



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA  
FACULDADE DE ECONOMIA  
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA**

**EMERSON COSTA DOS SANTOS**

**INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL: UMA  
ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO**

**SALVADOR**

**2013**

**EMERSON COSTA DOS SANTOS**

**INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL: UMA  
ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia do trabalho e da empresa.

Orientador: Prof. Dr. André Luis Mota Dos Santos

**SALVADOR**

**2013**

Ficha catalográfica elaborada por Vânia Magalhães CRB5-960

Santos, Emerson Costa dos  
S237 Interações entre políticas monetária e fiscal no Brasil: uma análise de cointegração./  
Emerson Costa dos Santos. \_ Salvador, 2013.  
118 f. : il.; fig.; graf.; quad.; tab.  
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Economia, 2013.  
Orientador: Prof. Dr. André Luiz Mota dos Santos.

1. Política monetária 2. Política fiscal. I. Santos, André Luiz Mota dos. II. Título. III.  
Universidade Federal da Bahia.

CDD – 332.46



UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA  
FACULDADE DE ECONOMIA  
FUNDADA EM 07.02.1905



**CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA**

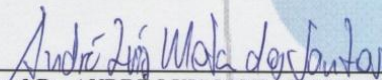


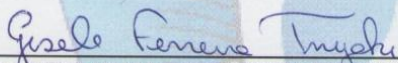
**TERMO DE APROVAÇÃO**  
**EMERSON COSTA DOS SANTOS**

**“INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO  
BRASIL: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO”**

Aprovada em 25 de julho de 2013

Dissertação de Mestrado aprovada como requisito parcial para obtenção do  
Grau de Mestre em Economia pela seguinte Banca Examinadora:

  
Prof. Dr. ANDRÉ LUIS MOTA DOS SANTOS (ORIENTADOR)  
(CME/UFBA)

  
Prof. Dr. GISELE FERREIRA TIRYAKI  
(CME/UFBA)

  
Prof. Dr. PAULO NAZERNO ALVES ALMEIDA  
(UEFS)

À minha família.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço primeiramente à DEUS pelo dom da vida e, pela oportunidade de concluir o mestrado.

Ao professor André Luis Mota pela disposição em orientar este trabalho.

De forma muito especial a todos os colegas do Curso de Mestrado em Economia (CME) da UFBA, que nesses dois anos me deram a oportunidade de viver uma das melhores experiências da minha vida. “Grande Berna” e “Grande Lucas” por tamanha amizade, e por terem sido nosso guia turístico nesta cidade. Agradeço a Stéfanie e Laurinha, Gustavo Henking, Júlia, Conrado e Thiago pela companhia sempre agradável. E por fim e não menos importante, a Talini e Syd e Giovanna, grandes companheiras de moradia.

Aos meus pais, pelo amor e apoio em todas as minhas decisões, e aos meus irmãos, pela compreensão. Agradeço de forma muito especial a toda minha família, sobretudo meus primos e primas, pela confiança e sinceridade e a quem tenho grande carinho.

A Maria Alice, minha namorada e amiga. Muito obrigado por está ao meu lado sempre e, como não poderia deixar de lembrar, minha quase co-orientadora na consecução deste trabalho.

A todos os professores do CME, aos funcionários da secretaria: Ruy e Max e todos os funcionários da UFBA. Aos professores membros da banca examinadora, que aceitaram prontamente em participar da banca.

À CAPES pelo apoio financeiro.

## RESUMO

O objetivo do presente trabalho foi verificar a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil. Buscou-se testar parte do modelo teórico de Kirsanova e outros (2005), por meio de um modelo Vetor Auto Regressivo (VAR), na forma de vetor de correção de erros como proposto por Johansen (1995). O referencial teórico utilizado baseou-se nas pressuposições de modelos macroeconômicos que levam em consideração as interações entre as políticas monetária e fiscal, sobretudo os estudos teóricos de Kirsanova e outros (2005), Dixit e Lambertini (2003) e Sargent e Wallace (1981), e outros. O procedimento metodológico adotado consistiu na estimação de vetores de cointegração entre as variáveis significando uma relação de longo prazo entre elas. A cointegração é um procedimento multivariado adequado para tratar séries de tempo, considerando a possível existência de tendências estocásticas nas séries. Por esta abordagem, é possível estimar a interação entre as políticas monetária e fiscal através dos seus instrumentos de controle: o superávit primário para a política fiscal e a taxa de juros para a política monetária. Acerca dos principais resultados, pode-se concluir que a política monetária teve algum impacto sobre a produção no longo prazo através do hiato do produto, visto que o coeficiente é significativo no modelo. A inflação e expectativa de inflação respondem as oscilações de desequilíbrio deste vetor, embora esse último não seja significativo. Já a política fiscal, também foi considerada como passiva, respondendo a sua regra de política e procurando garantir a sustentabilidade da dívida no longo prazo, bem como o crescimento econômico através do hiato do produto. Ademais, constatou-se que as autoridades de políticas agiram de maneira complementar e que em alguns momentos foram substitutas. O ajuste da taxa de juros à regra fiscal não foi significativo. Os dados sugerem que a autoridade monetária não parece ser a política dominante. Na relação inversa, o saldo primário responde a regra de política monetária com coeficiente significativo e positivo, sugerindo agir na mesma direção. Sendo este coeficiente significativo, a política fiscal parece ser dominante.

Palavras-chave: Política fiscal. Política monetária. Cointegração.

## ABSTRACT

The objective of this study was to investigate the interaction between monetary and fiscal policies in Brazil. We sought to test the theoretical model of Kirsanova and others. (2005), using a model Vector Auto Regressive (VAR) in the form of vector error correction as proposed by Johansen (1995). The theoretical framework was based on the assumptions of macroeconomic models that take into account the interactions between monetary and fiscal policies, especially theoretical studies of Kirsanova and others (2005), Dixit and Lambertini (2003) and Sargent and Wallace (1981), and others. The methodological procedure adopted consisted in the estimation of cointegration vectors among the variables signifying a long-term relationship between them. The cointegration is a procedure suitable for treating multivariate time series, considering the possible presence of stochastic trends in the series. For this approach, it is possible to estimate the interaction between monetary and fiscal policy through its instruments of control: the primary surplus for fiscal policy and interest rates for monetary policy. On the main results, we can conclude that monetary policy had any impact on output in the long run through the output gap, since the coefficient is significant in the model. Inflation and inflation expectations respond fluctuations imbalance of this vector, although the latter is not significant. As for fiscal policy, was also considered as passive, responding to their policy rule and seeking to ensure debt sustainability over the long term as well as the economic growth through the output gap. Moreover, it was found that the political authorities acted in a complementary and at times were substitutes. The adjustment of the interest rate to the fiscal rule was not significant. The data suggest that the monetary authority does not seem to be the dominant policy. In inverse relationship, the primary balance responds to monetary policy rule with a positive and significant coefficient, suggesting act in the same direction. The coefficient being significant fiscal policy seems to be dominant.

Keywords: Fiscal policy. Monetary policy. Cointegration.



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Equilíbrio de Nash .....	28
Gráfico 1 – Taxa Selic .....	48
Gráfico 2 – Necessidade Fiscal do Setor Público (NFSP) sem desvalorização cambial (% PIB) acumulado no ano.....	57
Gráfico 3 – Títulos pré-fixados de longo prazo.....	58
Gráfico 4 – Relação entre dívida líquida sobre o PIB .....	59
Gráfico 5 – Dívida pública em milhões de reais .....	60
Gráfico 6 – Dívida pública por indexador .....	60
Quadro 1 – Fonte de dados e descrição das variáveis para o Brasil .....	82
Gráfico 7 – Vetores de cointegração: Políticas Monetária e Fiscal.....	91

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Histórico de metas para inflação no Brasil .....	51
Tabela 2 – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF): nível.....	83
Tabela 3 – Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) .....	83
Tabela 4 – Teste de quebra estrutural .....	84
Tabela 5 – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF): em diferença.....	85
Tabela 6 – Teste do traço.....	86
Tabela 7 – Teste do máximo autovalor .....	86

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>11</b>
<b>2</b>	<b>INTERAÇÃO ENTRE POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA</b>	<b>15</b>
2.1	O INÍCIO DO DEBATE	15
2.2	O MODELO DE DIXIT E LAMBERTINI	20
<b>2.2.1</b>	<b>O Caso de compromisso conjunto entre as políticas</b>	<b>25</b>
<b>2.2.2</b>	<b>Política discricionária e equilíbrio de Nash</b>	<b>27</b>
<b>2.2.3</b>	<b>Política monetária discricionária com política fiscal não estratégica</b>	<b>29</b>
<b>2.2.4</b>	<b>Políticas discricionárias e equilíbrio de liderança</b>	<b>30</b>
2.3	O MODELO COM CINCO EQUAÇÕES DE KIRSANOVA	30
<b>2.3.1</b>	<b>Cinco equações: macroeconomia com política fiscal</b>	<b>31</b>
2.3.1.1	O modelo dinâmico de cinco equações	31
2.3.1.2	Regra simples de política	32
<b>2.3.2</b>	<b>Otimizando o jogo das políticas monetária e fiscal</b>	<b>33</b>
2.3.2.1	Regime <i>benchmark</i> : cooperação entre as autoridades de políticas benevolentes	34
2.3.2.2	Um jogo de Nash entre as autoridades de políticas fiscal e monetária	35
<b>2.3.2.2.1</b>	<b>Autoridade de política fiscal benevolente</b>	<b>35</b>
<b>2.3.2.2.2</b>	<b>As autoridades de política fiscal descontam o futuro</b>	<b>36</b>
<b>2.3.2.2.3</b>	<b>Autoridade de política fiscal tem uma excessiva meta de produção</b>	<b>37</b>
2.3.2.3	Autoridade de política fiscal é um líder Stackelberg	37
2.4	INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL EM UMA ECONOMIA ABERTA	38
<b>2.4.1</b>	<b>Interações estratégicas entre a políticas monetária e a política fiscal sob discricção</b>	<b>41</b>
2.4.1.1	Instrumentos de política e os objetivos sociais	41
2.4.1.2	Escolha de política	41
2.4.1.3	Reações de políticas com critério	42
2.5	UM RESUMO	45
<b>3</b>	<b>CONSIDERAÇÕES SOBRE AS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL</b>	<b>47</b>
3.1	POLÍTICA MONETÁRIA	47
<b>3.1.1</b>	<b>Metas de inflação no Brasil</b>	<b>49</b>

3.2	POLÍTICA FISCAL	55
3.3	INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL: O DEBATE	62
<b>4</b>	<b>MODELO EMPÍRICO</b>	<b>68</b>
4.1	MODELO ANALÍTICO	68
<b>4.1.1</b>	<b>Métodos de estimação de processo VAR</b>	<b>68</b>
<b>4.1.2</b>	<b>Testes de estacionariedade</b>	<b>69</b>
4.2	COINTEGRAÇÃO	71
<b>4.2.1</b>	<b>Procedimentos S2S e de 2 estágios</b>	<b>77</b>
4.3	DESCRIÇÕES DOS DADOS E VARIÁVEIS DO MODELO	80
4.4	RESULTADOS	82
<b>4.4.1</b>	<b>Análise de cointegração</b>	<b>85</b>
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>94</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>96</b>
	<b>APÊNDICES</b>	<b>103</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A inconsistência entre as políticas fiscal e monetária pode ser uma das possíveis explicações para os desequilíbrios macroeconômicos sistemáticos internos e/ou externos que a economia brasileira tem apresentado nos últimos anos. No período mais recente, após a implantação do plano Real, tanto a política monetária, quanto a evolução da dívida pública brasileira têm sido muito discutida no meio acadêmico e pelas autoridades de política. A primeira destacou-se ao obter sucesso no combate à inflação apesar de contratempos, e a segunda apresentou elevação no período em termos nominais, mas declínio quando medido como proporção do Produto Interno Bruto (PIB).

O debate sobre coordenação entre as políticas fiscal e monetária, por muito tempo, esteve em segundo plano no debate sobre política macroeconômica, no qual se buscavam estabelecer regras ótimas para a política monetária e fiscal, com maior ênfase na primeira. O interesse teórico de regras para a política fiscal é mais recente, embora, no trabalho pioneiro sobre inconsistência temporal de Kydland e Prescott (1977), haja também uma demonstração de política fiscal temporalmente inconsistente<sup>1</sup>. Em termos empíricos, a análise da política fiscal parece ter ficado em segundo plano em relação à política monetária. Um pequeno número de trabalhos tem investigado as duas políticas em conjunto, tanto teóricas (DIXIT; LAMBERTINI, 2003; KIRSANOVA *et al.*, 2005, por exemplo) como empiricamente (MUSCATELLI *et al.*, 2004; READE, 2011, por exemplo), mas parece haver um interesse crescente da comunidade de pesquisadores nesse tipo de interação.

