*DLSP*). Considerando o modelo SVAR, as variáveis teriam a seguinte disposição:

$$y_t \begin{bmatrix} EMBI \\ SELIC \\ TCR \\ DLSP \\ IPCAI \end{bmatrix} = C \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & C_{55} \end{bmatrix} + u_t \begin{bmatrix} r_t \\ s_t \\ e_t \\ v_t \\ n_t \end{bmatrix}$$

Além destas variáveis, que entraram diretamente no modelo, são avaliadas outras correlacionadas ou que forneceram suporte para análise, como: Metas para a inflação; *Rating* soberano, Dívida Fiscal Líquida e Saldo primário em proporção do PIB.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este trabalho tem por objetivo a avaliação da interação entre as políticas fiscais e monetárias na economia brasileira – que utiliza o regime monetário de metas para a inflação e taxa de câmbio flexível. Avalia-se também a relação entre a dívida pública e os riscos de *default* como potenciais determinantes para a existência de desequilíbrios macroeconômicos, que se reflitam no nível de preços. Avaliando a eficácia de um dos principais instrumentos da política macroeconômica – a taxa de juros – para o controle da inflação.

A dinâmica desta análise depende de certas condições que estão presentes na economia brasileira, como a elevação da dívida pública e do risco de *default*. De forma sucinta, a elevação da taxa de inflação tem como resposta das autoridades monetárias o aumento da taxa de juros. Esta medida faz com que haja diminuição da atividade econômica e com isso a redução da inflação. Mas existem outros efeitos, como o impacto negativo sobre o resultado primário (menor arrecadação e rigidez de gastos) e a elevação do serviço da dívida indexado à taxa de juros e novos contratos. Desta forma, o resultado primário do governo diminuiria podendo incorrer em *déficits*.

Neste quadro, há uma tendência de elevação da dívida pública e elevação da percepção de risco por parte dos investidores que passam a exigir maior prêmio de risco, conseqüentemente para gerar *superávit* é necessário um maior esforço fiscal – que geralmente sofre resistência política. Esta medida leva a uma nova retração na atividade econômica. Neste caso, a política fiscal determina o nível de inflação e não a política monetária. Essas relações são expostas a seguir bem como os dados para a economia brasileira.

5.1 DESCRIÇÃO DAS PRINCIPAIS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO

Em 1999, o país assumiu um compromisso de oferecer maior segurança ao mercado sobre os rumos da economia, sendo adotado o regime de metas para a inflação. Este regime é guiado por quatro elementos básicos: conhecimento público de metas estabelecidas para a inflação; comprometimento institucional da política monetária com a meta estabelecida;

sistema pautado pela transparência das autoridades monetárias em comunicar ao público as decisões de política monetária; e a criação de mecanismos para tornar as autoridades monetárias responsáveis pelo cumprimento das metas.

No regime monetário de metas de inflação é delimitada e anunciada publicamente, limites de tolerância para a inflação. Estes limites permitem que o Banco Central acomode parcialmente alguns choques econômicos, possibilitando cumprir a meta sem que a política monetária se torne excessivamente restritiva. Desta forma, é importante que existam as bandas, mas a sua amplitude deve ser limitada de forma a não prejudicar a credibilidade do regime de metas, uma vez que o objetivo central do regime de metas é de ancorar as expectativas de mercado, de forma a orientar o processo de formação de preços na economia. Na Figura 07, está exposta à meta para inflação, os seus limites e a inflação verificada pelo IPCA, de 2001 a 2017³⁸.

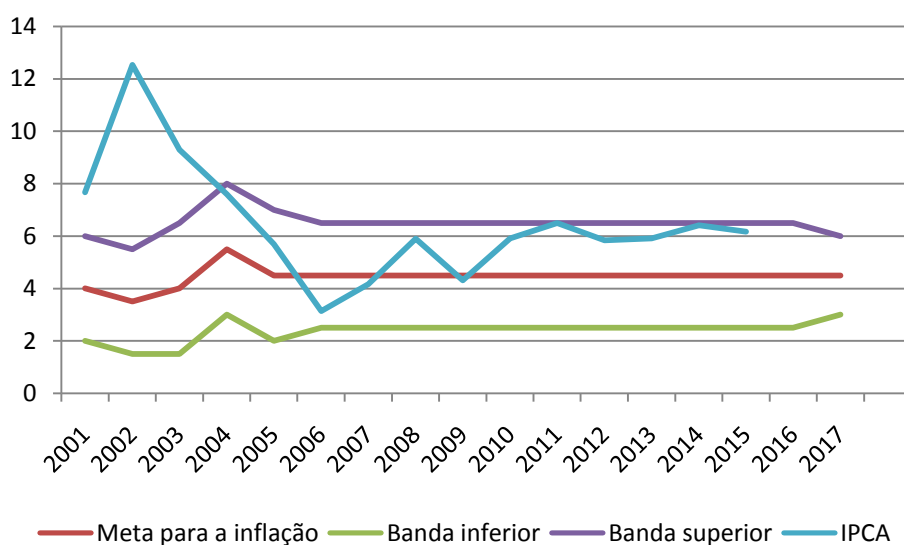


Figura 07 – Metas para a inflação e inflação verificada pelo IPCA (%)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central

No período analisado, com exceção dos anos de 2001 a 2003, o Brasil vem conseguindo alcançar a meta, considerando as bandas. No entanto, após 2006, ano em que o IPCA alcançou o seu valor mínimo de 3,14%, esta havendo uma gradual elevação do índice. Em 2015, a inflação até o mês de junho no acumulado de 6,17%, sendo a maior taxa para o

³⁸ Projeções do banco central para 2016 e 2017.

período de janeiro a junho desde 2003, quando o IPCA acumulava alta de 6,64%. Contabilizando o acumulado em doze meses, o IPCA chegou a 8,89% – acima da banda superior de 6,5%.

Considerando o histórico de inflação na economia brasileira, durante o período analisado, a Banco Central vem alcançando as metas estabelecidas e o compromisso institucional para a estabilidade de preços via estabelecimento da âncora nominal – minimizando o problema da inconsistência temporal. Quando a inflação se afasta da meta estabelecida, as autoridades monetárias utilizam a taxa de juros para conter a demanda agregada. A evolução da taxa de juros, no período analisado pode ser visualizada na Figura 08.

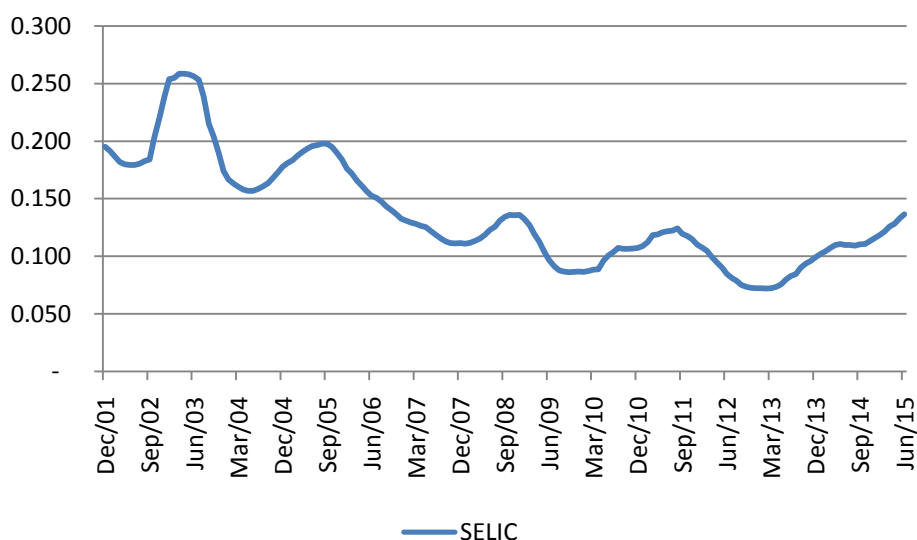


Figura 08 – Taxa básica de juros (% a.a.)

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

A condução da política monetária segue uma função de reação do Banco Central que funciona como um sistema capaz de minimizar o viés inflacionário da política monetária. Quando há uma elevação do nível de preços acima do esperado (meta), o Banco Central intervém com a elevação da taxa Selic. Isso faz o crédito ficar mais caro, desestimulando o consumo e o investimento – podendo haver uma defasagem temporal entre a mudança na taxa Selic e o seu efeito na taxa de inflação.

Nos últimos anos, a elevação no índice de inflação foi acompanhada pela taxa básica de juros que teve o seu valor mínimo de 7,25% entre 2012 e 2013. Desde então, estão

ocorrendo elevações contínuas, chegando a 13,15% em junho de 2015. A ação rápida do Banco central deve-se ao caráter indexador que ainda prevalece na formação de preços, sendo assim necessário continuar o processo de ancoragem de expectativas.

Além da inflação e da taxa de juros, uma terceira variável analisada é a dívida pública, que são as obrigações do setor público com terceiros, gerada pela diferença entre receitas e as despesas. Podendo abranger empréstimos contraídos pelo Estado junto a instituições financeiras públicas ou privadas, no mercado financeiro interno ou externo, bem como junto a empresas, organismos nacionais e internacionais, pessoas ou outros governos. Esta seção tem por objetivo apresentar os principais conceitos e estatísticas referentes ao endividamento público para a economia brasileira.

Para Silva e Medeiros (2009, p. 101) o conceito de setor público, para fins de apuração dos indicadores de endividamento público, analisa “as instituições públicas não financeiras, bem como os fundos públicos que não possuem características de intermediários financeiros, isto é, aqueles cujas fontes de recursos advêm de contribuições fiscais ou parafiscais [...]”. Podendo assim apresentar diferentes abrangências no âmbito do setor público, como a administração direta, as autarquias e as fundações das três esferas de governo (federal, estadual e municipal) e suas respectivas empresas estatais, o Banco Central e o Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS).

Um dos principais indicadores frequentemente utilizados é a DLSP que representa o total da Dívida Bruta do Setor Público (União, Estados, Municípios e estatais) abatida das disponibilidades de créditos do setor público não financeiro e do Banco Central em moeda nacional ou estrangeira (caso das reservas líquidas internacionais). Segundo Khair (2006 p.01), a evolução deste indicador depende do resultado primário (receitas menos despesas), da taxa média ponderada de juros líquidos das receitas financeiras do conjunto de todas as dívidas do setor público, da inflação e da liquidez da economia. O autor considera que “A DLSP e sua tendência constituem a melhor sinalização ao mercado para avaliar a solvabilidade da dívida pública e contribuir para baixar as expectativas das taxas de juros a serem cobradas nas aplicações financeiras”.

Apesar da DLSP/PIB ser considerada como um dos principais indicadores do desempenho fiscal do setor público, na economia brasileira é necessário analisar um conjunto de outros indicadores de endividamento, visando chegar a um diagnóstico mais adequado da situação fiscal do país.

Outro indicador importante e alternativo de dívida líquida é a Dívida Fiscal Líquida (DFL), que corresponde a DLSP menos o efeito dos passivos contingentes já reconhecidos e contabilizados das receitas de privatização e de outros itens que impactam o estoque da dívida no período sob análise, mas não representam fluxo advindo de esforço fiscal. Ou seja, a DFL é um indicador que mostra qual seria a trajetória da dívida líquida do setor público caso fosse afetada somente pela política fiscal. A relação entre as duas variáveis pode ser observada a Figura 09.

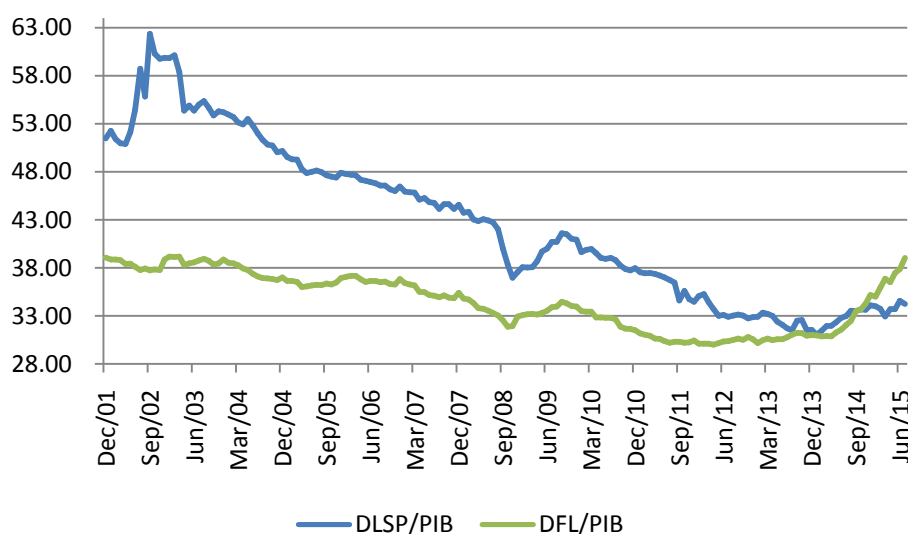


Figura 09 – Dívida Líquida do Setor Público e Dívida Fiscal Líquida – % PIB

Fonte: Elaboração própria a partir de dados fornecidos pelo IPEA/DATA

Ao longo do período analisado, a DLSP/PIB teve uma longa tendência de queda, com momentos de estabilidade ou aumento. Este resultado poderia levar à conclusão de que a política fiscal está sob controle e que não há necessidade de correção em sua condução. No entanto, ao analisarmos a evolução da DFL/PIB percebe-se que no mesmo período houve retração em magnitude inferior (9,16 pontos) ao da DLSP/PIB (31,3 pontos), apresentando um comportamento declinante, mas com maior estabilidade. Ou seja, neste período a DLSP/PIB está caindo em menor magnitude não por causa da condução da política fiscal, mas sim por conta de outros fatores que compensam o efeito da política fiscal.

No período analisado, embora a DFL apresente relativa estabilidade, a DLSP teve uma trajetória de queda mais acentuada. Isso ocorreu porque a DLSP é impactada por outros dois fatores. Como citado anteriormente, a partir dos dados de DLSP, chega-se à DFL excluindo os efeitos de ajustes cambiais e patrimoniais.

O primeiro grupo corresponde a ajustes que ocorrem por fatores patrimoniais, esses ajustes são realizados visando expurgar do fluxo corrente, valores que não representam esforço fiscal realizado durante o período em análise. Estes ajustes incluem a venda de um ativo visando amortizar a dívida com o processo de privatização de empresas públicas ou reconhecimento de certo passivo gerado no passado ("esqueletos") que acaba promovendo mudanças na dívida líquida. No primeiro caso, não houve esforço fiscal, com corte de despesas e/ou aumento de receitas e sim transferência de receita da venda e, no segundo caso, também não há um aumento de despesas e/ou redução de receitas, pois esses passivos representam *déficits* já ocorridos e seu reconhecimento não causa impacto no cálculo da necessidade de financiamento, passando a integrar o saldo da dívida líquida total, e conseqüentemente o estoque e o serviço da dívida. Ou seja, essas mudanças não ocorrem por razões estritamente fiscais, que são captadas pela DFL.

Um segundo fator reflete os efeitos de alterações na taxa de câmbio na parcela de ativos e passivos do setor público. A dinâmica da taxa de câmbio influencia a DLSP por intermédio de três mecanismos: i) via parcela da dívida interna indexada à taxa de câmbio; ii) pelo estoque total da dívida externa; e iii) pelas reservas internacionais. Por exemplo, considerando um montante de dívida contraída no exterior (em dólares), perante uma depreciação cambial há um aumento da dívida em moeda doméstica. Em uma situação oposta, quando uma economia é credora, fornecendo crédito ou possuindo reservas internacionais, os valores destes ativos tendem a aumentar quando há depreciação cambial. Nesta mesma situação, quando um país possui elevado volume de reservas internacionais e baixo volume de dívida denominada em moeda estrangeira, a dívida líquida diminui, pois corresponde à dívida bruta deduzida do ativo.

Dessa forma, as variações cambiais afetam a dívida líquida não por razões estritamente fiscais, tal como ocorre com os ajustes patrimoniais que também não representa ajustes fiscais. Os valores dos ajustes patrimoniais e cambiais em proporção do PIB para a economia brasileira estão representados na Figura 10.

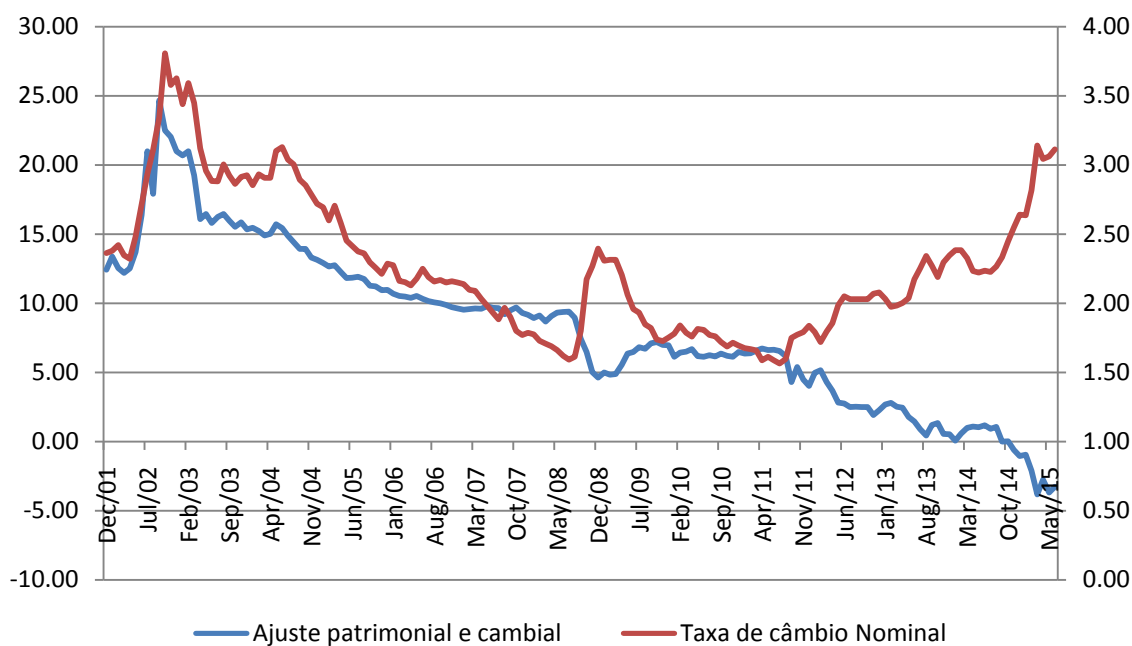


Figura 10 – Ajustamento patrimonial e cambial – % PIB

Fonte: Elaboração própria a partir de dados fornecidos pelo IPEA/DATA

A soma dos valores dos ajustes patrimoniais e cambiais em relação ao PIB teve uma longa tendência de queda, com breves momentos de estabilidade ou aumento. Em seus extremos houve variação de 28,48 pontos no período, contra 29,73 pontos da DLSP/PIB, evidenciando assim que esta vem caindo não devido à condução da política fiscal, mas sim por ajustes patrimoniais e cambiais.

No período em análise, houve grande movimento de apreciação do Real. Havendo um repique de alta que chegou a sua máxima em fevereiro de 2009, possivelmente devido à crise do sistema financeiro mundial, retomando o movimento de queda que chegou a sua mínima em junho de 2011. Uma série de fatores contribuiu para isso, como: a maior taxa de rentabilidade oferecida pela economia brasileira, dada a elevada taxa de juros; maior ciclo de liquidez internacional; ciclo de expansão da economia mundial e resultados favoráveis na balança comercial; e a melhoria dos fundamentos macroeconômicos como a redução da DLSP/PIB e elevação das reservas em moeda estrangeira que amenizou a percepção de risco dos investidores, atraindo capitais para o país. Este processo continuou até julho de 2011, momento em que há uma inversão de tendência para depreciação do câmbio.

