

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA
Luiz Alberto Miranda Ferreira

**DOMINÂNCIA FISCAL OU DOMINÂNCIA MONETÁRIA NO
BRASIL: UMA ANÁLISE DO REGIME DE METAS DE
INFLAÇÃO**

Uberlândia

2015

LUIZ ALBERTO MIRANDA FERREIRA

**DOMINÂNCIA FISCAL OU DOMINÂNCIA MONETÁRIA NO
BRASIL: UMA ANÁLISE DO REGIME DE METAS DE
INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial para obtenção do Título de Mestre em Ciências Econômicas.

Área de Concentração: Desenvolvimento Econômico

Orientador: Professor Doutor Cleomar Gomes da Silva

Uberlândia, 12 de Fevereiro de 2015.

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Sistema de Bibliotecas da UFU, MG, Brasil.

F383d Ferreira, Luiz Alberto Miranda, 1988-
2015 Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil : uma análise
do regime de metas de inflação / Luiz Alberto Miranda Ferreira. - 2015.
50 f. : il.

Orientador: Cleomar Gomes da Silva.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia,
Programa de Pós-Graduação em Economia.
Inclui bibliografia.

1. Economia - Teses. 2. Política econômica - Brasil - Teses. 3.
Política monetária - Brasil - Teses. 4. Política tributária - Teses. I. Silva,
Cleomar Gomes da. II. Universidade Federal de Uberlândia, Programa
de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU: 330

LUIZ ALBERTO MIRANDA FERREIRA

**DOMINÂNCIA FISCAL OU DOMINÂNCIA MONETÁRIA NO
BRASIL: UMA ANÁLISE DO REGIME DE METAS DE
INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial para obtenção do Título de Mestre em Ciências Econômicas.

Área de Concentração: Desenvolvimento Econômico

BANCA EXAMINADORA

Uberlândia, 12 de Fevereiro de 2015.

Orientador: Professor Dr.º Doutor Cleomar Gomes da Silva
IE/UFU

Professor Dr.º Carlos Cesar Santejo Saiani IE/UFU

Professor Dr.º Fábio Augusto Reis Gomes FEA/USP-RP

Professor Dr.º Aderbal Oliveira Damasceno
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

AGRADECIMENTOS

Os dois anos que passei no mestrado foram excelentes, tenho plena consciência de que termino essa etapa uma pessoa melhor do que quando a iniciei. Esses anos de dedicação e de aprendizado me moldaram não só como profissional, mas também como pessoa. Hoje sou mais crítico, em muito por ter aproveitado a oportunidade de estudar em um centro aberto e plural como o Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia.

Gostaria também de agradecer algumas pessoas em especial. Primeiramente ao professor Cleomar Gomes da Silva, pela paciência, tempo e dedicação à mim e ao meu trabalho, aos puxões de orelha e críticas construtivas, pois esses atos me fizeram melhor. Além dele, agradeço a todos os professores do Instituto de Economia pela qualidade do trabalho prestado a mim e à sociedade durante tantos anos e por possibilitarem meu desenvolvimento como economista durante a graduação e o mestrado. Não existem palavras que expressem minha gratidão a vocês. Além disso, gostaria de agradecer em especial minha turma de mestrado por contribuir nos debates e pelos momentos de descontração que passamos juntos.

Acima de tudo gostaria de agradecer especialmente aos meus pais, Luiz e Angélica e meus irmãos, Raphael e Renato, pelo apoio incondicional, pelo carinho, pela amizade e por me possibilitarem condições de chegar até aqui. Sem eles, a minha base, nada disso seria possível.

Gostaria de agradecer também à minha namorada, Daniela, que me aguentou durante esse período, por toda a ajuda por ela prestada, pelas discussões econômicas, pelo conforto possibilitado nas horas mais difíceis e pelos momentos felizes.

Sem meus amigos Fernando, Matheus, Gustavo e João essa etapa da minha vida seria mais árdua do que foi, fico feliz por compartilhar com eles muitos momentos de alegria e brincadeiras (de mau gosto ou não).

E por último gostaria de agradecer à CAPES pelo auxílio financeiro.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar a coordenação entre a política monetária e a política fiscal no Brasil, mais precisamente no âmbito das dominâncias monetária e fiscal, por meio de uma análise empírica. As duas políticas se relacionam diretamente, e um possível desajuste entre elas seria capaz de gerar danos à economia do país. É feita uma análise da literatura teórica, que explicita as principais teorias sobre a questão das dominâncias. A dominância monetária implica em um superávit que mantenha constante a relação dívida/PIB. Na dominância fiscal, a autoridade fiscal define sua atuação independentemente do seu orçamento, anunciando possíveis déficits e superávits. Não existe atualmente um consenso sobre qual das duas autoridades é ativa e qual é passiva para o caso brasileiro. A fim de verificar qual das duas políticas é dominante foram utilizadas duas metodologias, uma baseada na análise e estimação de modelos auto regressivos de defasagens distribuídas (ARDL) e outra envolvendo a estimação de um vetor auto-regressivo estrutural (SVAR), utilizando dados mensais para o período de 2003 a 2013 com ênfase especial na Dívida Líquida do Setor Público (DLSP), Necessidades de Financiamento do Setor Público (NFSP) e taxa Selic. As análises de causalidade e das funções de resposta a impulsos sobre o VAR estrutural, indicaram que existe comprometimento da autoridade fiscal com o nível de endividamento público, permitindo concluir que o Brasil encontra-se em um regime de dominância monetária.

Palavras-chave: Coordenação de políticas econômicas, Política monetária, Política fiscal, Política monetária ativa.

ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the coordination between monetary and fiscal policy in Brazil, more precisely in the context of monetary and fiscal dominances through a theoretical and empirical analysis. The two policies are directly related, and a possible conflict between the two would be able to generate damage to the economic health of the country. An analysis of the theoretical literature that explains the main theories on the issue of dominances is made. The monetary dominance implies a surplus to keep constant the debt / GDP ratio. In fiscal dominance, the tax authority sets its performance regardless of its budget, announcing possible deficits and surpluses. There is currently no consensus on which of the two authorities is active and which is passive for the Brazilian case. In order to verify which of the two policies is dominant two methods were used, one based on the analysis by estimating models auto regressive of distributed lags (ARDL) and another involving the estimation of a structural auto regressive vector (SVAR) using monthly data for the period 2003-2013 priority for the Public Sector Net Debt (DLSP), public sector borrowing requirement (PSBR) and Selic rate. The causal analysis and response functions to impulses on the structural VAR, indicated that there is impairment of the tax authority to the level of public debt, leading to the conclusion that Brazil is in a monetary dominance regime.

Keywords: Coordination of Economic Policies, Monetary Policy, Fiscal Policy, Proactive Monetary Policy.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Respostas da Dívida Líquida do Setor Público.....	38
Figura 2- Respostas do Superávit Primário	39
Figura 3- Respostas da Taxa Selic.....	40

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1- Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$).....	12
Gráfico 2- Produto Interno Bruto- Variação Real Anual (% a.a.).....	13
Gráfico 3- Inflação e Bandas Inflacionárias- IPCA (% a.a.).....	14
Gráfico 4- Dívida Bruta do Governo Geral e Dívida Líquida do Setor Público (% PIB)	17
Gráfico 5- Dívida Pública Mobiliária Federal em Poder do Público- Composição por Indexador (% a.a.)	18
Gráfico 6- Taxa Selic Meta (% a.a.)	19
Gráfico 7- Necessidades de Financiamento do Setor Público Primário- Sem Desvalorização Cambial (% PIB).....	20

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Trabalhos Relacionados à Coordenação entre Políticas Monetária e Fiscal no Brasil.....	8
Tabela 2-Necessidades de Financiamento do Setor Público 1995/2014 (% PIB).....	11
Tabela 3 -Variáveis Utilizadas (Jan/2003 a Dez/2013)	22
Tabela 4- Estatística Descritiva - Variáveis em Nível (Jan/2003 a Dez/2013)	23
Tabela 5- Testes de Raiz Unitária Convencionais- Variáveis em Nível	30
Tabela 6- Teste de Raiz Unitária com Quebras– Variáveis em Nível.....	31
Tabela 7- Testes de Raiz Unitária Convencionais- Desvios em Relação à Média.....	32
Tabela 8- Estimções das Equações Básicas no Modelo ARDL.....	33
Tabela 9-Teste de Causalidade de Granger	33
Tabela 10- Testes de Causalidade de Granger.....	35
Tabela 11- Critério de Seleção de Melhor Modelo VAR.....	37

SUMÁRIO

I. INTRODUÇÃO.....	1
II. REVISÃO DA LITERATURA	4
III.POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA NO BRASIL: UM BREVE RESUMO	10
III.1 CONJUNTURA ECONÔMICA 1995-2002.....	10
III.2 CONJUNTURA ECONÔMICA: 2003-2014	13
IV. DADOS E METODOLOGIA	22
IV.1 DADOS.....	22
IV.2 METODOLOGIA.....	23
IV.2.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA CONVENCIONAIS E COM QUEBRAS ESTRUTURAIS	24
IV.2.2 MODELO DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS E TESTES DE CAUSALIDADE GRANGER.....	25
IV.3 VAR ESTRUTURAL.....	26
V. RESULTADOS	30
V.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	30
V.2 RESULTADOS: TESTES DE CAUSALIDADE GRANGER.....	32
V.3 RESULTADOS: VAR ESTRUTURAL	37
VI. CONCLUSÃO	43
VII. REFERÊNCIAS.....	45

I. INTRODUÇÃO

A política monetária é notadamente envolta em debates e pesquisas, dada a sua importância para a economia interna de qualquer país e consequentemente à sociedade. Essa discussão inevitavelmente acaba recaindo sobre o regime de metas de inflação como estabilizador econômico. Esse arcabouço foi adotado por um grande número de países a partir dos anos noventa, e por consequência disto, pôde ser observada queda considerável das taxas de inflação da maioria das nações que seguem essas regras.

Logo, o comprometimento com algum tipo de meta monetária possui o resultado de níveis inflacionários mais controlados, resultantes da acomodação das expectativas quanto aos níveis de preços. A fim de sustentar essas expectativas está um acompanhamento mais efetivo no que diz respeito à comunicação das autoridades monetárias sugerindo maior previsibilidade dos bancos centrais como sugerido pelo trabalho de Kydland e Prescott (1977) e Barro (1976; 1979).

A política fiscal é outro ponto importante, pois ela pode fortalecer ou enfraquecer as decisões tomadas pela autoridade monetária. A política fiscal é uma variável menos observada em detrimento à política monetária, entretanto, atualmente a coordenação entre as duas políticas tem se destacado de forma importante em estudos teóricos e empíricos.

Dessa discussão, surgem dois conceitos muito importantes: dominância fiscal e dominância monetária, propostos inicialmente por Sargent e Wallace (1981). Na existência de dominância monetária, a política fiscal ajusta-se a fim de equilibrar o orçamento do governo, a autoridade monetária determina a quantidade de receita que deverá ser gasta pela autoridade fiscal. Assim sendo, a autoridade fiscal busca um superávit que mantenha constante a relação dívida líquida do setor público e produto interno bruto (PIB).

Na dominância fiscal, a autoridade fiscal define sua atuação independentemente do seu orçamento, anunciando possíveis déficits e superávits. A fim de equilibrar as contas, existirá a necessidade de emissão de títulos públicos. Logo, a autoridade monetária passiva perde o controle da inflação, pois é condicionada à necessidade de ajustar o balanço orçamentário e garantir a solvência do governo. A autoridade fiscal não busca o superávit, portanto, não existe compromisso com o controle da dívida líquida do setor público.

Na existência de dominância fiscal, a perda social de longo prazo, em termos de inflação e produto, pode ser considerável, sabendo que existem mecanismos de transmissão da política fiscal às demais variáveis econômicas.

Por outro lado, caso exista dominância monetária, representada por uma autoridade demasiadamente rígida, há uma grande taxa de sacrifício da população em termos de desemprego como visto no trabalho de Gomes e Aidar (2005). Além disso, considerando uma política monetária rígida, um aumento das taxas de juros a um nível elevado pode impactar a magnitude da dívida pública, caso a carga de dívida pós-fixada seja considerável, comprometendo assim a estabilidade da mesma.

Para o caso brasileiro, torna-se fundamental o entendimento da dinâmica monetária e fiscal em conjunto, visto que a solvência das finanças governamentais é um assunto importante para o entendimento da história econômica do país, bem como um determinante das condições em que o país se encontra na atualidade.

A disciplina fiscal, ou a falta dela, bem como a dinâmica da dívida pública, tornam-se importantes ao regime de metas de inflação e para a condução da política monetária. Uma política monetária rígida, associada à alta dos juros reais, acarreta um aumento do serviço da dívida, devido, justamente, à falta de disciplina fiscal. A hipótese a ser testada é referente à causalidade da política monetária em direção à política fiscal ou o contrário.

A análise da coordenação entre a política monetária e a política fiscal é relevante ao entendimento de possíveis problemas que possam estar ocorrendo atualmente no Brasil. As duas políticas se relacionam diretamente, e um possível desajuste entre as duas seria capaz de gerar danos significativos à atividade econômica do país. É necessário então, um esforço para verificar o comportamento de ambas as políticas para o caso brasileiro. Alguns trabalhos já se propuseram a tratar sobre esse tema, entretanto, recentes discussões trazem à tona novamente o assunto, sobre um possível afrouxamento e descompromisso com as contas públicas e consequentemente a possibilidade de uma possível dominância fiscal.

O objetivo deste estudo é apresentar evidências empíricas sobre os níveis de coordenação e correlação entre as autoridades Monetária e Fiscal no Brasil a partir do uso de um modelo econométrico de Defasagens Distribuídas (ARDL) e de Vetores Auto-

regressivos Estruturais (SVAR) para o período de 2003 a 2013. A hipótese deste trabalho é que, no período analisado, a condução da política monetária tem tido predominância no Brasil, com períodos caracterizados por indícios de dominância fiscal.

Do ponto de vista analítico, a contribuição deste trabalho mostra que a autoridade fiscal brasileira parece procurar adequar o Resultado Primário de modo a compensar alterações na dívida pública, seja para estabilizar a relação dívida líquida/PIB, seja para reduzi-la. Tal comportamento é condizente com a hipótese de dominância monetária.

Para alcançar o objetivo proposto, o trabalho encontra-se dividido em quatro capítulos e as considerações finais, além desta introdução. O capítulo dois apresenta o estado da arte no debate teórico e empírico acerca da dominância monetária e fiscal bem como uma lista de trabalhos e análises empíricas para o caso brasileiro. No capítulo três é feita uma análise de conjuntura para o Brasil especialmente para o período de 2003 a 2013. No capítulo quatro são apresentados a metodologia e os dados da pesquisa, de maneira a expor como foi utilizada a metodologia do modelo de Defasagens Distribuídas (ARDL) e de Causalidade e modelos de Vetores Auto-regressivos Estruturais (SVAR), bem como as séries temporais e suas fontes. Na sequência, o capítulo cinco traz os resultados empíricos, e por fim, as considerações finais.

II. REVISÃO DA LITERATURA

Os instrumentos e objetivos de política monetária e fiscal são distintos, mas mesmo distintos devem ser analisados e entendidos de maneira coordenada. Logo, as autoridades fiscal e monetária podem se comportar de maneira antagônica, alçando assim, resultados conflitantes. O exemplo mais básico disso seria um aumento da taxa básica de juros, que em primeira instância seria utilizada para estabilização de preços, mas também causaria um aumento da dívida pública caso a carga da dívida pós-fixada seja considerável.