Muitos trabalhos tem se esforçado para entender como se dá essa interação entre as políticas fiscais e monetárias no Brasil, dentro de um contexto em que a política monetária age em regime de metas de inflação e que seu principal instrumento é a taxa de juros para fazer com que a inflação permaneça no centro da meta, e, por outro lado, a política fiscal seguindo uma meta para o superávit primário. Para Loyo (1999), a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) poderia explicar a inflação brasileira no final dos anos 70 e início dos anos 80. Ele destaca que uma característica da conjuntura daquele período eram os déficits públicos recorrentes e altas taxas de inflação e seu principal argumento era de que as elevadas taxas de juros levariam ao crescimento da dívida nominal. Favero e Giavazzi (2003) apresentam um modelo

---

<sup>1</sup> Um exemplo de modelo de condução da política fiscal é apresentado por Woodford (2001).

empírico no qual a economia passa de um equilíbrio bom para um equilíbrio ruim, quando a relação dívida/PIB ultrapassa determinado patamar. Favero e Giavazzi (2003) e Blanchard (2004) sugerem que, no caso específico da economia brasileira, a elevação na razão dívida/PIB, decorrente da elevação na taxa de juros, tenderia a aumentar a percepção de risco dos agentes e, conseqüentemente, a probabilidade de *default*. Rocha e Silva (2004) evidenciaram que o regime brasileiro é ricardiano, isso implica que o efeito riqueza de variações no nível de preços conforme indicado pela TFNP não ocorre.

O trabalho de Portugal e Fialho (2005) indica que a economia brasileira operou na maior parte do período estudado em um regime de dominância monetária. Blanchard (2004) abordou outra via pela qual a política fiscal praticada pelo governo poderia afetar a estabilidade de preços. Zoli (2005) aponta um regime de dominância fiscal para o Brasil em todo período analisado. Moreira e outros (2007) utilizou a base teórica de Leeper (1991 e 2005) para classificar a política monetária e a política fiscal como ativa e/ou passiva. Os resultados obtidos indicaram que a economia brasileira encontra-se num regime em que a política fiscal é ativa e a política monetária é passiva<sup>2</sup>.

Este tema também chama a atenção de muitos autores para outros países. Do ponto de vista empírico, Muscatelli e outros (2004) constroem um Modelo Novo-Keynesiano para o caso americano, em que mostram que a complementaridade estratégica das políticas monetária e fiscal depende crucialmente dos tipos de choques observados pela economia do país. Hughes-Hallett (2005) encontram que a política monetária e fiscal atuam como substitutos no Reino Unido, mas de maneira complementar na Zona do Euro. Reade (2011) estima um modelo na forma de Vetor de Correção de erros (VECM) para os Estados Unidos, e conclui que as ações das autoridades são complementares na medida em que ambos respondem na direção oposta para reavivar a economia e conter as crises, com a política monetária ativa e política fiscal passiva.

O objetivo principal deste trabalho é verificar a interação entre as políticas monetária e fiscal e colaborar com essa discussão para o Brasil, num contexto em que a participação média dos

---

<sup>2</sup> Leeper (1991) classifica a política fiscal e monetária de ativa e/ou passiva de acordo com seu comportamento. A autoridade que emprega uma política ativa tem autonomia para estabelecer sua política sem levar em conta comportamento das variáveis correntes e passadas controladas pela autoridade passiva e, também a trajetória esperada para certas variáveis no futuro. Por outro lado, se a autoridade atua de forma passiva, ela estará restrita às decisões de otimização dos consumidores e pelas ações da autoridade ativa.

títulos públicos federais indexados aos juros (SELIC) correspondeu a 56,4% ao longo do período que se estende de dezembro de 2001 a dezembro de 2012, ou seja, mais da metade da dívida foi indexada a taxa de juros que a política monetária determina pelo Conselho de Política Monetária (COPOM). Nesse contexto, a importância da taxa de juros básica da economia (SELIC) para análise da dívida pública brasileira parece inquestionável, em que aumentos ou reduções na taxa de juros provocam variações significativas nas despesas financeiras com o pagamento da dívida.

O estudo segue o artigo de Reade (2011) através de um modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR), na forma de vetor de correção de erros como proposto por Johansen (1995) e busca-se testar parte do modelo teórico de Kirsanova e outros (2005). A abordagem VAR é recente e muito utilizada em economia. A metodologia utilizada se baseia em uma abordagem multivariada para séries temporais. Consiste em ajustar um modelo dinâmico em que cada série é dada em função de seus valores passados e dos valores passados de outras séries, mais erros aleatório. Todas as variáveis são consideradas como endógenas. Buscou-se estimar vetores de cointegração entre as variáveis para recuperar as relações de longo prazo. A cointegração é um procedimento multivariado adequado para tratar séries de tempo, considerando a possível existência de tendências estocásticas nas séries. Por esta abordagem, é possível estimar a interação entre as políticas monetária e fiscal através dos seus instrumentos de controle: o superávit primário para a política fiscal e a taxa de juros para a política monetária.

O artigo de Reade (2011) foi um dos principais motivadores para a realização do presente trabalho. A fim de investigar a interação das políticas monetárias e fiscal no Brasil, este trabalho pode ser uma contribuição sobre o assunto. A importância de se realizar um estudo dessa natureza aparece em um momento em que a política monetária é regida pelo modelo de metas de inflação e o tesouro nacional procura seguir uma meta de superávit primário, em que é fundamental a compreensão de como a política fiscal e monetária se interagem na economia brasileira.

O presente trabalho colabora com toda esta discussão e se diferencia dos trabalhos feitos para o Brasil pela metodologia utilizada e a inserção das expectativas inflacionárias no modelo. O período de análise compreende dezembro de 2001 até dezembro de 2012.

O trabalho se configura na seguinte estrutura: além desta introdução, no segundo capítulo será realizada a revisão de literatura sobre interações entre políticas monetária e fiscal. No terceiro capítulo será feito breves considerações sobre o comportamento das políticas monetárias e fiscal no Brasil após o plano real, e discussão de trabalhos realizados sobre interações entre as políticas monetária e fiscal no Brasil. No quarto capítulo será discutida a metodologia empreendida no trabalho, bem como os resultados empíricos. Por fim, a última parte será reservada as considerações finais.



## 2 INTERAÇÃO ENTRE POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

### 2.1 O INÍCIO DO DEBATE

Há intensa literatura teórica com microfundamentos sobre política monetária desde a emergência da chamada Nova Síntese Neoclássica<sup>3</sup>. O interesse prático de autoridades monetárias ao redor do mundo em regras de política monetária ressurgiu mesmo antes, a partir do colapso de Bretton Woods<sup>4</sup>. Concomitante a essa literatura teórica, há vasto trabalho empírico. Ao contrário, o interesse teórico dentro desse paradigma “microfundamentado” em regras para a política fiscal é mais recente, embora, no trabalho pioneiro sobre inconsistência temporal de Kydland e Prescott (1977), haja também uma demonstração de política fiscal temporalmente inconsistente<sup>5</sup>. Em termos empíricos, a análise da política fiscal parece ter ficado para trás da política monetária. Um pequeno número de trabalhos tem investigado as duas políticas em conjunto, tanto teórico (DIXIT; LAMBERTINI, 2003; KIRSANOVA *et al.*, 2005, por exemplo) como empiricamente (MUSCATELLI *et al.*, 2004; READE 2011, por exemplo), mas parece haver um interesse crescente da comunidade de pesquisadores nesse tipo de interação.

Os trabalhos de Friedman, por marcarem a discussão sobre a política monetária, também são ponto de partida para a pesquisa recente sobre o tratamento conjunto das políticas monetária e fiscal. Em Friedman (1948), o orçamento do Governo seria uno e, portanto, não haveria separação entre as políticas fiscal e monetária. Nesse contexto, não fazia sentido discutir coordenação de políticas. A inconsistência entre as políticas seria meramente nominal. O orçamento do Governo seria respeitado via ajuste tributário ou inflacionário. Em outras palavras, a emissão monetária seria decorrente de formação de déficit fiscal. O orçamento tenderia a ser sempre equilibrado, sujeito apenas a variações cíclicas. A taxa de câmbio deveria simplesmente flutuar.

Já em Friedman (1959), foi proposta uma regra monetária de crescimento da moeda de forma fixa e consistente, além de algumas sugestões sobre o funcionamento do Tesouro e do sistema bancário. Ao contrário de sua proposição de 1948, ele sugeria separação das políticas

---

<sup>3</sup> Sobre a Nova Síntese Neoclássica, ver Goodfriend e King (1997) e Woodford (2003, cap. 1).

<sup>4</sup> Ver Woodford (2003, cap. 1).

<sup>5</sup> Um exemplo de modelo de condução da política fiscal é apresentado por Woodford (2001).

monetária e fiscal. A proposta de 1959 seria mais factível (e também mais simples e transparente) em termos de implementação do que a de 1948. O controle discricionário da oferta monetária poderia minimizar ou suavizar os ciclos econômicos. Com a regra de expansão monetária alinhada à taxa de crescimento natural da economia, emergia o Friedman monetarista.

Sargent e Wallace (1981) foram os pioneiros na teoria macroeconômica moderna a abordar o papel da interação entre as políticas fiscal e monetária na determinação do nível de preços, que assim exigiria a coordenação entre as políticas. Partindo da ideia de que a autoridade fiscal deve respeitar uma restrição orçamentária intertemporal, denominado de dominância fiscal, a autoridade monetária seria impelida a gerar receitas de senhoriagem para que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja satisfeita, ao custo de maiores taxas de inflação.

Sargent e Wallace (1981) mostraram que, se a política monetária afeta a extensão na qual a senhoriagem é explorada como uma fonte de receita, então as políticas monetária e fiscal deveriam ser coordenadas. Neste sentido, a política de estabilização de preços depende da seguinte questão: quem age primeiro, a autoridade fiscal ou monetária? A desagradável aritmética monetarista sugerida pelos autores aparece no processo de coordenação das políticas em que a política fiscal domina a política monetária, e a autoridade monetária confronta-se com a limitação imposta pela demanda de títulos do governo. Esse é um possível caso do comportamento ativo da política fiscal e da política monetária passiva.

Sargent e Wallace (1981) salientaram que há duas formas de coordenação a serem consideradas: o regime monetário dominante ou regime fiscal dominante. O primeiro, denominado regime ricardiano, a política fiscal se auto-ajusta para equilibrar o orçamento intertemporal do governo e a política monetária é ativa para determinar a taxa de juros nominal ou o estoque de moeda. O segundo, denominado regime não-ricardiano, a política fiscal é determinada sem que haja preocupação com o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo. Sargent (1986) fez a descrição de um regime ricardiano em que a autoridade monetária é o jogador dominante enquanto a autoridade fiscal é seguidora. Neste sentido, a autoridade fiscal aumenta o imposto para satisfazer a condição de equilíbrio do orçamento. Este exemplo é o caso de uma política fiscal passiva e política monetária ativa.

Ao contrário da visão tradicional de Sargent e Wallace (1981) de que bastaria uma política monetária austera pelo Banco Central (BC) para que fosse obtida uma política fiscal adequada em um regime ricardiano, para a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) a ideia de que é necessário, além da autoridade monetária ter sucesso no controle da inflação, que a autoridade fiscal seja convencida a adotar uma política apropriada. Ademais, o problema referente à questão desejável é a estabilidade de preços também é contemplado nesta interpretação. O impacto de uma flutuação de preços, proveniente de choques inesperados sobre a restrição orçamentária do governo, seria capaz de produzir benefícios para as finanças públicas.

Para Leeper (1991), dentre outros desenvolvedores da TFNP, o que distingue uma política ativa de uma passiva é o fato de que a política ativa não se preocupa apenas com o comportamento de variáveis corrente e/ou passada (política passiva), mas também com o comportamento esperado de certas variáveis em dado período futuro. Nesse contexto, uma política ativa não é restringida pelas condições correntes, mas é livre para escolher uma regra de decisão que dependa de variáveis passada, corrente ou futura. Já uma política passiva ou uma autoridade (fiscal ou monetária) passiva é restringida pelas decisões de otimização do consumidor e pelas ações da autoridade ativa. Se a política fiscal é passiva, por exemplo, a regra de decisão da autoridade fiscal dependerá necessariamente da dívida pública corrente e/ou passada.

O principal ponto apresentado pela TFNP refere-se ao argumento de que, além da política monetária, é preciso que haja uma política fiscal capaz de evitar a inflação. Os autores da TFNP argumentam que a determinação do nível geral de preços é um fenômeno fiscal, e não monetário.

A TFNP repousa sobre o pressuposto de que a estabilidade de preços é inatingível, a menos que forem tomadas medidas específicas a fim de garantir a solvência intertemporal do governo para uma política fiscal adequada. O objetivo da estabilidade dos preços não pode ser atingido apesar do compromisso e/ou da independência do BC. Para Fialho e Portugal (2005), essa teoria implica que os bancos centrais preocupados com a estabilidade de preços devem fazer mais do que apenas gerenciar a política monetária, eles também têm que convencer as autoridades fiscais a adotar uma política fiscal adequada. Porém, dentro dos modelos padrões da Nova Síntese Neoclássica ou Novo Keynesianismo, não se considera a política fiscal, implicitamente assumindo que ela seja fixa ou passiva.

Conforme Kirsanova e outros (2005), no modelo dinâmico padrão novo keynesiano, composto de três equações, a primeira equação pode ser descrito como uma curva IS, mostrando a evolução do hiato do produto ( $y_t$ ), impulsionado pela taxa real de juros  $r_t$ :

$$y_t = ky_{t-1} - \sigma r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $\varepsilon_t$  é um choque de demanda. Em Woodford (2003), uma equação como esta pode ser obtida a partir do comportamento otimizador de indivíduos que escolhem o consumo, dada uma restrição orçamentária.