O comportamento do ajuste patrimonial e, conseqüentemente, da DLSP pode ser dividido em dois períodos distintos. Até agosto de 2006 a economia brasileira possuía dívida

indexada a variações na taxa de câmbio. Logo, a apreciação da taxa de câmbio promovia diminuição no montante da dívida (ajuste cambial decrescente), fazendo com que a DLSP em proporção ao PIB diminuísse. Após 2006 o país passou a ser credor externo e iniciou um processo forte de acumulação de reservas internacionais, neste cenário uma depreciação cambial como a observada com a crise de 2008 e o processo que iniciou em 2011, tende a aumentar o valor destes ativos. Ou seja, o ajuste cambial continuou caindo como pode ser observado na Figura 08, em um movimento oposto ao da taxa de câmbio, consequentemente a DLSP continuou a cair.

Contudo, nos últimos doze meses de 2013 houve sinalização de reversão da tendência. A DLSP/PIB aumentou 8,10% e a DFL/PIB teve uma elevação de 16,35%, indicando assim um acréscimo do endividamento público e necessidade de correções da política fiscal. Isso ocorreu mesmo com a continuidade da queda do ajuste cambial que foi compensado pela elevação da DFL, que pode ter acontecido em função do esforço fiscal, representado pelo saldo primário ter sido inferior aos juros líquidos devidos pelo setor público, tendo em vista a mudança na política monetária com a taxa de juros crescendo desde abril de 2013.

Desta forma, é importante observar a dinâmica da dívida pública a partir do Resultado Primário do Governo Central (RPGC) para o período analisado. Este indicador é construído a partir da diferença entre receitas e despesas do governo (Tesouro Nacional, Previdência Social e Banco Central do Brasil), excluindo-se da conta às receitas e despesas com juros.

Quando as despesas do governo são maiores que as receitas, existe um *déficit* primário, no caso oposto há um *superávit* primário. Sendo que, o *superávit* corresponde ao valor que o governo economizou, visando o pagamento de juros sobre a sua dívida. No caso de haver *déficit* os juros não pagos serão incorporados ao valor da dívida, aumentando o saldo devedor e levando a maiores juros nos próximos períodos. Podendo ainda implicar na necessidade de contratação de novos empréstimos. Com isso, os governos buscam ajustar as metas para o resultado primário desejado com o alvo estabelecido para a relação dívida pública em relação ao PIB.

Considerando o objetivo de manter estável a relação entre a dívida pública em proporção do PIB, será necessário gerar um *superávit* primário compatível com este objetivo. Contudo, sob certas condições é formado um espiral de crescimento da dívida pública. Quanto maior for à relação dívida pública em proporção do PIB inicial, maior tende a ser a percepção de risco pelo mercado, de forma que os investidores passam a considerar mais arriscado

emprestar para o governo, exigindo um maior prêmio de risco. Estas relações podem ser observadas na Figura 11.

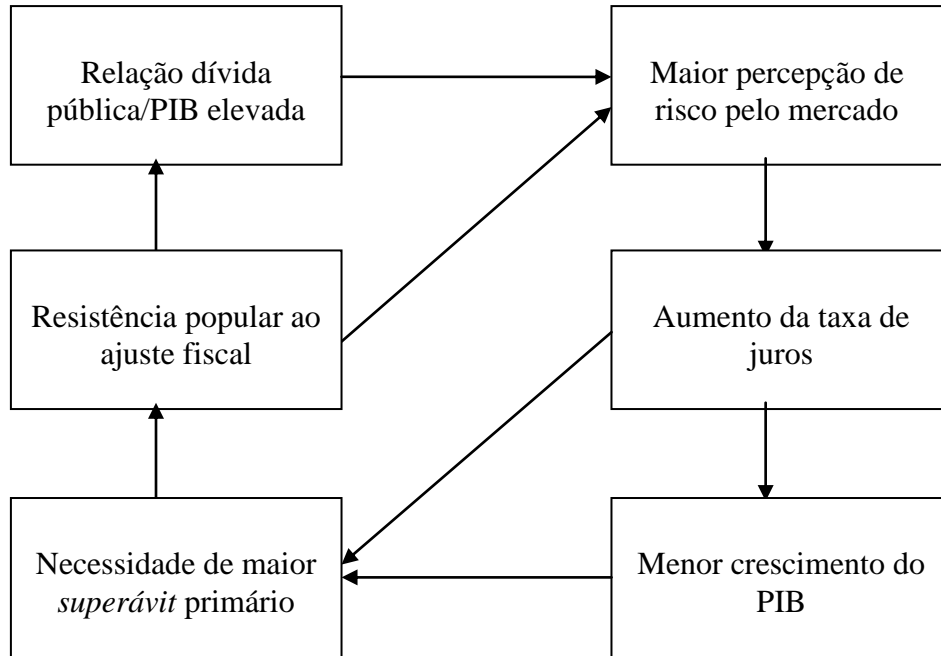


Figura 11 – Espiral de crescimento da dívida pública

Fonte: Adaptação do trabalho de Rocha e Álvares (2011).

Com uma maior taxa de juros requerida pelos investidores para que os títulos do governo sejam demandados, maior será a taxa de juros paga sobre a dívida e o *superávit* necessário para manter estável a relação entre a dívida pública em proporção do PIB. Havendo ainda efeitos adversos sobre o crescimento do PIB, tendo em vista o desestímulo ao consumo e à produção, conseqüentemente há uma redução da carga tributária e diminuição das receitas do governo. Neste caso, para manter estável a relação dívida pública em proporção do PIB, é necessário uma redução nas despesas do governo, visando alcançar a meta de *superávit* primário. Contudo, a redução das despesas do governo pode provocar uma nova contração do PIB.

Considerando a economia brasileira, no período analisado, há uma grande oscilação das receitas e despesas totais do governo central, com isso para fins de análise se optou por suavizar a série, utilizando uma média móvel de 12 períodos (meses). Estas variáveis estão expostas na Figura 12.

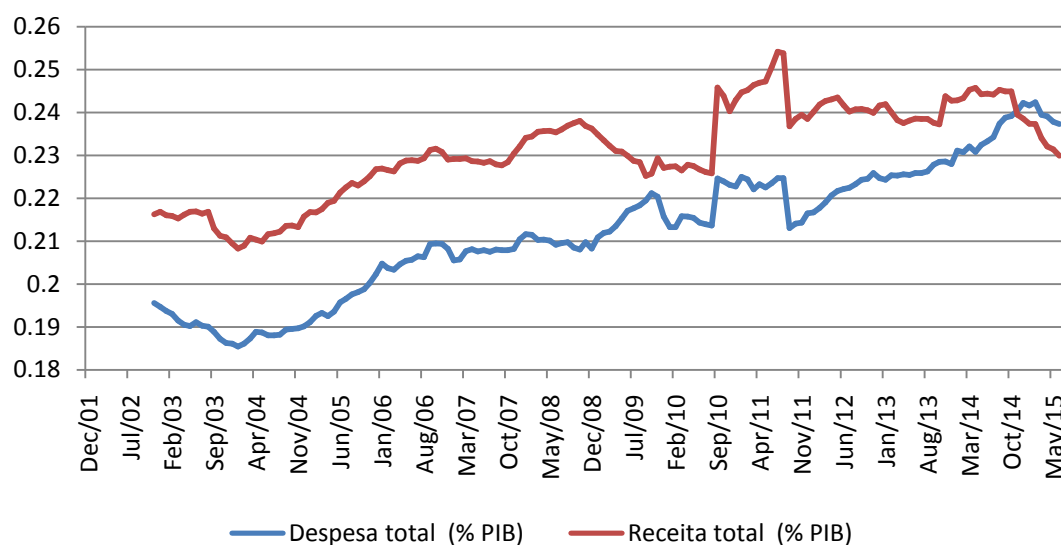


Figura 12 - Resultado Primário do Governo Central, receitas e despesas (percentual do PIB) – média móvel para 12 meses

Fonte: Elaboração própria a partir de dados fornecidos pelo Banco Central

Ao longo das séries houve um crescimento tanto das receitas como das despesas totais do governo central. Possivelmente este crescimento se deve à maior arrecadação dado o crescimento da economia brasileira impulsionado pela elevação dos preços das *commodities* e aquecimento do mercado consumidor interno, conseqüentemente também houve melhores condições para a elevação dos gastos. No entanto, com a retração do crescimento econômico dos últimos anos e as expectativas³⁹ negativas para 2015, houve diminuição das receitas que não é acompanhada de imediato pelos gastos que está vinculada à apreciação do congresso. Havendo assim dificuldades para o governo equilibrar as contas públicas.

Analisando o período mais recente que o período avaliado nos trabalhos de Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004), durante o qual foi encontrado evidências de dominância fiscal na economia brasileira, pode-se observar que entre 2002 e 2003 a DLSP/PIB ficou em média em 56% e a DFL/PIB em 38%, já para o período mais recente, 2012 a 2013 a DLSP/PIB ficou em média 38% e a DFL/PIB em 31%. Apesar da retração considerável dos indicadores de endividamento, há de se observar que no primeiro período, havia *superávit* primário, já no segundo período havia *déficit* primário, indicando assim a possibilidade de haver elevação do montante da dívida dada à incapacidade de pagamento dos juros e

³⁹ De acordo com as previsões do Banco Central divulgada em no mês de julho de 2015, contração do PIB de será de 1,49%. Uma previsão mais pessimista que a anterior de contração de 1,20%.

amortizações. O RPGC (saldo em milhões de reais), bem como a sua média móvel de 12 períodos, podem ser visualizados na Figura 13.

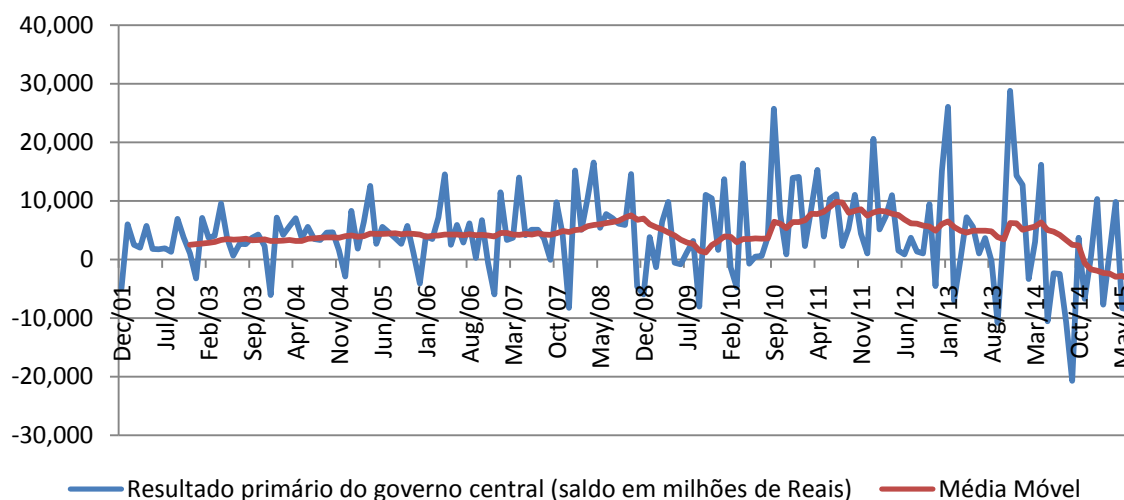


Figura 13 - Resultado Primário do Governo Central (Saldo) – média móvel para 12 meses

Fonte: Elaboração própria a partir de dados fornecidos pelo Banco Central

Avaliando a partir da média móvel, a economia brasileira saiu de uma situação em que predominava *superávits* primários, para uma situação de *déficit* primário decrescente, a partir do final de 2013. Estes resultados sugerem que o governo terá que recuperar sua capacidade de gerar *superávit* primário, para evitar maiores elevações da taxa de juros e da relação dívida pública em proporção do PIB. E com isso, manter a solvência do setor público no longo prazo.

Em julho de 2015, o governo reduziu a meta de *superávit* primário, de 1,13% do PIB para 0,15%. Em termos monetários essa alteração representa que a meta da economia brasileira para o pagamento dos juros da dívida passou de 66,3 bilhões de reais para 8,747 bilhões. Para os anos de 2016 e 2017, a meta também foi reduzida, sendo 0,7% e 1,3% do PIB, respectivamente, (objetivo anterior para os dois anos era de 2% do PIB). A meta considerada pelo governo como sendo adequada para estabilizar a dívida é de 2% que é projetada apenas para 2018.

Esses resultados criam expectativas no mercado de que haverá uma elevação do endividamento público para os próximos anos, caso não haja medidas de austeridade com cortes nas despesas totais do governo central nos próximos anos. Um ponto importante, é que a expectativa de endividamento pode levar as agências de avaliação de risco, a rever o *rating*

soberano, de forma que perder o grau de investimento (*investment grade*) o que promoveria uma maior pressão na dívida pública.

As medidas tomadas pelo governo, como a austeridade fiscal, levanta a questão sobre a possibilidade de aprofundar a crise econômica do país. Os cortes de gastos levam à queda nas atividades econômicas e, conseqüentemente, a uma menor arrecadação tributária, *déficits* ou *superávits* muito pequenos podem não manter estável a relação dívida pública em proporção ao PIB, criando a necessidade de uma nova redução nas despesas do governo, criando assim um ciclo.

Em suma, o período atual é marcado por uma série de mudanças macroeconômicas. Outra variável relevante é a taxa Selic, que vem subindo desde abril de 2013 e ainda não está claro para o mercado quais seriam os limites frente às pressões inflacionárias. Outro fator é a depreciação cambial que promove uma elevação da dívida pública que esteja cotada em moeda estrangeira ou que seja indexada. Esta série vem em tendência de alta desde julho de 2011. Associado a este quadro ainda há o baixo crescimento da economia e o pessimismo para a economia em 2015, que podem impactar em uma menor arrecadação tributária e conseqüentemente levar a *déficits* primários persistentes. Esse quadro apoia a reversão da tendência de queda da dívida pública a partir do final de 2013, sustentando a hipótese de que a economia brasileira se encontra em dominância fiscal.

À magnitude da dívida pública pode impactar as decisões econômicas e criar desconfiança no mercado, esta se reflete no risco de crédito que os investidores estrangeiros são submetidos ao investirem em determinada economia – sendo denominado de Risco-País. Para a economia brasileira um dos indicadores mais utilizados EMBI, cuja ideia básica é avaliar a capacidade da economia brasileira ou das economias emergentes de honrar os compromissos financeiros, quanto maior o indicador maior é o risco de crédito. Desta forma, uma economia com *spread* elevado necessita oferecer maior taxa de juros para atrair capital estrangeiro para financiar a dívida. Um país que possui 400 pontos-base deve oferecer uma taxa de juros de 4% superior à taxa de juros de uma economia livre de risco.

Há três fatores determinantes para oscilações no EMBI: i) fatores internacionais ligados ao maior grau de aversão a risco por parte dos investidores estrangeiros ou pela perspectiva de uma maior rentabilidade dos títulos de economias com menor risco; ii) perda de confiança na capacidade do governo manter os seus pagamentos, que pode não estar ligada somente a política fiscais, mas também à taxa de juros e a taxa de câmbio, entre outros fatores; e iii) perda de confiança na disposição do governo em manter o pagamento da dívida.

Conseqüentemente, existe uma correlação positiva entre o EMBI e a taxa de câmbio, como apontada por Favero e Giavazzi (2004) e Blanchard (2004), em que as variações na percepção de risco soberano podem ser acompanhadas por variações nas entradas líquidas de capitais externos, impactando assim na taxa de câmbio em economias financeiramente abertas. Na Figura 14, está exposta a relação entre o EMBI e a taxa de câmbio nominal entre o Real e o Dólar norte-americano.

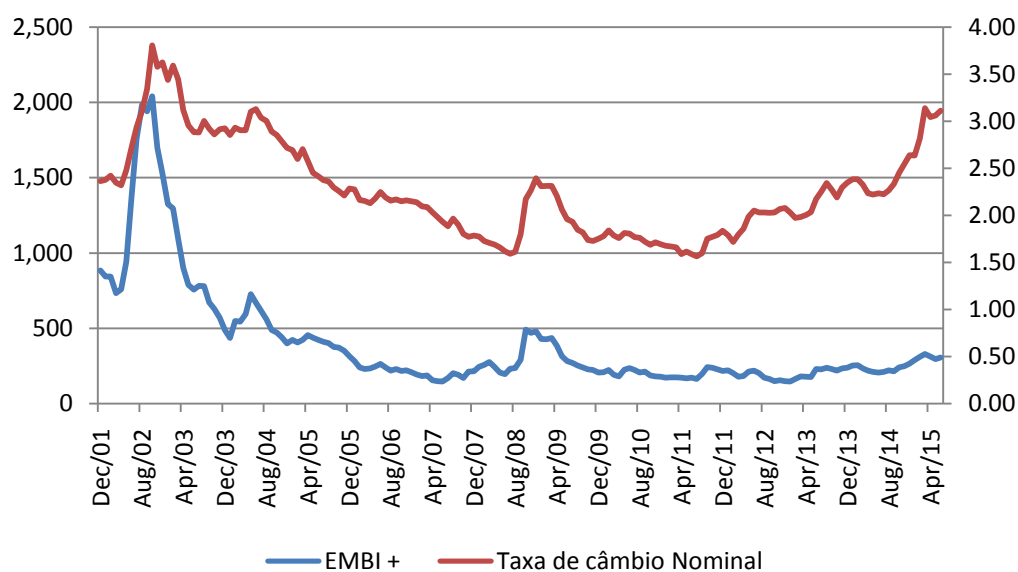


Figura 14 – Taxa de câmbio (direita) e EMBI (esquerda)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados fornecidos pelo IPEA/DATA

A queda contínua no risco-País entre outubro de 2002 a junho de 2007 possibilitou a ampliação da base de investidores internacionais dispostos a financiar títulos de emissores domésticos, permitindo assim que o governo e outros agentes econômicos domésticos tivessem acesso ao mercado internacional de capitais em condições mais favoráveis. Ao mesmo tempo, a queda no risco-país, que é reflexo de perspectiva macroeconômica positiva dos investidores internacionais, possibilitou o acesso à capital de longo prazo e investimento direto. Estas condições permitiram maior entrada de capital externo e apreciação da taxa de câmbio, possibilitando assim uma moeda doméstica mais forte.

Dessa forma, a variação no EMBI pode ter diferentes implicações, principalmente a de servir de referência para investidores estrangeiros por ser um componente importante para a formação expectativas externa sobre o risco e suas tendências. Com isso, a sua variação causa

impactos importantes no custo de financiamento da dívida, podendo afetar fortemente a flexibilidade fiscal do governo.

Outra forma de avaliar o risco de crédito de uma economia é a partir de instituições especializadas em análise de crédito, chamadas agências classificadoras de risco. Essas agências avaliam a capacidade e a disposição de um país emissor de dívida em honrar seus pagamentos e a partir desta análise criam um *rating* soberano ou classificação de risco. Essa classificação possui abrangência global (não estão restritas apenas às economias emergentes) e são revistas periodicamente, constituindo assim, um instrumento relevante para os investidores, uma vez que fornece uma opinião independente a respeito do risco de crédito da dívida de um conjunto de países, utilizando critérios comuns.