A discussão sobre a coordenação entre políticas monetária e fiscal tem como origem a distinção entre os regimes ricardianos e não-ricardianos. A equivalência Ricardiana prega a ideia de neutralidade do déficit público. Um aumento da dívida pública será irrelevante, pois a redução da carga tributária hoje significa aumento de impostos em um período posterior. No futuro, a poupança dos agentes servirá de fonte de aumento da carga tributária. Segundo os trabalhos de Barro (1976; 1979), os agentes tomam suas decisões olhando para o futuro (*forward-looking*), as famílias tentam suavizar sua trajetória de consumo, e sua poupança acompanha os movimentos transitórios da renda. Sendo assim, Barro prega a ideia de neutralidade do déficit público.

Logo, em um regime ricardiano, que embasa a tradição monetarista, uma prescrição de política monetária independente é condição necessária e suficiente para a garantia de baixa inflação. Um banco central independente deverá compelir a autoridade fiscal a adotar uma política fiscal correta e responsável, com pouco intervencionismo e a menor discricionariedade possível. Seguindo essa vertente, destacam-se os trabalhos de Kydland e Prescott (1977), Lucas (1973), Sargent e Wallace (1981) e Sargent (1982).

O marco inicial a respeito da dominância fiscal é o artigo publicado por Sargent e Wallace (1981). Tal trabalho defende que, caso a política fiscal não fosse guiada de maneira discricionária, no longo prazo a política monetária perderia sua eficácia no que diz respeito ao controle da inflação. Tal fato aconteceria pela necessidade de financiamento dos déficits públicos por meio de um imposto inflacionário. A dominância fiscal é verificada caso a autoridade fiscal defina sua atuação independentemente do seu orçamento, anunciando possíveis déficits e superávits. Logo, o montante de receitas necessário para equilibrar os gastos deve ser levantado por meio de emissão de papel

moeda e títulos. Em tal caso, a relação de dívida líquida do setor público (DLSP) sobre PIB não é controlada por meio de superávits.

Já na dominância monetária, a política monetária domina a fiscal. Neste caso a autoridade monetária determina a quantidade de receita que será ofertada pela autoridade fiscal por meio da senhoriagem. Então, a autoridade fiscal tem os gastos restringidos pela função de demanda por títulos. Sendo assim, é necessário um superávit que mantenha constante a relação dívida líquida do setor público sobre o PIB. É necessário que o orçamento e seus possíveis déficits possam ser financiados por uma combinação de senhoriagem escolhida pela autoridade monetária e por títulos ofertados ao público (SARGENT e WALLACE, 1981). Em relação a esse caso, a autoridade monetária tem o controle permanente da inflação, dado pela oferta da base monetária.

O contraponto à vertente monetarista é a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) que procura estabelecer políticas monetárias e fiscais ótimas. Para os autores dessa vertente, uma boa prescrição de política monetária não é uma condição suficiente para a garantia de baixa inflação, a menos que medidas adicionais sejam levadas em conta para restringir a liberdade da autoridade fiscal. Nesse contexto, torna-se imprescindível a coordenação entre as políticas monetária e fiscal (MOREIRA e CARVALHO JUNIOR, 2013). Estudos como os de Leeper (1991), Sims (1994), Woodford (1994, 1995, 1997, 2001 e 2003) e Cochrane (1998, 2001, 2005), têm mostrado interesse na discussão sobre coordenação e interação entre as políticas monetária e fiscal. Em relação à coordenação entre políticas monetárias e fiscais, Leeper (1991) define várias situações em que a política monetária pode ser considerada ativa ou passiva, dependendo da capacidade de respostas a choques da dívida pública.

Em uma política monetária ativa, a autoridade monetária não leva em consideração os choques fiscais, já que se tem um regime fiscal ricardiano. Em outras palavras, tem-se uma política monetária eficaz em seus objetivos de controlar o nível de preços, uma vez que a autoridade fiscal trabalha com condições de financiar seus gastos via receitas tributárias. Essa situação seria a ideal para se implementar um regime monetário do tipo metas de inflação. O caso oposto seria de uma política fiscal ativa (não-ricardiana), e uma política monetária passiva, onde essa perderia o controle sobre a inflação (LEEPER, 1991).

Leeper (1991) ainda argumenta que a distinção de uma política ativa ou passiva é o fato da política ativa não se preocupar somente com o comportamento de variáveis passadas ou correntes, mas também com o comportamento futuro destas. Sendo assim, uma política fiscal ativa não deveria ser determinada pelo comportamento corrente da variável, mas sim pelo comportamento passado e futuro desta. Ainda para o mesmo autor, caso exista uma autoridade passiva, seja ela fiscal ou monetária, tal autoridade atuará de forma a obedecer às ações da outra autoridade ativa. Caso a autoridade fiscal seja passiva, a regra de decisão da autoridade fiscal dependerá da volatilidade da dívida pública.

A instabilidade econômica provocada pela incerteza eleitoral de 2002 é considerada por Blanchard (2005) um exemplo de como a trajetória de variáveis fiscais podem afetar a condução da política monetária, caracterizando um regime de dominância fiscal. O autor propõe um modelo estrutural em que uma política monetária restritiva poderia promover aumentos substanciais da dívida pública em um regime de metas inflacionárias. A fim de pautar seu argumento ele busca evidências empíricas para o caso brasileiro nos anos de 2002 e 2003, em que a política monetária restritiva provoca dinâmicas explosivas da dívida pública sob um regime de metas de inflação. Conclui então que um aumento da taxa nominal de juros, em resposta ao aumento da inflação acima da meta estipulada, aumentou não só o estoque da dívida pública para além do seu limite sustentável por meio do impacto sobre o serviço dessa dívida, mas também a probabilidade de *default* e os prêmios de riscos, levando a uma fuga de capitais externos e a uma depreciação do real, ao invés de uma apreciação.

Nesse contexto macroeconômico, passa a ganhar força a hipótese de que a economia brasileira poderia estar sofrendo algum tipo de dominância fiscal naquele período (BLANCHARD, 2005), (FÁVERO e GIAVAZZI, 2005). Em tais teorias, o risco de *default* da dívida poderia ser explicativo de uma elevação da taxa básica de juros afetar a inflação do centro da meta. Nesse sentido, alguns trabalhos realizados acabaram por corroborar a hipótese da dominância fiscal no ambiente de incerteza brasileiro.

Fialho e Portugal (2005), utilizando dados mensais do período 1995-2003, verificaram as hipóteses das dominâncias segundo a Teoria Fiscal do Nível de Preços, modelando uma relação entre as séries de dívida/PIB e superávit primário/PIB por meio de um Vetor Auto-regressivo e analisando as funções de resposta aos impulsos. Os

resultados mostraram um regime de dominância monetária devido à resposta da dívida pública a mudanças no superávit primário.

Gadelha e Divino (2008) buscam verificar a existência de um regime de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira no período pós-Plano Real, de 1995 a 2005, por meio do teste de causalidade de Granger. Foram utilizadas duas metodologias distintas: uma baseada na análise multivariada por meio da estimação de um Vetor de Correção de Erros, e outra envolvendo a estimação de modelos Auto Regressivos com Defasagens Distribuídas para variáveis cointegradas. Nesse estudo, a relação superávit primário/PIB também Granger-cause diretamente a relação dívida/PIB, revelando que a trajetória da relação dívida/PIB é afetada por variações na geração de superávits primários. Esse resultado foi robusto nas análises de causalidade bivariada e multivariada.

Aguiar (2007) faz uma análise por meio de função resposta ao impulso sobre a possibilidade da existência de dominância fiscal no Brasil a partir de 1999, ano em que se inicia a fixação de metas de superávit primário pelo governo. O resultado obtido indica a não ocorrência do fenômeno da dominância fiscal no período analisado. Na segunda parte do trabalho analisa-se o comportamento da autoridade fiscal do Brasil e se existe alguma regra de reação fiscal. Para o período anterior à fixação de metas de superávit primário (1995-1998), não é possível definir uma regra de reação fiscal, pois o superávit primário não responde a mudanças na dívida pública. Para o período posterior (1999-2006), entretanto, conclui-se que o governo segue uma regra de reação fiscal, denotando preocupação em evitar a dominância fiscal, embora a especificação da regra seja distinta para os governos Fernando Henrique Cardoso e Lula.

O trabalho Moreira e Rocha (2011) faz um estudo sobre a política fiscal e taxas de juros de 18 países, incluindo o Brasil, no período 1996-2008, utilizando dados mensais. O resultado mostra que mesmo considerando a heterogeneidade diversa dos países emergentes incluídos na amostra, não é possível rejeitar a hipótese de que uma política baseada na austeridade fiscal diminui a taxa de juros doméstica.

Moreira *et al.* (2012) avaliam se a política fiscal adotada pelo Brasil no período de 1982 a 2010 foi crível no sentido de cooperar para a manutenção da estabilidade de preços. Nesse sentido, se os custos para a manutenção do programa de estabilidade de preços forem superiores aos benefícios, não há incentivos para o governo mantê-lo.

Dentro desse contexto, é desenvolvido um modelo em que a autoridade econômica minimiza uma função de perda que depende do déficit orçamentário e da senhoriagem, com fins à manter a estabilidade de preços. Os resultados mostram que nos períodos de implementação de políticas de estabilização de preços em que houve ajuste fiscal restritivo ou que a aprovação do governo pela população era elevada, a credibilidade da política fiscal foi classificada como forte.

Moreira e Carvalho Jr. (2013) analisam o período de 1999 a 2011 para o Brasil e indicam uma política fiscal expansionista. Os efeitos disso são um incremento entre o hiato do produto e a taxa de inflação, e também um aumento da dívida pública que por consequência afetaria positivamente a taxa de juros. Os resultados mostraram evidências empíricas de que o Brasil praticou política fiscal ativa no período, o que é incompatível com um sistema de metas inflacionárias, e sugere um regime de dominância fiscal. Além disso, há uma fraca coordenação entre as políticas monetária e fiscal, explicando parcialmente as altas taxas de juros praticadas pelo Brasil.

Por fim, para não alongarmos muito a discussão com a revisão da literatura para questão das dominâncias, podemos resumir importantes trabalhos relevantes para o caso brasileiro na Tabela 1.

Tabela 1 – Trabalhos Relacionados à Coordenação entre Políticas Monetária e Fiscal no Brasil

Autor	Método	Período de Análise	Resultado
Tanner e Ramos (2003)	VAR	1995-2003	Dominância Monetária
Verdini (2003)	Autovalores-autovetores generalizados na forma Schur	2001-2003	Dominância Monetária
Rocha e Silva (2004)	VAR	1996-2000	Dominância Monetária
Carneiro e Wu (2005)	GMM	1995-2002	Dominância Fiscal
Moreira <i>et al.</i> (2007)	GMM	1995-2006	Dominância Fiscal
Moreira (2011)	GMM	1995-2008	Dominância Fiscal

Fonte: Elaboração Própria

Não existe um consenso sobre a questão da dominância monetária ou fiscal para o Brasil no período recente. Aparentemente os modelos de análise utilizados influenciaram fortemente os resultados encontrados.

Após a revisão teórica e aplicada será apresentada uma análise conjuntural para o Brasil durante os últimos anos, isso é importante a fim de situar o contexto atual ao debate teórico aqui já exposto.

III. POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA NO BRASIL: UM BREVE RESUMO

O Brasil é um país interessante ao se ponderar uma possível hipótese de dominância fiscal. Notadamente, o país possui um histórico considerável de mudanças de políticas econômicas nos últimos anos, tais como; moratória no fim dos anos 1980, crescimento considerável da relação Dívida/PIB desde 1995, um plano de estabilização a fim de corrigir altas taxas inflacionárias, ancorado sob um regime de taxa de câmbio fixo até 1999, e finalmente a adoção de um regime de metas inflacionárias com taxa de câmbio flutuante.

III. 1 CONJUNTURA ECONÔMICA 1995-2002

No período anterior à adoção do Plano Real a economia brasileira passou por diversos planos de estabilização, baseados em âncoras cambiais, congelamento de preços ou ambos, com elevado conteúdo de intervenção governamental, direta ou indireta, na determinação dos preços. Desde o Plano Cruzado em fevereiro de 1986, sucederam-se inúmeros planos, sempre com algum sucesso inicial, mas que depois fracassaram (SALLUM JR, 2003).

O Plano Real foi bem sucedido no controle da inflação, mas a gestão macroeconômica deixou dois problemas se agravarem: um desequilíbrio externo crescente e uma crise fiscal. O desequilíbrio externo se dava principalmente por conta do grande aumento das importações, em consequência da âncora cambial, estabelecida no cerne do plano, e da queda das exportações que não acompanhavam essa expansão (SILVA, 2002).

Os quatro primeiros anos do governo FHC foram marcados por três fatores no que tange à questão fiscal: um déficit primário do setor público consolidado; déficit público (nominal) girando em torno de 7% do PIB, nas médias de 1995-1998; e uma dívida pública crescente, isso pode ser visto na Tabela 2.

Tabela 2-Necessidades de Financiamento do Setor Público 1995/2014 (% PIB)

Discriminação	1995-1998	1999-2002	2003-2006	2007-2010	2011-2014*
Resultado Primário	-0,18%	3,19%	3,50%	2,70%	2,09%
Governo Central	0,27%	1,93%	2,44%	2,01%	2,10%
Receita Total	17,15%	20,51%	22,07%	23,27%	23,99%
Tesouro/BC	12,43%	15,77%	17,11%	17,74%	17,90%
INSS	4,72%	4,74%	4,96%	5,54%	17,83%
(-) Transferências a Est, e Mun,	2,68%	3,51%	3,71%	4,05%	4,14%
Receita Líquida	14,47%	17,00%	18,36%	19,22%	19,85%
Despesas	14,01%	15,08%	16,02%	17,35%	17,86%
Pessoal	4,70%	4,66%	4,38%	4,50%	4,28%
Benefícios Previdenciários	4,99%	5,71%	6,64%	6,89%	6,99%
OCC	4,32%	4,76%	4,99%	5,97%	6,53%
Estados e Municípios	-0,38%	0,56%	0,88%	0,84%	0,65%
Empresas estatais	-0,07%	0,71%	0,18%	0,03%	0,01%
Juros do Setor Público	5,91%	7,29%	7,31%	5,57%	5,28%
NFSP	6,09%	4,10%	3,81%	2,68%	3,18%

*Até outubro de 2014

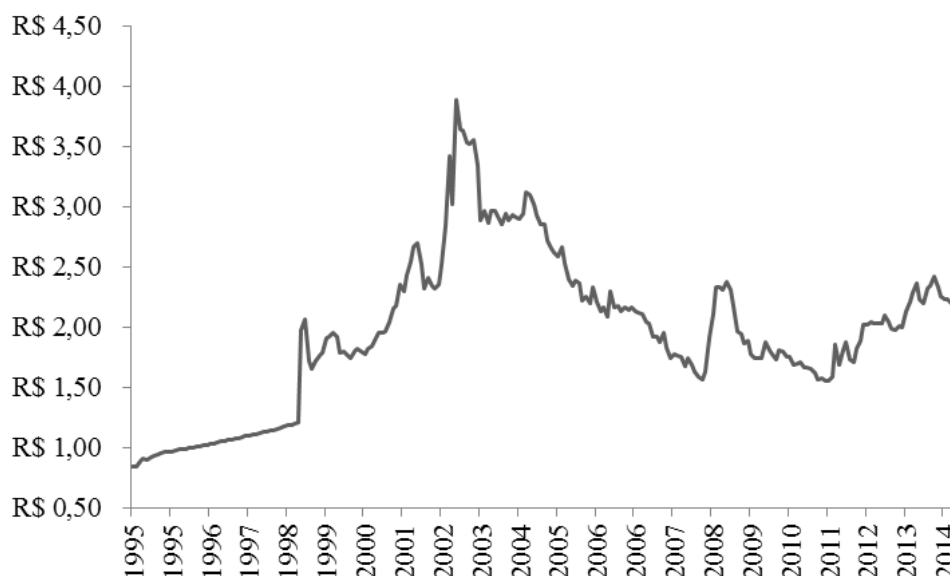
Fonte: Banco Central do Brasil

O resultado primário entre 1995 e 1998 não foi suficientemente elevado para suplantar o crescimento da taxa de juros, por isso, o déficit operacional aumentou. Esse déficit operacional era financiado pela emissão de nova dívida, portanto, a dívida pública também se elevou. A dívida interna apresentou uma expansão bastante considerável, passando de aproximadamente 20,8% do PIB em 1994 para 36,1% (OLIVEIRA e TUROLLA, 2003). Entre 1995 e 1998, houve deterioração dos indicadores de endividamento, tanto externos quanto público. A falta de balizamento de uma política fiscal coordenada (um problema dos planos de estabilização), fez com que o sucesso do Plano Real se desse quase inteiramente pelo rigor da política monetária, e os juros acabaram servindo para preservar o plano (GREMAUD *et al.*, 2002).