A segunda equação é uma curva de Phillips aceleracionista. Isso descreve a dinâmica da inflação ( $\pi_t$ ) em termos da inflação passada e do hiato do produto:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \omega y_{t-1} + v_t \quad (2)$$

onde  $v_t$  é um choque de inflação.

Nestas duas equações acima, a taxa de juros real é o instrumento de política monetária, e afeta o produto com defasagem de um período, e leva o produto de um período a afetar a inflação de outro. A estrutura do modelo dinâmico significa que alguns aspectos da política deve ser pensada intertemporalmente. Em particular, a natureza da curva de Phillips aceleracionista faz o controle dos choques inflação ( $v_t$ ) em um problema de dinâmica de sacrifício. É um *trade-off* entre a dor de uma recessão e o benefício de redução da inflação no futuro.

Mas a dor é temporária e o nível de equilíbrio do produto é independente da posição tomada ao longo deste *trade-off*. Em contrapartida, neste sistema, outros aspectos da política não precisam ser pensados intertemporalmente. O controle de choques de demanda ( $v_t$ ) não é um problema dinâmico. Uma vez que a autoridade de política vê os efeitos do choque de demanda, e identifica quem eles são, de fato, as consequências de um choque de demanda, então a autoridade de política deve cortar a taxa de juros, a fim de remover estes efeitos sobre a economia. No controle de choques de demanda, não há dinâmica do *trade-off* entre o sacrifício atual e benefício futuro, embora ela não tenha um período para remover esses choques (KIRSANOVA *et al.*, 2005).

A terceira equação diz respeito a uma regra de Taylor (1995), em que para o autor a política monetária real dos Estados Unidos pode ser bem descrita por uma simples regra que relaciona

a taxa real de juros com a taxa de inflação ( $\pi$ ) e o produto ( $y$ ), com parâmetros  $\theta_z$  e  $\theta_y$ , respectivamente:

$$r_t = \theta_z(\pi - \pi_t) + \theta_y(y - y_t) \quad (3)$$

O primeiro termo na regra de Taylor demonstra que quando a inflação sobe, a taxa de juro real será aumentada para enfraquecer a demanda, o que irá reduzir a inflação. O segundo termo mostra que a taxa real de juros se eleva se houver aumento do produto. Usando os parâmetros  $\theta_\pi = 1,1$  e  $\theta_y = 0$  para ver o que acontece quando a regra de Taylor da forma (3) é aplicada no sistema das equações (1) e (2), em resposta aos impactos de impulso para inflação e demanda, foi constatado que, por causa da persistência da inflação, é preciso tempo para obter a inflação para baixo após um choque, durante o tempo o qual as taxas de juros devem permanecer acima da base. Também leva algum tempo para remover os efeitos de um choque de demanda, por causa do atraso no efeito da taxa de juros na curva IS e da persistência de produto. Diferentes valores de  $\theta_\pi$  e  $\theta_y$  levam a resultados diferentes. Se  $\theta_y = 0$ , então claramente exige-se  $\theta_\pi > 0$  para estabilidade. Mas pode haver problemas se  $\theta_\pi$  é grande (KIRSANOVA *et al.*, 2005).

Ainda segundo os autores, a política monetária ótima neste modelo pode ser descrita como:

$$L = E_0 \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \{[\beta^t (\pi_t^2 + \alpha(y_t - \bar{y})^2)]\} \quad (4)$$

em que  $E_0$  denota expectativa condicional à informação disponível no tempo zero. Cada período, a função de perda penaliza os desvios da inflação em relação ao alvo. O parâmetro  $\alpha$  é o peso relativo de desvios no produto alvo; normalmente usa-se  $\alpha=0,5$  como convencional<sup>6</sup>. Perdas futuras são descontadas à taxa de  $\beta$ . Quando não há desconto excessivo, e não excesso de produção o  $\beta = 0,99$  e  $\bar{y} = 0$ . A política monetária ótima pode ser encontrada através da minimização da função de perda (4), sujeito às equações (1) e (2).

Bean (1998) demonstra que  $\theta_\pi$  e  $\theta_y$  será tanto mais elevada, quanto menor for  $\alpha$ . Apesar disso, também mostra, surpreendentemente, que a variabilidade da inflação e variabilidade do produto, e assim os resultados do bem-estar, não serão grandemente influenciadas pelo  $\alpha$ . O peso de  $\alpha$  na função de perda (4) define as preferências da autoridade de política. A solução

---

<sup>6</sup> Ver, por exemplo, Aizenman e Frenkel (1985).

ideal é provável que não tenha ciclos, porque os ciclos aumentam a variabilidade das variáveis econômicas, o que poderia ser penalizada com a função de perda (4).

É necessário que a política monetária resolva o problema de viés da inflação, que decorre de um produto alvo excessivo,  $\bar{y}$ , e que foi descrito pela primeira vez por Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). No modelo anterior que foi usado por Kirsanova e outros (2005), se a inflação for inicialmente baixa, então, se  $\bar{y} > 0$ , a autoridade de política tem um incentivo para aumentar a produção acima de zero, e vai fazer isto até que a inflação suba para um nível tão elevado que  $y > 0$  não é mais atraente. Esse incentivo provoca um viés de inflação. Segundo, é necessário que a autoridade de política não faça um desconto excessivo do futuro, ou seja, é necessário que  $\beta$  seja próximo, ou igual a um para qualquer alfa dado, mais os descontos futuros das autoridades de políticas (ou seja, o menor é  $\beta$ ). As autoridades vão buscar adiar a recessão, que é necessário para lidar com um choque de inflação.

Portanto, a primeira solução para estes problemas é delegar decisões de política monetária a um BC responsável, que não terá como meta um nível excessivo de produção e que não vai descontar o futuro excessivamente. É possível que um BC responsável não seja encontrado, e é possível que o ato de delegação da política monetária para um BC independente não seja, em si, suficiente para resolver o problema de viés de inflação. A literatura tem tentado encontrar vários mecanismos que possa alcançar resultados melhores nessas circunstâncias. Estes incluem nomeação de um BC conservador de Rogoff (1985), que tem mais aversão à inflação do que à sociedade (isto é um  $\alpha$  menor). Uma alternativa, analisada por Svensson (1997), é o de dar ao BC uma meta de inflação que de alguma forma compensa esse viés de inflação.

## 2.2 O MODELO DE DIXIT E LAMBERTINI

O trabalho de Dixit e Lambertini (2003) é um marco no reconhecimento da lacuna existente entre a interação de políticas monetária e fiscal na literatura Novo Keynesiana, bem como no próprio desenvolvimento teórico. Eles consideram as interações entre a política fiscal e monetária numa configuração em que a autoridade monetária controla a inflação. A fonte de conflito é que a autoridade fiscal visa maior produção e maior inflação do que a autoridade monetária.

Segundo Dixit e Lambertini (2003), as autoridades e os procedimentos para a elaboração de políticas fiscais e monetárias interagem na realidade, e estas interações podem levar a resultados macroeconômicos diferentes daqueles previstos pela análise de uma política isoladamente. Além disso, uma ou ambas as políticas podem ter liberdade total para responder a choques econômicos, ou podem estar comprometidas com antecedência com regras de reação específicas. Se uma autoridade de política segue uma regra de reação enquanto a outra não tem critério, então o último, seguindo suas preferências, pode usar o seu poder discricionário para minar o compromisso do primeiro; logo o primeiro vai prever essa resposta discricionária, o que afeta sua própria escolha de compromisso com uma regra.

Dixit e Lambertini (2003) assumem que a função objetivo da autoridade fiscal é a de bem estar social e que a autoridade monetária é independente para perseguir seu objetivo conservador do controle inflacionário através de um regime de meta de inflação. Cada autoridade de política escolhe a sua ação individualmente; portanto, a interação torna-se um jogo não-cooperativo. Dependendo da estrutura do jogo, isso pode gerar um equilíbrio de Nash ou de liderança, seja com o compromisso de uma regra de política ou com ações discricionárias após choques reais.

A economia modelada por Dixit e Lambertini (2003) é de concorrência monopolista e rigidez nominal. Poder de monopólio sobre o bem produzido torna o produto ineficientemente baixo e dá às autoridades de política incentivo para aumentar a produção de equilíbrio. A política fiscal, na forma de um subsídio à produção, aumenta a oferta de bens e pode fazer a economia alcançar o nível eficiente de produto. Mas, se a política fiscal cria peso morto, não é socialmente ótimo subsidiar a produção até seu nível eficiente. Uma expansão monetária imprevista aumenta a produção e o nível de preços por causa dos preços escalonados. Uma mudança imprevista da política fiscal, como um subsídio à produção, aumenta o fornecimento de bens, mas também pode reduzir a demanda privada e preços se financiada por tributação per capita. Esses efeitos econômicos interagem através de escolhas estratégicas das duas autoridades.

Os autores antecipam algumas conclusões: 1) Se nenhuma das autoridades políticas tem compromisso ou liderança, a interação entre um BC conservador, no sentido de Rogoff (1985)

e Svensson (1997)<sup>7</sup> e uma autoridade fiscal que maximiza bem-estar social leva a resultados subótimos e extremos. A inconsistência temporal torna a política fiscal também rígida e a política monetária muito frouxa, resultando em produto inferior e preços maiores do que o ideal; 2) Com a política fiscal como líder, normalmente se produz resultados preferíveis à liderança monetária, mas não necessariamente preferível à Nash numa perspectiva *ex ante*; 3) O problema de consistência temporal da política monetária pode ser resolvido por um compromisso com a regra especificando como a escolha da política real irá responder a todas as possíveis relações aos choques estocásticos. Mas com política fiscal discricionária escolhida por uma autoridade fiscal estratégica, a função de reação *ex post* da autoridade fiscal age como uma restrição na regra monetária. Assim discricção fiscal elimina os ganhos de compromisso monetário. O compromisso fiscal, por outro lado, remove o excesso de aperto da política fiscal decorrente do desejo de reduzir o peso morto; 4) O Compromisso alcança um melhor resultado só se ele pode ser estendido a ambas as políticas monetária e fiscal; 5) Se o compromisso de uma regra de política não é uma opção, alternativamente, outra opção melhor pode ser conseguida através da atribuição de metas para as políticas a fim de evitar qualquer conflito de objetivos.

O trabalho de Dixit e Lambertini (2003) está relacionado com três análises da interação das políticas monetária e fiscal: (1) Alesina e Tabellini (1987); (2) Debelle e Fischer (1994); (3) Banerjee e Gaurango (1997). Alesina e Tabellini (1987) consideram um país-modelo em que a autoridade monetária escolhe a taxa de inflação e a autoridade fiscal escolhe a taxa de imposto para financiar os gastos do governo; ambas as autoridades têm metas idênticas explícitas para a inflação, o produto e o nível de gastos do governo, mas compensações diferentes entre os objetivos. Eles acreditam que o compromisso monetário pode não melhorar o bem-estar quando as duas autoridades sinalizam objetivos diferentes, porque a redução de senhoriagem induz taxas mais elevadas (a fim de alcançar o gasto público alvo) e menor produto, que pode mais do que compensar o ganho decorrente de inflação mais baixa.

Guy e Fischer (1994) considera o caso onde a autoridade monetária não tem preferências explícitas sobre o nível de gastos públicos e consideram equilíbrios de Nash e Stackelberg,

---

<sup>7</sup> Rogoff (1985) sugeriu a adoção de um Banco Central independente com um presidente conservador (aversão à inflação maior do que a da média da sociedade) para inibir a manifestação do viés inflacionário. No modelo de Svensson (1997), um regime de meta de inflação é interpretado como um arranjo do agente e do principal, em que a sociedade (o principal) delega a política monetária ao Banco Central (o agente). Assume que o Banco Central tem controle perfeito sobre a inflação. O resultado encontrado indica que pode ser obtido um equilíbrio que corresponda a uma regra ótima sob compromisso.



mas não consideram regra monetária de estado contingente. Já Banerjee e Gaurango (1997) utiliza um modelo semelhante. Mas primeiro considera apenas o problema de consistência temporal pura em um ambiente estocástico, e posteriormente apresenta dois choques estocásticos aditivos, permitindo apenas compromissos políticos para números fixos em vez de qualquer regra de estado contingente, linear ou de outra forma.

O modelo estrutural da análise de Dixit e Lambertini (2003) tem concorrência monopolística e preços escalonados, em que a produção é subotimamente baixo devido ao poder de monopólio das empresas. A política fiscal consiste de um subsídio de produção financiada por impostos *per capita*, e, portanto se encaixa mais naturalmente com a estrutura do modelo; a política fiscal, no entanto, gera perdas de peso morto. Mudanças imprevistas de política monetária têm efeitos reais porque a fixação de preços é escalonada. Há duas autoridades de política no país: o BC e a autoridade fiscal. O BC escolhe uma variável  $m$  de política, que significa alguma variável de política real, como a base de oferta de moeda ou uma taxa de juros nominal, e determina um componente do nível de preço; assim, maior  $m$  significa uma política monetária expansionista. A autoridade fiscal escolhe uma variável  $x$  de política;  $x$  maior significa mais subsídios e uma política fiscal expansionista.

$$y = \bar{y} + ax + b(\pi - \pi^e) \quad (5)$$

o nível de preço  $\pi$  é dado por:

$$\pi = m + cx \quad (6)$$

Estas políticas afetam o nível de produto  $y$  que é o Produto Interno bruto (PIB) e o nível de preços  $\pi$  no país,  $\pi^e$  é a expectativa racional de  $\pi$  do setor privado.