Diferentemente do conceito de risco-país, os *ratings* soberanos refletem os fundamentos macro e microeconômicos do país no longo prazo (aspectos estruturais), conseqüentemente apresentam uma maior estabilidade. Já o risco-país, sofre influência de fatores conjunturais de curto prazo, sendo assim mais volátil, apresentando uma reclassificação diária. Normalmente, os países com *ratings* elevados tendem a apresentar risco-país menores, havendo uma correlação negativa entre os dois indicadores.

A análise para atribuição de *rating* pelas agências englobam a avaliação dos riscos políticos e econômicos, tanto em termos quantitativa como qualitativa. Segundo Beers e Cavanaugh (2008), os aspectos quantitativos incluem diversos indicadores de desempenho econômico, que serão expostos a seguir. Contudo, o julgamento destes indicadores é uma questão mais qualitativa, tendo como foco a adequação do conjunto de políticas adotadas.

Segundo os autores, a disposição para honrar o pagamento de dívidas é uma questão extrapola a real capacidade de pagamento avaliado por meio de indicadores econômicos. Um governo pode inadimplir com as suas obrigações, mesmo quando possui a capacidade financeira para honrá-la. Com isso, a disposição para pagar dívidas engloba uma série de fatores políticos e econômicos. Os principais fatores podem ser sintetizados no Quadro 05.

Fatores	Especificação
Risco Político	<ul style="list-style-type: none"> • Estabilidade e legitimidade das instituições políticas; • Participação popular nos processos políticos; • Transparência nas decisões e objetivos da política econômica; • Segurança pública.
Estrutura Econômica	<ul style="list-style-type: none"> • Prosperidade, diversidade e grau pelo qual uma economia é orientada para o mercado; • Efetividade do setor financeiro na intermediação de recursos; • Competitividade e rentabilidade do setor privado não financeiro; • Eficiência do setor público.
Perspectivas de Crescimento Econômico	<ul style="list-style-type: none"> • Volume e composição da poupança e do investimento; • Taxa e padrão do crescimento econômico.
Flexibilidade Fiscal	<ul style="list-style-type: none"> • Receita e despesa do governo geral e tendências de <i>déficit/superávit</i>; • Compatibilidade da posição fiscal com os fatores externos e monetários; • Tempestividade, abrangência e transparência dos relatórios.
Carga de Endividamento do Governo Geral	<ul style="list-style-type: none"> • Endividamento bruto e líquido do governo geral; • Perfil de vencimentos, composição de cestas de moedas e sensibilidade a flutuações na taxa de juros; • Parcela da receita comprometida com juros; • Composição de cestas de moedas e perfil de vencimentos. • Acesso a financiamentos concedidos por agências de desenvolvimento.
Flexibilidade Monetária	<ul style="list-style-type: none"> • Comportamento dos preços nos ciclos econômicos, expansão monetária e no crédito; • Compatibilidade do regime cambial com os objetivos monetários; • Fatores institucionais, como a independência do Banco Central; • Eficiência das ferramentas de política monetária, tendo em vista a posição fiscal e as características do mercado de capitais.
Liquidez Externa	<ul style="list-style-type: none"> • Impacto das políticas monetária e fiscal sobre as contas externas; • Composição dos fluxos de capitais; • Adequação das reservas.

Quadro 05 – Fatores que influenciam *rating* das agências de classificação de risco

Fonte: Adaptação do trabalho de Beers e Cavanaugh (2008, p.3-4).

Utilizando estes indicadores e avaliando qualitativamente as agências de classificação de risco atribuem o risco de crédito para as economias analisadas. As principais agências internacionais de classificação de risco de crédito são a agência Fitch Ratings, Standard &

Poor's e a Moody's. No Quadro 06, é possível observar a escala de classificação dos *ratings* das agências citadas, sendo ordenadas de forma decrescente em relação ao risco de crédito.

Significado da escala	Fitch Ratings	Standard & Poor's	Moody's
Grau de investimento com qualidade alta e baixo risco.	AAA/AA+/AA/ AA-/A+/A/A-	AAA/AA+/AA/ AA-/A+/A/A-	Aaa/Aa1/Aa2/ Aa3/A1/A2/A3
Grau de investimento com qualidade média	BBB+/ BBB/BBB-	BBB+/ BBB/BBB-	Baa1/Baa2/Baa3
Categoria de especulação.	BB+/BB/BB-/ B+/B/B-	BB+/BB/BB-/ B+/B/B-	Ba1/Ba2/Ba3/ B1/B2/ B3
Risco alto de inadimplência e baixo interesse.	CCC/CC/C/D	CCC/CC/C/D	Caa1/Caa2/ Caa3/Ca/ C

Quadro 06 - Escala de classificação dos *ratings*

Fonte: Elaborado a partir de dados fornecidos pelas agências Fitch Ratings, Standard & Poor's e a Moody's.

Em linhas gerais, esta escala de classificações de risco pode ser dividida em grau de investimento (*investment grade*) que vai de AAA/BBB- e Aaa/Baa3, englobando investimentos de alta e média qualidade, com menor risco de inadimplência. Abaixo desta classificação estão as economias que são consideradas como de grau especulativo (*speculative grade*), havendo um maior grau de risco de inadimplência, sendo assim considerado um investimento de risco. Aliado a estes critérios, também é divulgado perspectiva para as economias, podendo ser atribuídas como positivo, negativo ou estável.

Esta medida da capacidade de pagamento da dívida brasileira em moeda estrangeira pode ser expressa na Figura 15. Para construir este indicador em termos quantitativos foi necessário atribuir um valor de acordo com a classificação de risco, sendo: BBB e Baa2 (7); BBB- e Baa3 (6); BB+ e Ba1 (5); BB e Ba2 (4); BB- e Ba3 (3); B+ e B1 (2) e B e B2 (1).

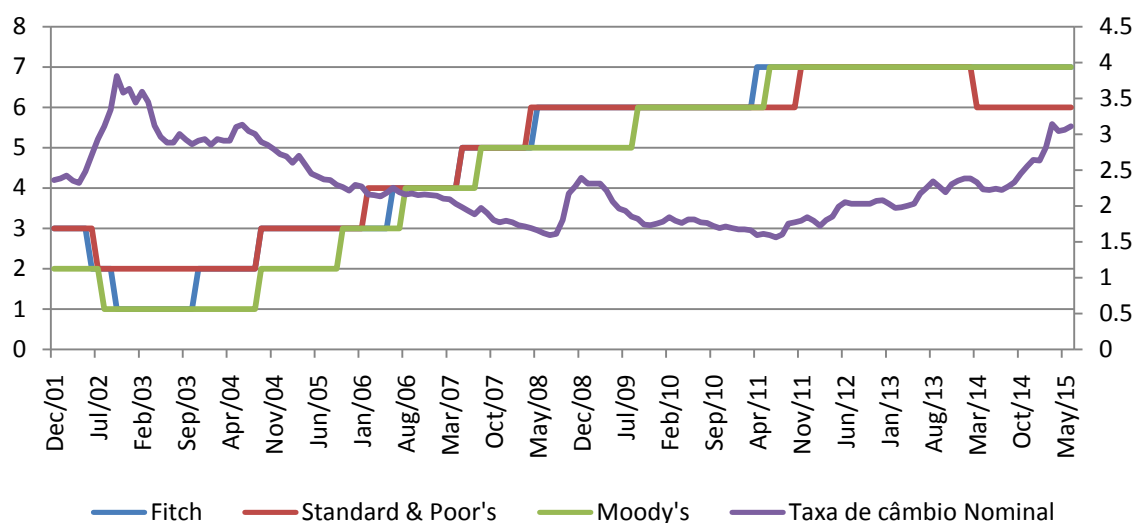


Figura 15 – Taxa de câmbio nominal em Reais (direita) e ratings (esquerda)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados fornecidos agências Fitch Ratings, Standard & Poor's e a Moody's.

Nos últimos anos a economia brasileira vem alcançando boas posições no *rating* soberano chegando ao grau de investimento com qualidade média em abril de 2008 com a agência Standard & Poor's, sendo acompanhada pelas outras agências. Esta classificação permitiu que o país entrasse no grupo de nações consideradas de pouca possibilidade de inadimplência, ou seja, o Brasil passa a ser visto como de baixo risco para aplicações financeiras de estrangeiros.

Quanto melhor a classificação mais fácil e em melhores condições é possível obter recursos no mercado externo. Assim, as emissões de dívida feitas pelo Tesouro tendem a pagar prêmio menor para quem aplicar nos títulos brasileiros (redução no *spread*). Havendo uma correlação negativa entre o *rating* e a taxa de câmbio, em que as variações positivas na percepção de risco soberano podem ser acompanhadas por entradas de capitais externos e apreciação da taxa de câmbio.

Em março de 2014, a agência Standard & Poor's rebaixou o *rating* soberano para BBB- e também mudou a perspectiva do *rating* de negativa para estável, para a agência a classificação passou a incorporar as expectativas de deterioração do cenário econômico e desajuste fiscal para o ano de 2015. Este quadro tornou-se ainda mais pessimista em julho de 2015 ao rebaixar a perspectiva de estável para negativa. Estes resultados já têm implicações na taxa de câmbio que vem sofrendo uma depreciação.

Apesar do rebaixamento do *rating* soberano, a economia brasileira manteve o *investment grade*. A elevação da taxa básica de juros, após 2013 faz com que a economia brasileira continuasse sendo atrativa para o mercado internacional. Além disso, entre as grandes economias emergentes (BRICS), a classificação do Brasil continua sendo elevada – acompanhada da África do Sul.

De acordo com os critérios expostos no Quadro 04, a perspectiva negativa para o *rating* soberano na economia brasileira, é decorrente de uma série de fatores, como: o elevado número de investigações de corrupção envolvendo políticos e empresas; perspectivas fiscais e econômicas desfavoráveis aliada à dificuldade de implementação, tendo em vista dificuldades de aprovar as medidas de ajuste fiscal no Congresso; e manobras fiscais do governo que levam a criar um cenário de desconfiança do mercado em relação aos números apresentados e criam instabilidades políticas uma vez que o Tribunal de Contas da União (TCU) passa a investigar a possibilidade de improbidade administrativa do governo.

5.2 TESTES E ESTIMAÇÃO DO MODELO ECONOMETRICO

Como apontado anteriormente, verifica-se a estacionariedade nas séries temporais. Esta análise é importante, pois caso haja raiz unitária, os resultados obtidos poderiam ser espúrios invalidando a aplicação. Assim, se torna necessário avaliar a ordem de integração das variáveis do modelo.

Para esta verificação foram utilizados os testes⁴⁰ Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Phillips-Perron (PP), ambos com intercepto. O teste pode ser visualizado na Tabela 01.

⁴⁰ Caso haja valores divergentes ou valores calculados muito próximos dos valores críticos, serão utilizados os Testes Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e DF-GLS de Elliott como complementos.

Tabela 01 – Teste Dickey-Fuller Aumentado – dezembro de 2001 a junho de 2015 – séries logaritmizadas

Variável	Estatística t^{41}	Valor de p	Diagnóstico
IPCAI	-2.618	0.0893	Não estacionário
Δ IPCAI	-5.850	0.0000	Estacionário
SELIC	-1.269	0.6473	Não estacionário
Δ SELIC	-3.755	0.0034	Estacionário
TCR	-1.202	0.6727	Não estacionário
Δ TCR	-8.834	0.0000	Estacionário
EMBI	-1.831	0.3654	Não estacionário
Δ EMBI	-9.545	0.0000	Estacionário
DLSP	-0.351	0.9180	Não estacionário
Δ DLSP	-13.934	0.0000	Estacionário

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os resultados apresentados indicam que todas as séries, podem ser consideradas não estacionárias em nível, considerado o nível de significância de 5%. Em primeira diferença todas são estacionárias com elevada significância. Esta condição é confirmada na Tabela 02 com o teste de Phillips-Perron.

Tabela 02 – Teste de Phillips-Perron (PP) – dezembro de 2001 a junho de 2015 – séries logaritmizadas

Variável	Estatística t^*	Valor de p	Diagnóstico
IPCAI	-1.574	0.4966	Não estacionário
Δ IPCAI	-5.040	0.0000	Estacionário
SELIC	-1.558	0.5048	Não estacionário
Δ SELIC	-3.924	0.0019	Estacionário
TCR	-1.377	0.5933	Não estacionário
Δ TCR	-8.859	0.0000	Estacionário
EMBI	-1.942	0.3125	Não estacionário
Δ EMBI	-9.588	0.0000	Estacionário
DLSP	-0.377	0.9139	Não estacionário
Δ DLSP	-13.865	0.0000	Estacionário

*Valores tabelados para 1%, 5% e 10% são respectivamente -3.490, -2.886 e -2,576.

Fonte: Elaborada pelo autor.

⁴¹ Estatística do teste em módulo, sendo que, quanto maior o valor crítico, maior a probabilidade de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Valores tabelados para 1%, 5% e 10% são respectivamente -3,490, -2,886 e -2,576. Para esta análise foi considerado o nível de significância de 5%.

Conforme a Tabela 02, o teste PP indica que todas as séries são não estacionárias em nível. Mas por outro lado, em primeira diferença, o teste indicou não haver raiz unitária, logo as séries são integradas de ordem um, $I(1)$. Havendo divergência em relação ao teste ADF na variável IPCAI em nível, com isso em complemento foram utilizados os testes KPSS e DF-GLS, que apontam para a não estacionariedade da série em nível. Na Figura 13, é possível avaliar o comportamento das variáveis em primeira diferença.

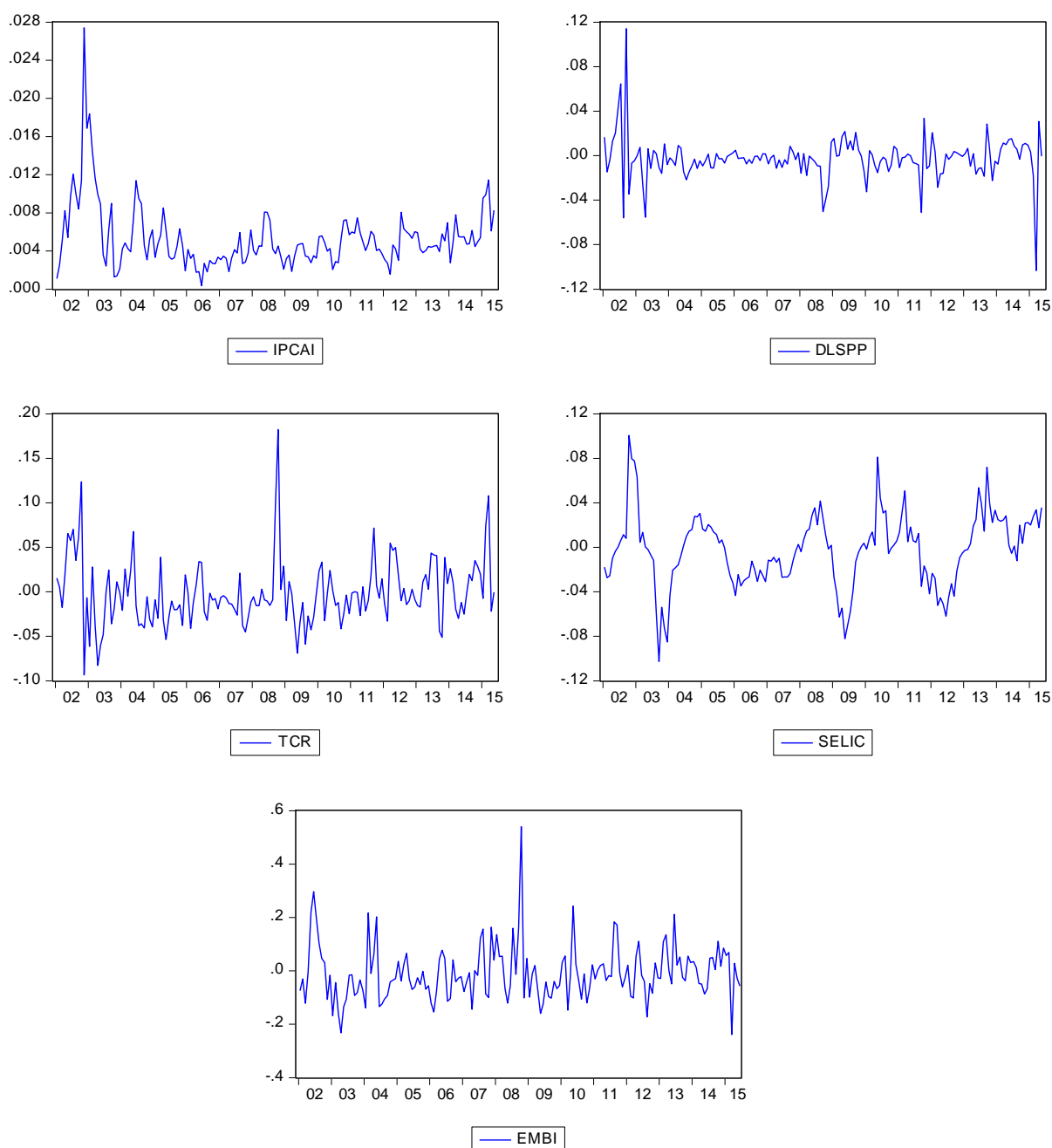


Figura 13 – Comportamento das séries em primeira diferença – dezembro de 2001 a junho de 2015

Fonte: Elaborada pelo autor.

As séries TCR e EMBI apresentam comportamentos similares, inclusive no ponto de máximo que ocorreu entre 2008 e 2009, períodos que abrangem a crise financeira internacional. A taxa de juros apresenta um comportamento sazonal, embora todas as séries tenham sido suavizadas e dessazonalizadas.

A DLSPP apresentou certa estabilidade entre 2004 e 2007, exibindo uma maior volatilidade para os próximos períodos, no final de 2014 a 2015 houve uma maior volatilidade, que representa maior dificuldade de geração de *superávits* compatíveis com a estabilidade da dívida pública em proporção ao PIB.

Os modelos VAR e VEC são especialmente utilizados quando não se pode garantir a exogeneidade das variáveis que compõem o modelo proposto e ao, mesmo tempo, não se pode desprezar o poder de explicação do passado destas variáveis sobre os seus comportamentos presentes e futuros.

Dessa forma, para iniciar a estimação do modelo, é necessário escolher o número de defasagens a ser incluído, sendo importante para determinar o quanto o passado das variáveis explica seu presente. Um ponto importante apontado por Enders (1995), é que embora haja esta arbitrariedade na escolha do número de defasagens, é necessário assegurar a ausência de correlação serial nos termos de erro. E isso é possível ao incluir um número de defasagens suficiente para eliminar a autocorrelação dos resíduos. Para isso, foram adotados quatro critérios de informação: Akaike (AIC), Hannan-Quin (HQIC), Schwarz (SC) e Erro de Previsão Final (FPE). Como pode ser observado na Tabela 03.

Tabela 03 – Teste para o número de Lags⁴² do modelo VAR

Lags	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	2.77e-17	-23.93540	-23.89553	-23.83723
1	4.13e-18	-25.83857	-25.59931*	-25.24952*
2	3.78e-18*	-25.92813*	-25.48949	-24.84820
3	3.80e-18	-25.92497	-25.28695	-24.35417
4	3.84e-18	-25.92013	-25.08273	-23.85846
5	4.12e-18	-25.85747	-24.82069	-23.30492
6	4.38e-18	-25.80829	-24.57212	-22.76487

Fonte: Elaborado pelo autor.