Entre 1995 e 1998, houve desgaste da âncora cambial, como pode ser visto no Gráfico 1. Funcional, em um primeiro momento, em relação ao combate inflacionário, agora ela se tornara crescentemente onerosa. De um lado, a deterioração da conta corrente gerava um aumento acelerado do passivo em moeda estrangeira, e de outro a necessidade de compensar esse déficit externo, por meio de capital externo atraído pelas altas taxas de juros praticadas internamente, geravam, assim, crescentes despesas financeiras. Esses

fatores eram condicionantes do aumento da dívida pública/PIB, além de ser um entrave na melhoria dos níveis de emprego e investimento.

Gráfico 1- Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$)



Fonte: Banco Central do Brasil

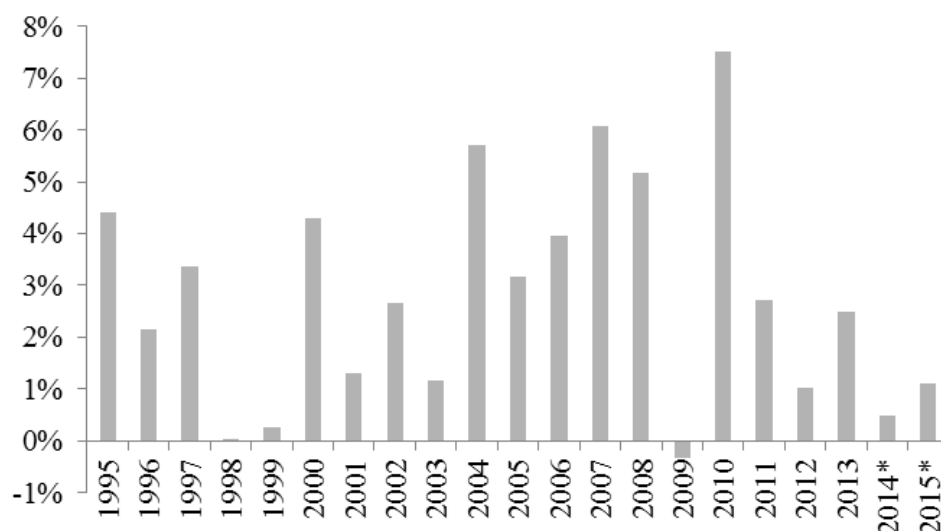
O Brasil então assistiu a um caso de *overshooting* da taxa de câmbio em 2001, como pode ser visto no Gráfico 1, acompanhado de uma crescente preocupação do que poderia ocorrer com a dívida pública, pois a dívida interna e externa era indexada à taxa de câmbio, que sofria os impactos da desvalorização. O crescimento da dívida pública em função da própria desvalorização cambial tornou o superávit primário insuficiente para diminuir a relação dívida pública/PIB, ou até mesmo, estabilizá-la. No entanto, depois de algumas negociações, existiu uma mudança de parâmetros: o índice medidor do esforço para atingir as metas combinadas deixa de ser o déficit nominal¹ e passa a ser o superávit primário² (SALLUM JR, 2003).

Dois avanços bastante significativos para o controle da situação fiscal foram: a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), e a introdução de uma meta legal de superávit primário definida anualmente na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO). Tal adoção de meta legal para o superávit primário refletiu-se principalmente em orçamentos mais realistas, resultando em uma melhoria do processo orçamentário (RAMOS, 2001).

¹ Nesse caso as despesas com juros e correção monetária são consideradas no cálculo do déficit público.

² É o que o governo gasta menos o que ele arrecada, excetuando despesas financeiras.

Gráfico 2- Produto Interno Bruto- Variação Real Anual (% a.a.)



*Para os anos de 2014 e 2015 foram consideradas as expectativas do relatório Focus de setembro de 2014.
Fonte: Banco Central do Brasil

Segundo Gomes e Aidar (2005), o ano de 2001 foi caracterizado por uma sucessão de choques desfavoráveis, com consequências negativas para a economia brasileira. Mesmo com a severa condução da política monetária, a inflação do ano atingiu o patamar de 7,57%, significando o descumprimento da meta para o ano em questão.

Com a elevação da dívida pública a patamares ainda mais altos do que os vistos em 1999, ao final de 2002, o Brasil novamente sofria ameaça de uma moratória com a qual já tinha convivido anteriormente. Problemas estruturais de equacionamento das finanças brasileiras continuaram e ainda foram influenciados pelos desaquecimentos das economias norte-americana e mundial. Também houve problemas relacionados às eleições presidenciais, que geraram uma crise de credibilidade e desconfiança quanto ao futuro da economia (GOMES e AIDAR, 2005).

III.2 CONJUNTURA ECONÔMICA: 2003-2014

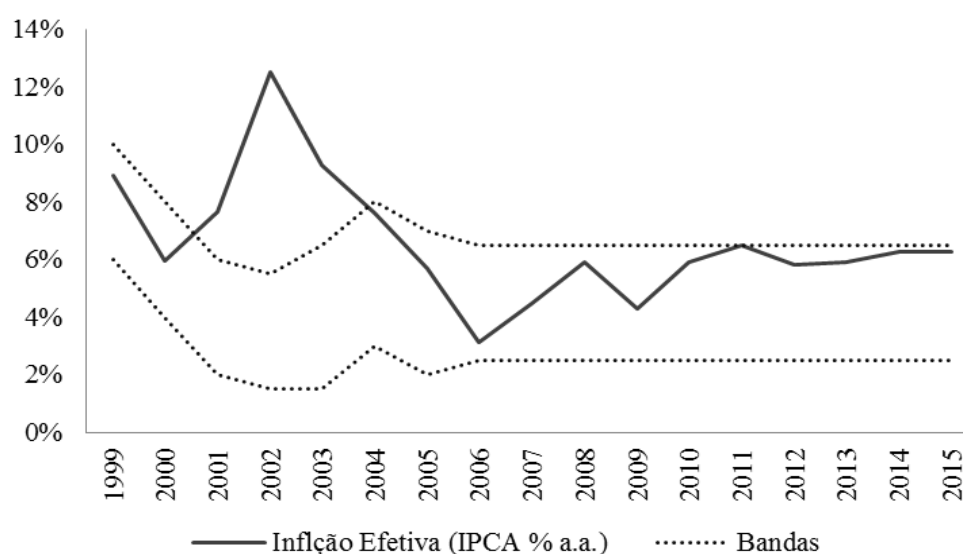
Fortemente abalada pelos acontecimentos anteriores, a política fiscal de 2003 foi condicionada à desvalorização cambial e ao peso de oito anos consecutivos de aumento da relação dívida pública/PIB. Portanto, o novo governo se defrontou com a necessidade de uma elevação forte da taxa de juros, e, para garantir a confiança do investidor as políticas de superávit primário, metas de inflação e câmbio flutuante mantiveram-se (GOMES, PIRES e TERRA, 2014).

O novo governo tomou rapidamente medidas fundamentais para a superação da situação de emergência existente no começo de 2003, caracterizada pela inflação elevada, forte pressão cambial e risco país altíssimo: 1) anunciou metas de inflação atualizadas de 5,5% para 2004; 2) aumentou para 26,5% a taxa de juros nominal do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC), para amenizar a ameaça inflacionária como pode ser visto no gráfico 5 ; 3) passou de 3,75% para 4,25% do PIB a meta de superávit primário do setor público em 2003; 4) na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) enviada ao Congresso em abril se comprometeu a conservar a mesma meta de 4,25% do PIB de superávit primário durante todo o seu período de governo (TEIXEIRA e PINTO, 2012).

Além disso, o governo arquitetou a reforma previdenciária com uma taxa dos inativos; a idade mínima para aposentadoria passou de 55 anos para as mulheres e 60 anos para os homens para todos os trabalhadores da administração pública em atuação; o teto de benefícios do Instituto Nacional de Seguro Social (INSS) foi elevado.

Segundo Bresser-Pereira e Gomes (2007), tais atitudes do governo no campo monetário e fiscal indicavam que este estava disposto a se mostrar confiável no que tange ao cumprimento das obrigações anteriormente estabelecidas. Consequentemente, houve recuperação da confiança, a cotação do dólar caiu, o risco-país diminuiu e a trajetória de queda dos juros pôde continuar a partir do meio do ano, e a inflação, cotada pelo índice Nacional de Preços do Consumidor Amplo (IPCA), fechou 2003 em 9,3%, como pode ser visto no Gráfico 3.

Gráfico 3- Inflação e Bandas Inflacionárias- IPCA (% a.a.)



*Para os anos de 2014 e 2015 foram consideradas as expectativas do relatório Focus de setembro de 2014.
Fonte: Banco Central do Brasil

O desempenho da economia brasileira após 2003 foi fortemente influenciado pelo contexto econômico mundial ao longo da década. Na média dos cinco anos 2003/2007, o mundo teve um crescimento considerável. Nesse contexto, o Brasil cresceu de maneira mais robusta do que nos anos anteriores, como representado no Gráfico 2. Além da expansão da demanda mundial, existiu uma extraordinária abundância de liquidez e um forte crescimento da economia chinesa, que favoreceu o Brasil com uma alta nos preços das *commodities* no mercado internacional (MARQUES JR., 2009).

De acordo com os números do primeiro Governo Lula, nota-se a mudança de um déficit nominal da ordem de 5,24% do PIB em 2003 para um de 3,5% do PIB em 2006. Tais números contrastam com o Brasil de antes da estabilização, e também com os primeiros anos do Real em que a combinação de pequenos resultados primários e juros elevados geraram um déficit público médio da ordem de 6% do PIB de 1995 a 1998.

O governo central melhorou expressivamente o seu superávit primário para os anos 2003-2006 em relação à administração precedente, confirmando o comportamento da política fiscal nos anos anteriores, em que a função de reação das autoridades levava-as a aumentar o esforço fiscal diante de aumentos da relação dívida pública/PIB (GOMES, PIRES e TERRA, 2014).

Segundo Gomes e Aidar (2005), a economia brasileira cresceu muito nos anos de 2004 e 2005 por ventura de ajustes externos advindos da depreciação cambial e do momento favorável das exportações brasileiras. Entretanto, estas mesmas exportações aliadas à continuação de altas taxas de juros proporcionaram uma apreciação da taxa de câmbio, o que contribuiu para a queda da taxa de inflação e alcance da meta para o ano.

Após o superávit primário de 2% na média entre 1999 e 2002, a variável aumentou para 3,7% do PIB em 2004, e em torno de 3,4% do PIB de 2003 a 2006. Nota-se, que o superávit foi fortemente influenciado pela combinação de níveis de receita, como de despesas maiores como proporção do PIB em relação à média dos anos anteriores. Existe uma pequena queda das receitas em 2003 e um forte aumento da carga tributária devido ao aumento do COFINS em 2004, com a definição do novo sistema de arrecadação com base no valor adicionado e adoção de uma alíquota não neutra, levando em consideração a arrecadação.

Segundo Bresser-Pereira e Gomes (2009), após o ano de 2003 existiu a possibilidade de redução da taxa de juros, pois os credores externos se acalmaram com a melhora das contas externas brasileiras. Entretanto, o governo somente sinalizou que continuaria com as políticas restritivas, e que o único compromisso da autoridade monetária seria o controle efetivo de preços.

Em relação às despesas, os elementos mais importantes foram o novo aumento da despesa primária total do Governo e a diminuição da despesa com pessoal, com uma variação negativa de 0,3 pontos percentuais do PIB entre 2002 e 2006. Embora tenha existido um aumento em 2006 e 2007, o peso crescente das despesas com INSS, que se elevaram de 6% do PIB em 2002 para 7% do PIB em 2006; e o maior peso das “outras despesas de custeio e capital”, que passaram de 5% do PIB em 2002 para 5,52% do PIB em 2006, com fortes flutuações ao longo de tempo. Existiu uma contrapartida do aumento da receita bruta, que somou mais 2,53% do PIB. O superávit em 2006 se elevou em relação a 2002.

No ano de 2004 a economia brasileira cresceu fortemente ancorada aos efeitos da desvalorização cambial e do aumento dos preços dos bens exportáveis pelo país. Além disso, segundo Bresser-Pereira e Gomes (2009), em 2004 o Brasil terminava um ajuste externo que se estendia desde 1998. Segundo a mesma análise, houve uma extraordinária mudança de poupança externa por poupança interna, que atreladas a manutenção das taxas de juros em patamares elevados ocasionaram uma valorização da moeda.