A explicação dos parâmetros da equação do produto (5) segue: (i)  $\bar{y}$  é a taxa natural do produto sem qualquer política fiscal, subotimamente baixo devido à concorrência monopolista. (ii)  $a$  é um número escalar com efeito direto da política fiscal no PIB, subsídio da produção com um efeito expansionista sobre o PIB; portanto,  $a > 0$ . (iii) o último termo do lado direito da equação (5) é o efeito de fornecimento usual de um inesperado aumento do nível de preços; assim  $b > 0$ . Na equação (6), o nível de preços é uma soma do componente  $m$ , que é a parte controlada da política monetária ou a sua posição inicial, e uma contribuição da política fiscal. Produção subsidiada eleva oferta de bens e serviços e reduz os preços, portanto,  $c < 0$ . O efeito global da política fiscal sobre a produção,  $a + bc$ , é positivo, desde que as perdas de peso morto da política fiscal não seja muito grande. A função de perda social que representa as perdas do agente representativo é dada pela expressão:

$$L_F = \frac{1}{2[(\pi - \pi_F)^2 + \theta_F(y - y_F)^2 + 2\delta x]} \quad (7)$$

Em que  $\pi_F$  é o nível médio dos preços pré-estabelecidos na economia e é socialmente ótimo para minimizar a dispersão do nível de preço. O PIB, que minimiza perdas sociais é  $y_F$ . A política fiscal pode elevar a produção acima da sua naturalidade, mas cresce o peso morto  $\delta > 0$  em fazê-lo. Já o coeficiente  $\theta_F > 0$  parametrizando a preferência social para a produção contra os objetivos do nível de preços. A política fiscal é escolhida por uma autoridade fiscal que minimiza a função de perda social (7).

A política monetária é escolhida por uma autoridade monetária que é conservadora<sup>8</sup> e minimiza a função de perda:

$$L_M = \frac{1}{2[\theta_M(y - y_M)^2 + (\pi - \pi_M)^2]} \quad (8)$$

onde  $y_M$  é a meta de produção,  $\pi_M$  o preço alvo, e o  $\theta_M$  preferência para a produção contra a meta do nível de preço para a autoridade de política monetária. O BC é mais conservador do que a sociedade, no sentido de que  $\theta_M \leq \theta_F$  e/ou  $\pi_M \leq \pi_F$ ,  $y_M \leq y_F$ .

O parâmetro escalar  $c$  do efeito da política fiscal sobre o nível de preços, o parâmetro escalar  $\delta$  para o peso morto de política fiscal, o parâmetro escalar  $\theta_F$  para as preferências sociais, o nível eficiente de produto  $y_F$ ,  $y_M$  como meta de produção e nível da meta de preços  $\pi_M$  do BC, são todos choques estocásticos, porque eles dependem dos três parâmetros estocásticos de preferências dos elementos subjacentes estruturais do modelo.

Dixit e Lambertini (2003) denominaram um vetor  $z$  a todos estes choques:  $z = (\bar{y}, a, b, c, \delta, \theta_F, y_F, y_M, \pi_M, \theta_M)$ , o nível médio pré-estabelecidos dos preços  $\pi_F$  é fixada antes que  $z$  seja realizado e é, portanto, não estocástico. As variáveis de política  $m$  e  $x$  são implementadas após a observação dos choques, e depois são descritas como as funções  $m(z)$  e  $x(z)$  (embora a forma funcional possa ser fixada antes os choques são observados nos regimes onde as políticas são pré-estabelecidas). Os resultados do PIB e preço são, então, também a realização específica das funções  $y(z)$  e  $\pi(z)$ .

---

<sup>8</sup> Ver nota 5.

1. Os autores consideraram três cenários possíveis de compromisso:
  - (a) Se houver empenho conjunto das duas políticas, isto é feito de forma objetiva e coordenada usando a função da autoridade fiscal, que coincide com o bem-estar social.
  - (b) Se o regime de política fiscal é de compromisso, a autoridade fiscal escolhe sua regra de política  $x = x(z)$ , o que especifica a forma como irá responder aos choques estocásticos. Se o regime fiscal é com critério, nada acontece neste passo.
  - (c) Se o regime de política monetária é de compromisso, o BC escolhe sua política de regra  $m = m(z)$ . Se o regime monetário é uma discricção, nada acontece nesta etapa.
2. O setor privado forma expectativas  $\pi^e$ .
3. O vetor de choque estocástico  $z$  é realizado.
4. (a) Se o regime de política monetária é com critérios, o BC escolhe  $m$ . Se o regime monetário é com compromisso, o BC simplesmente implementa a regra monetária  $m$  que foi escolhida no passo 1.
- (b) Se um regime fiscal é discricionário, a autoridade fiscal escolhe  $x$  de política fiscal. Se o regime fiscal é de compromisso, as autoridades fiscais simplesmente implementam regras fiscais  $x$  que foi escolhido no passo 1.

Quando as políticas monetárias e fiscais são discricionárias, o tempo relativo do passo 4 (a) e 4 (b) levantam algumas questões. Na verdade, política monetária e fiscal podem ser escolhidas simultaneamente ou a ordem pode ser invertida.

### 2.2.1 O Caso de compromisso conjunto entre as políticas

Para Dixit e Lambertini (2003), o compromisso conjunto que leva ao ótimo social e alocação viável é o ponto de referência natural contra a comparação com os outros equilíbrios. Dado que ambas as autoridades monetária e fiscal buscam minimizar a função de perda social (7) e reconhece a restrição das expectativas racionais. No passo 1 as duas autoridades escolhem as funções  $m(\cdot)$ ,  $x(\cdot)$  para minimizar a função de perda esperada:

$$\int L_F(z) = \frac{1}{2} \int [(\pi(z) - \pi_F)^2 + \theta_F (y(z) - y_F)^2 + 2\delta x(z)] \quad (9)$$

Sujeito a restrição

$$\pi^e = E_z[\pi(z)] \equiv \int \pi(z)$$

O Lagrangeano comum para este problema é o seguinte:

$$L_F^{FC} = \int \left\{ \frac{1}{2} [\theta_F (y(z) - y_F)^2 + (\pi(z) - \pi_F)^2 + 2\delta x(z)] + \lambda \pi(z) \right\} - \lambda \pi^e \quad (10)$$

Onde  $\lambda$  é o multiplicador de lagrange. A condição de primeira ordem em relação à função  $x(z)$  é dada por:

$$(\pi(z) - \pi_F + \lambda)c + \theta_F(a + bc)(y(z) - y_F) + \delta = 0 \quad (11)$$

A condição de primeira ordem em relação à função  $m(z)$  é dada por

$$(\pi(z) - \pi_F + \lambda)c + \theta_F b(y(z) - y_F) = 0 \quad (12)$$

A condição de primeira ordem em relação à  $\pi^e$ , após a utilização (9), é dada pela:

$$-\lambda + \int (\pi(z) - \pi_F + \lambda) = 0 \quad (13)$$

A condição totalmente ótima, regras não-lineares para as políticas monetária e fiscal implicam:

$$\pi(z) = \pi_F + \frac{\delta b}{a} - \int \frac{\delta b}{a}, \quad (14)$$

$$y(z) = \bar{y} = y_F - \frac{\delta}{a\theta_F}, \lambda = \int \frac{\delta b}{a}$$

Parte da literatura sobre regras monetárias tem imposta a condição de linearidade para  $m(z)$  ser uma função linear dos choques estocásticos e depois calculado a perda esperada e minimizado com respeito aos coeficientes da função linear. Dixit e Lambertini (2003) não exigem linearidade e resolvem o cálculo mais geral das variações. As regras monetárias e fiscais não são uma função linear de  $z$ , e a razão é que, embora o modelo seja linear-quadrático, o choque estocástico não é em geral de aditivos. Se  $\delta = 0$ , compromisso completo fornece a melhor alocação.

$$y = y_F, \pi = \pi_F$$

Se não há perdas de peso morto da política fiscal, em que,  $\delta = 0$ , o subsídio ideal elimina a ineficiência decorrente da competição monopolista. Produção e nível de preços estarão nos melhores níveis. Entretanto, com perdas de peso morto da política fiscal, ou seja,  $\delta > 0$ , o compromisso conjunto rende o ótimo social e alocação ótima, que se refere como o segundo melhor resultado. Neste, não há viés de alta no nível de preços, que está em média  $\pi_F$ ; o produto estará abaixo de seu nível eficiente porque a política fiscal expansionista gera perdas, o hiato do produto,  $\delta/a\theta_F$ , é maior do que as perdas de peso morto  $\delta$ , o menos importante é

o produto e preferências sociais  $\theta_F$ , e o menor impacto direto da política fiscal sobre produto  $\alpha$ . A restrição de expectativas racionais é obrigatória quando todo o  $m$ ,  $x$  são escolhidos otimamente *ex ante*. Mais precisamente,  $\lambda$  é a redução média no nível de preço conseguido por compromisso completo. Intuitivamente os autores concluem que a política fiscal é mais expansionista e a política monetária mais contracionista sob compromisso, levando em conta que as autoridades de política sabem que qualquer tentativa de criar um aumento surpresa no nível de preços é corretamente antecipada pelo setor privado.

### 2.2.2 Política discricionária e equilíbrio de Nash

Neste regime de política, depois de cada realização do choque estocástico, vetor  $z$ , a autoridade fiscal escolhe  $x$ , tendo  $m$  como dado, de forma a minimizar a função de perda LF; a autoridade monetária escolhe  $m$ , tendo  $x$  como dado, de modo a minimizar LM na sua função de perda. As duas autoridades agem não cooperativamente e, simultaneamente, no entanto, quando suas escolhas são feitas, o setor privado possui expectativas  $\pi^e$ . Após a análise da política de equilíbrio e o resultado econômico de um dado estado arbitrário  $z$ , é possível  $\pi^e$  das expectativas racionais (DIXIT; LAMBERTINI, 2003).

A condição de primeira ordem para a política fiscal é obtida por diferenciação (7) em relação a  $x$ , reconhecendo a dependência de  $z_r$  em  $x$ :

$$\theta_F(y - y_F)(a + bc) + c(\pi - \pi_F) + \delta = 0$$

Ou

$$\pi = \pi_F - \theta_F \left( \frac{a}{c} + b \right) (y - y_F) - \frac{\delta}{c} \quad (15)$$

A condição de primeira ordem para a política monetária é obtida através da diferenciação (8) com respeito à  $m$ , o que dá

$$\theta_M(y - y_M)b + (\pi - \pi_M) = 0$$

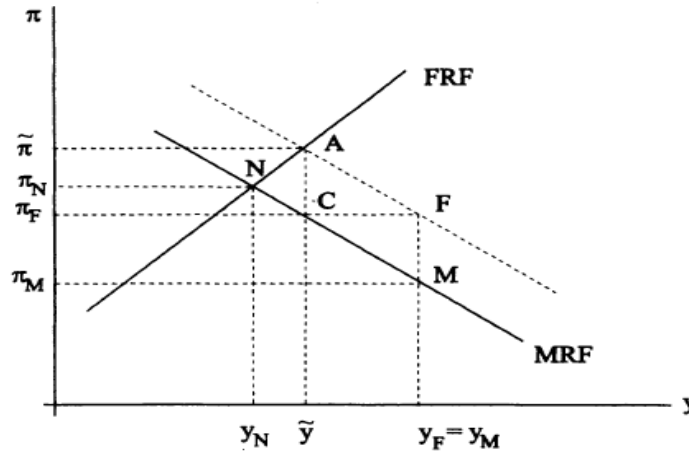
Ou

$$\pi = \pi_M - \theta_M b (y - y_M) \quad (16)$$

Isto define a função de reação para a autoridade de política monetária (FRM). Com  $b > 0$ , a FRM sempre será negativamente inclinada. Expectativas Racionais implica  $\pi^e = E[\pi]$  sobre a

distribuição de  $z$ , que é o valor esperado da solução para  $\pi$ . O equilíbrio de Nash ocorre na interseção das duas funções de reação: FRM e FRF, o ponto N.

Figura 1 – Equilíbrio de Nash



Fonte: DIXIT; LAMBERTINI, 2003

O produto e preço no equilíbrio de Nash:

$$y_N < y_M \leq y_F, \quad y_N \leq \tilde{y}, \quad \pi_N > \pi_F \geq \pi_M$$

No equilíbrio de Nash, a produção é inferior e o nível de preços é mais alto do que qualquer uma das autoridades de política deseja.