⁴² Foram testados até 12 lags que indicaram as defasagens 1, 2 e 11. Contudo, a defasagem 11 não se apresentou significativa para todas as variáveis.

Os critérios de HQIC e SBIC indicam que o modelo tem uma defasagem. Já os critérios de AIC e o FPE indicam que o modelo tem duas defasagens. Sendo assim, os testes de seleção de defasagens sinalizaram duas opções para o número ótimo de defasagens do modelo VAR – uma e duas defasagens – como igualmente satisfatórias. A escolha entre as referidas opções passa a depender, desse modo, das implicações do teste de exclusão de defasagens. Este resultado indica que para realizar a análise das decisões de políticas fiscais e monetárias é necessária a utilização de mais um período.

Com a finalidade de confirmar a escolha das defasagens, foi utilizado o teste Wald de exclusão de defasagens. Este teste avalia diversas combinações lineares dos parâmetros e testa conjuntamente. Os resultados podem ser observados na Tabela 04.

Tabela 04 – Teste Wald de exclusão de defasagens

Lags	ΔIPCAI	ΔDLSP	ΔTCR	ΔSELIC	ΔEMBI	Conjunto
1	71.6647 [0.0000]	12.8285 [0.0250]	23.1382 [0.0003]	57.8999 [0.0000]	13.2737 [0.0209]	170.1567 [0.0000]
2	28.4189 [0.0000]	13.5922 [0.0184]	6.3439 [0.2741]	6.9097 [0.2274]	3.6828 [0.5959]	59.6825 [0.0001]
3	3.3311 [0.6490]	10.2548 [0.0683]	12.9372 [0.0239]	14.3585 [0.0134]	8.2066 [0.1452]	51.8239 [0.0012]
4	3.9201 [0.5609]	7.4322 [0.1904]	3.9531 [0.5561]	13.9040 [0.0162]	5.5368 [0.3539]	36.1360 [0.0695]
5	13.9776 [0.0157]	6.4877 [0.2616]	10.0858 [0.0728]	1.4068 [0.9235]	8.1707 [0.1470]	44.0993 [0.0105]
6	14.1069 [0.0149]	4.8417 [0.4354]	5.5434 [0.3532]	5.9938 [0.3068]	4.5480 [0.4734]	35.6869 [0.0764]
df	5	5	5	5	5	25

Fonte: Elaborado pelo autor.

Ao nível de significância de 5%, considerando a combinação linear dos parâmetros conjuntos, as defasagens quatro e seis devem ser excluídas. As defasagens um e dois definidas no teste anterior são significativas no teste conjunto, mesmo a 1% de significância.

Em seguida se realizou o teste de Causalidade de Granger no sentido de verificar a existência de precedência e a intensidade da causalidade entre as variáveis. O teste de Causalidade de Granger detecta a relação de causalidade de curto prazo entre as variáveis e fornece também, outra importante informação, que se refere à ordenação das variáveis no modelo econométrico.

A ordenação das variáveis foi realizada tendo como base o teste de exogeneidade em bloco de Granger, em que as variáveis são ordenadas com base no valor da estatística Qui-Quadrado.

Tabela 05 - Teste de Wald para Exogeneidade em Bloco - Variável Dependente: IPCAI

Excluídas	Chi-sq	df	Valor de <i>p</i>
DLSP	39.32558	2	0.0000
TCR	33.61293	2	0.0000
SELIC	15.56759	2	0.0004
EMBI	11.92265	2	0.0026
Todas	84.93062	8	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Sendo que as variáveis mais endógenas apresentam maior valor da estatística, com isso o modelo ficou ordenado da seguinte forma: IPCAI; DLSP; TCR; SELIC e EMBI. Este teste fornece um indicativo para a análise da dominância monetária e fiscal na economia brasileira, uma vez que a ordenação das variáveis de acordo com a endogeneidade sugere uma relação de maior causalidade do IPCAI com a DLSP do que com a SELIC.

O Teste de causalidade de Granger diretamente entre as variáveis foi realizado com um e dois *lags* como resultado dos testes para o número de *lags* do modelo VAR. O Quadro 06 apresenta os resultados.

Quadro 06 – Causalidade de Granger⁴³

Hipótese nula: Não há causalidade de Granger*	Primeiro lag valor de p	Segundo lag valor de p
DLSPP não causa IPCAI	○ 0.1353	◇ 0.0000
IPCAI não causa DLSPP	● 0.4976	● 0.6525
TCR não causa IPCAI	◇ 0.0000	◇ 0.0000
IPCAI não causa TCR	● 0.6692	● 0.7880
SELIC não causa IPCAI	◇ 0.0030	◇ 0.0018
IPCAI não causa SELIC	○ 0.2205	● 0.6442
EMBI não causa IPCAI	◇ 0.0700	○ 0.1675
IPCAI não causa EMBI	● 0.3250	● 0.3199
TCR não causa DLSPP	● 0.3951	◇ 0.0752
DLSPP não causa TCR	◇ 0.0960	○ 0.1596
SELIC não causa DLSPP	◇ 0.0610	○ 0.1766
DLSPP não causa SELIC	◇ 0.0418	◇ 0.0635
EMBI não causa DLSPP	● 0.8187	● 0.8642
DLSPP não causa EMBI	● 0.6476	● 0.8802
SELIC não causa TCR	● 0.8355	● 0.5419
TCR não causa SELIC	● 0.4020	● 0.3805
EMBI não causa TCR	◇ 0.0453	◇ 0.0316
TCR não causa EMBI	● 0.5298	● 0.6428
EMBI não causa SELIC	● 0.3682	● 0.6539
SELIC não causa EMBI	○ 0.2451	● 0.4475

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

* Para melhor visualização dos resultados foi atribuído um símbolo que designa grau de causalidade de Granger: ◇ Valor de p até 10% (relação forte); ○ Valor de p entre 11% e 30% (relação fraca); e ● Valor de p acima de 31% (sem relação).

Os resultados indicam que existe precedência temporal nas mudanças da DLSPP, TCR, SELIC e EMBI em relação ao IPCAI, ou seja, estas variáveis causam no sentido de Granger o IPCAI, sendo uma causalidade unidirecional. Também podem ser realizadas observações importantes a cerca do comportamento de outras variáveis que compõem o modelo.

⁴³ É importante ter em mente que os testes de causalidade de Granger é um indicador de precedência de curto prazo.

Em princípio, é de se esperar que haja causalidade entre a taxa SELIC e a taxa de câmbio nominal, uma vez que os investidores externos buscam realizar aplicações atreladas às taxas de juros, o que leva a movimentação de capitais, tendo assim implicações na taxa de câmbio. No entanto, este trabalho utiliza a taxa de câmbio real que é influenciada pela taxa de inflação interna e externa, caso haja estabilidade desta relação, a taxa de câmbio real equivale à taxa de câmbio nominal (preços relativos estáveis). Neste caso, é possível dizer que o teste de causalidade de Granger aponta para a inexistência de causalidade em ambos os sentidos da taxa de juros e do câmbio real.

A dívida pública apresenta causalidade bidirecional em relação aos seus indexadores. As variações na TCR têm reflexos diretos na parcela dos ativos e passivos do setor público, seja a partir de parcelas da dívida interna indexada à taxa de câmbio nominal, pelo estoque total da dívida externa ou pelas reservas internacionais. Por outro lado, a DLSPP causa flutuações na taxa de câmbio, uma vez que a circulação de capital externo é influenciada pelas condições econômicas, neste caso pela capacidade de pagamento e financiamento do governo.

Uma relação importante para o presente estudo se refere à causalidade bidirecional da SELIC e DLSPP, em que a taxa de juros causa a dívida tendo em vista que boa parte da dívida é indexada a esta variável, logo uma maior taxa de juros implica em maior serviço da dívida. Por outro lado, a dívida causa a taxa de juros uma vez que a elevação do montante da dívida pode implicar em perda da credibilidade em relação à capacidade de pagamento, conseqüentemente há queda na demanda pelos títulos da dívida, sendo necessário recompensar o investidor com uma maior remuneração pelo risco – maior taxa de juros.

Um apontamento relevante sobre a causalidade entre DLSPP e a SELIC é que a relação encontrada sugere a inexistência de autoridade monetária autônoma, que seja capaz de fixar a taxa Selic ao nível de sua escolha. Ou seja, a política monetária é afetada pela dinâmica da dívida pública, sendo uma característica do regime de dominância fiscal.

Os resultados empíricos propostos por Marques Junior (2009) sugerem uma relação positiva entre a dívida pública e o risco de *default*. Esta relação não se sustenta para o período analisado neste trabalho, o teste de causalidade de Granger aponta para a inexistência de causalidade em qualquer direção entre as variáveis DLSPP e EMBI. Uma possível explicação para esta inconsistência, pode ser explicado pela abrangência da variável, que é um índice ponderado dos retornos da dívida externa dos mercados emergentes e das melhores condições econômicas do Brasil após a crise de 2008. Isso, possivelmente, fez com que após 2008, o EMBI ficasse menos sensível a variações na dívida pública.

Avaliando a causalidade no sentido de Granger entre *rating* soberano⁴⁴ que refletem especificamente os fundamentos macro e microeconômicos do país no longo prazo e, com isso, pode ser considerado uma medida de risco de *default*, com a DLSPP, é possível encontrar relação de causalidade bidirecional entre as variáveis. Tendo o valor de p de 7% de chance DLSPP não causar o *rating* soberano e 10% na situação oposta. Com isso, há evidências de que o grau de endividamento público afete a avaliação da capacidade da economia brasileira honrar os seus compromissos. Por outro lado, uma melhor avaliação externa do país pode contribuir para a estabilização da relação dívida em proporção ao PIB.

Uma segunda relação apontada por Marques Junior (2009) sugere uma relação positiva entre o risco de *default* com a depreciação cambial real. Esta relação pode ser confirmada, o teste de causalidade de Granger que aponta para a existência de uma relação unidirecional em que EMBI precede a TCR. Por outro lado, não foi encontrada precedência temporal em nenhum sentido, entre as variações no EMBI e a SELIC. Logo, a taxa nominal de juros não sofre influência da avaliação externa da economia brasileira, considerando até dois *lags*. Ao avaliar o *rating* soberano, é possível encontrar uma causalidade de Granger unidirecional forte desta variável com a taxa de juros nominal, apontando assim, que a avaliação externa é relevante para a determinação da taxa SELIC. Esta situação é mais condizente com a relação de precedência encontrada entre a DLSPP e a taxa SELIC. Todas estas relações podem ser mais bem ilustradas na Figura 17.

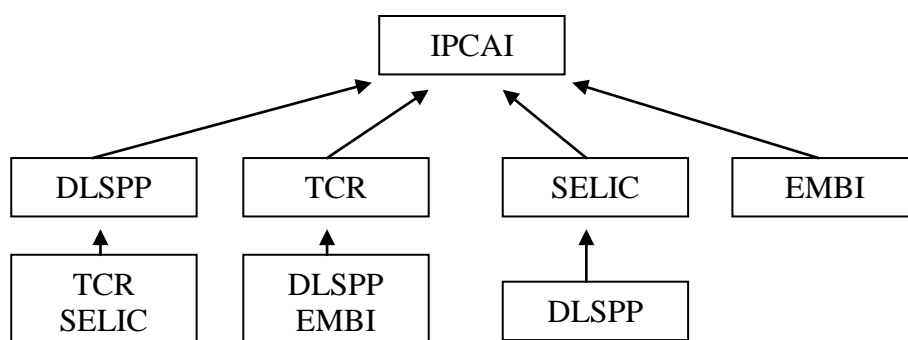


Figura 17 – Causalidade de Granger para as variáveis analisadas

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

⁴⁴ Esta variável apresenta-se de forma mais consistente para aplicação no modelo, no entanto há dificuldades técnicas para incluí-la diretamente, uma vez que é uma variável qualitativa. Com isso, o *rating* será incluído como uma variável exógena.

A partir deste diagrama é possível visualizar com maior clareza a importância do nível de endividamento do país, uma vez que, em um ambiente de preços relativos internacionais estáveis, existe uma causalidade no sentido de Granger, deste indicador com os seus principais indexadores, a SELIC, a TCR e o IPCAI. Quanto maior estes indicadores, maior tende a ser a dívida nos próximos períodos tendo em vista a elevação do serviço da dívida frente a *superávits* primários que não sejam compatíveis. Ao mesmo tempo, frente a este quadro, a condução da política fiscal pode condicionar mudanças na percepção de riscos dos agentes econômicos, impactando diretamente o IPCAI e indiretamente via TCR.

Avaliando a relação entre o saldo primário em proporção do PIB e a DLSP, é possível constatar que não existe causalidade de Granger unidirecionalmente⁴⁵, pois a dívida pública, representada por DLSP, não causa no sentido Granger o saldo primário. Também, o saldo primário não causa no sentido Granger, a dívida pública. De acordo com a definição Sargent e Wallace (1981), a dominância monetária ocorre quando a autoridade fiscal é passiva e tem os seus gastos restringidos pela função de demanda por títulos, sendo necessário gerar saldo primário compatível com a estabilização da relação DLSP/PIB. De modo que, a autoridade monetária ativa não é forçada a monetizar a dívida pública, possibilitando manter o controle do nível de preços. Embora não haja uma causalidade forte do saldo primário para com a DLSP, o inverso não ocorre com alto nível de probabilidade, sendo assim, existem indícios, de acordo com a definição de Sargent e Wallace (1981), que a economia brasileira se encontra em dominância monetária.

Nesta defasagem, as autoridades monetárias têm o controle sobre a inflação, dado o seu controle sobre oferta da base monetária que não sofre impactos da política fiscal. Esses resultados são compatíveis com o estudo de Nunes (2009) que utilizou os testes de causalidade de Granger e encontrou indícios da existência de uma política monetária ativa no período de 2000I a 2008IV.

A transmissão entre variáveis fiscais e monetárias apontadas por Blanchard (2004) encontram respaldo empírico na análise de causalidade realizada. Variações na taxa de juros causam a dívida pública, que causa um maior risco de *default*, que pode impactar a taxa de câmbio real e com isso a taxa de inflação. Uma questão importante é qual será o movimento predominante do juro ou risco de *default* sobre o câmbio real – tendo em vista que o primeiro em tese levaria a uma apreciação e o segundo uma depreciação, tendo efeitos diferentes sobre

⁴⁵ Valor de p de 89% de chance DLSP não causar o saldo primário. No caso oposto o valor de p é de 46%.

a inflação. Na análise de causalidade, o câmbio real precedido pelo EMBI e não pela SELIC, indicando assim a validade do modelo proposto por Blanchard (2004).

Contudo, cabe destacar as mudanças consistentes no percentual de participação dos indexados da dívida pública. Com isso, os resultados apontados por Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) podem não alcançar os efeitos totais, uma vez que o percentual da dívida esta indexada à taxa de câmbio caiu drasticamente no período analisado. Por outro lado, houve uma elevação do percentual de indexação a taxa de juros e indicadores de preços, havendo assim outros mecanismos que podem promover a elevação da inflação.

Dando continuidade à análise dos modelos VAR/VEC, foi testada a cointegração das séries temporais, utilizando o teste de *ranking* de Johansen ou de cointegração, este teste avalia a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados obtidos para as séries em análise estão expostos na Tabela 07.

Tabela 07 – Teste de cointegração⁴⁶ das séries

Cointegração	Estatística do teste	Valor crítico (5%)	Valor <i>p</i>
Nenhum	142.5675	69.81889	*0.0000
No máximo 1	74.21294	47.85613	*0.0000
No máximo 2	38.53885	29.79707	*0.0038
No máximo 3	10.41538	15.49471	0.2501
No máximo 4	1.170556	3.841466	0.2793

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para o teste de cointegração de Johansen foram utilizadas até duas defasagens no VAR estimado, selecionadas pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz. O teste indica que a hipótese nula é de que o posto da matriz de cointegração é nulo é rejeitado ao nível de 5% para no máximo dois vetores de cointegração. Assim, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas – tendência estocástica comum de longo prazo. Para confirmar esta relação é possível avaliar se existe cointegração com o teste do máximo autovalor para o teste de cointegração de Johansen.

⁴⁶ Os testes de *ranking* de Johansen e de máximo autovalor foram realizados com as variáveis em nível e sem ser logaritmizadas.

Tabela 08 – Teste do máximo autovalor para cointegração das séries

Cointegração	Estatística do teste	Valor crítico (5%)	Valor <i>p</i>
Nenhum	68.35453	33.87687	*0.0000
No máximo 1	35.67409	27.58434	*0.0037
No máximo 2	28.12347	21.13162	*0.0044
No máximo 3	9.244823	14.26460	0.2663
No máximo 4	1.170556	3.841466	0.2793

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tanto a estatística de traço quanto de máximo autovalor indicou no máximo duas equações cointegrantes, pode-se afirmar que as variáveis apresentam uma relação linear estável de longo prazo. A interpretação econômica da cointegração consiste em que, se duas ou mais séries não estacionárias estiverem ligadas por uma combinação linear de forma que haja uma relação de equilíbrio de longo prazo, então mesmo que isoladamente contenham uma tendência estocástica, elas irão ter um comportamento bastante próximo ao longo do tempo e a diferença entre elas será estacionária.

Esse resultado indica que o modelo adequado é de Auto Regressão Vetorial com Correção de Erros, ou seja, a análise de causalidade multivariada deve ser conduzida sob a estimação do modelo VEC. Entretanto, apesar de haver uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, o modelo VAR apresentou-se bem ajustado. Com isso, antes de estimar o modelo VEC será realizada algumas considerações sobre este modelo.

5.2.1 Modelo VAR

Na estimação do modelo VAR, as séries estão suavizadas, logaritmizadas e em primeira diferença. Foi incluída uma variável *dummy* para o período da crise de 2008, no entanto os resultados apresentaram-se estaticamente pouco significativa para explicar as interações entre as variáveis. Desta forma, o período de crise não exerceu influência significativa sobre as variáveis analisadas. Também foi utilizado como variável exógena o *rating* soberano, que reflete especificamente os fundamentos macro e microeconômicos da economia brasileira, que apresentou resultados significativos para análise.

O modelo proposto tem o poder de explicação de 70,94% das variações na taxa de inflação. Os resultados foram significativos para todas as variáveis do modelo em relação à determinação da variação da taxa no IPCAI⁴⁷ que podem ser explicadas por mudanças na própria variável e em decorrência das outras variáveis do sistema, como: taxa SELIC, taxa de câmbio real, risco de *default* e dívida pública. O modelo VAR é dado pela Tabela 09⁴⁸:

Tabela 09 – Estimativa do modelo VAR forma Reduzida

	Δ IPCAI	
Δ IPCA (L1)*	0.5074 0.0756 (6.7054)	Constante* 0.0034 0.0006 (5.2305)
Δ IPCA (L2)	0.0950 0.0705 (1.3477)	Variável exógena Rating* -0.0002 0.0000 (-2.4315)
Δ DLSP (L1)*	0.0313 0.0079 (3.9229)	R ² 0.7094
Δ DLSP (L2)*	0.0443 0.0083 (5.2930)	R ² ajustado 0.6876
Δ TCR (L1)*	0.0279 0.0056 (4.9668)	Estatística F 32.62
Δ TCR (L2)*	0.0130 0.0059 (2.1820)	
Δ SELIC (L1)*	0.0255 0.0082 (3.1330)	
Δ SELIC (L2)	-0.0024 0.0084 (-0.2882)	
Δ EMBI (L1)*	-0.0037 0.0019 (-1.9582)	
Δ EMBI (L2)*	-0.0053 0.0019 (-2.7717)	

Fonte: Elaborado pelo autor.