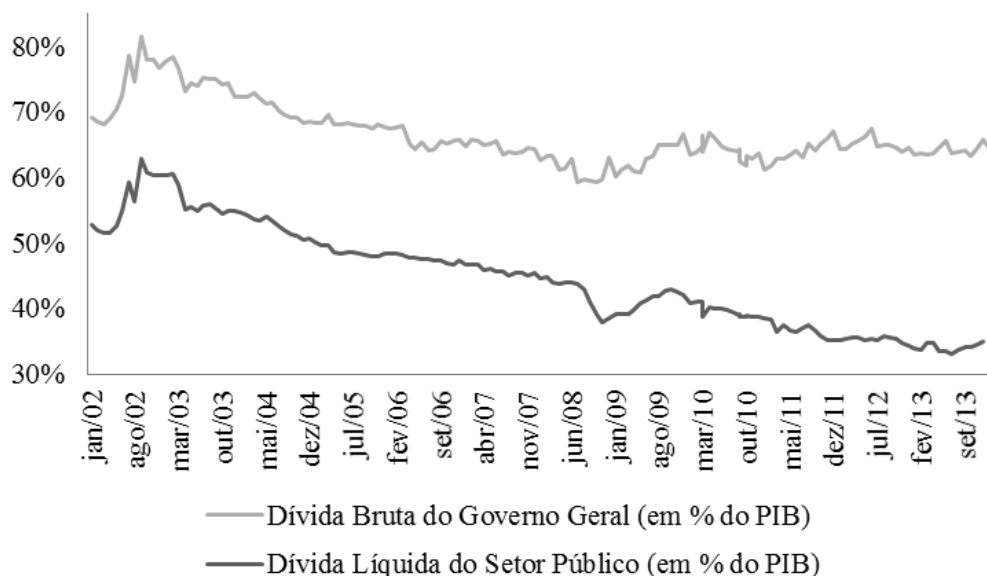
No ano de 2005, com a política monetária rígida atrelada à valorização cambial, o país cresceu menos do que em 2004. A meta de inflação para o período foi cumprida as custas do aumento da meta da taxa Selic para um patamar em torno de 12%. Em 2006, novamente, a meta de inflação foi cumprida, ficando em torno de 3%, graças a uma apreciação do real. Com a queda inflacionária, a taxa de juros nominal também caiu, mas a real ainda mantinha-se elevada, em torno de 10% no início de 2007 (BRESSER-PEREIRA e GOMES, 2009).

O governo elevou fortemente o pagamento com amortização da dívida emitida em 64,84% em termos reais, na comparação entre 2008 e 2007. Foram gastos com amortização 5,8% do PIB em 2008, contra 3,72% do PIB em 2007, indicando que houve acentuado resgate da dívida mobiliária emitida pelo Tesouro. Por isso, a dívida mobiliária

do Tesouro caiu de 43,8% do PIB em dezembro de 2007, para 41,9% do PIB em dezembro de 2008 e 40,3% do PIB em janeiro de 2009.

Além da economia com despesa de juros (de 25,4%), houve redução na despesa de custeio da máquina pública em 2008. Medidos em relação ao PIB, esses dispêndios caíram de 3,75% para 3,19% do PIB, como pode ser visto na Tabela 2.

Gráfico 4- Dívida Bruta do Governo Geral e Dívida Líquida do Setor Público (% PIB)



Fonte: Banco Central do Brasil

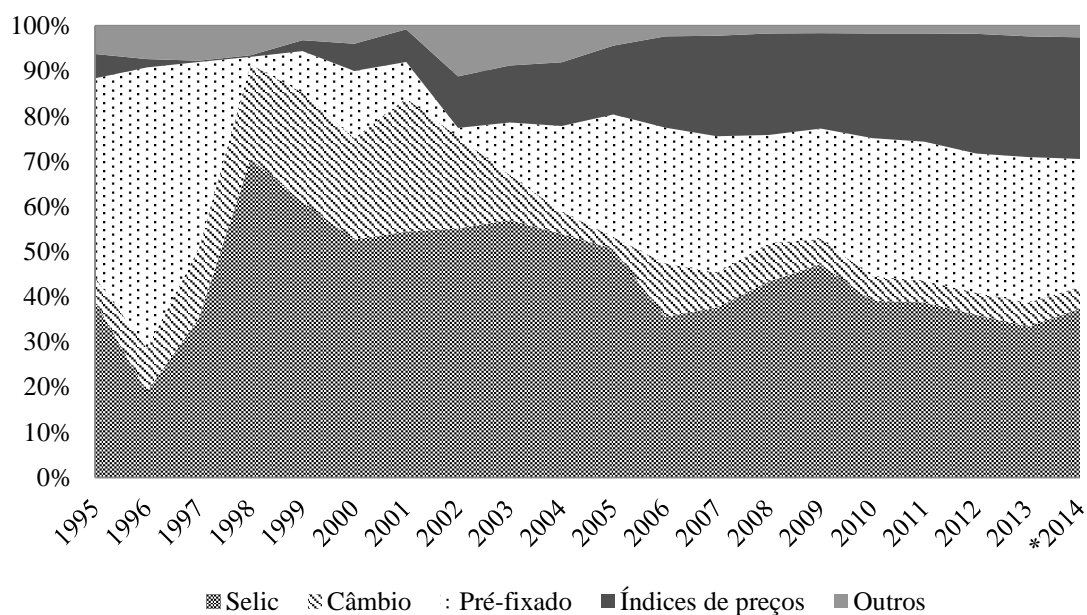
Tanto no caso da dívida pública quanto nas NFSPs, houve uma inflexão importante no ano de 2009, quando na esteira da maior crise econômica mundial desde os anos 1930, a economia brasileira parou de crescer. Nesse momento, de queda de receitas, incentivos foram concedidos na tentativa de adoção de uma política anticíclica e de manutenção do ritmo de crescimento do gasto. Em razão das medidas tomadas, existiu uma redução do superávit primário e um aumento da dívida pública (GOMES, PIRES e TERRA, 2014).

A título de comparação, entre 1994 e 2002, não existiu um único ano no qual a relação dívida pública/PIB não tenha aumentado em relação ao anterior. Durante janeiro de 1995 e julho de 2008 a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) em proporção ao PIB saltou de 30% para 37,40%, atingindo o ponto máximo em 2002, quando atingiu 60% do PIB.

A partir de 2004, nota-se uma mudança no quadro: a taxa de juros real diminuiu, superávits primários anuais cada vez maiores do que ao ano anterior; apreciação real da taxa de câmbio que diminuiu o valor real da dívida externa afetada pelo câmbio; e maior crescimento do PIB, que colaborou para uma redução da relação dívida pública/ PIB, principalmente comparando-se o desempenho de 2004 a 2008 ao fraco desempenho do triênio 2001 a 2003. Em 2009, existiu novamente um pequeno crescimento dessa relação, mas que posteriormente continuou a trajetória de decréscimo. Com isso a dívida líquida do setor público, que tinha sido mais de 52% do PIB em 2003, cedeu gradualmente até a casa dos 34% do PIB em 2014.

Pode-se notar que o nível de endividamento, apesar de variar no tempo, possui tendência à queda para o caso da dívida líquida do setor público. A dívida bruta possui tendência à queda até 2008. E, depois disso, volta a variar, com oscilações ao longo dos meses, mas mantendo uma certa estabilidade de 2009 para frente. De qualquer maneira é importante notar que, ao menos superficialmente, existe um controle dos níveis de endividamento por parte das autoridades brasileiras.

Gráfico 5- Dívida Pública Mobiliária Federal em Poder do Público- Composição por Indexador (% a.a.)

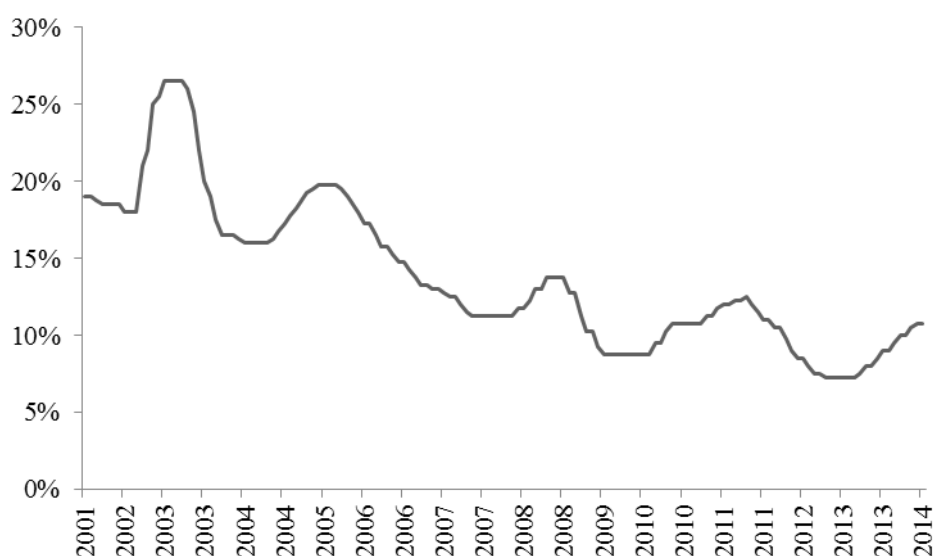


*Até outubro de 2014

Fonte: Banco Central do Brasil

A composição da dívida mobiliária³ mudou expressivamente nos últimos dez anos. A mudança a ser notada foi referente à composição e característica da dívida: a dívida externa vinculada à taxa de câmbio praticamente desapareceu, e houve um aumento expressivo da colocação de títulos prefixados, a ponto de em 2012 eles representarem quase 33% da dívida pública. Na composição dos pré-fixados, os títulos de longo prazo têm ganhado importância crescente desde 2006, com o Tesouro Nacional emitindo títulos regularmente. Nota-se também a perda de participação dos títulos indexados à Selic, diminuindo de 57% da composição da dívida em 2003 para aproximadamente 33% em 2013. Paralelamente, constata-se o aumento da participação dos títulos prefixados e dos títulos indexados a índices de preços. Isto era previsível, pois, na medida em que a taxa Selic tende a cair, tais títulos tendem a se tornar mais atraentes. O movimento da Selic pode ser visto no Gráfico 6 e é notável a tendência à queda dessa taxa ao longo do período analisado. Os títulos que mais perderam participação foram os indexados ao câmbio, cuja maior participação foi em 2001, de 29,5%, em 2013 eles chegaram a aproximadamente 5%, o mesmo valor que em 1995.

Gráfico 6- Taxa Selic Meta (% a.a.)



Fonte: Banco Central do Brasil

Segundo o Gráfico 7, as Necessidades de Financiamento do Setor Público respondem em grande parte à crise financeira de 2008, tendo em vista efeitos sobre o período do final de 2009 e início de 2010.

³ Quando os recursos para o financiamento da dívida pública são captados por meio da emissão de títulos públicos, a dívida daí decorrente é chamada de mobiliária.

Gráfico 7- Necessidades de Financiamento do Setor Público Primário- Sem Desvalorização Cambial (% PIB)



Fonte: Banco Central do Brasil

Após a crise internacional de 2008, foi introduzido um afrouxamento das políticas de superávit primário, que pode ser visto no Gráfico 7. A economia brasileira crescia em ritmo acelerado, em comparação às décadas anteriores, ao momento em que foi impactada pela crise financeira global a partir da segunda metade de 2008. Em consequência da situação de desconfiança internacional, a crise se manifestou primeiramente como uma frustração creditícia e de desvalorização cambial, para o caso brasileiro.

A postura fiscal adotada durante o período de crise indicava uma possibilidade de mudança para uma política fiscal mais ligada às políticas mais expansionistas. No entanto, essas perspectivas não se realizaram a partir de então. Existiu uma reversão desta trajetória em 2009, representada principalmente por uma expansão de meta do superávit primário, confirmada em 2010 e posteriormente (IPEA, 2010).

A partir de 2009, a Lei de Diretrizes Orçamentárias permitiria o abatimento dos investimentos realizados no PAC, da meta “cheia” de superávit primário. A meta resultante disso necessitaria de uma restrição fiscal muito menor do ponto de vista de redução das despesas. Entretanto, para os anos de 2011-2012, o governo realizou um esforço adicional e perseguiu a meta total de superávit. Logo, o agravamento da crise internacional nos anos já citados foi acompanhado por uma redução do consumo, agravada por uma contração fiscal e de investimentos fruto da própria incerteza econômica do momento e da confiança dos agentes, quanto pelas influências externas (IPEA, 2012).

O governo manteve uma política de superávit elevada, conseguindo cumprir a meta para os anos de 2010, 2011 e 2012. A meta para o ano de 2013 não foi cumprida, ficando em 1,9% do PIB, sendo a meta 3,1%. O ano de 2014 também foi marcado por grande dificuldade de cumprimento da meta fiscal.

Após a análise de conjuntura passamos à apresentação dos dados e a metodologia que deverá ser utilizada neste estudo. É importante apontar que grande parte da dinâmica dos dados apresentados na metodologia já foi abordada na seção aqui posta.

IV. DADOS E METODOLOGIA

IV.1 DADOS

Todas as variáveis possuem periodicidade mensal, de janeiro de 2003 a dezembro de 2013 e são referentes à economia brasileira. Os dados foram colhidos de acordo com a Tabela 3.

Tabela 3 -Variáveis Utilizadas (Jan/2003 a Dez/2013)

Variável	SIGLA	Unidade de Medida	Fonte
Taxa de juros	SELIC	(%) ao ano, acumulado, mensalizado	Banco Central do Brasil
Dívida pública/PIB	DLSP	(%) do PIB, taxa anual acumulada mensalizada	Banco Central do Brasil
Superávit primário/PIB	Primário	(%) do PIB, taxa anual acumulada mensalizada	Banco Central do Brasil
Taxa de câmbio real	Câmbio	Médias mensais	BIS Bank
Risco país (CDS)	CDS	(%) anual, mensalizado	Bloomberg

Fonte: Elaboração Própria

Cada uma das séries foi tomada em forma logarítmica, para que elas pudessem ser padronizadas. No desenvolvimento posterior do modelo foram levadas em conta especificações alternativas, considerando-se as variáveis na forma logarítmica e transformadas em ciclos e desvios em relação à média aplicando o filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) e também a inclusão ou não de variáveis *dummies* para os períodos considerados atípicos.

A Tabela 4 mostra as estatísticas descritivas das séries, o superávit primário possui média e mediana de cerca de 3%, com um máximo de 4% e mínimo de 1%. Por possuir uma variação sempre positiva, a análise superficial denota o comprometimento da autoridade fiscal com a solvência da dívida pública.

O desvio padrão da dívida pública para o período é interessante, visto que é de 6%, mostrando a amplitude da variável, que possui um máximo de 56% próximo a 2003 contra um mínimo de 33,13%. A dívida pública aqui considerada possui tendência à queda ao decorrer do tempo.

Também é importante verificar a ampla volatilidade do CDS, por se tratar de um índice analítico. Por ser um *score* o CDS é a variável que possui o maior desvio padrão, e maior amplitude de variação.

A taxa Selic possui média e mediana em 1,13 e 1,12 respectivamente, com máximo e mínimo em 24,5%, e 7,25%. O desvio padrão da taxa de câmbio real é o maior das variáveis analisadas com exceção do risco país. Isso se deve justamente por essa ser uma variável mais sensível à dinâmica do mercado e às transações correntes internacionais. Essa amplitude pode ser observada pelo máximo e mínimo de 1,71 em relação a um dólar americano e 0,93 respectivamente (Tabela 4).

Tabela 4- Estatística Descritiva - Variáveis em Nível (Jan/2003 a Dez/2013)

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
DLSP (% PIB)	43%	43%	56%	33%	6%
Primário (% PIB)	3%	3%	4%	1%	1%
SELIC (% a.a.)	12,68%	11,75%	24,50%	7,25%	3,81%
Taxa de Câmbio Real	1,20	1,17	1,71	0,93	0,21
CDS (pontos-índice)	245,72	141,32	866,67	62,16	175,09

Fonte: Elaboração própria

IV.2 METODOLOGIA

A metodologia consistirá de três etapas. Primeiramente, estimaremos testes de raiz unitária convencionais, seguidos de testes de raiz unitária com quebras estruturais. Estes últimos são importantes para que seja verificada a existência de quebras estruturais no período de análise, bem como a datação das mesmas para que sejam utilizadas posteriormente. Em segundo lugar faremos Testes de Causalidade Granger no intuito de darmos sentido à precedência de uma variável em relação à outra, nesse sentido a escolha do modelo ARDL se deu pela possibilidade de inclusão de um maior número de defasagens no modelo. Em terceiro lugar utilizaremos a metodologia do VAR Estrutural para analisar dinamicamente as relações em questão, inserindo restrições temporais de longo prazo de acordo com a metodologia de Blanchard e Quah (1989).