A política monetária assim como a política fiscal também sofre de inconsistência temporal: uma vez que as expectativas são definidas, a política monetária será ampliada, de modo a aumentar a produção. Em um equilíbrio com expectativa racional, tais incentivos são perfeitamente antecipado pelos agentes e dessa forma não há ganho de produção sistemático com possíveis surpresas no nível de preços. Como a política fiscal é menos expansionista e uma política monetária mais expansionista, a produção é inferior e o nível de preços é mais elevado no equilíbrio de Nash do que sob compromisso total. Se o BC não é conservador e minimiza a função de perda (7). Neste caso, o equilíbrio de Nash tem as seguintes propriedades:

$$y_N = \tilde{y} = y_F - \frac{\delta}{a\theta_F} \tag{17}$$

$$\pi_N = \tilde{\pi} = \pi_F + \frac{\delta b}{a}$$

Dixit e Lambertini (2003) consideram a interação entre a política monetária com um BC comum, e as políticas fiscais separadas dos países membros em um ambiente onde política monetária e fiscal não tem problema de consistência temporal, e que a autoridade monetária tem os mesmos objetivos de produção e preços como a sociedade, ou seja,  $y_F = y_M$  e  $\pi_F = \pi_M$ . A alocação socialmente ótima é alcançada sem a necessidade de compromisso ou coordenação fiscal e independentemente de qual autoridade se move primeiro.

### 2.2.3 Política monetária discricionária com política fiscal não estratégica

Nos trabalhos de Barro e Gordon (1983), Rogoff (1985) e Svensson (1997) a política fiscal é ausente ou escolhida não estrategicamente antes dos atos de autoridade monetária. Partindo do pressuposto de que a autoridade fiscal é não estratégica e ela escolhe a regra  $x(z)$  no estágio 1, ou a política de  $x$  no passo 4 (b), sem ter em conta o comportamento do BC, a taxa natural do produto pode ser redefinida incluindo a política fiscal como:

$$\hat{y} = \bar{y} + a\bar{x} \quad (18)$$

Dado que a autoridade monetária procura minimizar a função de perda social (3) para  $x = \bar{x}$ ; a condição de primeira ordem para a política monetária:

$$\pi = \pi_F - \theta_F b(y - y_F) \quad (19)$$

O nível médio de preços numa economia será:

$$\int \pi = \pi_F - \int \theta_F b[\hat{y} + b(\pi - \pi^e) - y_F] \quad (20)$$

Que é maior do que  $\pi_F$  e  $\hat{y} < y_F$ . Se a taxa natural do produto, incluindo política fiscal está abaixo da eficiência, a política monetária discricionária gera preços maiores do que os preços ótimos devido o BC tentar controlar o hiato do produto via expansão monetária. Para eliminar o viés de alta nos preços, a autoridade monetária deve se comprometer com uma regra, se viável. Alternativamente, Rogoff (1985) sugere delegando a política monetária discricionária a um BC com maior preocupação para o nível de preço do que a sociedade, enquanto Svensson (1997) sugere delegação a um BC com preço-alvo mais conservadora do que a sociedade. Se a política fiscal é estratégica, um BC conservador tem o preço alvo como:

$$\pi_M = \pi_M^{AC} = \pi_F + \int \theta_M b(\tilde{y} - y_M) \quad (21)$$

### 2.2.4 Políticas discricionárias e equilíbrio de liderança

Na economia de referência de Dixit e Lambertini (2003), os preços são normalmente mais altos sob liderança fiscal e menor sob a liderança monetária; o produto é menor sob a liderança monetária e mais elevada em Nash. Em termos de bem-estar, Nash tem melhor desempenho do que liderança monetária e fiscal a partir de um ponto de vista *ex ante*.

A liderança fiscal domina o equilíbrio de Nash após as expectativas estarem definidas. Uma vez que as expectativas são definidas, a autoridade fiscal acredita que uma política fiscal apertada pode aumentar a produção através de um aumento inesperado no nível de preços; assim, a política fiscal discricionária é subotimamente contracionista. Por outro lado, a liderança monetária tem desempenho melhor do que a liderança fiscal, mas pior do que Nash, sobretudo quando as perdas de peso morto da política fiscal são baixas. A razão é que o nível de preços será reduzido. Intuitivamente, um BC conservador com uma vantagem de agir primeiro sabe que a autoridade fiscal tem uma meta de preço mais elevado do que o seu, portanto, é executada uma política monetária mais restritiva do que sob Nash.

Por fim, Dixit e Lambertini (2003) chegam à conclusão de que a liderança monetária é tipicamente o pior desempenho no regime discricionário porque ele gera baixo produto. Equilíbrio de Nash e liderança fiscal não podem ser facilmente classificados, porque a sua comparação depende da interação entre preferências do BC e da ineficiência da política fiscal. Se a política fiscal é comprometida enquanto política monetária é discricionária, a discricionária monetária pode não compensar a perda de peso morto criado pela política fiscal e, portanto, não destrói o compromisso fiscal.

### 2.3 O MODELO COM CINCO EQUAÇÕES DE KIRSANOVA

Diferentemente de Dixit e Lambertini (2003), no modelo de Kirsanova e outros (2005), a política fiscal é endógena, adicionando uma regra de Taylor para política fiscal, e também pela adição de uma equação que acompanha a evolução da dívida pública, totalizando o sistema com cinco equações para analisar as possíveis interações de política monetária e política fiscal.



### 2.3.1 Cinco equações: macroeconomia com política fiscal

#### 2.3.1.1 O modelo dinâmico de cinco equações

A primeira equação é uma curva IS dinâmica:

$$y_t = ky_{t-1} - \sigma r_{t-1} + \psi b_t + \delta g_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

onde,  $\varepsilon_t$  é um choque de demanda. A política monetária define a taxa de juros, o que afeta o produto com uma defasagem. A política fiscal será levada a significativas mudanças nos gastos do governo,  $g_t$ . Se os indivíduos têm uma vida finita, então, tanto gastos do governo e o nível de dívida pública importam na curva IS<sup>9</sup>. Aumento nos gastos do governo,  $g$ , pode ter dois efeitos: primeiro, o produto sofre acréscimo diretamente via demanda agregada, com um multiplicador  $\delta$ , e depois, as despesas do governo vão levá-la a emitir dívida pública extra.

A segunda equação pode ser descrita como uma curva de Phillips aceleracionista:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \omega y_{t-1} + v_t \quad (23)$$

Segundo Kirsanova e outros (2005) tanto a política fiscal como a política monetária afetam a curva IS, e nenhuma política influencia a inflação, senão através de um efeito indireto via produto. Isto significa que, no controle da inflação e do produto, os dois instrumentos são substitutos perfeitos.

Para Kirsanova e outros (2005) existe a necessidade de uma equação que descreva a acumulação da dívida pública. Para simplificar, os autores logaritimizaram equação da dívida em torno dos estados estacionários da dívida,  $b_0$ , fixado em 0,6, e as taxa juros de equilíbrio,  $r_0$ , fixado em 0.011<sup>10</sup>. O estoque real de dívida no início desse período ( $b_t$ ) depende do estoque da dívida no início do último período,  $b_{t-1}$ , mais os fluxos que ocorrem entre  $t - 1$  e  $t$ , da seguinte maneira:

$$b_t = (1 + r_0)b_{t-1} + r_{t-1}b_0 + g_{t-1} - \tau y_{t-1} + \eta_t \quad (24)$$

onde  $\eta_t$  é um choque da dívida. Os fluxos relevantes consistem em pagamentos de juros reais, gastos do governo, e as receitas. Assume-se que a receita tributária varia com a produção, de

<sup>9</sup> Ver Yaari (1965) e Blanchard (1985).

<sup>10</sup> Para mais detalhes ver Apêndice A de Kirsanova e outros (2005).

um modo que dá origem aos estabilizadores automáticos, a uma taxa constante de imposto  $\tau$ . Observa-se que é possível retornar ao modelo com três equações se e somente se o modelo: (i) as despesas do governo fossem exógenas, de modo que possa incluir quaisquer mudanças nos gastos do governo (exógena) no choque de demanda,  $\varepsilon_t$ , (ii) que poderia impor equivalência ricardiana, por definição se  $\psi = 0$ , e (iii) não houver outros efeitos da acumulação da dívida. Essa última exigência efetivamente significa que a acumulação endógena da dívida não induz mudanças nos gastos do governo ou da taxa de juros, assim como, por exemplo, para evitar insolvência fiscal. O modelo de cinco equações é completado pela adição de duas equações que mostram o comportamento da política monetária e política fiscal para as três equações do modelo tradicional novo keynesiano.

### 2.3.1.2 Regra simples de política

Uma regra fiscal é satisfatória, quando a autoridade monetária segue uma regra de Taylor. Suponha que a autoridade monetária segue tais regras e que a autoridade fiscal escolhe uma regra simples da forma:

$$g_t = -\varphi y_{t-1} - \mu b_{t-1} \quad (25)$$

Nesta configuração, a política fiscal realimenta o nível de endividamento e também ajuda a autoridade monetária a estabilizar a produção e a inflação. Depois de substituir nas duas regras de política, tem-se o modelo de cinco equações totalmente completo do modelo de Kirsanova e outros (2005). A Política monetária ótima em face de uma regra simples de política fiscal descreve que a política monetária ótima quando a política fiscal é obrigada a seguir um *feedback* simples sobre o nível da dívida.

$$g_t = -\mu b_{t-1} \quad (25')$$

Neste caso, os estabilizadores automáticos significam que a acumulação da dívida dependerá negativamente do nível do produto, como na equação (24). Uma vez substituído a regra fiscal (25') no sistema é possível chegar a política monetária ótima, minimizando a função de perda social  $L$  no modelo padrão de três equações. Utilizando o mesmo valor para  $\alpha$  que foi usado anteriormente,  $\alpha = 0,5$ . Sujeito a esta restrição, a política monetária ótima terá a forma de uma regra em que há um *feedback* sobre as três variáveis de estado defasadas,  $\pi_{t-1}$ ,  $y_{t-1}$ , e  $b_{t-1}$  do sistema. Estes coeficientes ótimos de *feedback* podem ser escritos como  $\theta_\pi$ ,  $\theta_y$ , e  $\theta_b$ .

Conforme Kirsanova e outros (2005) é possível notar que: primeiro, assim que o *feedback* no débito,  $\mu$ , é grande o suficiente, a política monetária ótima será ‘convencional’, ou seja, ela vai realimentar a inflação e produto, com coeficientes que satisfazem o Princípio de Taylor. Por razões óbvias, Leeper (1991) usou a palavra “ativa” para descrever este sistema. Em segundo lugar, quando o *feedback* fiscal sobre a dívida é pequena, isto é com um coeficiente logo acima da taxa de juros, o *feedback* ótimo da política monetária sobre a dívida será insignificamente diferente de zero e a regra ótima de política monetária neste modelo de cinco equações pode ser descrito por uma regra de Taylor com apenas dois coeficientes. Esses coeficientes,  $\theta_\pi$  e  $\theta_y$ , são quase exatamente iguais aos dos coeficientes que foram encontrados no sistema convencional de três equações, em que a dívida foi ignorada.

Pode-se notar que, se  $\mu$  é crescente, o *feedback* ótimo da política monetária sobre a dívida será negativo, mas os valores de  $\theta_\pi$  e  $\theta_y$  será essencialmente inalterado. A razão para isto é que choques da inflação elevam a dívida (porque a política monetária aumenta a taxa de juros), e se  $\mu$  é grande isso levaria a um declínio significativo nos gastos do governo. Assim, a política fiscal essencialmente ajuda a estabilizar a economia contra um choque de inflação. Isto significa que haveria menos necessidade das taxas de juros reais subirem, a fim de estabilizar a inflação. Mas esta forma de política fiscal é menos eficiente na estabilização da demanda do que da política monetária (KIRSANOVA *et al.*, 2005).

### 2.3.2 Otimizando o jogo das políticas monetária e fiscal

Investiga-se o que acontece se ambas as autoridades de política monetária e fiscal, derivam suas políticas num processo de otimização. Surge a questão da teoria dos jogos, tal como o tipo de interação e o tempo dessa interação entre as autoridades de política.

Kirsanova e outros (2005) supõe que os agentes derivam sua utilidade da prestação de bens públicos adquiridos pelos gastos do governo. Neste modelo linear simples  $g_t$  é o desvio da despesa pública a partir de seu nível desejado. Inclui-se na função do bem-estar social uma penalidade para valores não-zero de  $g_t$ . Se as autoridades de políticas são benevolentes, então esta pena deve entrar nos seus objetivos. A função de perda,  $L_i$ , para a autoridade de política monetária ( $i = m$ ) e para a autoridade fiscal ( $i = f$ ) é:

$$L_i = E_0 \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta_i^t (\pi_t^2 + \alpha_i (y_t - \bar{y}_i)^2 + \gamma_i g_t^2) \quad (26)$$

em que  $\alpha_i$  e  $\gamma_i$  descreve os pesos colocados na variabilidade do produto, e sobre a variabilidade dos gastos públicos, por cada uma das autoridades de políticas, em relação a variação da inflação. Se a política fiscal realimenta a dívida com um coeficiente grande, então é possível haver redução do bem estar. Isto é porque a economia exibirá ciclos, e assim a volatilidade da inflação e do produto, que são importantes para o bem-estar familiar, será alta.