* Valores significativos a 5% (1,64)

⁴⁷ Os coeficientes estimados, por estarem em logaritmo, representam a elasticidade. Ou seja, coeficientes medem a variação percentual do IPCAI correspondente a uma dada variação percentual nas outras variáveis que compõem o modelo.

⁴⁸ Para fins de complemento no Anexo 02 esta a estimação do modelo VAR sem a aplicação do logaritmo nas séries.

Com exceção do *lag* dois do IPCAI e da taxa SELIC, todos os coeficientes são significativos ao nível de 5%. O modelo apresenta resultados dentro do esperado. Ao se propor o modelo estudado, a expectativa era de que os resultados a política fiscal representada pela variável DLSPP tivesse efeitos positivos sobre a taxa de inflação. Evidenciando assim, a teoria de que em um ambiente fiscal comprometido, uma variação da dívida pública leva a uma variação positiva no índice de preços, o que representa uma perda de eficiência da política monetária no controle dos níveis de preços. No entanto, a inflação foi reduzida pela variação da dívida pública, indicando algum grau de rigidez para a variação temporal dos preços quando considerado os *lags* um e dois.

Por outro lado, política monetária tem um efeito defasado sobre o nível de preços. Ou seja, a elevação da taxa de juros, visando conter a inflação dentro da meta, começa a surtir efeitos apenas no segundo período. Desta forma, a política monetária não exerce o efeito todo (potencial) no curto prazo sobre o comportamento da inflação, uma vez que no segundo *lag* a variação de 1% na SELIC leva a uma queda de 0,002% no índice inflação, já uma variação de 1% na DLSPP leva a um acréscimo de 0,031% no índice de inflação. Este resultado corrobora com Teixeira, Dias e Dias (2011) que identificaram a existência de uma defasagem temporal entre a aplicação da política monetária e a reação dos preços – efeito calendário.

A taxa de câmbio também teve a um efeito positivo e significativo sobre a inflação. Uma variação de 1% na taxa de câmbio real leva a uma variação de 0,027% no índice de inflação no primeiro *lag*. Considerando preços relativos estáveis, este coeficiente pode demonstrando o efeito *pass-through*.

O risco-país representado pelo EMBI apresentou um resultado de certa forma inesperado, mas que pode ser explicado pela abrangência da variável, que é um índice ponderado dos retornos da dívida externa dos mercados emergentes. Considerando que entre estes países, a economia brasileira apresenta melhores condições macroeconômicas, que pode ser observadas a partir do *rating* soberano, isso faz com que o fluxo de capitais continue fluindo para a economia brasileira. No modelo proposto, o aumento de 1% no EMBI leva a uma queda de 0,003% na inflação.

O teste de normalidade dos resíduos do modelo VAR, não apresentou resultados esperados. A estatística calculada Jarque-Bera referente ao conjunto do modelo alcançou o patamar de 584.07 (com Valor de *p* igual a 0.0000), indica a rejeição da hipótese nula de que os resíduos do modelo VAR estimado se distribuem normalmente.

Contudo, o teste de estabilidade do VAR indicou que o modelo é estacionário, satisfazendo a condição de estabilidade, uma vez que todos os valores característicos (*eigenvalues*) apresentam módulo inferior à unidade e encontram-se no interior do círculo unitário, conforme a Figura 18, compatibilizada com a indicação de que não há raiz unitária nos resultados do VAR.

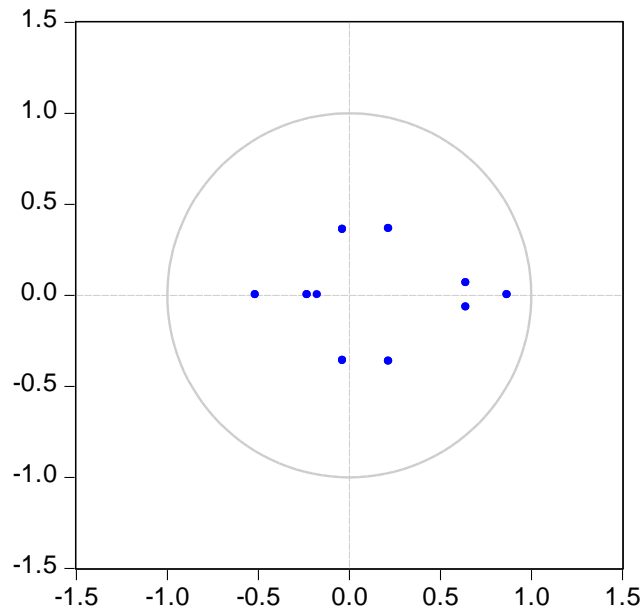


Figura 18 - Teste de Estabilidade do VAR

Fonte: Elaborado pelo autor.

Destaca-se ainda o inter-relacionamento dinâmico entre as variáveis do modelo que pode ser captada pela decomposição da variância dos erros de previsão para n períodos à frente. Por esta análise, é possível representar o quanto a variância de cada componente do VAR é explicada pela sua própria variância e o quanto este é determinado pela variância das outras variáveis do sistema. Ou seja, a decomposição de variância mede a contribuição relativa de cada choque sobre as variáveis endógenas do sistema VAR.

Mais especificamente, a decomposição da variância é outra forma de mostrar a porcentagem da variância do erro de previsão decorrente de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Os resultados apresentados na Tabela 10 mostram a variação percentual da variância do erro de previsão para IPCAI para os choques no horizonte de 12 meses.

Tabela 10 – Análise da decomposição da variância do erro da previsão⁴⁹

Período	S.E.	ΔIPCAI	ΔDLSPP	ΔTCR	ΔSELIC	ΔEMBI
1	0.001846	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.002279	80.28957	3.570173	10.67942	3.840054	1.620783
3	0.002729	59.92879	17.38997	14.26743	4.223475	*4.190339
4	0.002888	54.66769	19.53412	17.24987	4.690895	3.857415
5	0.003046	50.16352	20.35432	20.93635	5.072401	3.473415
6	0.003136	47.75855	20.49527	22.94125	5.522470	3.282457
7	0.003199	46.11291	20.66862	24.08251	5.975459	3.160497
8	0.003237	45.14637	*20.69599	24.66790	6.392253	3.097483
9	0.003263	44.50264	20.68769	25.00618	6.747600	3.055892
10	0.003280	44.08761	20.65373	25.18935	7.039180	3.030124
11	0.003291	43.80288	20.61964	25.29214	7.273111	3.012229
12	0.003299	43.60690	20.58791	*25.34792	*7.457395	2.999870

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

A decomposição da variância estabelece que grande parte da variância do IPCAI se dá primeiramente, devido a choques próprios, isso sugere uma alta inércia, dada a indexação da taxa de inflação. Nos cinco primeiros meses após o choque a queda consistente, no entanto essa participação no comportamento do IPCAI reduz gradativamente ao longo dos meses, chegando ao patamar de 43,60% no décimo segundo mês. Assim, a variação do IPCAI passa a responder mais às pressões de choques em outras variáveis macroeconômicas.

As variáveis DLSPP e TCR mostraram-se percentualmente importantes na variância do erro de previsão do IPCAI, representando os maiores percentuais ao longo do horizonte de previsão. A DLSPP pode explicar até 20,69% dos movimentos do IPCAI no oitavo mês e continuou tendo um elevado poder explicativo nos meses subsequentes. Efeitos significativos também podem ser observados no comportamento da TCR que atinge 25,34% de explicação dos movimentos do IPCAI no décimo segundo mês. Neste mês, ambas as variáveis, respondem por 46,40% dos movimentos do IPCAI. As variáveis SELIC e EMBI apresentam menor importância na determinação das variações do IPCAI.

A análise da Função Impulso-Resposta complementa a exposição anteriormente efetuada acerca dos coeficientes estimados do modelo VAR. Sendo possível avaliar os impactos das inovações na função impulso-resposta, que fornece o efeito corrente e futuro sobre as variáveis endógenas. Isso ocorre a partir de um choque ou inovação no tamanho de um desvio-padrão, apresentando o comportamento das séries do modelo SVAR, em resposta a

⁴⁹ Esta avaliação deve ser realizada com cautela uma vez que é bastante influenciada pela ordem de entrada das variáveis no modelo.

choques. Ou seja, como uma variável do sistema afeta dinamicamente as outras variáveis em um determinado período de tempo.

A função impulso-resposta é calculada a partir dos coeficientes estimados, desta forma a um intervalo de confiança a ser considerado nas estimativas. Considerando um choque único na função impulso-resposta para a variável IPCAI, os resultados são apresentados na Figura 19:

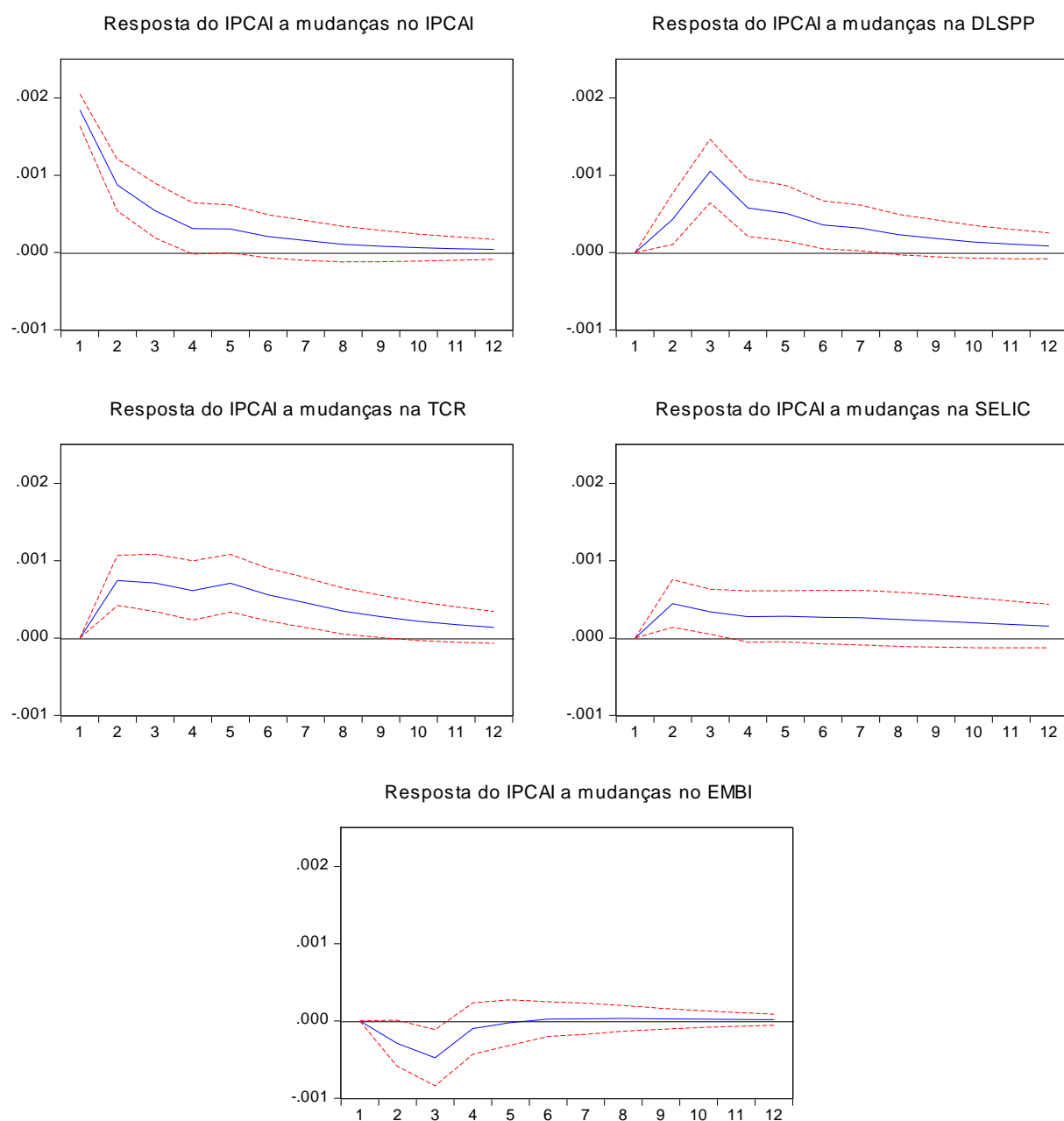


Figura 19 – Funções Impulso-Resposta no IPCAI – Choque Único

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

Ao avaliar a função impulso-resposta é interessante investigar o tamanho dos choques, pois choques de grande magnitude significam alta volatilidade das variáveis frente ao impulso. Os choques positivos advindos DLSPP e da TCR mostram um efeito positivo em todos os períodos sobre o IPCAI. Uma variação da taxa de câmbio real sugere uma elevação da IPCAI em um momento inicial, mas essa elevação não é permanente, a partir do quinto mês esse choque começa a se dissipar. A DLSPP possui uma dinâmica similar, começando a se dissipar a partir do terceiro mês.

A partir da função impulso-resposta é possível observar os efeitos da política monetária com o comportamento da SELIC sobre IPCAI. Um choque positivo na taxa SELIC impacta positivamente a inflação. Esta aparente inconsistência teórica entre taxa de juros e inflação foi identificado por Sims (1992), em sua análise dos impactos da política monetária nas demais variáveis econômicas, utilizando o modelo VAR. Esta discordância com a teoria econômica tradicional ficou conhecida na literatura como *price puzzle*.

Este comportamento contraintuitivo da inflação frente ao choque monetário, de acordo com Sims (1992), seria derivado da incapacidade do modelo estimado captar um amplo conjunto de informação do Banco Central. Desta forma, o *price puzzle* seria um problema decorrente da identificação do modelo, que omite variáveis relevantes. Para Santos e Kanczuk (2012) caso fossem incorporadas variáveis adicionais e/ou utilizadas diferentes restrições na matriz que recupera os choques estruturais (choques ortogonais) a partir dos resíduos do modelo em sua forma reduzida, o *price puzzle* desapareceria. Consequentemente, as funções impulso-resposta iriam apresentar um comportamento convencional. Nesta visão, a relação não convencional entre inflação e taxa de juros é tida como uma questão puramente estatística.

Uma segunda vertente apontada por Santos e Kanczuk (2012, p.02), se refere a um grupo de pesquisadores que questiona a teoria convencional em relação aos efeitos de uma contração monetária não antecipada pelos agentes econômicos. Nessa vertente, a elevação dos preços em resposta à contração monetária inesperada ocorreria devido à existência de outro canal de transmissão da política monetária, que atuaria a partir da oferta agregada – ao contrário do canal tradicional de demanda. Neste caso, um crescimento maior da SELIC pode ser necessário para atingir a meta de inflação.

Os autores argumentam que esse último canal se manifesta a partir dos custos (*cost-push channel*) da política monetária, que poderia ocorrer de inúmeras formas. Uma possibilidade seria o impacto do aumento dos juros nas despesas financeiras das empresas. Nesta situação, não seria um problema de identificação estatística e sim uma evidência de que (no curto prazo), o canal de oferta agregada a partir dos custos seria predominante sobre o tradicional canal de demanda.

Considerando que as empresas contraem empréstimos visando o pagamento de salários, aquisição de máquinas e equipamentos, capital de giro, entre outros usos, uma elevação da taxa nominal de juros afeta diretamente o custo de produção que são repassados aos preços, o que faz com que a política monetária possua um canal direto com a oferta agregada. Consequentemente, a inflação se eleva durante alguns períodos após o choque dos juros, havendo uma defasagem temporal para que o canal de demanda tenha um efeito preponderante, apontado por outros autores sobre o efeito calendário.

Estas duas vertentes auxiliam a interpretação dos resultados encontrados para a economia brasileira no período analisado. Um choque positivo na taxa de variação do juros nominal promove uma elevação na taxa de inflação em maior magnitude no primeiro e segundo mês dada o canal de transmissão da política monetária via oferta agregada, havendo uma defasagem de tempo até o canal de demanda agregada começar a impactar a inflação. Na Figura 20, é avaliado o comportamento da SELIC frente a choques.

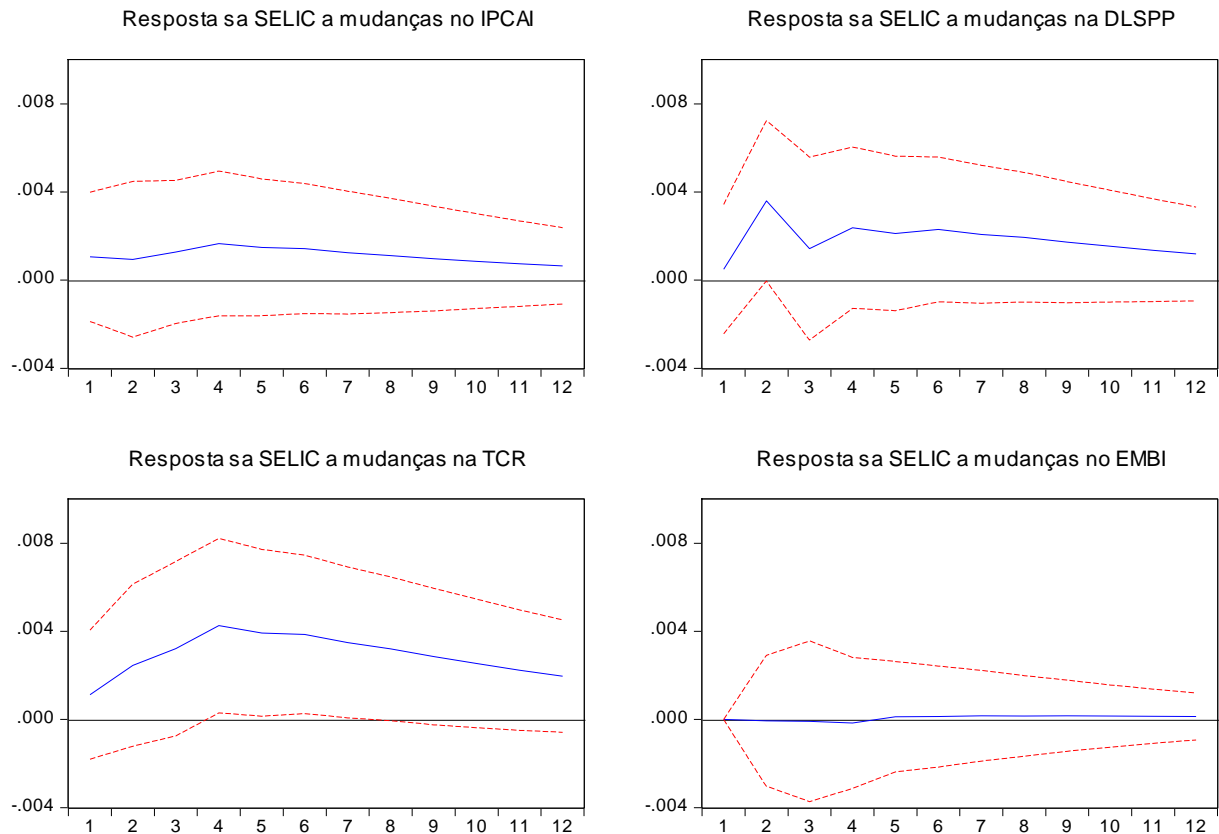


Figura 20 – Funções Impulso-Resposta no SELIC – Choque Único

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

A função impulso-resposta da taxa SELIC traz importantes orientações para este trabalho, primeiramente, o comportamento da política monetária frente a choques na taxa de câmbio real e elevação da inflação. Quando há uma depreciação da taxa de câmbio real, há uma resposta de elevação na taxa de juros, visando atrair capital externo e com isso evitar desequilíbrios na taxa de câmbio (considerando os preços relativos estáveis). A mesma resposta ocorre quando o nível de preços projetado ameaça ficar acima da banda superior da meta de inflação. Estes resultados indicam o compromisso das autoridades monetárias com uma política de estabilidade de preços.