IV.2.1 Testes de Raiz Unitária Convencionais e com Quebras Estruturais

Um primeiro teste a ser feito deverá ser o de raiz unitária ADF⁴ para determinar a ordem de integração das variáveis do modelo. Além disso, em vias de se verificar a estacionariedade das séries, o teste Phillips e Perron⁵ deverá ser verificado. Outro teste a ser feito será o teste KPSS⁶, além dos dois anteriores (mais usuais). Para tal o teste KPSS seria uma forma de complementar a análise dos testes de raiz unitária anteriores.

Fenômenos pouco usuais podem determinar viés nas estimativas se não forem controlados. Este tipo de fenômeno é conhecido como “quebra estrutural”. Além de propor o modelo com quebras para o período pós-crise, também utilizaremos um teste de estacionariedade com quebras de Clemente, Montañés e Reyes (1998), que possui como principal objetivo verificar a existência de raiz unitária, ou seja, se a série é estacionária, levando em consideração duas possíveis quebras ou tendências da média na série.

Seguindo o trabalho de Gomes e Vieira (2013), o teste de Clemente, Montañés e Reyes (1998) toma por base o método de Perron e Vogelsang (1992) ao oferecer dois tipos de modelo: (a) o modelo *outlier* aditivo (OA), o qual captura mudanças abruptas na média das séries e (b) o modelo *outlier* inovacional (OI), o que captura a mudança gradual na média das séries. Assim, esses dois modelos oferecem os dois pontos de quebra sugeridos, bem como a estatística do teste e os valores críticos. Se a estatística do teste for maior do que os valores críticos, rejeita-se a hipótese nula da raiz unitária com quebra, logo, a série é estacionária. Caso contrário, não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária, a série é não estacionária.

Matematicamente, os autores utilizam o conceito de Perron e Vogelsang (1992) para o caso de duas alterações na média da variável a ser estudada. Assim, testam a hipótese nula:

$$H_0: y_t = y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + u_t \quad (1)$$

Contra a hipótese alternativa:

$$H_A: y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DTB_{2t} + e_t \quad (2)$$

⁴ Ver Dickey e Fuller (1979).

⁵ Ver Phillips e Perron (1988).

⁶ Ver Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (1992).

O DTB_{it} é uma variável de pulso que assume valor 1 se $t = TB_i + 1$ ($i = 1, 2$) ou valor 0 caso contrário, e $DU_{it} = 1$ se $t > TB_i$ ($i = 1, 2$) e 0 no caso oposto. TB_1 e TB_2 são os períodos de tempo em que a média é modificada (quebra). Assim, se considerarmos o caso em que os dois intervalos pertencem ao *outlier* inovacional, pode-se testar a hipótese de raiz unitária pela primeira estimativa do seguinte modelo:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

IV.2.2 Modelo de Defasagens Distribuídas e Testes de Causalidade Granger

Utilizaremos os Modelos de Defasagens Distribuídas (ARDL) para estimar os Testes de Causalidade Granger das séries propostas. Neste caso, verificaremos se existe alguma relação entre a taxa Selic, o superávit primário e a dívida pública. Como análise secundária, os cálculos da taxa de câmbio real e o risco país também serão relacionados e analisados com as outras variáveis propostas.

Seja um modelo ARDL (1,1) da seguinte forma:

$$y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Onde x_t e y_t são variáveis estacionárias e u_t é um erro do tipo ruído branco.

$$y_t = (1 + \alpha_1 + \alpha_1^2)c + (1 + \alpha_1 L + \alpha_1^2 L^2 + \dots)(\beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t) \quad (5)$$

Isso significa que o valor corrente da variável 'y' depende dos valores correntes e passados de 'x' e 'u'.

A metodologia das defasagens distribuídas nos permite chegar a dois conceitos importantes: o multiplicador de impacto e o multiplicador de longo prazo. O primeiro está relacionado ao curto prazo, é representado na equação 4 por β_0 , e representa a variação imediata em y_t ante uma mudança unitária da variável x_t no período 't'. Já o multiplicador de longo prazo representa mudanças na variável dependente, dadas as variações permanentes na variável exógena.

Novamente, pelo modelo ARDL (1, 1) reportado na equação 5, o coeficiente β_1 , por exemplo, mede a influência de x_{t-1} em y_t , ou seja, se $\beta_1=0$ então podemos dizer que a variável X não causa, no sentido Granger, Y. Se este for o caso, o Teste de Causalidade

Granger examina se todos os parâmetros β da equação 6 abaixo são iguais a zero conjuntamente.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} + \epsilon_t \quad (6)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_l x_{t-l} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_l y_{t-l} + u_t \quad (7)$$

X Granger causa Y se qualquer um ou todos os β podem ser estatisticamente significativos. Uma vez que estamos supondo que X e Y não contêm raízes unitárias, a análise de regressão pode ser usada para estimar este modelo e os procedimentos de teste de hipóteses normais de trabalho.

A maneira correta de fazer o teste de causalidade de Granger é testar a hipótese de que $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$, por meio do teste de Wald. X Granger causa Y somente se a hipótese do teste é rejeitada. O teste de Wald calcula uma estatística de teste com base na regressão irrestrita, isto é, ele mede o quão perto as estimativas irrestritas vão satisfazer as restrições de acordo com a hipótese nula. Trata-se de um teste de restrições aplicado aos parâmetros do modelo estimado. Assim, haverá causalidade no sentido de Granger caso o teste de Wald seja aplicado sobre as variáveis explicativas defasadas, e se rejeita a nula do teste.

Existem quatro possibilidades de causalidade segundo esse arcabouço: (i) causalidade unidirecional de Y para X; (ii) causalidade unidirecional de X para Y; (iii) causalidade bidirecional; (iv) ausência de causalidade em qualquer direção. 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.

IV.2.3 VAR ESTRUTURAL

Sims (1980) critica os modelos econométricos utilizados até então, argumentando que aqueles (alguns dos quais com centenas de equações) continham muitas restrições de identificação e eram modelos estáticos, não tratando de forma correta a questão das expectativas e não representando a estrutura probabilística dos dados. O autor sugere então uma nova abordagem para a modelagem econométrica, a metodologia VAR (Vetor Auto-regressivo). Dentro dessa abordagem, os modelos macroeconômicos são estimados na forma reduzida (irrestrita), com todas as variáveis sendo tratadas como endógenas dentro do sistema proposto (ENDERS, 1995).

É possível mostrar que os modelos VAR na forma reduzida retornam previsões ótimas (minimizam o erro quadrático médio de previsão) e muitos trabalhos têm mostrado que tais modelos têm bom desempenho em previsões de curto prazo. Entretanto, para o propósito de se obter funções de impulso-resposta, decomposições de variância e mesmo testar teorias é preciso do modelo na forma estrutural. Contudo, para recuperar o modelo estrutural a partir da forma reduzida (identificação) são necessárias restrições, de modo a identificar os choques estruturais ou *ad-hoc* (com interpretação econômica) a partir dos resíduos do VAR irrestrito (a princípio, sem nenhuma interpretação econômica, já que são combinações lineares dos choques estruturais) (ENDERS, 1995).

A primeira forma proposta para realizar a identificação é a decomposição triangular de Cholesky (SIMS, 1980), na qual se adota uma estrutura recursiva no sistema que identifica os choques estruturais a partir dos resíduos (ou erros de previsão estimados). Apesar de prática e funcional, tal forma de identificação é um tanto atórica e seus resultados são muito sensíveis ao ordenamento das variáveis de acordo com o seu "grau de endogeneidade" (ENDERS, 1995).

Sims (1986) e Bernanke (1986), a fim de resolver esse problema, propõem uma forma diferente de identificação, sendo esta feita a partir de restrições advindas da teoria econômica. Tais VARs passaram então a ser conhecidos como modelos VAR estrutural (SVAR). Dentre os esquemas de identificação estrutural mais conhecidos está o proposto por Blanchard e Quah (1989), que usando restrições de longo prazo derivadas de um modelo teórico decompõem o Produto Nacional Bruto (PNB) dos Estados Unidos em seus componentes temporário e permanente (ENDERS, 1995). É exatamente este tipo de identificação que utilizaremos para definir o grau de implicação das variáveis aqui analisadas sobre a dívida pública.

Blanchard e Quah (1989) propõem um modelo onde há a existência de choques permanentes e choques temporários, impondo restrições ao modelo SVAR. Este trabalho utiliza o método de auto regressão vetorial estrutural proposto por esses autores baseando-se em Enders (1995). A estratégia de estimação é ilustrada como se segue.

A análise emprega duas séries temporais, ou seja, a dívida líquida do setor público (DLSP) e superávit primário (NFSP). Uma vez que as séries confirmam-se estacionárias, elas podem ser representadas no vetor de séries de médias móveis de duas inovações (choques):

$$\begin{bmatrix} \Delta DLSPx_t \\ \Delta NFSPx_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{n,t} \\ \epsilon_{r,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Onde $x_t \equiv \begin{bmatrix} \Delta DLSPx_t \\ \Delta NFSPx_t \end{bmatrix}'$, dívida líquida do setor público e superávit primário, em sua primeira diferença e $\epsilon_t \equiv [\epsilon_{n,t}, \epsilon_{r,t}]'$, um vetor de dois tipos de inovações (choques).

$C(L) \equiv \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{bmatrix}$ é uma matriz 2x2 dos polinômios de operador de defasagem.

Presume-se que ambas as inovações têm a variância de 1 e que não são correlacionadas uma com a outra. A partir dessas premissas, a matriz de variância covariância das duas inovações, Σ_ϵ , pode ser expressas como a matriz identidade 2x2, $\Sigma_\epsilon = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$.

As inovações na forma da Equação 8 não são observáveis a partir dos dados, e têm de ser calculadas pela estimativa de uma forma reduzida de vetor auto-regressivo (VAR) como a seguir ;

$$x_t = A(L)x_{t-1} + e_t \quad (9)$$

Onde $A(L)$ é uma matriz 2x2 do polinômio de operadores lag . $e_t \equiv [e_{1,t}, e_{2,t}]'$, onde as duas séries residuais não são, necessariamente, correlacionadas umas com as outras. Para que as Equações 8 e 9 sejam idênticas, os erros de previsão $x_t - E_{t-1}(x_t)$ devem ser idênticos, e E é um operador de valor esperado. Isso gera a seguinte equação:

$$\begin{bmatrix} e_{n,t} \\ e_{r,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{n,t} \\ \epsilon_{r,t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Na matriz $C(0) \equiv \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix}$, existem quatro variáveis desconhecidas.

Nota-se que a matriz deve possuir variância e covariância estimadas em e_t e Σ_ϵ . Sustentando assim $\Sigma_e = C(0)\Sigma_\epsilon C(0)' = C(0)C(0)'$.

Esta igualdade produz três equações contra quatro parâmetros desconhecidos $C(0)$.⁷ A fim de identificar todos os quatro parâmetros desconhecidos e, assim, calcular as inovações distribuídas de forma independente, uma restrição adicional é necessária. A restrição de longo prazo fornece tal restrição de identificação. Em primeiro lugar, a equação (9) pode ser expressa no vetor médio do processo como se segue;

⁷ Estas são duas equações de variações, e uma equação de covariância.

$$x_t = [I - A(L)L]^{-1}e_t \quad (11)$$

Além disso, com a notação $B(L) \equiv [I - A(L)L]^{-1}$, substituindo a equação 10 na Equação 11 se tem a seguinte representação:

$$x_t = B(L)[C(0)\epsilon_t] \quad (12)$$

A suposição de neutralidade de longo prazo de $\epsilon_{n,t}$ em $\Delta DLSPx_t$ é equivalente ao que a resposta ao impulso de cumulativo de $\Delta DLSPx_t$ onde $\epsilon_{n,t}$ é zero. Esta hipótese fornece a seguinte restrição de identificação:

$$c_{11}(0) \sum_{k=0}^{\infty} b_{21}(k) + c_{21}(0) \sum_{k=0}^{\infty} b_{22}(k) = 0 \quad (13)$$

Onde $b_{ij}(k)$ é um fator de uma matriz de retardamento polinomial $B(L)$. Ao acrescentar esta restrição da identificação, há quatro equações contra quatro parâmetros desconhecidos $C(0)$. Assim, é possível identificar $C(0)$. Isso nos permite calcular duas séries temporais de inovações, bem como o vetor médio do processo da Equação (13).

A restrição da Equação (13) significa que $\epsilon_{n,t}$ não afeta a DLSP no longo prazo. Com base nesta propriedade, $\epsilon_{n,t}$ é indicado como um choque 'nominal'. Por outro lado, a inovação irrestrita $\epsilon_{r,t}$ é indicado como um choque 'real'.

Com o vetor médio do processo da Equação (12), as funções de resposta aos impulsos são avaliadas quanto ao tamanho e a persistência dos efeitos de cada choque. Em relação à função impulso resposta da taxa de dívida líquida do setor público para choques do superávit, a resposta ao impulso acumulada é zero no longo prazo, por definição. Quanto à previsão do erro, o peso dos choques nominais na variância do erro de previsão da dívida líquida não necessariamente converge para zero, mesmo no longo prazo, visto que o seu numerador é a soma dos quadrados dos $b_{21}(k)$ e $b_{22}(k)$.

V. RESULTADOS

V.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Os resultados dos testes ADF e Phillips-Perron (PP), apresentados na Tabela 5 mostram que a hipótese nula de raiz unitária não foi rejeitada para todas as variáveis em nível, com exceção da Selic no teste PP e do CDS no teste ADF e PP. Levando em consideração o teste KPSS, nota-se que todas as variáveis são não estacionárias, ao rejeitar-se a hipótese nula em um nível de significância de ao menos 5%.

Tabela 5- Testes de Raiz Unitária Convencionais- Variáveis em Nível

Variável	ADF				PP				KPSS			
	Estatíst. de teste	Lag	Valores Críticos		Estatíst. de teste	Banda	Valores Críticos		Estatíst. de teste	Banda	Valores Críticos	
			5%	10%			5%	10%			5%	10%
DLSP	-0.87	0	-2.88	-2.57	-0.88	4	-2.88	-2.57	1.36*	9	0.46	0.34
Primário	-1.50	0	-2.88	-2.57	-1.67	1	-2.88	-2.57	0.70*	9	0.46	0.34
SELIC	-1.55	4	-2.88	-2.57	-3,00*	8	-2.88	2.57	1.14*	9	0.46	0.34
Câmbio	-2.03	1	-2.88	-2.57	-1.74	2	-2.88	2.57	0.82*	9	0.46	0.34
CDS	-2.75**	0	-2.88	-2.57	-2.75**	1	-2.88	2.57	0.61*	9	0.46	0.34

Note: *, ** indicam rejeição da nula em 5% e 10%

Hipótese nula para ADF, PP = Série possui Raiz Unitária

Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

Além disso, pode-se avançar mais na discussão a fim de verificar se quebras estruturais tendem a influenciar os resultados do trabalho. Por isso, vamos reportar os resultados do teste de raiz unitária na presença de quebras estruturais proposto por Clemente, Montañés e Reyes (1998).