Kirsanova e outros (2005) compara três regimes diferentes, que resultam a partir de três diferentes formas de interação entre as autoridades de políticas: (i) toma como o caso de referência o resultado que ocorre se as autoridades de política fiscal e monetária cooperar uns com os outros em busca de um objetivo comum, que também é o objetivo das famílias; (ii) o estudo do equilíbrio surge quando a autoridade fiscal se move primeiro, como um líder Stackelberg, antecipando a resposta da autoridade monetária. A partir da discussão feita anteriormente, é examinado o que acontece nesse regime quando a autoridade fiscal e a autoridade de política monetária são benevolentes, e o que acontece quando a autoridade fiscal não é benevolente; (iii) é apresentado o equilíbrio quando as autoridades de políticas monetárias e fiscais definem seus instrumentos simultaneamente num jogo de Nash. Assume-se que a autoridade monetária é benevolente. Também nesta configuração o que acontece quando a autoridade fiscal é benevolente, e o oposto.

### 2.3.2.1 Regime *benchmark*: cooperação entre as autoridades de políticas benevolentes

A autoridade de política benevolente tem como função objetivo:

$$L_b = E_0 \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t (\pi_t^2 + \alpha_b y_t^2 + \gamma_b g_t^2) \quad (26')$$

Em que a autoridade de política não tem como objetivo o excesso do produto (isto é,  $\bar{y} = 0$ ), e é descontado o futuro a um taxa  $\beta$ , que é a taxa social de desconto, assumido como  $\beta = 0,99$ . Os pesos  $\alpha$  e  $\gamma$  são supostas preferências das famílias<sup>11</sup>. A política ótima é quase exatamente a mesma anteriormente para política monetária, no caso em que a autoridade fiscal foi realimentando a dívida. Isto significa que a regra de política monetária ótima, que

<sup>11</sup> Para mais detalhes ver Woodford (2003).

surge do jogo de coordenação com a autoridade fiscal, é uma regra de Taylor convencional, e os valores ótimos de  $\theta_\pi$  e  $\theta_y$ . A política fiscal ótima para realimentar a dívida de forma a torná-lo apenas um pouco mais estável do que um passeio aleatório, ou seja, para alimentar de volta com um coeficiente muito pequeno. Isto é, o valor ótimo do  $\mu$  é um pouco acima da taxa de juros, e o valor ideal para  $\phi$  é próximo de zero (KIRSANOVA *et al.*, 2005).

Kirsanova e outros (2005) argumenta que a estabilização da economia é essencialmente realizada pela política monetária. Isto é em parte devido à possibilidade de substituição perfeita entre política fiscal e política monetária no controle do produto e da inflação. Considerando o caso de um choque de inflação a política fiscal nada pode fazer para reduzir a inflação, a política monetária pode fazer exatamente ao mesmo custo em termos de perda de produção. Mas mudanças na política fiscal têm sido consideradas alterações caras, enquanto que em política monetária é tida para não ter o custo alto. Assim obviamente a tarefa de estabilização deve ser realizada pela política monetária, que pode fazer de uma maneira que é mais barato. É por isso que a política fiscal ótima realimenta a inflação e a dívida com coeficiente pequeno. O débito precisa ser estabilizado, mesmo embora a dívida não esteja diretamente na função social do bem-estar. Isso acontece porque a variabilidade da dívida perturba o produto, através da função de consumo.

### 2.3.2.2 Um jogo de Nash entre as autoridades de políticas fiscal e monetária

O equilíbrio surge quando os formuladores de políticas monetárias e fiscais definem os seus instrumentos simultâneos, em um Jogo de Nash. Examina-se quando a autoridade fiscal é benevolente, como a política monetária, mas também quando a autoridade de políticas fiscal não é benevolente e, o que acontece se a autoridade fiscal desconta o futuro ou tem como objetivo excesso de produção.

#### 2.3.2.2.1 Autoridade de política fiscal benevolente

Kirsanova e outros (2005) argumenta que o resultado é similar ao caso *benchmark*. Quando os jogadores têm objetivos idênticos, neste caso não pode haver externalidades entre eles. Dado um choque de inflação, na solução cooperativa, as autoridades de política monetária e fiscal escolhem os seus esforços de tal forma que o ganho marginal da inflação e variabilidade de produto é igual à perda marginal da volatilidade do instrumento fiscal. Supondo que as

autoridades fiscais tentariam desempenhar um papel mais ativo na estabilização de um choque de inflação do que seria feito no regime cooperativo, então eles decidem ter uma contração fiscal adicional. Isto melhorará o resultado da inflação, mas ao custo de maior variabilidade do instrumento fiscal. Como a sua perda total vai subir, o custo total das autoridades monetárias subirá muito. As autoridades monetárias terão de intervir e expandir, de forma a compensar os efeitos da contração fiscal indesejado na inflação e do produto, assim, fazendo com que a autoridade fiscal não consiga algo pela contração e assim prevenir a perda de realizar tais esforços. Quando os objetivos são os mesmos, os resultados de cooperação e Nash coincidem.

#### **2.3.2.2.2 As autoridades de política fiscal descontam o futuro**

Kirsanova e outros (2005) parte do pressuposto de que a autoridade fiscal tem um planejamento no curto prazo maior do que a autoridade monetária, isto é ( $\beta_F < \beta_M$ ), desta forma a autoridade fiscal é impaciente e optaria por adiar as perdas futuras, em vez de aceitá-las no presente, mantendo  $\beta_M$  em 0,99, mas que  $\beta_F$  cai para 0,98, o que é uma redução muito pequena.

Dado um choque de inflação, a autoridade fiscal terá o desejo de adiar a recessão, e tentará fazer algo como em um Jogo de Nash. Mas a autoridade monetária paciente irá reagir, através do aumento da taxa de juros, de modo a continuar a combater a inflação. A autoridade monetária poderia completamente compensar qualquer efeito que a política fiscal tem sobre inflação e produto. Este desejo de compensar os efeitos fiscais sobre a demanda e a inflação vai conduzir a autoridade de política monetária para a decisão de aumentar a taxa de juros de modo a compensar quase exatamente a intervenção causada pela autoridade fiscal.

Devido à inflação ser controlada através da demanda, todos os esforços para aumentar a demanda pela autoridade fiscal será compensado pela autoridade monetária, tudo o que a autoridade fiscal consegue com altos gastos públicos, é mais taxas de juros elevadas. Como resultado a inflação e produto são quase exatamente o mesmo que no regime de autoridade cooperativo benevolentes.

Isso resulta em maior acúmulo da dívida, e acontece mesmo que o grau de impaciência da autoridade fiscal é apenas trivialmente maior do que a autoridade monetária, isto é, mesmo

que o valor de  $\beta$  é apenas trivialmente inferior para a autoridade fiscal do que para a autoridade monetária. Se aumentasse ainda mais a impaciência da autoridade fiscal, a acumulação da dívida se tornaria um processo de explosão, porque o processo de acumulação da dívida já é próximo de um processo de passeio aleatório no regime de autoridade cooperativo benevolentes. Ela mostra o quão vulnerável a economia pode ser de que mesmo pequenas diferenças de objetivos, quando as autoridades fiscais e monetárias jogam um contra o outro no equilíbrio de Nash. Isto é porque a substituição perfeita entre os dois instrumentos tem o mesmo efeito sobre a demanda, assim, a capacidade de uma autoridade para compensar os efeitos do outro, passa a efetuar uma guerra civil entre eles. Nessa guerra, cada entidade vai realmente compensar cada ação dos outros, mas com um possível efeito catastrófico sobre o débito conforme Kirsanova e outros (2005).

Ao estender essa análise para uma discussão no caso em que a autoridade fiscal tem um baixo peso relativo sobre a inflação do que a autoridade monetária. Nesse caso, no regime de Nash, a autoridade fiscal tentará neutralizar a contração causada pela autoridade monetária, em função de um choque de inflação. De fato, o resultado é idêntico para o que acontece quando autoridade fiscal desconta mais fortemente do que a autoridade monetária.

### **2.3.2.2.3 Autoridade de política fiscal tem uma excessiva meta de produção**

Supondo que, ao contrário, que as autoridades fiscais enfrentam o incentivo à meta de produção acima do potencial ( $\bar{y} > 0$ ). O resultado no regime de Nash agora é muito pior do que era no caso anterior. Aqui, gastos do governo e taxas de juro são mais elevadas. A autoridade fiscal se expande para alcançar sua meta excessiva, enquanto os contratos dos bancos centrais para eliminar a inflação. Como resultado, a dívida torna-se um processo de raiz unitária para qualquer  $\bar{y} > 0$ .

### **2.3.2.3 Autoridade de política fiscal é um líder Stackelberg**

O equilíbrio que surge quando a autoridade fiscal age primeiro, como um líder Stackelberg, antecipando a resposta da autoridade política monetária. Neste caso assume-se primeiro que a autoridade de política monetária é benevolente, e o que acontece nesta configuração quando a autoridade fiscal é benevolente também. Por outro lado, examina-se também o que acontece

nesta configuração quando, por motivos políticos, a autoridade de política fiscal não é benevolente.

Dado que a autoridade fiscal tem um planejamento de curto prazo menor do que a autoridade monetária, de modo que  $\beta_F < \beta_M$  e dado um choque de inflação, a autoridade fiscal impaciente teria o desejo de atrasar a recessão. Mas uma autoridade fiscal que também é líder Stackelberg vai saber que a autoridade monetária paciente, que é um seguidor, irá reagir de modo a anular os efeitos de tal ação fiscal, a fim de combater a inflação em sua (supostamente) forma benevolente. Isto significa que os efeitos da intervenção expansionista sobre a inflação e o produto seriam derrubados em uma forma semelhante ao que acontece no regime Nash. Atuando como um líder Stackelberg, a autoridade fiscal saberia que isso iria acontecer. Mesmo que a autoridade de política fiscal gostaria de diminuir a contração causada pela autoridade monetária, devido um choque de inflação, ela não atuaria deste modo Kirsanova e outros (2005).

Quando a autoridade de política Fiscal tem uma meta de produção excessiva, supondo que as autoridades fiscais enfrentam o incentivo para a meta de produção acima do potencial ( $\bar{y} > 0$ ), o resultado no regime de Stackelberg é quase tão bom quanto no caso cooperativo de referência. A autoridade de política fiscal gostaria de definir um alto nível de gastos do governo e obter um alto nível de produção. Mas ela sabe que ela não irá nestas circunstâncias obter um elevado nível de produto, e sim altas taxas de juros.

#### 2.4 INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL EM UMA ECONOMIA ABERTA

Crescentes estudos encontrados na literatura oferecem atualmente um quadro teórico para a análise de problemas de estabilização conjuntas; ver Benigno e Woodford (2004), Schmitt-Grohe e Uribe (2007), Dixit e Lambertini (2003) e Beetsma e Jensen (2004, 2005), entre outros (FRAGETA; KIRSANOVA, 2010).

O objetivo principal do trabalho de Fragetta e Kirsanova (2010) é fornecer uma explicação empírica das interações entre a política monetária e fiscal nos países europeus, tendo em conta a potencial interação estratégica. Em particular, investigam a condução da política monetária e fiscal em dois países europeus que mantêm uma política monetária independente: o Reino



Unido e Suécia. Para comparação, eles investigam também os Estados Unidos (EUA), onde a política macroeconômica é mais extensivamente estudada na literatura empírica.

Para estudar interações monetárias e fiscais os autores partem de um modelo teórico simples de uma economia aberta, resolvendo o modelo assumindo que as autoridades de políticas não agem cooperativamente, usam a política discricionária e têm diferentes objetivos. Seguem um modelo em que a economia é habitada por uma família representativa e as empresas em um mercado monopolisticamente competitivo, e por duas autoridades de políticas: o governo e o BC.

As famílias vivem infinitamente e maximizam a utilidade esperada:

$$W = \varepsilon_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \zeta \frac{G_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \quad (27)$$

Sujeita a uma restrição orçamentária padrão intertemporal, onde  $C$  é o consumo privado,  $G$  e são gastos do governo e  $N$  é oferta de trabalho. O Parâmetro  $\beta$  é a taxa de desconto,  $\varphi$  é a elasticidade do trabalho e  $1/\sigma$  é a elasticidade intertemporal de substituição. O  $\varepsilon_0$  é a expectativa. Após a linearização das condições de primeira ordem e a substituição do consumo usando a identidade de renda nacional os autores chegam a curva IS da economia aberta:

$$\tilde{y}_t = \varepsilon_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma_\alpha} (\tilde{r}_t - \varepsilon_t \tilde{\pi}_{Ht+1}) - \varepsilon_t \tilde{g}_{t+1} + \tilde{g}_t + S_y \tilde{y}_t^* \cdot y \quad (28)$$

As variáveis endógenas são produto agregado  $\tilde{y}_t = \ln(Y_t)$ , gastos do governo  $\tilde{g}_t = (G/C)\ln(G_t/y_t)$ , taxa nominal de juros  $\tilde{r}_t = \ln(R_t)$ , e inflação doméstica  $\tilde{\pi}_{Ht} = \ln(P_{Ht}/P_{Ht-1})$ . O componente de importação de inflação medida pelo IPC foi substituído, utilizando a condição de partilha de riscos.  $\tilde{y}_t^*$  é a produção mundial exógena e  $\alpha_t = \log A_t$  é um choque tecnológico. Ambos os choques seguem um processo AR (1):

$$\begin{aligned} \tilde{y}_{t+1} &= \rho_y \tilde{y}_t^* + \varepsilon_{t+1}^y \\ \alpha_{t+1} &= \rho_\alpha \alpha_t + \varepsilon_{t+1}^\alpha \end{aligned}$$

Aqui  $\sigma\alpha = \sigma/((1 - \alpha) + \alpha\omega)$ ,  $\omega = \sigma\eta + (1 - \alpha)(\sigma\eta - 1)$ , onde parâmetro  $\eta$  é a elasticidade de substituição entre produtos nacionais e estrangeiros e  $S_y = \alpha(1 - \omega)(1 - \rho\gamma)$ , com  $\alpha$  a abertura da economia.