Por outro lado, um choque na política fiscal representada no modelo pela crescimento da DLSP, também provoca uma elevação da taxa SELIC, possivelmente impulsionada pela necessidade de atrair interessados em demandar os títulos oferecidos pelo governo brasileiro. Sendo assim, existem indícios de que o governo brasileiro utilize a taxa de juros visando fechar as contas públicas. Ou seja, os resultados das funções de impulso-resposta indica que o

Banco Central do Brasil não é totalmente independente na condução da política monetária uma vez que a taxa de juros nominal é afetada pela dinâmica da dívida pública.

Lembrando que o Banco Central se compromete a uma taxa de inflação mediante um nível de endividamento específico. Caso não haja coordenação das políticas fiscais e monetárias poderá haver um viés inflacionário, devido à forma de atuação das autoridades fiscais em seus gastos e na formação da dívida pública.

Para Blanchard (2004) a política de elevação da taxa de juros frente a desvios da inflação em relação à meta, poderia ocasionar um efeito adverso ao esperado, sobre o nível de preços. E isso ocorreria devido à depreciação da taxa de câmbio frente a um maior risco de *default* da dívida, este efeito poderia ocorrer tanto sobre o câmbio nominal como câmbio real considerando certa estabilidade dos preços relativos. Um ponto crucial para entender esta análise é que o aumento na taxa de juros nominal transmite ao mercado a informação de que existe um risco de *default* elevado. As economias que praticam taxas de juros menores podem ser vistas como de menor risco, ainda que apresentassem fundamentos econômicos menos atrativos.

Neste caso, o fluxo de capitais pode ser afetado negativamente pelo risco de *default* mais que positivamente pela maior rentabilidade dos títulos da economia doméstica, dado o diferencial da taxa de juros. Caso o canal do risco supere o canal do diferencial de juros, poderá haver desequilíbrios no mercado cambial, e depreciação da taxa de câmbio real. Esta avaliação pode ser realizada a partir da função impulso-resposta da TCR.

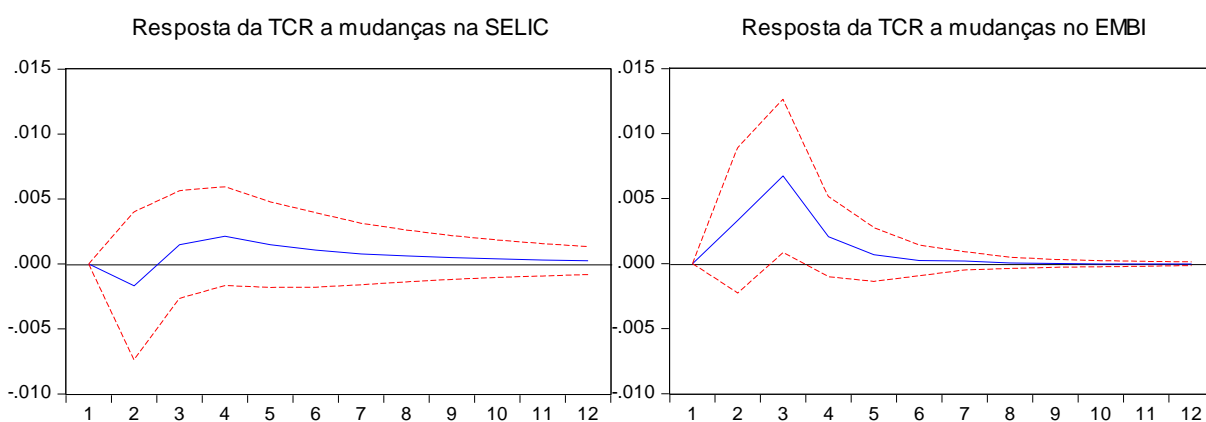


Figura 21 – Funções Impulso-Resposta no TCR – Choque Único

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

Um choque positivo no EMBI indica sinais de falta de confiança na economia, promovendo uma fuga de capitais e com isso uma depreciação taxa de câmbio real⁵⁰. Por outro lado, um choque na taxa de juros promove inicialmente uma entrada maior de capitais e com isso uma apreciação da taxa de câmbio real. Contudo, o aumento na variação da taxa de juros nominal transmite ao mercado a informação de que existe um risco de *default* elevado e com isso, no terceiro período a taxa de juros promove um efeito adverso ao esperado, promovendo um aumento da variação da taxa de câmbio real. Ou seja, o efeito total encontrado no modelo, indica para uma possível depreciação da taxa de câmbio real, como apontado por Blanchard (2004). Assim, há evidências de que existe dominância fiscal na economia brasileira.

Para complementar a análise será exposta o SVAR, o referido modelo permite testar se os efeitos das variáveis explicativas especificadas como exógenas permanecem no longo prazo. O modelo testado para este conjunto de variáveis está logaritmizada, e em primeira diferença, sendo representado na Tabela 11.

Tabela 11 – VAR estrutural

	Δ EMBI	Δ SELIC	Δ TCR	Δ DLSP	Δ IPCAI
Δ EMBI	0.1429* 0.0080 (17.8325)	0.000	0.000	0.000	0.000
Δ SELIC	0.0666* 0.0092 (7.1674)	0.1073* 0.0060 (17.8325)	0.000	0.000	0.000
Δ TCR	0.0401* 0.0034 (11.4852)	0.0032 0.0026 (1.2265)	0.0335* 0.0018 (17.8325)	0.000	0.000
Δ DLSP	-0.0036* 0.0016 (2.9243)	-0.0062* 0.0016 (-3.8421)	-0.0025* 0.0015 (1.6453)	0.0197* 0.0011 (17.8325)	0.000
Δ IPCAI	0.0029* 0.0007 (2.9429)	0.0068* 0.0006 (11.1997)	0.0028* 0.0004 (6.4017)	0.0031* 0.0003 (8.3071)	0.0042* 0.0002 (17.8325)

Fonte: Elaborado pelo autor.

* Valores significativos a 5% (1,64)

⁵⁰ Como já observado, esses resultados são válidos considerando os preços relativos constantes. De forma, as variações na taxa de câmbio nominal são iguais ao do câmbio real.

Os resultados do modelo VAR estrutural estão organizado em parâmetros do modelo, desvio padrão do parâmetro estimado e estatística t , respectivamente. Os resultados apontados no modelo VAR estrutural possuem implicações semelhantes ao modelo VAR em sua forma reduzida. Havendo apenas uma divergência, no caso do EMBI, indicando que um aumento na variação do risco de *default* pode levar a uma variação positiva na inflação, que está dentro do esperado nas referências empíricas dos trabalhos de Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004) e Marques Junior (2009).

O coeficiente estimado que relaciona a variável IPCAI consigo mesma apresenta sinal positivo e se revela altamente significativa, o que confirma a característica inercial da variável. A taxa de câmbio real é positiva, considerando os preços relativos constantes, indica o efeito *pass-through* do câmbio para o índice de preços, ou seja, uma depreciação na taxa de câmbio é acompanhada por uma elevação da taxa de inflação doméstica, demonstrando assim que a taxa de câmbio é um importante mecanismo para a determinação da taxa de inflação.

Um dos principais resultados que é possível extrair deste modelo de longo prazo é a magnitude dos coeficientes, em especial o da DLSPP para a determinação do IPCA. A dívida pública é a terceira variável com maior influência sobre o IPCAI, ficando atrás da taxa de juros e do próprio IPCAI. Consequentemente, é possível afirmar que a política monetária tem seu efeito potencial restringido pela atuação da política fiscal a partir da taxa de juros.

Em princípio, a identificação do tipo de dominância predominante na economia brasileira ocorreria a partir da identificação do efeito majoritário sobre a inflação dado pela DLSPP que representa a política fiscal e da taxa SELIC, representando a política monetária. Contudo, não é possível realizar uma comparação direta entre os coeficientes obtidos, uma vez que os choques monetários impactam a taxa de inflação tanto pela via da oferta como da demanda agregada, devido ao efeito *price puzzle*.

Os sinais dos parâmetros de longo prazo para a DLSPP, embora significativos não apresentaram resultados condizentes com a teoria econômica. Indicando que existe uma relação negativa de longo prazo entre a DLSPP e os seus indexadores a TCR e a SELIC. Resultado semelhante, foi identificado para o risco de *default*. Estes efeitos em dissonância com a teoria econômica podem estar influenciados pela relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, reforçando a necessidade emprego do modelo de correção de erros.

5.2.2 Modelo VEC

A análise de cointegração⁵¹ das séries apontou para a rejeição da hipótese nula, de forma que as variáveis são cointegradas, apresentando uma relação linear estável de longo prazo. Esse resultado indica que a regressão deve ser expresso com um modelo VAR mais completo, denominado modelo vetor de correção de erros. Esse modelo tem o propósito de identificar uma relação de longo prazo entre as séries, que na ocorrência de choques, possa ser auto-corrigidos, assim como, procurar alguma relação de repasse entre as políticas monetária e fiscal no curto prazo.

Na Tabela 12, é apresentado o vetor de cointegração⁵², normalizado para a variável IPCAI, em que são identificadas todas as relações de cointegração.

Tabela 12 – Vetor de cointegração normalizado para a variável IPCAI

IPCAI	Const.	DLSP	TCR	SELIC	EMBI
1.000000	2254.594	-4436.801	-27.933*	-16085.700*	4.339*
		2810.510	7.614	3228.590	0.541
		(-1.578)	(-3.668)	(-4.982)	(8.009)

Fonte: Elaborado pelo autor.

* Valores significativos a 5% (1,64).

Tomando por base o vetor de cointegração estimado, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo do IPCAI em relação a seus determinantes e interpretar cada um dos parâmetros. Na equação reparametrizada, os coeficientes estimados são considerados multiplicados por (-1), sendo definida como:

$$IPCAI_t = -2254.594 + 4436.801 * DLSP_t + 27.933 * TCR_t + 16085.700 * SELIC_t - 4.339 * EMBI_t \quad (64)$$

⁵¹ Quando utilizada as séries em logaritmo, é identificada a presença de um vetor de cointegração, no entanto, o coeficiente de cointegração não é significativo. Porém, sem a aplicação do logaritmo, os resultados são mais consistentes, apresentando dois vetores de cointegração e coeficiente de cointegração significativo. Desta forma, optou-se pela utilização dos dados não logaritimizado.

⁵² Embora o teste de cointegração tenha apontado dois vetores, o segundo vetor não apresentou resultados significativos.

O modelo estimado prevê a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados estimados apresentam os sinais dos parâmetros da DLSPP e TCR de acordo as análises de Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004), Marques Junior (2009). A política fiscal exerce influência na determinação da taxa de inflação, havendo uma relação positiva entre as variáveis, conseqüentemente o Banco Central não possui total independência na determinação da taxa de inflação. Desta forma, pode haver períodos em que a economia brasileira conviva tanto com inflação quanto taxas de juros nominais elevadas, tendo a dívida líquida do setor público, como propulsora desta aparente contradição.

Da mesma forma, a taxa de câmbio real é positiva, considerando os preços relativos constantes, indica o efeito *pass-through* do câmbio para o índice de preços, ou seja, uma depreciação na taxa de câmbio é acompanhada por uma elevação da taxa de inflação doméstica. Por outro lado, um resultado que se apresentou de maneira inconsistente em relação aos casos empíricos, é a relação entre o risco de *default*, havendo uma relação inversa entre as variáveis, embora o coeficiente de longo prazo seja pequeno. Esta divergência pode ser explicada pela abrangência da variável, que é um índice ponderado dos retornos da dívida externa dos mercados emergentes e não apenas da economia brasileira. Assim, se os demais países emergentes apresentem um maior risco de *default* no longo prazo, é de se esperar que atenção do mercado internacional se volte para países com menor risco entre os emergentes, dentre eles a economia brasileira que possui recursos naturais em maior abundância.

O coeficiente obtido para a taxa SELIC apresentou sinal positivo, sendo que os choques positivos na taxa SELIC impactam positivamente a taxa de crescimento do índice de preços. Este resultado pode ser explicado a partir do efeito *price puzzle*, citado anteriormente que atua no curto prazo. Também, segundo Mishkin (1992) no longo prazo, existe o efeito Fisher em que a inflação e a taxa de juros exibem tendência, haverá forte correlação entre as séries. Desta forma, considerando que a taxa nominal de juros é a soma da taxa de juros real e a taxa de inflação, o efeito Fisher prevê que o aumento de 1% da inflação poderá levar a um aumento de 1% na taxa nominal de juros, de forma que não haveria grandes variações na taxa de juros reais. Conseqüentemente, uma maior inflação deverá ser compensada por uma maior taxa nominal de juros, mantendo a taxa de juros real em equilíbrio.

Mesmo havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre variáveis não estacionárias, dada pelo vetor de cointegração, é possível que ocorra algum desequilíbrio no curto prazo. Sendo que a dinâmica de curto prazo é influenciada pela magnitude dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, dado pelo coeficiente do termo de correção do erro de 0.0016

(estatística t de 1.876), que é a velocidades de ajustamento que são corrigidos através dos vetores de cointegração. O valor encontrado estabelece que aproximadamente 0,16% dos desvios entre o valor efetivo e o valor de longo prazo ou de equilíbrio são corrigidas a cada mês, em direção ao longo prazo para cada vetor.

Na Tabela 13 pode ser observada a proporção do desequilíbrio de curto prazo do IPCAI que é corrigida no período seguinte, para o primeiro e o segundo vetor de cointegração. Ou seja, a velocidade de ajustamento para as quais são corrigidos os desvios a partir dos vetores de cointegração. Os resultados estão organizados em coeficiente estimado, o erro padrão e a estatística t .

Tabela 13 – Modelo de correção de erros dinâmica de curto e longo prazo

Correção De Erros	IPCAI	DLSP	TCR	SELIC	EMBI
COINTEGRAÇÃO	0.00166	6.6E-06	0.00168	1.3E-06	-0.00775
	0.00089	1.5E-06	0.00067	5.0E-07	0.00937
	(1.8761)	(4.4035)	(2.5211)	(2.8003)	(-0.8276)
Δ IPCAI(L1)	0.47222	-0.00034	0.02311	-1.5E-05	0.90084
	0.08228	0.00014	0.06205	4.6E-05	0.86923
	(5.7390)	(-2.4871)	(0.3725)	(-0.3300)	(1.0363)
Δ IPCAI(L2)	0.06071	3.9E-05	-0.06502	6.5E-07	-1.18810
	0.07800	0.00013	0.05882	4.4E-05	0.82400
	(0.7784)	(0.2999)	(-1.1055)	(0.0148)	(-1.4418)
Δ DLSP(L1)	122.707	-0.44078	14.0110	0.03782	311.240
	51.1355	0.08719	38.5583	0.02865	540.189
	(2.3996)	(-5.0552)	(0.3633)	(1.3201)	(0.5761)
Δ DLSP(L2)	156.289	0.022312	-198.977	-0.06501	-1012.29
	53.2558	0.09081	40.1571	0.02984	562.588
	(2.9346)	(0.24571)	(-4.9549)	(-2.1787)	(-1.7993)
Δ TCR(L1)	0.51068	-0.00103	0.08705	2.3E-05	-3.644319
	0.13373	0.00023	0.10083	7.5E-05	1.41266
	(3.8188)	(-4.5364)	(0.8633)	(0.3192)	(-2.57975)
Δ TCR(L2)	0.27270	0.00016	-0.31720	6.1E-05	-0.38180
	0.14664	0.00025	0.11057	8.2E-05	1.54905
	(1.8597)	(0.6761)	(-2.8687)	(0.7515)	(-0.2464)
Δ SELIC(L1)	343.852	-0.29867	-151.754	0.75800	1190.60
	142.464	0.24292	107.424	0.07982	1504.97
	(2.4136)	(-1.2295)	(-1.4126)	(9.4963)	0.7911)
Δ SELIC(L2)	-30.4757	-0.06552	30.9515	-0.00509	-1852.02
	144.984	0.24721	109.324	0.08123	1531.59
	(-0.2102)	(-0.2650)	(0.2831)	(-0.0627)	(-1.2092)
Δ EMBI(L1)	-0.01683	6.8E-05	0.00805	7.5E-07	0.63973
	0.01043	1.8E-05	0.00786	5.8E-06	0.11013
	(-1.6151)	(3.8437)	(1.0251)	(0.1297)	(5.8088)
Δ EMBI(L2)	-0.03178	-1.7E-05	0.03457	-1.9E-06	0.23236
	0.01115	1.9E-05	0.00841	6.2E-06	0.11777
	(-2.8505)	(-0.9399)	(4.1124)	(-0.3101)	(1.97298)
CONSTANTE	12.1507	0.02503	5.25255	0.00471	-34.7694
	3.75619	0.00640	2.83233	0.00210	39.6800
	(3.2348)	(3.9095)	(1.8545)	(2.2383)	(-0.87625)

Fonte: Elaborado pelo autor.

* Valores significativos a 5% (1,64)

Os valores dos coeficientes de curto prazo estimados mostram as velocidades de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Os resultados mostram que as políticas monetária e fiscal estão interligadas, como apontam os coeficientes

de ajuste em relação ao equilíbrio de longo prazo (vetor de cointegração), em que os choques ocorridos são incorporados à dinâmica de longo prazo como fator de aumento na DLSPP, TCR e SELIC. Há um efeito de redução no EMBI, que apresentou valores pouco significativos. Estes efeitos são tidos como de longo prazo, sendo que o IPCAI se ajusta muito lentamente a precipitações na DLSPP e SELIC.

Quanto aos choques de curto prazo, a DLSPP apresentou-se significante estatística ao nível de 5%, uma variação de 1% nesta defasagem, resultará em modificação de 122.7 no índice de inflação dado pelo IPCAI. A taxa de câmbio real também apresentou valores significativos, sendo que uma alteração em um ponto no índice leva a uma alteração de 0.51 no índice de preços. O coeficiente de ajustamento para a taxa SELIC é de 343.8 indicando o ajustamento do índice de preços uma alteração de um ponto percentual da taxa de juros nominal. O premio de risco, EMBI tem uma influência mínima no índice de preços, a cada 100 pontos de variação no EMBI, o índice de preços retrai 1,6.

Outra ferramenta disponibilizada pelo modelo é a decomposição da variância para o modelo VEC, que identifica de forma percentual a importância relativa de cada variável dentro do modelo a partir da explicação da variância dos resíduos das demais variáveis endógenas ao longo do horizonte de previsão – curto prazo. Conforme pode ser visto na Tabela 14.