Levando em conta o teste de raiz unitária com quebras, novamente rejeita-se a hipótese nula em ao menos 5% para as variáveis analisadas. Como a estatística de teste, em módulo, é maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.

Os resultados t-estatísticos para as duas quebras mostraram-se significativos para todas as variáveis em questão, a um nível de significância de 5%, confirmando presenças de quebras estruturais. Existe quebra no ano de 2008 para todas as variáveis em decorrência da crise internacional, exceto para a Selic. A segunda quebra na maioria dos casos ocorre em 2009 ou 2010, com exceção do Câmbio e novamente da Selic.

Notadamente, o CDS e o Câmbio são as primeiras variáveis a responder à crise financeira internacional, com quebras verificadas em meados de 2008, visto que são extremamente voláteis à confiança dos investidores externos na economia brasileira.

A Dívida Líquida do Setor Público também responde à crise, e no fim de 2008 rompe um movimento de queda que se observava desde 2002, voltando a crescer. O superávit primário, representado pela NFSP, demora um pouco mais para apresentar quebra, ocorrendo somente no final de 2009, como pôde ser visto no Gráfico 7.

Tabela 6- Teste de Raiz Unitária com Quebras– Variáveis em nível

Variável	AR(k)	Estatísticas de teste	Datas de quebras		Primeira quebra	Segunda quebra
			Primeira quebra	Segunda quebra	D_{1t} (t-stat)	D_{2t} (t-stat)
DLSP	8	-2.03*	Dez 2008	Out 2011	-0.18 (-12.96)	-0.08 (-7.08)
Primário	11	-3.14*	Jun 2009	Abr 2010	-0.76 (-12.23)	0.42 (6.57)
SELIC	1	-3.73*	Dez 2006	Jun 2012	-0.05 (-17.98)	-0.03 (-6.41)
Câmbio	1	-3.37*	Dez 2005	Out 2008	-0.27 (-11.80)	-0.05 (-2.29)
CDS	0	-4.44*	Mar 2006	Ago 2008	-1.29 (-13.72)	0.31 (3.795)

Nota: * Rejeita H_0 em 5% .

Dois testes de raiz unitária com quebras usando o comando clemao2

H_0 = Série possui Raiz Unitária

Os resultados da Tabela 6 mostram as informações referentes aos pontos de ocorrência das quebras estruturais para as variáveis analisadas. A estatística de teste rejeita a hipótese nula de raiz unitária para todas as variáveis analisadas, corroborando os resultados dos testes da Tabela 7.

Para solucionar o problema de raiz unitária, utilizou-se o filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) a fim de separar o componente cíclico das séries temporais. Portanto, o filtro foi utilizado para obter uma representação suavizada das séries de tempo, mais sensível no longo prazo, do que no curto prazo.

Tabela 7- Testes de Raiz Unitária Convencionais- Desvios em Relação à Tendência

Variável	ADF				PP				KPSS			
	Estatíst. de teste	Lag	Valores Críticos		Estatíst. de teste	Banda	Valores Críticos		Estatíst. de teste	Banda	Valores Críticos	
			5%	10%			5%	10%			5%	10%
DLSP	-3.18**	0	-2.88	-2.57	-3.18**	0	-2.88	-2.57	0.03	8	0.46	0.34
Primário	-3.40**	1	-2.88	-2.57	-3.08**	2	-2.88	-2.57	0.05	8	0.46	0.34
SELIC	-5.32**	3	-2.88	-2.57	-4.03**	8	-2.88	2.57	0.03	9	0.46	0.34
Câmbio	-3.76**	1	-2.88	-2.57	-3.01**	0	-2.88	2.57	0.04	8	0.46	0.34
CDS	-3.56**	0	-2.88	-2.57	-3.75**	3	-2.88	2.57	0.05	8	0.46	0.34

Nota: *, ** indicam rejeição da nula em 5% e 10%
Hipótese nula para ADF, PP = Série possui Raiz Unitária
Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

Para as análises de causalidade, consideramos uma *dummy* correspondente ao período de crise, a partir de setembro de 2007, início do encadeamento da crise financeira Internacional. Também utilizamos *dummies* para os períodos de quebra estruturais do teste de Clemente, Montanes e Reyes (1998).

V.2 RESULTADOS: TESTES DE CAUSALIDADE GRANGER

Para a discussão da relação entre a possibilidade de dominância monetária ou fiscal, a primeira etapa da análise será a estimação das seguintes equações básicas, via modelo de defasagens distribuídas⁸:

$$DLSP_t = \alpha + \beta_1 DLSP_{t-1} + \dots + \beta_l DLSP_{t-l} + \delta_1 Selic_{t-1} + \dots + \delta_l Selic_{t-l} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$DLSP_t = \alpha + \beta_1 DLSP_{t-1} + \dots + \beta_l DLSP_{t-l} + \delta_1 Prim_{t-1} + \dots + \delta_l Prim_{t-l} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Em que *DLSP* é dívida líquida do setor público no período t e “*Selic*” é a taxa básica de juros da economia brasileira e “*Prim*” é o superávit primário. O objetivo é analisar se, para o caso brasileiro, a relação positiva entre a taxa básica de juros e a dívida líquida do setor público pode ser comprovada, bem como a relação desta com o superávit. Se positivo, existirão indícios de uma política monetária dominante. Além disso, utilizaremos *dummies* para diferenciar o período pós e pré-crise a partir de setembro de 2007, início do encadeamento da crise financeira internacional. O intuito é analisar se houve mudança significativa na condução das políticas monetária ou fiscal.

⁸ Assim como o proposto no trabalho de Gadelha e Divino (2008).

Este mesmo modelo será feito utilizando todas as variáveis (DLSP, Primário, Selic, Câmbio e CDS) como dependentes, conforme a Tabela 8:

Tabela 8- Estimações das Equações Básicas no Modelo ARDL

Hipótese Nula (não Granger causa)	Equações
<i>CDS</i> → <i>DLSP</i>	$DLSP_t = \alpha + \beta_1 DLSP_{t-1} + \dots + \beta_l DLSP_{t-l} + \delta_1 CDS_{t-1} + \dots + \delta_l CDS_{t-l} + \varepsilon_t$
<i>CÂMBIO</i> → <i>DLSP</i>	$DLSP_t = \alpha + \beta_1 DLSP_{t-1} + \dots + \beta_l DLSP_{t-l} + \delta_1 Câmbio_{t-1} + \dots + \delta_l Câmbio_{t-l} + \varepsilon_t$
<i>CÂMBIO</i> → <i>CDS</i>	$CDS_t = \alpha + \beta_1 CDS_{t-1} + \dots + \beta_l CDS_{t-l} + \delta_1 Câmbio_{t-1} + \dots + \delta_l Câmbio_{t-l} + \varepsilon_t$
<i>SELIC</i> → <i>CDS</i>	$CDS_t = \alpha + \beta_1 CDS_{t-1} + \dots + \beta_l CDS_{t-l} + \delta_1 Selic_{t-1} + \dots + \delta_l Selic_{t-l} + \varepsilon_t$
<i>PRIMÁRIO</i> → <i>CDS</i>	$CDS_t = \alpha + \beta_1 CDS_{t-1} + \dots + \beta_l CDS_{t-l} + \delta_1 Primário_{t-1} + \dots + \delta_l Primário_{t-l} + \varepsilon_t$
<i>SELIC</i> → <i>CÂMBIO</i>	$Câmbio_t = \alpha + \beta_1 Câmbio_{t-1} + \dots + \beta_l Câmbio_{t-l} + \delta_1 Selic_{t-1} + \dots + \delta_l Selic_{t-l} + \varepsilon_t$
<i>PRIMÁRIO</i> → <i>CÂMBIO</i>	$Câmbio_t = \alpha + \beta_1 Câmbio_{t-1} + \dots + \beta_l Câmbio_{t-l} + \delta_1 Primário_{t-1} + \dots + \delta_l Primário_{t-l} + \varepsilon_t$
<i>PRIMÁRIO</i> → <i>SELIC</i>	$Primário_t = \alpha + \beta_1 Primário_{t-1} + \dots + \beta_l Primário_{t-l} + \delta_1 Selic_{t-1} + \dots + \delta_l Selic_{t-l} + \varepsilon_t$

Fonte: Elaboração própria.

A relação superávit primário/PIB, dívida líquida do setor público (DLSP), Granger-causa unidirecionalmente a relação dívida/PIB de acordo com a Tabela 9. Portanto, no caso aqui analisado, existe indício de uma situação de dominância monetária nos termos propostos por Sargent e Wallace (1981), pois a dívida pública, representada por DLSP, não causa no sentido Granger o superávit primário. Por outro lado, o superávit primário causa no sentido Granger, a um nível de significância de 1%, a dívida pública. Isso é um sinal característico de um regime de dominância monetária para o período de março de 2003 a 2014, segundo o qual trajetória da relação dívida/PIB é afetada por variações na geração de superávits primários. Assim sendo, podem ocorrer melhorias na estabilização da relação dívida/PIB por meio da geração de superávits primários. Essa análise é corroborada pelos resultados de Gadelha e Divino (2008) e Ázara (2006).

Tabela 9-Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula (não Granger causa)	Sem dummy			Com dummy crise			Com dummy p/ quebra estrutural				
	F	P-Valor	Lags	F	P-Valor	Lags	Dummy (p-valor)	F	P-Valor	Lags	Dummy (p-valor)
<i>SELIC</i> → <i>DLSP</i>	8,80*	0,00	(1,2)	9,85*	0,00	(1,2)	0,84	10,14*	0,00	(2,1)	0,06
<i>DLSP</i> → <i>SELIC</i>	1,14	0,33	(3,4)	0,96	0,41	(3,4)	0,64	1,29	0,28	(3,4)	0,36
<i>PRIMÁRIO</i> → <i>DLSP</i>	4,92**	0,03	(1,2)	4,58**	0,03	(1,2)	0,96	3,49**	0,06	(1,2)	0,37
<i>DLSP</i> → <i>PRIMÁRIO</i>	8,28*	0,00	(2,1)	5,79*	0,00	(2,1)	0,87	7,90*	0,00	(2,1)	0,00

N= 127; *, ** e *** rejeita h0 em 1%, 5% e 10% respectivamente

Nota: as variáveis estão transformadas em ciclos, desvios em relação à média.

Fialho e Portugal (2005) utilizam dados mensais do período 1995-2003 e verificaram as hipóteses das dominâncias modelando uma relação entre as séries de dívida/PIB e superávit primário/PIB. Os resultados mostraram um regime de dominância monetária devido à resposta da dívida pública a mudanças no superávit primário.

Rocha e Silva (2004) indicam que o regime brasileiro é ricardiano, visto que o resultado primário é causador da dívida do governo para o período de 1966 a 2000 com observações anuais. Rocha e Paschoalotto (2003) também confirmam esse resultado.

Tendo em vista a Tabela 9 a autoridade fiscal parece procurar adequar o resultado primário de modo a compensar alterações na dívida pública, seja para estabilizar a relação dívida líquida/PIB, seja para reduzi-la. Tal comportamento é condizente com a hipótese de dominância monetária.

Moreira e Carvalho Jr. (2013) estudam a economia brasileira de 1999 a 2011 e chegam a um resultado de política fiscal expansionista, via redução do superávit primário. Isso contradiz trabalho aqui presente, considerando a dívida pública explicativa das taxas de juros, justamente o resultado inverso ao aqui exposto. Além disso, mostram que o superávit primário responde positivamente a uma variação da dívida pública, outro ponto de confronto com nosso estudo. Os autores mostram evidências de que o Brasil praticou política fiscal ativa no período analisado, o que é incompatível com um sistema de metas inflacionárias, sugerindo um regime de dominância fiscal. Esse resultado é encontrado também no trabalho de Blanchard (2005).

Tabela 10- Testes de Causalidade de Granger

Hipótese Nula (não Granger causa)	Sem dummy			Com dummy crise				Com dummy p/ quebra estrutural			
	F	P-Valor	Lags	F	P-Valor	Lags	Dummy (p-valor)	F	P-Valor	Lags	Dummy (p-valor)
<i>CDS → DLSP</i>	1,33	0,25	(1,2)	1,52	0,22	(1,2)	0,99	2,19	0,14	(1,2)	0,08
<i>DLSP → CDS</i>	3,91**	0,05	(1,2)	4,94**	0,03	(1,2)	0,41	4,03**	0,05	(1,2)	0,31
<i>CÂMBIO → DLSP</i>	0,00	0,98	(1,2)	0,07	0,79	(1,2)	0,49	0,39	0,53	(1,2)	0,15
<i>DLSP → CÂMBIO</i>	4,45**	0,03	(1,2)	4,45**	0,04	(1,2)	0,58	7,45*	0,01	(1,2)	0,73
<i>CÂMBIO → CDS</i>	0,27	0,60	(1,2)	0,072	0,79	(1,2)	0,45	0,00	0,99	(1,2)	0,34
<i>CDS → CÂMBIO</i>	5,72**	0,02	(1,2)	5,88**	0,02	(1,2)	0,52	4,95**	0,03	(1,2)	0,47
<i>SELIC → CDS</i>	4,03**	0,05	(1,2)	4,93**	0,03	(1,2)	0,45	4,01**	0,05	(1,2)	0,34
<i>CDS → SELIC</i>	1,35	0,26	(3,4)	1,58	0,20	(3,4)	0,71	3,24***	0,07	(1,4)	0,42
<i>PRIMÁRIO → CDS</i>	2,76***	0,10	(1,2)	0,56	0,45	(1,2)	0,81	3,53***	0,06	(1,1)	0,27
<i>CDS → PRIMÁRIO</i>	0,31	0,58	(1,2)	3,24***	0,07	(1,2)	0,55	0,00	0,99	(1,2)	0,00
<i>SELIC → CÂMBIO</i>	0,00	0,94	(1,2)	0,076	0,78	(1,2)	0,85	0,01	0,92	(1,2)	0,87
<i>CÂMBIO → SELIC</i>	4,05*	0,01	(3,4)	2,90***	0,06	(3,4)	0,48	5,93**	0,02	(1,4)	0,34
<i>PRIMÁRIO → CÂMBIO</i>	0,79	0,37	(1,2)	1,41	0,24	(1,2)	0,79	0,77	0,38	(1,2)	0,94
<i>CÂMBIO → PRIMÁRIO</i>	0,64	0,42	(2,2)	2,09	0,13	(2,2)	0,92	2,66	0,11	(1,2)	0,00
<i>PRIMÁRIO → SELIC</i>	0,09	0,97	(3,4)	0,02	0,98	(3,4)	0,59	0,29	0,59	(1,4)	0,51
<i>SELIC → PRIMÁRIO</i>	5,87**	0,02	(1,2)	5,01**	0,03	(1,2)	0,80	6,03**	0,02	(1,2)	0,00

N= 127; *, ** e *** rejeita H_0 em 1%, 5% e 10% respectivamente

Nota: as variáveis estão transformadas em ciclos, desvios em relação à média

A *dummy* para o período de crise é estaticamente pouco significativa ao explicar as interações entre as variáveis analisadas. Portanto, pode-se concluir que o período de crise não exerceu influência significativa sobre as variáveis analisadas.