As empresas monopolisticamente definem preços competitivos de forma otimizada. A Agregação dos preços leva a uma curva de Phillips Novo keynesiana em economia aberta após a linearização:

$$\tilde{\pi}_{Ht} = \beta\varepsilon_t\tilde{\pi}_{Ht+1} + \lambda((\sigma_\alpha + \phi)(\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^e) - \sigma_\alpha\tilde{g}_t) + \eta_t^\pi \quad (29)$$

onde  $\tilde{y}^e = ((1 + \phi)/\sigma_\alpha + \phi)\tilde{\alpha}_t - ((\sigma - \sigma\alpha)/\sigma_\alpha + \phi)\tilde{y}$  é produto do equilíbrio eficiente (na ausência de rigidez animal e custos e choques de pressão de distorção de custo). O coeficiente de inclinação  $\lambda$  é uma função da taxa de desconto das famílias e cumprimento de contratos de preço fixo:  $\lambda = (1 - \beta\Upsilon)(1 - \Upsilon)/\Upsilon$ , onde  $\Upsilon$  é a probabilidade de que o preço permanece inalterado. Eles introduziram um custo  $\eta_t^\pi$ , que pode aparecer no sistema por causa da variável *mark up*, ver, por exemplo Beetsma e Jensen (2004), e inclui também todos os outros distúrbios de custos marginais que não são captadas). Assume-se que segue um processo AR (1):

$$\eta_{t+1}^\pi = \rho_\eta\eta_t^\pi + \varepsilon_{t+1}^\pi$$

O governo emite dívida nominal período a período, a fim de pagar o capital e os juros sobre sua dívida existente, e para financiar qualquer discrepância entre os seus gastos e suas receitas fiscais. A restrição de solvência linearizada do governo pode ser escrita como:

$$\tilde{b}_{t+1} = \chi\tilde{r}_t + \frac{1}{\beta}(\tilde{b}_t - \chi\tilde{\pi}_{Ht} + \theta\tilde{g}_t + (1 - \theta - \tau)\tilde{y}_t) \quad (30)$$

onde  $\tilde{b}_{t+1} = \chi \ln(\beta_t/P_{Ht-1})$ ,  $\beta_t$  é a dívida nominal no início do período de t,  $\chi$  é o débito de estado estacionário em relação ao PIB,  $\theta$  é o consumo de estado estacionário da razão do produto e  $r$  é uma taxa de imposto de renda constante. O débito nominal é observado no início do período. Assume-se também que não há problemas de solvência no equilíbrio eficiente, devido existir um imposto fixo que permite um orçamento equilibrado. Isso produz  $\tilde{g}^e = 0$  se  $\zeta\zeta$  é constante<sup>12</sup>.

<sup>12</sup> A derivação encontra-se em Gali e Monacelli (2005).

O equilíbrio do setor privado com expectativas racionais consiste em plano de  $(\tilde{y}_t, \tilde{\pi}_{Ht}, \tilde{b})$ , tendo em conta as autoridades de política  $(\tilde{r}_t, \tilde{g}_t)$ , processos exógenos  $(\eta, \varepsilon y_t, \varepsilon_t)$ , e as condições iniciais  $\tilde{b}_0$ .

## 2.4.1 Interações estratégicas entre a política monetária e a política fiscal sob discrição

### 2.4.1.1 Instrumentos de política e os objetivos sociais

Para Fragetta e Kirsanova (2010) a autoridade de política monetária (o BC) usa a taxa de juros nominal,  $\tilde{r}_t$ , como seu instrumento, e a autoridade de política fiscal (o governo), usa os gastos,  $\tilde{g}_t$ . Se as autoridades de políticas são benevolentes, após a maximização da utilidade familiar agregada (27) implica o seguinte problema de otimização para elas: cada autoridade de política minimiza a soma descontada de todas as perdas futuras:

$$W = \varepsilon_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t W_t^S \quad (31)$$

onde, para este modelo de uma pequena economia aberta, o termo intra-período pode ser escrito como:

$$W_t^S = \tilde{\pi}_{Ht}^2 + \tilde{\Phi}_Y (\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^e)^2 + \tilde{\Phi}_{YG} (\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^e) \tilde{g}_t + \tilde{\Phi}_G \tilde{g}_t^2 \quad (32)$$

Em que os termos independentes da política e os termos de ordem superior são ignorados. Os pesos  $\Phi$  são funções dos parâmetros estruturais do modelo. Eles são redimensionados de modo que o coeficiente de variação da inflação é normalizado para um.

### 2.4.1.2 Escolha de política

No trabalho de Fragetta e Kirsanova (2010) a política é discricionária, ou seja, uma política ótima que é consistência temporal, portanto, credível. A consistência temporal implica que a reação de política em um modelo linear pode ser escrita como relações lineares que são consistentes com muitos estudos empíricos. Ao assumir a política discricionária desconsidera-se outra possibilidade, frequentemente discutida. A política discricionária não é a única política que leva a regras lineares. Pode-se supor também que a política é formulada em

termos de regras simples. A política baseada em regras é não estratégica e nenhuma das autoridades é capaz de explorar a função de reação da outra.

Os formuladores de políticas monetárias, que atuam sob discricção pode reduzir o viés de estabilização, se adotar uma meta de taxa de juros adicional de suavização: a política vai se tornar história-dependente e melhor aproximada de uma política sob compromisso (WOODFORD, 2003). Alternativamente, a política fiscal é relativamente inflexível, ou lento, e as decisões de gastos correntes do período são muitas vezes baseadas em alocações de períodos passados como se espera que eles vão passar por análise parlamentar.

Seguindo Barro e Gordon (1983), Clarida e outros (1999) mostraram que uma autoridade monetária conservadora com a inflação que atua sob responsabilidade pode atingir o mesmo nível de bem-estar social como no âmbito da política de regras ótimas pré-determinadas.

#### 2.4.1.3 Reações de políticas com critério

Fragetta e Kirsanova (2010) assumem que as autoridades, tanto monetárias e fiscais agem de maneira não cooperativa, a fim de estabilizar a economia contra choques. As autoridades monetárias escolhem a taxa de juros para minimizar a perda de bem-estar com o período intra-objetivos e as autoridades fiscais escolhem os gastos para minimizar a perda de bem-estar com o período intra-objetivos no mesmo sistema. Se ambas as autoridades são benevolentes, então cada uma usa a função de perda com o período intra-social como sua função objetivo. Se as autoridades não são benevolentes, então elas podem ter um objetivo de bem-estar que é diferente. Supondo que as autoridades podem variar os pesos sobre as metas microfundamentados ou elas podem perseguir metas adicionais, como uma meta de suavização da taxa de juros para as autoridades monetárias ou uma meta da dívida para as autoridades fiscais. As autoridades de política monetária e fiscal têm o mesmo fator de desconto que é a taxa de desconto doméstico.

Fragetta e Kirsanova (2010) consideraram dois regimes: liderança fiscal (LF) e um regime de movimentos simultâneos como em um jogo de Nash (ou regime N). O modelo pertence à classe de modelo linear não singular de expectativas racionais estocásticas do tipo descrito por Blanchard e Kahn (1980) aumentada por um vetor de instrumentos de controle. Especificamente, a evolução da economia é explicada pelo seguinte sistema:

$$\begin{bmatrix} y_{t+1} \\ \varepsilon_t X_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ X_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^L \\ u_t^F \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (33)$$

Onde  $y_t$  é um vetor de variáveis pré-determinadas com as condições iniciais dadas  $y_0$ ,  $y_t = (\alpha_t, \tilde{y}_t^*, \eta\pi_t, \tilde{b}_t)'$ ,  $x_t$  é um vetor de variáveis não pré-determinadas,  $x_t = (\tilde{\pi}_{Ht}, \tilde{x}_t)$  onde  $\tilde{x}_t = \tilde{y}_t - \tilde{g}_t$ .  $u_t^L$  e  $u_t^F$  são os dois vetores de instrumentos de política das duas autoridades de política, nomeados  $F$  e  $L$ .  $u_F$  e  $u_L$  são a taxa de juros ou o nível de gastos do governo no modelo.

Cada uma das autoridades tem as funções de perda a seguir:

$$J_t^i = \frac{1}{2} \varepsilon_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} (G_s' Q^i G_s) \quad (34)$$

onde  $i = \{L, F\}$  e  $G_s$  é um vetor de variáveis das autoridades de política, que é uma função linear de variáveis de estado e instrumentos,  $G_s = C(y_s', x_s', u_{Ls}' u_{Fs}')$ .

Fragetta e Kirsanova (2010) apresentam a função de reação ótima da política discricionária no âmbito linear quadrática como uma regra linear com coeficientes de *feedback* sobre as variáveis de estado pré-determinados, que é uma solução para um problema de otimização linear-quadrática com dois jogadores sujeitos a uma restrição de consistência temporal pode ser escrito como um par de regras lineares:

$$u_t^F = -F^F y_t - L u_t^L \quad (35)$$

$$u_t^L = -F^L y_t \quad (36)$$

Onde  $L = -\partial u_t^F / \partial u_t^L : i$ . Parametricamente o líder pode manipular o seguidor. Se as autoridades jogam um jogo de Nash então  $L = 0$ . Dependendo do regime de política, portanto, a reação de política pode incluir o instrumento de política contemporânea como um estado de *feedback*.

Segundo Fragetta e Kirsanova (2010), é possível notar que a substituição da função de reação (36) na função de reação (35) chega-se as funções de reações de política, sob a forma reduzida. Em seguida substituem-se ambas as funções de reações no sistema (33), e aplica-se a decomposição de Blanchard e Kahn (1980) e resolvem o sistema:

$$u_t^L = -F^L y_t \quad (37)$$

$$u_t^F = -(F^L - LF^L)y_t \quad (38)$$

$$x_t = -Ny_t \quad (39)$$

$$y_{t+1} = (A_{11} - A_{12}N - B_{11}F^L - B_{12}(F^F - LF^L))y_t + \varepsilon_{t+1} \quad (40)$$

As matrizes  $N$ ,  $F^F$ ,  $L$  e  $F^L$ , dependerão, dos objetivos de política,  $Q_1Q_F$ , e em sistemas matriciais  $A$  e  $B$ . Em outras palavras, há um mapeamento  $\mathcal{D}^I, I \in \{FL, N\}$  de tal forma que  $\{N, F^F, L, F^L\} = \mathcal{D}^I(Q^L, Q^F, A, B)$ ;  $\mathcal{D}^{FL}(\cdot) \neq \mathcal{D}^N(\cdot)$ .

Quanto a suavização do instrumento da autoridade de política, mostram que partindo do pressuposto de que haja um regime de liderança fiscal, o comportamento de equilíbrio dos formuladores de políticas pode ser descrito pelas relações das funções (35) e (36) que tomam a forma:

$$\tilde{r}_t = \theta_s S_t + \theta_b \tilde{b}_t + \theta_g \tilde{g}_{t-1} + \xi_g \tilde{g}_t \quad (41)$$

$$\tilde{g}_t = K_s S_t + K_b \tilde{b}_t + K_g \tilde{g}_{t-1} \quad (42)$$

Neste caso,  $\theta_s$  e  $K_s$  são vetores de coeficientes sobre o vetor de choques  $S_t = (\alpha_t, \tilde{y}_t^*, \eta\pi_t)$ , e os outros coeficientes são escalares.

Os coeficientes  $\theta$  e  $K$  são pesos das funções das autoridades políticas. Os próprios pesos são funções estruturais dos parâmetros  $\varepsilon, \sigma, \phi, \lambda$  para as autoridades de políticas benevolentes. Se as autoridades não são benevolentes, por exemplo, se a autoridade fiscal não é capaz de cortar ou aumentar as despesas por uma grande quantidade relativa ao período anterior, em seguida, os objetivos da política, correspondentes a  $W_{mt}$  e  $W_{ft}$ , podem ser escritos como:

$$W_t^M = W_t^S, \quad W_t^F = W_t^S + \Phi_{\Delta G}(\tilde{g}_t - \tilde{g}_{t-1})^2$$

onde  $\Phi_{\Delta G}$  penaliza a mudanças nos gastos. Como resultado da introdução de novas variáveis de estado, o vetor de variáveis de estado predeterminado deve incluir gastos passados,  $\tilde{g}_{t-1}$ . O vetor de estado torna-se  $y_t = (\alpha_t, \tilde{y}_t^*, \eta\pi_t, b_t, \tilde{g}_{t-1})'$ . Como resultado de uma mudança de objetivos a solução para a política discricionária rende os coeficientes  $\theta$  e  $K$ , que são diferentes dos obtidos para as autoridades de políticas benevolentes que agora dependem de  $\Phi_{\Delta G}$ .  $(\theta, K) = \mathcal{D}^{FL}(\varepsilon, \sigma, \phi, \lambda, \Phi_{\Delta G})$ .