Tabela 14 – Decomposição da variância do modelo VEC

Período	S.E.	IPCAI	DLSPP	TCR	SELIC	EMBI
1	4.861612	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	8.749732	95.86318	0.738329	2.358353	0.903513	0.136625
3	12.37079	91.32052	2.539188	4.102187	1.542193	0.495908
4	15.36289	89.75580	2.575319	5.554605	1.789322	0.324959
5	18.27152	87.32257	3.011172	7.055306	1.953575	0.657378
6	21.20755	83.18081	3.846275	8.875940	*1.990578	2.106399
7	24.29883	77.62194	4.971041	10.78219	1.895529	4.729298
8	27.60892	71.16333	6.209424	12.64968	1.699537	8.278032
9	31.15145	64.49136	7.471899	14.33062	1.456367	12.24976
10	34.88604	58.15175	8.649783	15.75643	1.212241	16.22979
11	38.74673	52.47899	9.702851	16.91269	0.997083	19.90838
12	42.65560	47.60001	*10.61447	*17.82694	0.823711	* 23.13486

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

A decomposição da variância para a equação do índice de preços indica a proporção dos seus movimentos pode ser explicada em 10,62% pelas variações na DLSPP, 17,82% pelas variações na TCR e 23,13% pelas variações na EMBI no décimo segundo mês. A taxa de juros tem seu ápice no sexto mês, explicando 1,99% do IPCAI. No curto prazo, a análise do sistema permite obter informações sobre a importância relativa de choques em cada uma das variáveis do modelo, ao realizar uma comparação entre os efeitos da DLSPP e da SELIC sobre o IPCAI, é possível constatar que a dívida pública proporcionalmente apresenta maior relevância para a explicação de movimentos na taxa de inflação.

Com base nos resultados da função de impulso- resposta pode-se avaliar os impactos de choques em qualquer uma das variáveis do sistema, permitindo conhecer a direção e o tempo de reação das variáveis endógenas aos impulsos de um desvio padrão no sistema. A Figura 22 apresenta o resultado da função de resposta a impulso, aplicada ao modelo VEC de curto prazo.

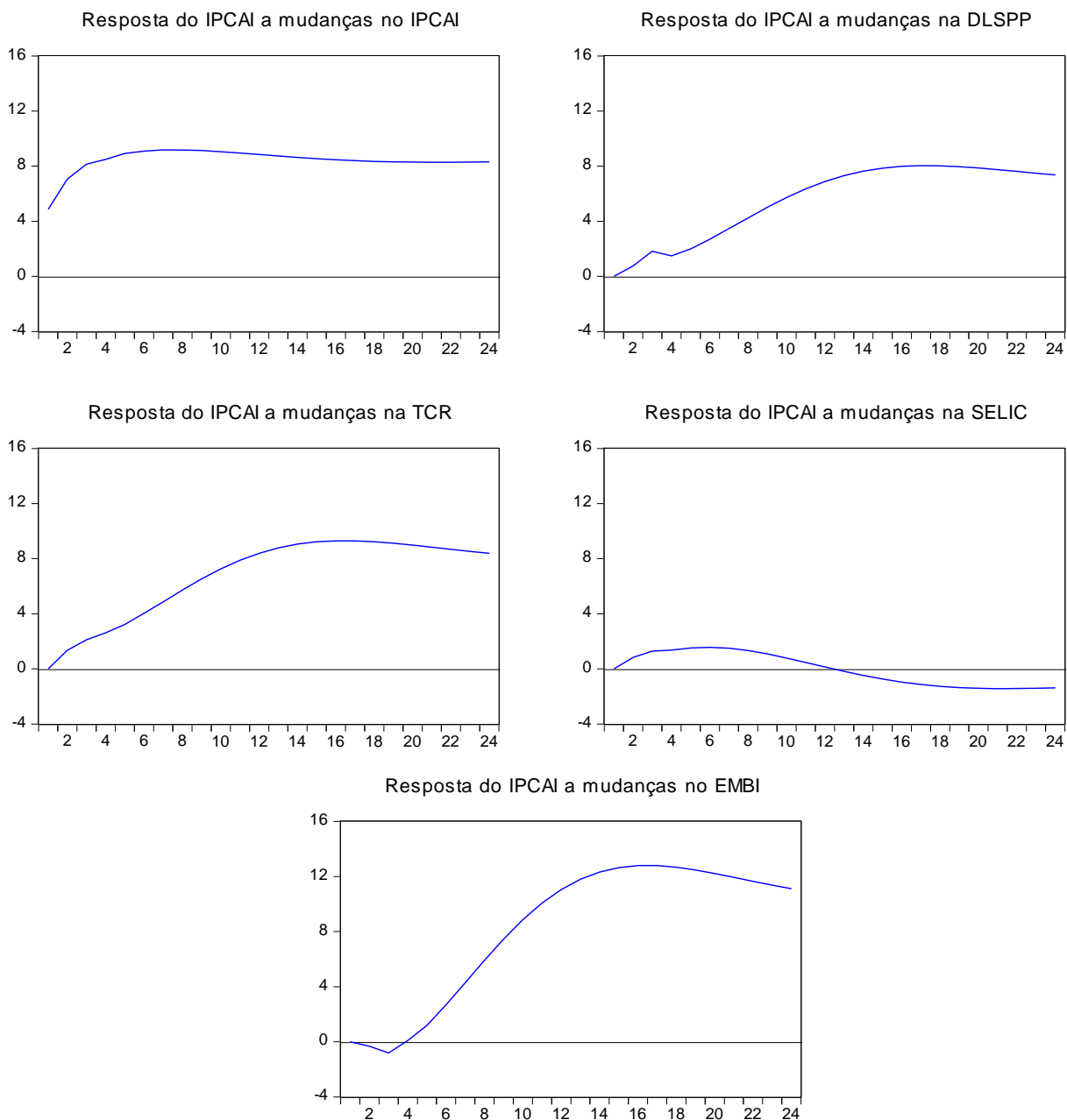


Figura 22 – Funções Impulso-Resposta no IPCAI – Choque Único

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

A função impulso-resposta demonstra que dado um choque (positivo) não antecipado no valor de um desvio-padrão uma inovação sobre o índice de preços, que reage positivamente a choques na taxa de câmbio real, na dívida líquida em proporção ao PIB e no risco de *default*. O índice de preços revela persistência quando ocorre uma inovação nela própria.

A política monetária representada pela taxa SELIC apresenta um efeito defasado sobre a taxa de juros nominal dado o canal de transmissão da política monetária via oferta agregada, impactando negativamente o índice de preços apenas no décimo segundo período. Havendo uma defasagem de tempo até o canal de demanda agregada começar a impactar o índice de preços. Na Figura 23, é avaliado o comportamento da SELIC frente a choques.

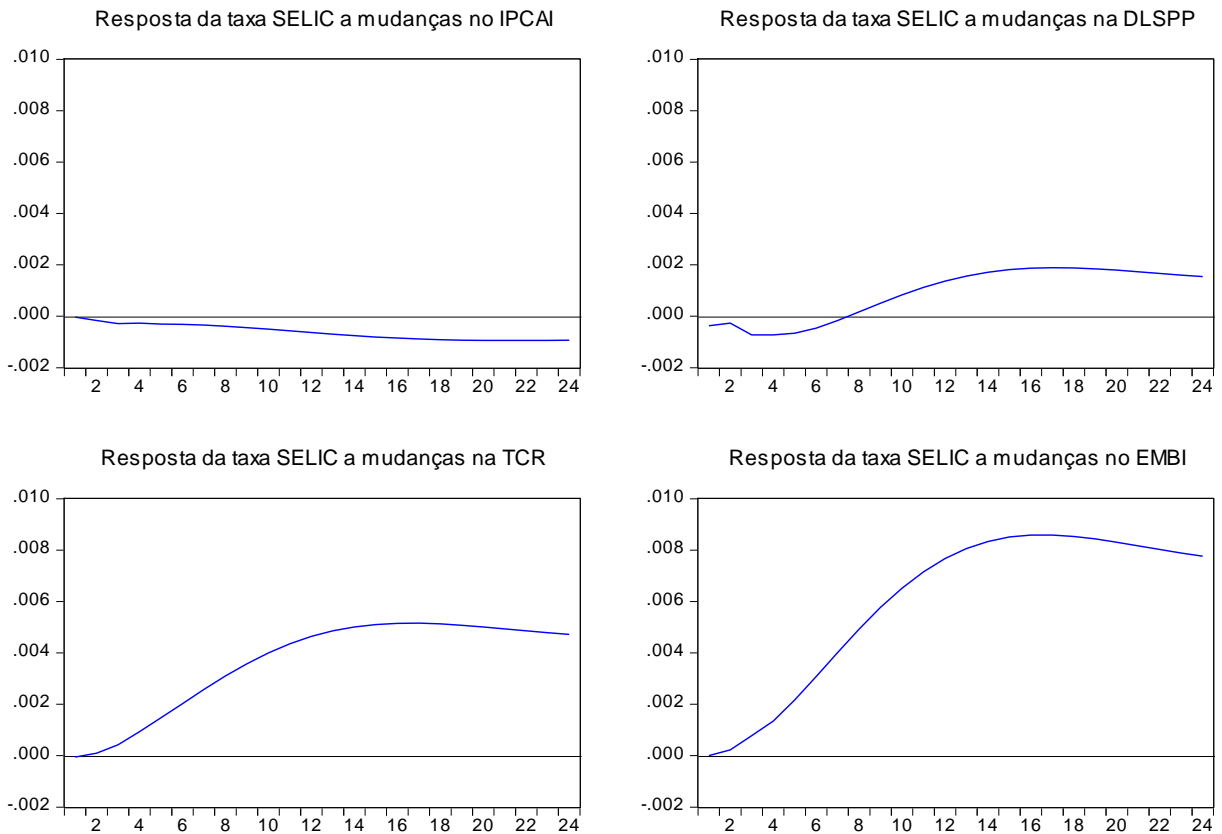


Figura 23 – Funções Impulso-Resposta no SELIC – Choque Único

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

Um ponto importante para a análise é o comportamento da política monetária frente a choques. O modelo indica que um choque positivo no índice de preços tem como resposta uma diminuição da taxa SELIC. Este resultado tem que ser avaliado com ressalvas, uma vez que existe uma defasagem de tempo de resposta das autoridades monetárias em relação ao choque positivo no IPCAI. Da mesma forma, existe uma defasagem de tempo para que uma elevação da taxa de juros tenha impactos na demanda agregada e no nível de preços. Quando há uma depreciação da taxa de câmbio, há uma resposta de elevação na taxa de juros, visando

atrair capital externo e com isso, evitar desequilíbrios na taxa de câmbio real. Este resultado indica que a taxa de câmbio é importante para a função de reação da política monetária.

Um choque na política fiscal representada no modelo pela DLSP, contribui para uma elevação da taxa SELIC a partir do oitavo mês, possivelmente impulsionada pela necessidade de atrair interessados em demandar os títulos oferecidos pelo governo brasileiro. Sendo assim, existem indícios de que o governo brasileiro utiliza a taxa de juros visando equilibrar as contas públicas. Com isso, é possível que o Banco Central do Brasil não seja totalmente independente na condução da política monetária, uma vez que a taxa de juros nominal é afetada pela dinâmica da dívida pública.

A partir da análise das respostas da taxa SELIC, é possível avaliar a sua importância para a determinação do fluxo de capitais. No modelo de Blanchard (2004), se observa que o fluxo de capitais pode ser afetado negativamente pelo risco de *default*, mas que positivamente, pela maior rentabilidade dos títulos da economia doméstica, dado o diferencial da taxa de juros. Caso o canal do risco supere o canal do diferencial de juros, poderá haver desequilíbrios no mercado cambial, e depreciação da taxa de câmbio nominal e real (considerando preços relativos constantes). Esta avaliação pode ser realizada a partir da função impulso-resposta para a taxa de câmbio real.

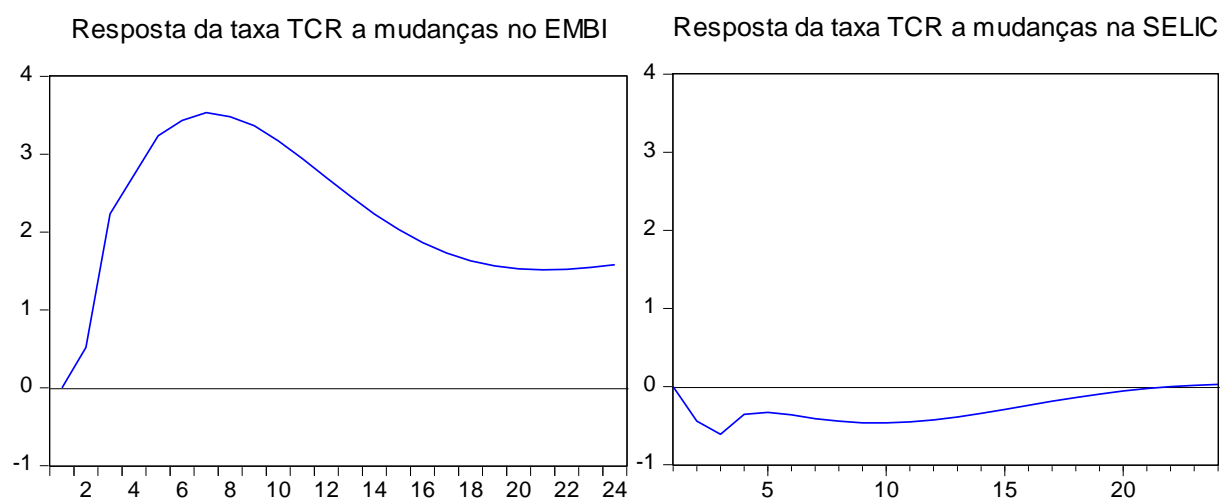


Figura 24 – Funções Impulso-Resposta no TCR – Choque Único

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

Um choque positivo no EMBI, que equivale a uma maior percepção de risco da economia brasileira, tende a promover uma fuga de capitais e com isso, uma elevação de taxa

de câmbio (depreciação) que chega ao seu ponto de máximo no oitavo mês. Este resultado confirma os resultados apontados por Blanchard (2004), em que o prêmio de risco tende a depreciar a taxa de câmbio. Por outro lado, a taxa de juros amplia a atratividade dos títulos públicos, causando uma maior entrada de capitais. Contudo, a taxa de câmbio real sofre uma correção no quarto e quinto mês e o efeito do choque é anulado no vigésimo segundo mês. Tendo em vista estas duas relações estimadas, pode-se determinar que um aumento na taxa de juros doméstica leva a uma depreciação pelo canal alternativo da probabilidade de *default*.

A entrada de capitais poderia ser maior caso o aumento na taxa de juros nominal não transmitisse ao mercado a informação de que existe um risco de *default*. Na Figura 25, pode-se visualizar a precedência da elevação no prêmio de risco sobre a taxa SELIC.

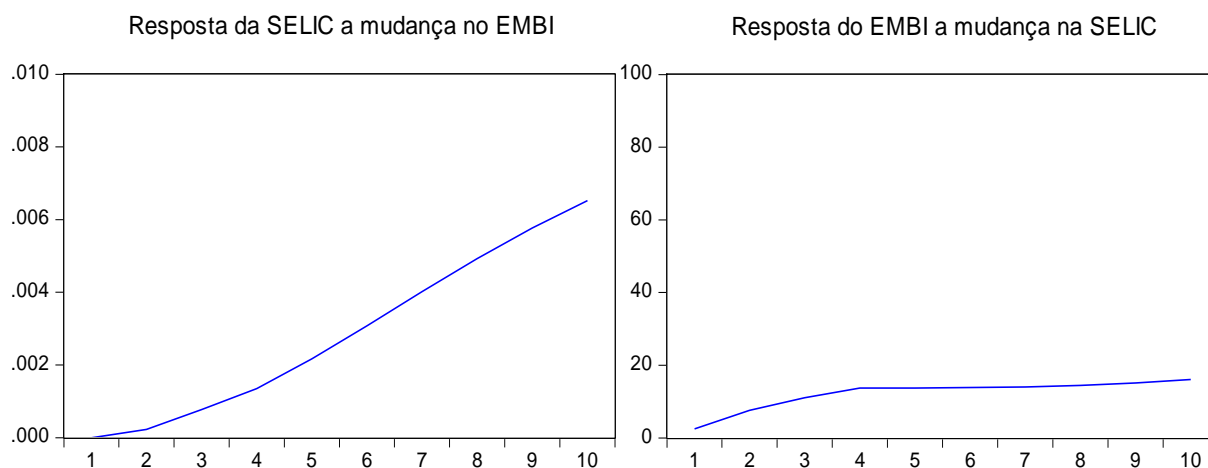


Figura 25 – Funções Impulso-Resposta no SELIC e EMBI – Choque Único

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados estatísticos.

A análise mostrou que acréscimos na taxa de juros influencia o prêmio de risco, ou seja, os agentes mudam suas avaliações quanto ao risco de *default* por conta de variações na taxa de juros. Isso faz com que o efeito da taxa de juros sobre o câmbio seja menor, demonstrando assim que a política monetária não é totalmente eficaz em seu objetivo de controle do nível de preço, tendo em vista os efeitos do risco de *default*.

Avaliando os efeitos do risco de *default* e da taxa de juros nominal sobre a taxa de câmbio real, o modelo aplicado sugere que existe uma tendência de depreciação da taxa de câmbio. Portanto, os resultados verificados sugerem que para a economia brasileira, no período estudado, há um efeito de dominância fiscal, tendo em vista que o risco de *default*, dada à dívida pública domina a taxa de câmbio.

É possível propor ainda uma abordagem mais restritiva e mais condizente com a utilização do termo dominância. Para Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) existiria dominância fiscal quando o efeito do risco de *default* fosse maior que o efeito da taxa de juros sobre o câmbio, com isso os autores analisam a propagação da política monetária pelo seu canal indireto, via taxa de câmbio.

No entanto, a elevação da taxa de juros pode se propagar diretamente via demanda agregada. Os modelos de Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004) e Marques Junior (2009) não consideram este canal de atuação em seus trabalhos. Consequentemente, é possível pensar em dominância fiscal ou monetária absoluta, que se refere à diferença dos efeitos diretos e indiretos da elevação da taxa de juros sobre o índice de preços.

Caso o canal de transmissão do controle de preços via apreciação do câmbio, não se concretize e haja uma depreciação (que levaria ao efeito *pass-through*) que domine o canal de contração da demanda agregada (com a elevação da taxa de juros), a variação total da inflação seria positiva, neste caso a economia estaria sob efeito de dominância fiscal. Ou seja, a dominância fiscal absoluta, ocorreria quando houvesse uma elevação da inflação frente a uma elevação da taxa de juros – para isso o efeito da queda na demanda agregada deve ser menor que o da depreciação da taxa de câmbio sobre a inflação.

A dominância monetária absoluta ocorreria quando houvesse um recuo na taxa de inflação frente a uma elevação da taxa de juros – para isso o efeito da queda na demanda agregada deve ser maior que o da depreciação da taxa de câmbio sobre a inflação. Neste caso, os efeitos da política monetária dominam de forma absoluta os efeitos da política fiscal, que se manifesta no risco de *default* da dívida pública.

Contudo, a metodologia proposta para o desenvolvimento deste trabalho não permite realizar este tipo de análise mais aprofundada. Uma vez que não é possível realizar uma comparação direta entre os coeficientes estruturais encontrados.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou discutir a interação entre as políticas monetária e fiscal na economia brasileira, no período de dezembro de 2001 a junho de 2015, sob uma análise teórica e empírica. Tendo como foco o regime monetário de metas de inflação e a possibilidade de desequilíbrios macroeconômicos causados por choques na dívida pública e no risco de *default*, que venha a se refletir nos níveis de preços, entre dezembro de 2001 a junho de 2015.