A Tabela 10 indica as relações de causalidade no sentido Granger para as outras variáveis estudadas neste trabalho. Câmbio causa Selic unidirecionalmente, a taxa Selic sofre alterações em consequência de oscilações cambiais. Investidores externos fazem aplicações no Brasil atreladas às taxas de juros, levando em consideração um movimento cambial favorável para aplicação e conversão de lucros. Logo, a depender do câmbio, as aplicações atreladas a Selic podem se elevar ou reduzir.

Os resultados empíricos propostos por Marques Jr. (2009) sugerem uma relação positiva entre a dívida pública e o risco de *default*, e a relação desse risco com a depreciação cambial. Uma vez que o aumento da taxa juros leva a um aumento da dívida e, portanto, a uma maior probabilidade de *default*, desencadeia-se uma fuga de capitais que leva à depreciação cambial. O estudo aqui presente corrobora esse resultado, visto que existe possibilidade do CDS se alterar por movimentos da dívida pública. E o

resultado do CDS causa unidirecionalmente uma variação do câmbio segundo o teste de causalidade de Granger na Tabela 10.

Segundo Gadelha e Divino (2008), existe uma relação de causalidade no sentido Granger da relação dívida/PIB para o CDS, o que evidencia que o grau de endividamento público afete a avaliação externa da economia brasileira para o período de crise. Isso poderia ocorrer devido à credibilidade da política fiscal brasileira e à visão dos mercados quanto aos históricos de *default* do Brasil nos anos 1990.

Machado (2010) analisa especificamente o período de 1995 a 2008 e conclui a inexistência de dominância fiscal para a economia brasileira. Segundo o autor, os principais determinantes para os desequilíbrios fiscais do período foram a condução das políticas monetária e cambial do período, portanto um regime de dominância monetária. Como resultado similar ao encontrado aqui, a Selic é causada unidirecionalmente pela taxa de câmbio. Em contrapartida, o trabalho sugere uma causalidade inversa à aqui encontrada, em que os níveis de endividamento público são causados no sentido Granger pela taxa de câmbio.

Os níveis de credibilidade e os níveis de endividamento do país tendem a causar depreciação ou apreciação da moeda doméstica em decorrência do excesso de entrada e saída de fluxos de capitais. Isso pode ser visto na Tabela 10 no caso da variável CDS causar no sentido Granger taxa de câmbio.

O resultado primário é responsável, no sentido Granger, pelo CDS, ao se desconsiderar a *dummy* para crise. Portanto, a política fiscal pode ser condicionada às possíveis mudanças de percepções quanto aos riscos dos agentes econômicos internacionais. Esse seria o motivo pelo qual existiu um esforço para se ampliar o superávit primário no planejamento para o ano de 2014, pois o governo vigente era visto com desconfiança por parte dos investidores.

V.3 RESULTADOS: VAR ESTRUTURAL

Nessa seção faremos a análise do modelo VAR estrutural. A fim de manter o foco somente sobre as relações mais importantes, no que tange à questão das dominâncias, serão analisadas prioritariamente as funções impulso-resposta entre a dívida pública, o superávit primário, e a taxa Selic.

O passo seguinte foi a seleção do melhor modelo de VAR referente às variáveis já aqui destacadas. Utilizamos o procedimento padrão de estimação, por meio do Critério Schwarz⁹, que indicou que uma defasagem seria a melhor forma de estimar os quatro modelos propostos.

Os três primeiros VARs levam em consideração o período de quebra estrutural do teste de raiz unitária com quebras de Clemente, Montañés e Reyes (1998) para a variável que responderia aos choques estruturais. Já o VAR 4 leva em consideração uma dummy para o período posterior à crise financeira, de outubro de 2007 em diante, para todas as variáveis. O resultado dos modelos foi bastante similar, de forma que se optou por fazer a análise das funções impulso-resposta somente do quarto VAR estimado, sem que se incorresse em grande prejuízo de análise.

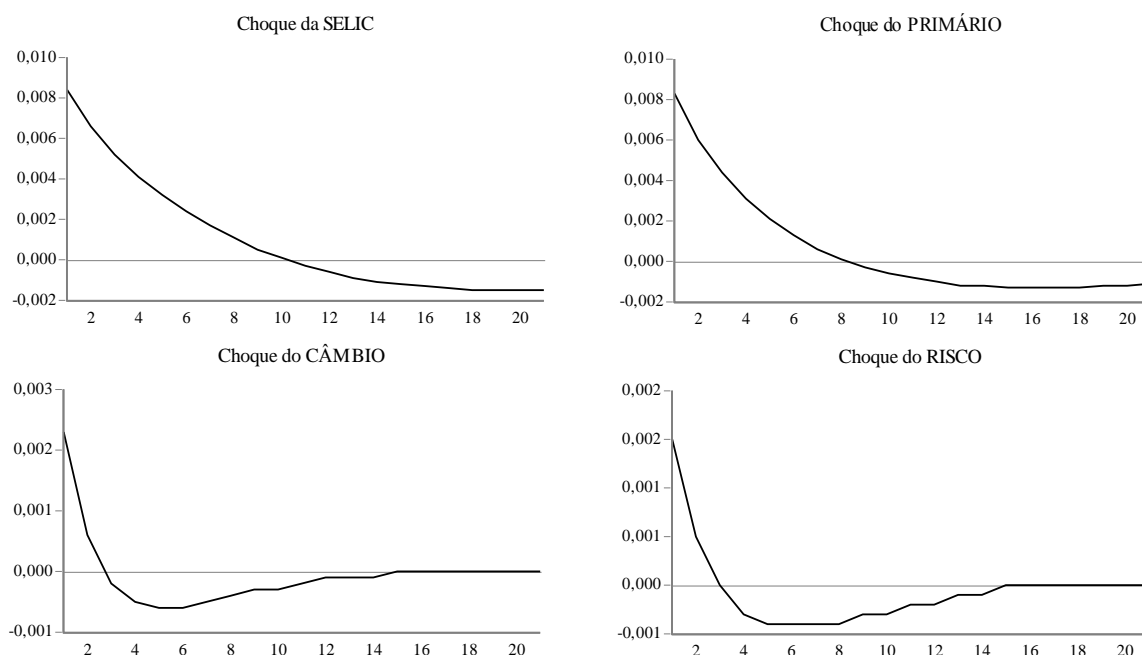
Tabela 11- Critério de Seleção de Melhor Modelo VAR

	Modelos com quebras específicas			Modelo com dummy de crise
Variáveis Exógenas	VAR 1 (Quebra na Dívida)	VAR 2 (Quebra na Selic)	VAR 3 (Quebra no Primário)	VAR 4
Lags				
0	-11.11	-11.50	-10.99	-11.01
1	-16.45*	-16.50*	-16.43*	-16.43*
2	-16.03	-16.09	-16.01	-16.01
3	-15.44	-15.50	-15.42	-15.42
4	-15.01	-15.09	-14.99	-14.99
5	-14.29	-14.37	-14.27	-14.28

Fonte: Elaboração própria.

⁹ Testes de diagnóstico (VAR Residual Serial Correlation LM Tests) foram feitos para se certificar da validade da escolha das defasagens pelo critério seleção Schwarz. O Valor do teste foi de 32,58 com probabilidade de 0,1419.

Figura 1- Respostas da Dívida Líquida do Setor Público



Fonte: Elaboração própria

A Figura 1 mostra os gráficos das funções de resposta da dívida aos impulsos nas outras variáveis. O gráfico superior direito indica que um choque no superávit primário afeta, inicialmente, a dívida pública de maneira positiva. Após essa variação, a resposta da dívida pública começa a decair, atingindo o vale aproximadamente um ano após o choque. Este mesmo comportamento pode ser observado em relação à resposta da DLSP advinda dos choques da taxa Selic (gráfico superior esquerdo).

Ao economizar para o pagamento de dívida tem-se uma elevação da mesma, com tendência à queda. Após um período de aproximadamente doze meses, um choque positivo do superávit primário acarreta a redução da relação dívida pública/PIB, justamente pelo pagamento de dívida.

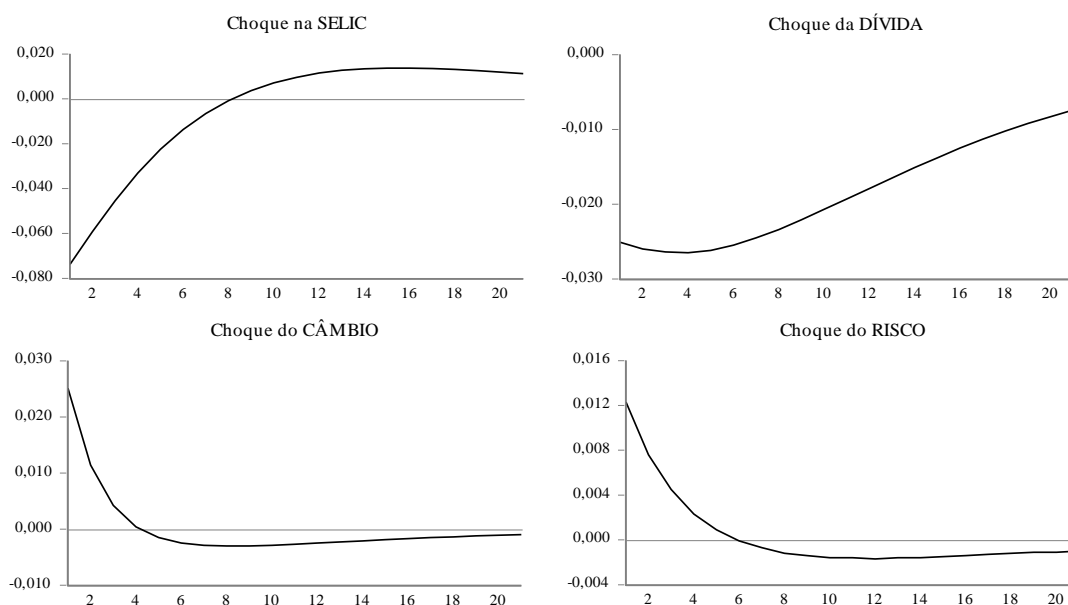
Uma variação da taxa de câmbio real sugere uma queda da dívida pública em um momento inicial, mas essa queda não é permanente, pois ao atingir o vale no sexto mês esse choque se dissipa. O CDS e a taxa de câmbio possuem dinâmica similar para todas as variáveis analisadas.

A Figura 2 mostra funções de resposta ao impulso do superávit primário em consequência de variações das variáveis indicadas. Choques na Selic acarretam um aumento do superávit primário, movimento este que perdura até o final do sétimo mês. A

tendência posterior desse choque é a estabilização progressiva. Inovações na Selic indicam, em um primeiro momento, a redução dos níveis de superávit primário. Logo, um aumento da dívida pública, representada pelo aumento do nível de remuneração desta, deve ser combatida com uma variação positiva do esforço de resultado primário, representado pelo gráfico superior direito.

O nível da dívida pública (DLSP) também é importante visto que uma variação positiva dessa variável indica um possível aumento do esforço para honrar esses novos compromissos, logo um aumento do superávit primário. A análise do gráfico indica que o governo pode economizar mais para controlar a dívida no futuro. Pensando em termos do caso brasileiro atual, podemos fazer a análise inversa. Um choque negativo da dívida pública tem propiciado ao governo a possibilidade de reduzir o superávit primário.

Figura 2- Respostas do Superávit Primário

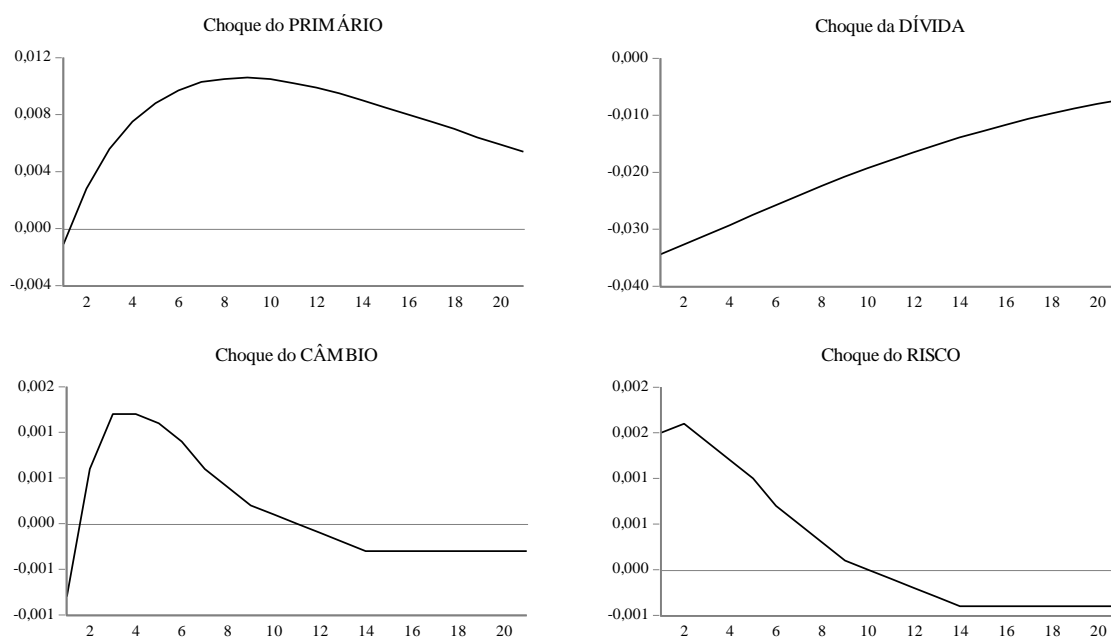


Fonte: Elaboração própria

O movimento da taxa de câmbio real é relevante nessa análise visto que, caso essa se movimente, será necessária uma contrapartida fiscal para equilibrar uma possível variação da dívida atrelada à moeda estrangeira. Um comportamento bastante similar ocorre com o risco-país (CDS), cuja variação compromete em grande parte a visão do investidor sobre as condições do governo brasileiro saldar seus compromissos. E para confirmar o compromisso do governo com a estabilidade da dívida e a fuga de divisas, faz-se necessário um aumento do esforço primário.

De acordo com as proposições sobre dominância fiscal, uma política de gastos públicos desregrada diminui o superávit primário, obrigando o governo a elevar os juros para atrair mais credores da dívida pública, e assim, ser capaz de fechar as contas governamentais. Segundo a análise, torna-se interessante notar que um aumento da relação dívida/PIB acarreta um aumento do superávit, refutando esse argumento. Outro ponto a se analisar é a questão do aumento da Selic para contrabalancear esses gastos, isso será feito em seguida.

Figura 3- Respostas da Taxa Selic



Fonte: Elaboração própria

A figura 3 traz as funções de resposta ao impulso da taxa Selic. O gráfico superior esquerdo indica que um choque no superávit primário afeta de maneira positiva a resposta da taxa Selic em um momento inicial. Entretanto, esse movimento de aumento não se estende por muito mais que oito meses. A partir daí se tem uma queda contínua da resposta. Isso denota a já analisada proporção contrária das duas variáveis. Ao se economizar mais para pagamento da dívida pública, maior a autonomia da autoridade monetária para estipular os níveis de taxa de juros segundo as necessidades de controle de preços. Caso contrário, menor seria a autonomia da política monetária. No entanto, as variáveis em um prazo mais curto são tendencialmente inversas.

O gráfico superior direito indica uma variação negativa da Selic para um choque da dívida pública. Embora a curva desacelere com o tempo, existe uma tendência à normalidade. A fim de refutar completamente a hipótese de dominância fiscal, o ideal

seria que esse choque não fosse acompanhado de um movimento tão proeminente da Selic. Sendo assim, existem indícios de que o governo brasileiro utiliza a taxa de juros em vistas a fechar as contas públicas. Entretanto, como já dito anteriormente, o governo também aumenta o nível do superávit primário caso exista uma variação positiva da dívida.

Tanto as relações no sentido Granger quanto do VAR estrutural entre a Selic e o CDS revelam que melhorias na avaliação externa podem ser obtidas por meio da credibilidade da política monetária. Esse resultado também é corroborado pelas análises de Gadelha e Divino (2008). Isso pode ser visto nos gráficos inferiores da Figura 3, onde choques positivos no risco são acompanhados de um aumento nos níveis das taxas juros em um momento inicial. Posteriormente, existe uma inversão de tendência.

O trabalho contrapõe a visão de Ázara (2006), segundo o qual mudanças na Selic são motivadas pelas expectativas, sem a existência de nenhuma restrição fiscal ao movimento dos juros. Segundo o trabalho, o Banco Central sobe os juros a fim de conter expectativas, mostrando uma grande capacidade de resposta da política monetária sem incorrer em restrições impostas pelo lado fiscal. Nossa análise indica que a autoridade monetária responde às expectativas, mas não está imune às restrições fiscais.

Segundo Ornelas (2011), a autoridade monetária brasileira possui alto nível de liberdade para combater os níveis de preços, obtendo sucesso nos objetivos de política monetária. Logo, a economia brasileira possui baixo grau de dominância fiscal, assim como o trabalho aqui exposto.

Os resultados das funções de impulso-resposta indicam que a política monetária brasileira não é totalmente independente, pois a taxa básica de juros é afetada pela dinâmica da dívida pública. Entretanto, existe uma resposta positiva do superávit primário, caso exista um movimento positivo da dívida. Superficialmente, poderia se dizer que a autoridade monetária brasileira é expansionista, mas a análise deve ser feita levando em consideração todos os fatos.

Resultados interessantes foram encontrados, um choque na taxa Selic pode acarretar um aumento do nível de endividamento público, portanto um maior risco de *default*. Logo há a existência de uma variação positiva do risco país (CDS), que sugere fuga de capital estrangeiro, e consequentemente depreciação cambial. A similaridade das respostas nas variáveis analisadas aos impulsos do câmbio e do CDS denotam o

comportamento integrado dessas duas variáveis corroborando os trabalhos de muitos autores, como Marques Jr. (2009) e Gadelha e Divino (2008).

As principais conclusões dessa seção se resumem na impossibilidade da existência de dominância fiscal para economia brasileira no período de 2003 a 2013. O superávit responde a alterações da dívida pública tanto no teste de causalidade de Granger quando nas funções de resposta ao impulso do VAR estrutural, indicando o comprometimento da autoridade fiscal com o nível de endividamento público. A dívida brasileira tem se mantido relativamente constante e com tendência à queda no período aqui posto, indicando a eficiência da autoridade fiscal em manter a relação dívida/PIB.

O fato da taxa Selic não se alterar de maneira positiva à um choque da dívida pública mostra que a autoridade monetária se compromete com outros tipos de meta que não o endividamento público, resultado esse comprovado também no teste de causalidade de Granger. Entretanto, nas funções de resposta a impulsos, a Selic responde de maneira inesperada a um choque na dívida pública, o que possivelmente mostra um efeito não captado nesse trabalho, e que deveria ser mais bem estudado posteriormente.

VI. CONCLUSÃO

A coordenação entre as políticas monetária e fiscal foi debatida nesse trabalho sob uma análise teórica e empírica. A discussão sobre esse tema tem sido constante nos últimos anos dada a sua importância para a economia de qualquer país. Seguindo o debate teórico adentramos à questão da dominância monetária e da dominância fiscal seguindo os pressupostos de Sargent e Wallace. Segundo esse arcabouço propomos uma análise da economia brasileira no período de 2003 a 2013 para algumas variáveis relevantes à discussão. Foram utilizadas duas metodologias distintas: uma baseada na análise por meio da estimação de um vetor auto-regressivo estrutural e outra envolvendo a estimação de modelos auto regressivos de defasagens distribuídas para variáveis integradas.

Segundo a teoria, na existência de dominância monetária a autoridade monetária determina a quantidade de receita que será ofertada pela autoridade fiscal por meio da senhoriagem. Então a autoridade fiscal tem os gastos restringidos pela função de demanda por títulos. Isso implica um superávit que mantenha constante a relação dívida/PIB. Tendo isso em vista, a autoridade fiscal mantém um superávit que estabiliza os níveis da dívida pública, seja ela dívida líquida, ou bruta. Exatamente o que a análise feita neste trabalho sugere.

Logo, no período aqui estudado e utilizando as variáveis propostas, se conclui que no Brasil existe uma autoridade fiscal comprometida com a dinâmica da dívida pública, que se ajusta aos níveis de senhoriagem determinados pela autoridade monetária para a manutenção dos níveis de endividamento.

As principais relações aqui observadas foram entre dívida pública, superávit primário e taxa Selic, pois segundo o arcabouço proposto essas variáveis deveriam ser as mais relevantes à análise de uma provável dominância monetária ou fiscal no Brasil. Seguindo isso, os resultados das análises de causalidade indicaram que a taxa Selic e o superávit primário Granger-causam a relação dívida/PIB. E a dívida/PIB Granger-causa o superávit primário, denotando uma autoridade fiscal comprometida com o nível de endividamento. Isto fortalece o argumento da existência de uma autoridade monetária autônoma, expressando a credibilidade da política monetária. Em outras palavras, a política monetária não é afetada pela dinâmica da dívida pública, caracterizando um regime de dominância monetária. Existe uma contrapartida à isso na análise das funções do VAR estrutural, pois segundo a aplicação dessa metodologia, um impulso na dívida

pública acarreta uma variação negativa da taxa Selic, dando indícios de que a autoridade monetária não é tão autônoma quanto outros trabalhos pressupõe. Logo, uma análise mais minuciosa deveria ser feita no que tange a este assunto.

Desta maneira as análises de causalidade de Granger e das funções impulso resposta sobre o VAR estrutural permitem concluir que o Brasil, considerando os dados para os anos de 2003 a 2013, encontra-se sob um regime de dominância monetária, ou seja, a autoridade monetária possui autonomia para fixar suas metas e estabelecer uma taxa de juros que estejam de acordo com seus objetivos.

VII. REFERÊNCIAS

AGUIAR, M. T. **Dominância fiscal e a regra de reação fiscal: uma análise empírica para o Brasil**. Tese de Doutorado apresentada à Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

ÁZARA, A. **Dominância Fiscal e suas implicações sobre a Política Monetária no Brasil**. Dissertação apresentada à Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

BARRO, R. J. **Rational Expectations and the Role of Monetary Policy**. *Journal of Monetary Economics* (110), p. 161-193, 1976.

BARRO, R. J. **On the determination of the public debt**. *The Journal of Political Economy*, p. 940-971, 1979.

BLANCHARD, O. J. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil**. Em F. Giavazzi I. Goldfajn na S. Herrera, *Inflation targeting, Debt and the Brazilian Experience, 1999 to 2003*, MIT Press, Cambridge, MA, 2005.

BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. **The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances**. *The American Economic Review*, 39 p. 655–673, 1989.

BRESSER-PEREIRA, L.C.; GOMES, C. **O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio**. Em: OREIRO, J.L.; PAULA, L.F.; SOBREIRA, R. *Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*. FGV, Rio de Janeiro, p. 21-51, 2009.

BUENO, R.L.S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARNEIRO, D.; WU, T. Y. H. **Dominância Fiscal e Desgaste do Instrumento Único de Política Monetária no Brasil**. Instituto de Estudos de Política Econômica. Texto para Discussão (7), 2005.

CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. **Testing for a unit root in variables with a double change in the mean**. *Economics Letters* (59), p. 175-182, 1998.

COCHRANE, J. H. **A frictionless view of US inflation**. *NBER Macroeconomics Annual* 1998 (13). MIT Press, p. 323-421, 1998.

COCHRANE, J.H. **Long Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level**. *Econometrica*, 69 (1), 2001.

COCHRANE, J. H. **Money as stock**. *Journal of Monetary Economics*, 52(3), p. 501-528, 2005.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. *Journal of the American Statistical Association* (74), p. 427-431, 1979.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley & Sons, Inc, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Co-integration and error correction: representation, estimation and testing**. *Econometrica*, 55 (2), p. 251-276, 1987.

FAVERO, C. A.; F.GIAVAZZI, **Inflation Targeting And Debt: Lessons from Brazil**. National Bureau of Economic Research, 2004.

FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. **Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: an Application of the Fiscal Theory of the Price Level**. *Estudos Econômicos*, 35 (4), p. 657-685, 2005.

GADELHA, S. R. D. B.; DIVINO, J. A. **Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade**. *Economia Aplicada* 12(4), p. 659-675, 2008.

GOMES, C; AIDAR, O. **Política Monetária no Brasil: Os Desafios do Regime de Metas de Inflação**. *Economia Ensaios*, 19, p.45-63, 2005

GOMES, C.; TERRA, F. H. B.; PIRES, M. C. C. **The Effects of Public Debt Management on Macroeconomic Equilibrium: An Analysis of the Brazilian Economy**. *Economia* (15), p. 174-188, 2014.

GOMES, C.; VIEIRA, F. V. **Persistência inflacionária regional brasileira: uma aplicação dos modelos arfima**. *Economia Aplicada*, 17, 2013. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-0502013000100006, Acesso em 23 out. 2014

GRANGER, C. W. J. **Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models**. *Econometrica*, 34, p. 541-551, 1969.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO JÚNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. São Paulo: Atlas, 2002.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, Princeton, 1994.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Carta de Conjuntura**, Brasília: Grupo de análise e previsões, mar. 2010. ISSN 1982-8772. Disponível em: <www.ipea.gov.br/default.jsp>. Acesso em: set 2014.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Carta de Conjuntura**, Brasília: Grupo de análise e previsões, mai. 2012. ISSN 1982-8772. Disponível em: <www.ipea.gov.br/default.jsp>. Acesso em: set 2014.

JOHANSEN, S. **Estimation and hypothesis test of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressivemodels**. *Econometrica* (59), p. 1551-1580, 1991.

KYDLAND, F. E; PRESCOTT, E C. **Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans**. *The Journal of Political Economy*, p. 473-491, 1977.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. **Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Are Non-Stationary?** *Journal of Econometrics* (54), p. 159-178, 1992.

LEEPER, E. M. **Equilibria Under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies**. *Journal of Monetary Economics*, 27, p. 129-147, 1991.

LEEPER, E. M. **A simple model of the fiscal theory of the price level**. Indiana University, Bloomington. Mimeo, 2005.

LUCAS JR., R. E. **Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs**. *American Economic Review*, 63, p. 326-34, 1973

MARQUES JUNIOR, K. **Há Dominância Fiscal na Economia Brasileira? Uma Análise empírica para o período do governo Lula**. Dissertação apresentada à Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2009.

MACHADO, J. T. **Interação entre as Políticas Fiscal e Monetária Brasileiras no período pós-Plano Real. Uma análise de causalidade com aplicação ao modelo VAR.** Dissertação apresentada à Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, 2010.

MOREIRA, T. B. S. **Mecanismos de transmissão da política fiscal no Brasil: uma investigação empírica.** XIV Prêmio Tesouro Nacional, 2009. Disponível em: www.stn.fazenda.gov.br

MOREIRA, T. B. S. **Brazil: an empirical study on fiscal policy transmission.** CEPAL Review 103, p. 187 – 205, 2011.

MOREIRA, T. B. S.; CARVALHO JR., A. C. de A. **Interação entre políticas Monetária, Fiscal e Cambial no Brasil: Um Enfoque sobre a consistência das políticas.** Economia e Desenvolvimento, Recife (12), 2013.

MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. da S.; ALMEIDA, C. L. **The Fiscal Theory of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policies: The Brazilian Case.** Brazilian Review of Econometrics, 27 (1), p. 85-106, 2007

MOREIRA, T. B. S., SOARES, F. A. R., SACHSIDA, A., LOUREIRO, P. R. **The Interaction of Monetary and Fiscal Policy: The Brazilian Case,** 2012. Disponível em: SSRN 2065818.

OLIVEIRA, G.; TUROLLA, F. **Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas.** Tempo social, v. 15, n. 2, p. 195-217, 2003.

ORNELLAS, R. S. **Interação entre as autoridades fiscal e monetária no Brasil.** Dissertação apresentada à Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2011.

PERRON, P. & VOGELSANG, T. J. **Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity.** Journal of Business and Economic Statistics (10), p. 301-20, 1992.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. **Testing for a Unit Root in Time Series Regression.** Biometrika, n. 75, p. 335-346, 1988.

RAMOS A. P. **A Política Fiscal do Plano Real e o Ajuste Fiscal para 1999/2001.** Revista de Economia Política, 21 (4), p. 46-62, 2001.

ROCHA, F.; PASCHOALOTTO, E. **Teoria fiscal e a plausibilidade de regimes não-ricardianos no Brasil**. In: XXXI Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2003, Porto Seguro. XXXI Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2003.

ROCHA, F.; SILVA, E. P. **Teoria Fiscal do Nível de Preços: Um Teste para a Economia Brasileira no período 1996-2000**. Pesquisa e Planejamento Econômico (34), 2004.

SALLUM JR, B. **O segundo governo FHC: um balanço crítico**. Tempo Social (15), 2003.

SARGENT, T.J. **“Beyond Demand and Supply Curves in Macroeconomics”**. The American Economic Review (72), 1982.

SARGENT, T.J.; WALLACE, N. **Some Unpleasant Monetarist Arithmetic**. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review (5) n. 3, 1981.

SILVA, M L F. **Plano Real e âncora cambial**. Revista de economia política (22), p. 3-24, 2002.

SIMS, C. **Macroeconomics and reality**. Econometrica (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, v. 4, n. 3, p. 381-399, 1994.

TANNER, E.; RAMOS, A. M. **Fiscal Sustainability and Monetary Versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil, 1991-2000**. Applied Economics, 35(7), p. 859-873, 2003.

TEIXEIRA, R. A.; PINTO, E. C. **A economia política dos governos FHC, Lula e Dilma: dominância financeira, bloco no poder e desenvolvimento econômico**. Economia e Sociedade (21), 2012.

VERDINI, M. **Regras Monetárias e Restrição Fiscal: Uma Análise da Política de Metas para a Inflação no Brasil**. Dissertação apresentada à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, 2003.

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

WOODFORD, M. **Price-level determinacy without control of a monetary aggregate.**
Em: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. North-Holland, p. 1-46,
1995.

WOODFORD, M. **Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability?**
Em: CALVO, G.; KING, M. The Debt Burden and Monetary Policy, Macmillian,
London, 1997.

WOODFORD, M. **Fiscal Requirements for Price Stability.** Journal of Money, Credit
and Banking (33), 2001.

WOODFORD, M. **Interest and Prices.** Princeton University Press, Princeton, 2003.