As principais conclusões obtidas a partir do teste de causalidade de Granger sugerem a existência de dominância monetária para economia brasileira no período de dezembro de 2001 a junho de 2015. Considerando a definição de Sargent e Wallace (1981) em que o regime de dominância monetária é aquela em que a autoridade fiscal passiva gera saldo primário compatível com a estabilização da relação dívida/PIB e, conseqüentemente, as autoridades monetárias não são forçadas a monetizar a dívida pública, mantendo o controle do nível de preços. Os testes de causalidade entre o saldo primário em proporção do PIB e a DLSPP apontam para a inexistência de causalidade de Granger entre as variáveis, ou seja, o saldo primário não causa no sentido Granger à dívida pública. Com isso, existem indícios de que as autoridades monetárias têm o controle sobre a inflação, dado o seu controle sobre oferta da base monetária que não sofre impactos da política fiscal.

Por outro lado, o modelo desenvolvido por Blanchard (2004), Fávero e Giavazzi (2004) e Marques Junior (2009) consideram um caso específico de dominância fiscal, que se manifesta perante uma depreciação cambial causada por um aumento da taxa básica de juros, devido a uma maior percepção de risco de *default* frente às fragilidades das variáveis fiscais. Sendo um caso específico, por se tratar de um canal indireto de atuação da política monetária.

Sob esta ótica, resultados estatísticos sugerem a existência de dominância fiscal na economia brasileira, tendo em vista que um aumento da taxa de juros com objetivo de trazer a inflação para a meta estabelecida é avaliado pelos agentes econômicos, como uma elevação do prêmio de risco, ou seja, os agentes mudam suas avaliações quanto ao risco de *default* por conta de variações na taxa de juros. Havendo indícios de que o risco de *default* domina os efeitos causados pela taxa de juros na taxa de câmbio o que leva a uma fuga de capitais e conseqüentemente depreciação do câmbio real – resultado oposto ao esperado tendo em vista

que pela arbitragem da taxa de juros, deveria haver uma entrada de capital e consequente apreciação do câmbio. O resultado final deste processo, é que a depreciação cambial acaba por pressionar uma alta do nível de preços, sendo assim um efeito adverso ao esperado.

Estas duas metodologias permitem inferir que apesar da DLSP/PIB não estar crescendo, tendo em vista que, salvo alguns períodos, o saldo primário é constantemente ajustado para manter a estabilidade da dívida pública, o montante da dívida aliado aos riscos da economia brasileira ainda podem ser considerados consistentes. Com isso, existem evidências empíricas de que variáveis fiscais interferem nas decisões da autoridade monetária brasileira. Sendo que o histórico de *default* da dívida pública brasileira, associado ao nível de endividamento público parece gerar incertezas nos agentes econômicos, constituindo assim um entrave para uma redução mais acentuada da taxa de juro no Brasil.

Desta forma, para o controle efetivo da inflação pelo Banco Central, é necessário que haja o comprometimento das autoridades fiscais em fornecer um ambiente macroeconômico estável, mantendo o controle sobre a dívida pública em um patamar compatível com o saldo primário. Neste ambiente, haveria uma menor percepção de risco, gerando menor incerteza nos agentes econômicos, o que propiciaria um controle da inflação mediante a uma menor taxa de juros. Havendo assim, impactos em termos de crescimento econômico com inflação sobre controle.

Os casos empíricos analisadas neste trabalho, não consideram ou consideram pouco expressivas as influencias da política monetária via demanda agregada. Contudo, é necessário ter em mente que a política monetária pode se manifestar via taxa de câmbio e demanda agregada. Os resultados apontados neste trabalho indicam para uma depreciação na taxa de câmbio frente a uma elevação da taxa de juros tendo em vista o risco de *default* da dívida (que levaria ao efeito *pass-through*), possibilitando assim afirmar que a economia esta sob dominância fiscal (de acordo com a definição adotada). Contudo, a taxa de juros também impacta a demanda agregada, o que leva a conjecturar um conceito mais abrangente, de dominância fiscal ou monetária absoluta.

Nesta linha de pesquisa, só haveria dominância fiscal caso o canal de transmissão via depreciação da taxa de câmbio domine o canal da demanda agregada, o que implicaria em uma variação positiva na taxa de inflação. Contudo, este tipo de inferência não pode ser realizado a partir da metodologia proposta, constituindo assim uma agenda para futuras pesquisas. Da mesma forma, a elevação recente da dívida pública em proporção ao PIB (2014-2015) e a queda das metas de *superávit* primário podem diminuir ainda mais os efeitos

da política monetária no controle da inflação. O que faz com que novas pesquisas na área sejam necessárias.

REFERÊNCIAS

ADOLFSON, M. Monetary policy with incomplete exchange rate pass-through. **Sveriges Riksbank Working Paper Séries**, n. 127 Setembro 2001.

ALESINA, A. E TABELLINI, G. A positive theory of fiscal deficits and government debt. **Review of Economic Studies**, n.º. 3: 403-414. 1990.

ÁZARA, A. **Dominância fiscal e suas implicações sobre a política monetária no Brasil: uma análise do período 1999-2005**. Dissertação - Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas. São Paulo, 2006.

BACKUS D.; DRIFILL J. Source Inflation and Reputation. **The American Economic Review**, vol. 75, n. 3, Jun. 1985, p. 530-538. 2010.

BASSETTO, M. Fiscal Theory of the Price Level. In. **Lawrence Blume and Steven Durlauf**, 2nd edition, Macmillan: London, 2008.

BARRO, R. J. Reputation in a model of monetary policy with incomplete information. **Journal of Monetary Economics**, vol. 17, p. 3-20, 1986.

BARRO R. J.; GORDON D. B. **Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy**. Nber working paper séries. 1983.

BEERS D. T.; CAVANAUGH M. Ratings de Crédito Soberano: Principais Conceitos. **Standard & Poor's**. 2008. Disponível em:
<https://www.standardandpoors.com/servlet/BlobServer?blobheadername3=MDT-Type&blobcol=urldata&blobtable=MungoBlobs&blobheadervalue2=inline%3B+filename%3DSovereignCreditRatings_PS.pdf&blobheadername2=Content-Disposition&blobheadervalue1=application%2Fpdf&blobkey=id&blobheadername1=content-type&blobwhere=1244509164628&blobheadervalue3=UTF-8>. Acesso em: 01 de agosto de 2015.

BLANCHARD, O. “**Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil**”. NBER, WP10389, March 2004.

BLINDER, A. S. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? **The American Economic Review**, p. 240-243, 1997.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. **Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time séries models**. J. Am. Stat. Assoc., New York, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BRUNI, A. L. A eficiência informacional do mercado de ADRS brasileiros: uma análise com testes de auto-correlação, raiz unitária e cointegração. **Revista Gestão e Planejamento**. Salvador. Nº 9, p. 53-65, 2004.

BUENO, R. DE L. DA. S. **Econometria de Séries Temporais**. CENGAGE Learning Edições Ltda, São Paulo, 2008.

CARVALHO, Fernando J. C. **Fundamentos da Escola Pós-Keynesiana: a teoria de uma economia monetária**. Rio de Janeiro: UFRJ/IEI (Texto para Discussão n. 176), 1988b.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, vol. 14, n. 2, 2010, p. 251-260.

CHIRINKO, R. S. Business fixed investment spending: Modeling strategies, empirical results, and policy implications. **Journal of Economic literature**, vol. 31, n. 4, p. 1875-1911, 1993.

CLARIDA, R.; GALÍ J.; Gertler M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**. March 1998.

COCHRANE, J. H. A Frictionless View of the US Inflation. **NBER Macroeconomics Annual**, volume 13, 1998.

CAMPA, J. M., GOLDBERG, L. S. (2002) **Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon**. NBER Working Paper, n. 8934, 2002.

DAVIDSON, Paul. **Post Keynesian Macroeconomic Theory**. Aldershot: Edward Elgar, 1994.

DRAZEN, A.; HELPMAN E. Stabilization with Exchange Rate Management. **Quarterly Journal of Economics**, vol. 52, p. 835-55, 1987.

DIXIT, A.; LAMBERTINI, L. Symbiosis of monetary and fiscal policies in a monetary union. **Journal of International Economics**, vol. 60, p. 235-247, 2003.

ENGLE R. F.; GRANGER C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, Vol. 55, n. 2, pp. 251-276. 1987.

FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: **Manual de Econometria**. Coordenadores: VASCONCELOS M. A. S.; ALVES D. São Paulo: Atlas. p.245-252. 2000.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI F. Inflation targeting and debt: lessons from Brazil. No. w10390. **National Bureau of Economic Research**, 2004.

FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v.59, n.1, p.5-32. Rio de Janeiro. Jan/Mar, 2006.

FERREIRA, A. B. **Metas para a Inflação e Vulnerabilidade Externa: um Estudo do Brasil**. Dissertação. Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, MG UFMG/Cedeplar 2004

FRIEDMAN, M. A. **Theory of the Consumption Function**. Princeton University Press. p. 20–37, 1957. Disponível em: <03/2015: <http://www.nber.org/chapters/c4405.pdf>> . Acesso em: 01 de junho de 2015.

FRIEDMAN, B. M. Monetary Policy. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 8057, Dezembro 2000.

EDWARDS, F. R.; MISHKIN, F. S. The decline of traditional banking: implications for financial stability and regulatory policy. **National Bureau of Economic Research**. p. 27-47, 1995.

GAGNON, J.; J. IHRIG. Monetary Policy and Exchange rate Pass-through. **International Journal of Finance and Economics**, 2004. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2001/704/ifdp704r.pdf>>. Acesso em: 01 de junho de 2015.

GORDON, R. What is new-keynesian economics?. *Journal of economic literature*, vol. XXVII, setembro, PP. 1115-71, 1990.

GERLACH, S.; FRANK S. **The monetary transmission mechanism: evidence from the G-7 countries**. (1995). Disponível em: < <http://www.bis.org/publ/work26.pdf> >. Acesso em: 10 de junho de 2015.

Granger, C. W. J., Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2: 111- 120.

GOLDBERG, M. C.; CAMPA L. S. **Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?** NBER Working Paper, n. 8934. Cambridge, 2002. Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w8934.pdf>>. Acesso em: 15 de junho de 2015.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: McGrawHill, 2011.

HO, C., MCCAULEY, R. N. **Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies**. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2003. 51p. (BIS Working Papers, 130)

HOOPER, P.; MANN, C. L. **Exchange rate pass-through in the 1980's: The case of U.S. imports of manufactures**. *Brooking Papers on Economic Activity*. 1989. Disponível em: < http://www.brookings.edu/~media/Projects/BPEA/1989-1/1989a_bpea_hooper_mann.PDF>. Acesso em: 15 de junho de 2015.

JULIO, J. M.; LOZANO, I.; Y MELO, L. A. Quiebre estructural de la relación entre la política fiscal y el riesgo soberano en las economías emergentes: el caso colombiano. **Borradores de Economía**, n.693, p.1-35, 2012.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. São Paulo: Atlas, 1982.

KYNDLAND, F. e PRESCOTT, C. **Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans**. *Journal of Political Economy*, 72, June 1977.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. **On a measure of lack of fit in time series models**. *Biometrika*, v. 65, p. 297-303, 1978.

LUCAS, R. E. Jr. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. **Journal of Economic Theory** 4 (2): 103–124.

LUCAS, R. E. Jr.; T. J. Sargent. Introduction to Rational Expectations and Econometric Practice. Minneapolis: University of Minnesota Press. 1981.

LUPORINI, V. Uma nota sobre inflação, déficits e a sustentabilidade da dívida governamental. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 13, n. 2 (23), p. 175-184, 2004.

MANKIWI, G; ROMAR, D. New keynesian economics. Cambridge, MA: The MIT Press, 1991.

MARQUES J. **Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do governo lula**. Tese doutorado. Universidade Federal do Paraná. 2009.

MARQUES JUNIOR; CORREIA. Mecanismo de transmissão do risco default e coordenação de política econômica. **VIII Encontro de Economia da Região Sul**, 2014.

MCCALLUM, B. T. **Monetary Economics**. MacMillan, New York, 1989.

MENDONÇA, H. F. Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 24, n.3(95), p. 344-350. 2003.

MENON, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**. v. 9, n. 2, p. 197-231, 1995.

MELTZER, A. H. Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective. **Journal of Economic Perspectives**, 9(4): 49-72. 1995.

MIKHAILOVA, I.; PIPER, D. Novo Consenso Macroeconômico: Tentativa de Sintetização e Aplicabilidade à Economia Brasileira. **Pesquisa & debate**, São Paulo, v. 23, nº 2(42) p. 203-222, 2012.

MILLS T. C. **The econometric modelling of financial time series**. Cambridge University Press, Cambridge, p. 247, 1993.

MISHKIN, F. S. **Moedas, Bancos e Mercados Financeiros**. Rio de Janeiro: Ed. Livros Técnicos e Científicos Editora S.A., 5º ed., 2000.

MISHKIN, F. S. Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. **Journal of Monetary Economics**. n. 30, p. 195-215, 1992.

MODIGLIANI, F. **Monetary policy and consumption. Consumer spending and monetary policy**. The linkages, p. 9-84, 1971.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 537p.

MORETTIN, P. A. **Econometria Financeira: um curso de séries temporais financeiras**. São Paulo: Blicher, 2011.

NETTO, A. D. Sobre as metas inflacionárias. **Economia Aplicada**, FIPE/FEA-USP, São Paulo, v. 3, n. 3, p. 357-382, jul-set 1999.

NIEMANN, S.; HAGEN, J. V. Coordination of monetary and fiscal policies: A fresh look at the issue. **Swedish Economic Policy Review**, v.15, 89-124, 2008.

NUNES A. F. N. **Políticas monetária e fiscal ativa e passiva: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação**. Dissertação – Programa de Pós-graduação em Economia da Faculdade de Ciências econômicas da UFRGS. Porto Alegre, 2009.

OLIVEIRA, V. J. F. **Análise da Função Consumo para Portugal**. Tese de Mestrado em Economia Monetária e Financeira, Instituto Superior de Economia e Gestão – Universidade Técnica de Lisboa, 2001.

ORNELLAS R. S. **Interação entre autoridades fiscais e monetárias no Brasil**. Dissertação UFRGS, Porto Alegre, 2011.

ORPHANIDES, A. Optimal reform postponement. **Economics Letters**, v. 52, 299-307, 1996.

PACHECO, L. M. M. A. **O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária: o papel dos preços dos activos**. Universidade Técnica de Lisboa Instituto Superior de Economia e Gestão. Tese para obtenção do grau de Doutor em Economia. 2006

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: Modelos e Previsões**. 4ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

RAMEY V. **How important is the credit channel in the transmission of monetary policy?** In: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. North-Holland, p. 1-45, 1993.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to a monetary target. **Quartely Journal of Economics**, n. 100, p. 1169-1189, 1985.

ROCHA A.; ÁLVARES F. O que é e para que serve o “Resultado Primário”. 2011. Disponível em: <<http://www.brasil-economia-governo.org.br/2011/02/14/o-que-e-e-para-o-que-serve-o-resultado-primario/>>. Acesso em: 01 de agosto de 2015.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4th Edition, McGraw-Hill, 2011.

SANDRONI, P. **Novíssimo dicionário de economia**. Editora Best Seller, São Paulo, 1999.

SANTOS, T. O neoliberalismo como doutrina econômica. **Revista Econômica**. V.1 n. 1. 2009.

SANTOS, F. G.; KANCZUK, F. Price Puzzle e Canal de Custo da Política Monetária: Evidência para a Economia Brasileira. ANPEC, 2011.

SARGENT, T. J. e WALLACE, N. **Some Unpleasant Monetarist Arithmetic**. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 5. n. 3, Witter, 1981.

SILVA, A. D. B. M.; MEDEIROS, O. L. **Conceitos e estatísticas da dívida pública**. 2011. Disponível em: <http://www3.tesouro.gov.br/divida_publica/downloads/Parte%201_4.pdf>. Acesso em: 15 de junho de 2015.

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

SIMS, C.A. “**A Simple Model for Study of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy**”. *Economic Theory*, 4, 1994.

SIMS, C. A. **Fiscal foundations of price stability in open economies**. Working paper, Yale University, 1997.

SIMS, Christopher. *Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy*. **European Economic Review**. v. 36, p. 975-1000, 1992.

SVENSSON, L. E. O. **Open-economy inflation targeting**. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v.50, n.1, p.155-183, Feb. 2000.

TABELLINI, G.; ALESINA A. Voting on the Budget Deficit. **The American Economic Review**, Vol. 80, No. 1, pp. 37-49, 1990.

TAYLOR, J. B. **Discretion versus Policy Rules in Practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp. 195-214, 1993.

_____. **The monetary transmission mechanism: an empirical framework**. *The Journal of Economic Perspectives*, p. 11-26, 1995.

_____. **A core of practical macroeconomics**. *The American Economic Review*, p. 233-235, 1997.

_____. **Low inflation, pass-through, and pricing power of firms**. *European Economic Review*, n. 44, p. 1389-1408. (2000).

TEIXEIRA, A. M.; DIAS, J.; DIAS, M. H. A. Choques Monetários e Ciclos Econômicos na Economia Brasileira: Uma Aplicação de Modelos VAR. **Ensaio FEE (Impresso)**, v. 32, p. 493-514, 2011.

TOBIN, J. **A general equilibrium approach to monetary theory**. *Journal of money, credit and banking*, v. 1, n. 1, p. 15-29, 1969.

TOBIN, J. *Essays in economics: macroeconomics*. Vol. 1. Mit Press, 1987.

THOMAS, L. B. **Money, banking and financial markets**. Cengage Learning, 2005.

WOODFORD, M. “**Monetary Policy and price-Level Determinacy in a Cash-in-Advance Economy**”. *Econometric Theory* 4, 1994.

ANEXOS

Anexo 01 – Estimativa do modelo VAR forma Reduzida (sem o logaritmo)

ΔIPCAI			
Δ IPCA (L1)*	0.5135 0.0799 (6.4224)	Constante*	5.6490 1.4613 (3.8659)
Δ IPCA (L2)	0.1071 0.0746 (1.4358)	Variável exógena Rating*	01720 0.2233 (0.7704)
Δ DLSP (L1)*	163.9175 46.5715 (3.5196)	R ²	0.6793
Δ DLSP (L2)*	194.3386 49.6633 (3.9131)	R ² ajustado	0.6553
Δ TCR (L1)*	0.5452 0.1335 (4.0822)	Estatística F	28.318
Δ TCR (L2)*	0.3215 0.1455 (2.2095)		
Δ SELIC (L1)*	377.3536 142.5460 (2.6472)		
Δ SELIC (L2)	-29.78074 146.2210 (-0.2036)		
Δ EMBI (L1)*	-0.0153 0.0104 (-1.4666)		
Δ EMBI (L2)*	-0.0283 0.0110 (-2.5541)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

* Valores significativos a 5% (1,64)

Anexo 02– Estimativa do modelo VEC

	ΔIPCAI		
Δ IPCA (L1)*	0.4722 0.0008 (5.7390)	Constante*	12.1507 3.75619 (3.23487)
Δ IPCA (L2)	0.0607 0.0780 (0.7784)	Variável exógena Rating*	-0.921936 0.62372 (-1.47813)
Δ DLSP (L1)*	122.7071 51.1355 (2.3996)	R ²	0.6869
Δ DLSP (L2)*	156.2891 53.2558 (2.9346)	R ² ajustado	0.6612
Δ TCR (L1)*	0.5106 0.1337 (3.8188)	Estatística F	26.6965
Δ TCR (L2)*	0.2727 0.1466 (1.8597)		
Δ SELIC (L1)*	343.8520 142.464 (2.4136)		
Δ SELIC (L2)	-30.4757 144.984 (-0.2102)		
Δ EMBI (L1)*	-0.0168 0.0104 (-1.6151)		
Δ EMBI (L2)*	-0.0317 0.0111 (-2.8505)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

* Valores significativos a 5% (1,64)