A especificação das funções de reação das políticas pode ser escrito em uma das duas formas seguintes, conforme Fragetta e Kirsanova (2010):

1. Se as autoridades jogam um jogo de Nash, eles tomam decisões "simultaneamente", sem levar em conta as reações do outro. (lembrando que  $\partial \tilde{r}_t / \partial \tilde{g}_t = \partial \tilde{g}_t / \partial \tilde{r}_t = 0$ ). Assim, a variável fiscal contemporânea não entra na função de reação monetária, e a taxa de juros de hoje não afeta decisões da política fiscal como discutido anteriormente. Especificamente, as funções de reações de política podem ser escritas como:

$$\tilde{r}_t = \theta_s S_t + \theta_b \tilde{b}_t + [\theta_r \tilde{r}_{t-1} + \theta_g \tilde{g}_{t-1}] \quad (43)$$

$$\tilde{g}_t = K_s S_t + K_b \tilde{b}_t + [K_r \tilde{r}_{t-1} + K_g \tilde{g}_{t-1}] \quad (44)$$

onde  $\theta$  e  $K$  denotam os coeficientes de *feedback* sobre variáveis de estado pré-determinados. A menos que haja um ou outro instrumento de suavização da política monetária ou fiscal, os termos em colchetes são todos zeros e as variáveis de estado são apenas os choques de distorção e da dívida.

2. Se a autoridade fiscal lidera, elas sabem a função de reação da autoridade monetária e leva em consideração quando tomar decisões. Em outras palavras, as autoridades monetárias estão sendo manipulados pelas autoridades fiscais. Formalmente,  $\partial \tilde{r}_t / \partial \tilde{g}_t \neq 0$ , e  $\partial \tilde{g}_t / \partial \tilde{r}_t = 0$ . A taxa de juros contemporânea não entra na função de reação da política fiscal, mas a variável contemporânea fiscal entra na função de reação monetária,

$$\tilde{r}_t = \theta_s S_t + \theta_b \tilde{b}_t + \xi_g \tilde{g}_t + [\theta_r \tilde{r}_{t-1} + \theta_g \tilde{g}_{t-1}] \quad (45)$$

$$\tilde{g}_t = K_s S_t + K_b \tilde{b}_t + \xi_g \tilde{g}_t + [K_r \tilde{r}_{t-1} + K_g \tilde{g}_{t-1}] \quad (46)$$

Eles chamaram o coeficiente  $\xi_g$  um coeficiente de liderança.

## 2.5 UM RESUMO

Sargent e Wallace (1981) foram um dos primeiros a chamarem a atenção para a interação entre as autoridades monetária e fiscal e suas implicações sobre o nível de preços, argumentando que sob certas condições, a autoridade monetária pode perder o controle sobre o nível de preços por ser forçada a gerar as receitas de senhoriagem necessárias à solvência do governo. Nesta visão a inflação é vista como um fenômeno monetário, mesmo que motivada por desequilíbrios fiscais. A TFNP avançou na teoria de Leeper (1991) e difere da teoria de Sargent e Wallace (1981) ao assumir que a equação da restrição orçamentária intertemporal do governo representa uma condição de equilíbrio, e que a política fiscal e monetária pode se comportar de maneira ativa e/ou passiva em seu modelo.

O trabalho de Dixit e Lambertini (2003) é um avanço na lacuna existente entre a interação de políticas monetária e fiscal na literatura Novo Keynesiana. Consideram as interações entre a política fiscal e monetária numa configuração em que a autoridade monetária controla a inflação. Partem do modelo em que a economia é de concorrência monopolista e rigidez nominal, além de analisar as possíveis interações entre as autoridades de políticas em diferentes regimes. Os autores chegam à conclusão de que a liderança monetária é o pior desempenho no regime discricionário porque gera baixo produto. O Equilíbrio de Nash e liderança fiscal não podem ser facilmente classificados, porque a sua comparação depende da interação entre preferências do BC e da ineficiência da política fiscal. E se a política fiscal é comprometida enquanto política monetária é discricionária, a discricionária pode não compensar a perda de peso morto criado pela política fiscal e, portanto, não destrói o compromisso fiscal.

Diferentemente de Dixit e Lambertini (2003), e tratando a política fiscal como endógena, Kirsanova e outros (2005) adiciona uma regra de Taylor para política fiscal, e também uma equação que acompanha a evolução da dívida pública. Com esse tratamento diferente, os autores chegaram a um sistema com cinco equações para analisar as possíveis interações de política monetária e fiscal diferenciando do modelo dinâmico novo keynesiano padrão com três equações, além de analisar em diferentes regimes.

A fim de fornecer uma explicação empírica das interações entre a política monetária e fiscal em economias abertas Fragetta e Kirsanova (2010), partem de um modelo teórico simples de uma economia aberta, resolvendo o modelo assumindo que as autoridades de políticas não agem cooperativamente e usam a política discricionária, além de ter diferentes objetivos. Seguem um modelo em que a economia é habitada por uma família representativa e as empresas em um mercado monopolisticamente competitivo com duas autoridades de políticas: o Governo e o BC.



### 3 CONSIDERAÇÕES SOBRE AS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL

#### 3.1 POLÍTICA MONETÁRIA

A economia brasileira conviveu durante muitos anos com altas taxas de inflação e com diferentes tentativas de estabilização. Foram cinco planos econômicos entre os anos 1986 e 1994: Plano Cruzado, Plano Bresser, Plano Verão, Plano Collor e por fim, o Plano Real. Este se constituiu como o programa de estabilização de maior êxito já implementado no país. Contudo, apesar do sucesso no combate à inflação, o processo de estabilização envolveu uma abordagem gradualista e muitos problemas econômicos importantes não foram resolvidos de imediato, como exemplo o ajuste fiscal (SILVA; PORTUGAL, 2002).

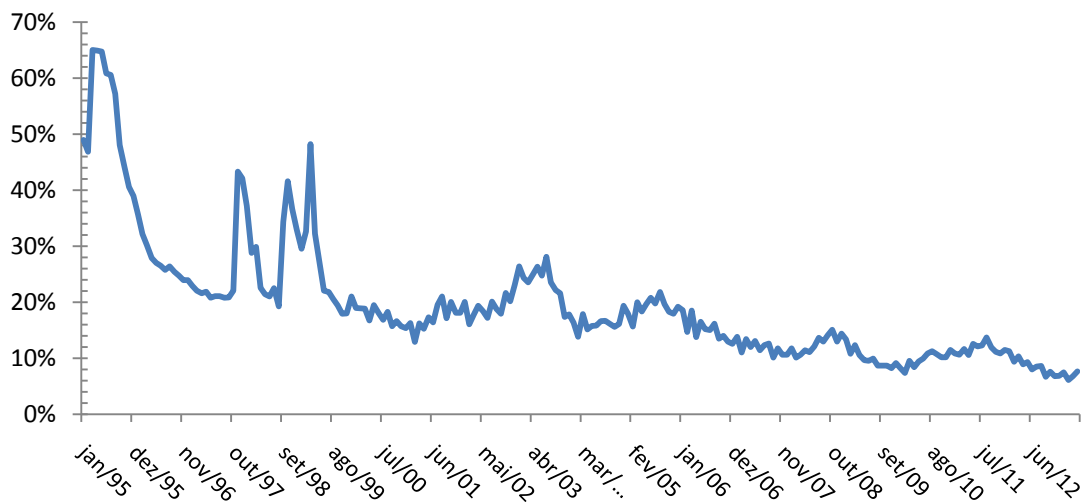
O processo de estabilização pós 1994 teve êxito quando um conjunto de reformas estruturais foi posto em prática no país. Nesses anos também, a economia sofreu um processo de abertura comercial através da redução de tarifas de importação e eliminação das barreiras alfandegárias, e o sistema financeiro experimentou uma ampla reestruturação, incluindo aumento da regulação.

Mesmo sendo um plano bem sucedido ao reduzir a inflação, a economia permaneceu vulnerável a crises de confiança, devido à existência de problemas estruturais no Brasil. Essas crises ocorreram de fato em 1995, quando aumentou o prêmio de risco cobrado nos países emergentes. Em março de 1995, adotou-se a política de bandas cambiais do plano real, o que provocou forte demanda de divisas e representou mais uma pressão para a elevação dos juros internos. O ano de 1997 foi marcado pela crise asiática e pela perda de dinamismo no mercado de bens duráveis, um dos principais motores da economia nos primeiros anos do plano real. Os juros foram elevados para conter a fuga de divisas, principalmente no fim do ano. Em 1998, a economia foi abalada pela crise da Rússia, afetando negativamente a credibilidade nos mercados emergentes.

A partir da implantação do plano real, os principais instrumentos da política de estabilização foram o câmbio, os juros e abertura comercial e financeira. A política monetária, através da administração da taxa básica de juros (SELIC) tinha o objetivo de atrair capital estrangeiro, que mantinha o câmbio valorizado, além de contribuir com o financiamento do balanço de pagamentos, impedindo novas pressões sobre a demanda interna.

Segundo Carvalho (2003), a política monetária a partir de 1995 buscou conter a demanda interna e administrar a taxa de juros para manter o país atraente ao capital estrangeiro e assim continuar financiando os déficits em transações correntes. Com a política monetária centrada no controle da demanda interna, câmbio valorizado e desequilíbrio externo, a taxa de juros permaneceu alta no período.

Gráfico 1 – Taxa SELIC



Fonte: IPEADATA, 2013

A condução da política monetária, após a introdução do plano real, pode ser dividida e analisada em duas fases distintas. Na primeira que se estendeu de julho de 1994 a janeiro de 1999, quando o processo de estabilização teve como pilares a adoção de reformas econômicas e a implementação de uma política monetária calcada principalmente na adoção de bandas cambiais e, a partir de janeiro de 1999, como segunda fase, o abandono forçado do regime de bandas cambiais, por um regime de câmbio flutuante em razão das restrições macroeconômicas do período, e logo em seguida a introdução em julho de 1999, do regime de metas para a inflação.

Mesmo em patamares elevados, a taxa de juros no Brasil tem se comportado de maneira declinante ao longo dos anos. Os maiores desvios em relação a sua tendência de queda se deram em períodos de conturbação no cenário econômico tanto externo como interno quando o Banco Central (BC) combatia as pressões inflacionárias advinda de desvalorizações cambiais e da crise de confiança que ocorreu durante o período eleitoral em 2002.

O ano de 1999 foi o ano das mudanças. Em janeiro, o câmbio passou a ser flutuante e; em julho, a política monetária passou a ser conduzida através do Sistema de Metas para inflação. O plano real tinha como um de seus alicerces a valorização da moeda nacional, uma nova âncora precisava ser empossada. O sistema de metas utilizava como âncora nominal para a política monetária e para as expectativas a própria meta estabelecida pela autoridade competente (WERLANG *et al.*, 2000).

### **3.1.1 Metas de inflação no Brasil**

O tema metas de inflação começou a ser discutido com certa intensidade nos meios acadêmicos internacionais no início dos anos 1990. Esse crescimento teórico deve-se em parte à adoção crescente do regime em muitos países industrializados, inclusive Reino Unido, Nova Zelândia, Canadá, Finlândia, Espanha, Austrália, entre outros. Leiderman e Svensson (1995) defendem que o sistema de metas de inflação apresenta duas grandes funções: primeiramente, ela serve como elemento de coordenação de expectativas para os agentes econômicos e, particularmente, para o mercado financeiro; e, em segundo, opera como guia de transparência na condução da política monetária. Os resultados desta política passam a ser condicionados ao grau de aderência da inflação as metas previamente fixadas, o que não exclui a consideração dos efeitos potenciais sobre o nível de atividade que são gerados no momento da administração da política monetária (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011).

Nesse regime monetário, em que a âncora nominal da política monetária é a própria meta, os Bancos Centrais precisam atuar de forma autônoma, com sua credibilidade derivando de seu comprometimento com a meta anunciada e da consistência da sua estratégia na busca da estabilidade de preços. A atuação sistemática e transparente da autoridade monetária torna a política mais previsível e, conseqüentemente, mais influente sobre as expectativas dos agentes, favorecendo a manutenção da inflação nos patamares almejados (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011). De acordo com Batini e Haldane (1998), o sistema de metas de inflação é mais eficiente por dar tempo para que os efeitos da variação das taxas de juros sintam por todos os canais; via mudanças nas expectativas, nas taxas de câmbio, na demanda agregada, etc. Outra característica desse sistema seria a transparência, que reduz o custo de implementação da política monetária, pois não haverá dúvidas sobre o propósito da autoridade monetária.

As políticas monetárias adotadas antes do regime de metas eram baseadas em metas para o crescimento de agregados monetários e exigiam que os bancos centrais escolhessem meta para o crescimento de moeda na economia para gerar liquidez suficiente para a taxa de crescimento do PIB. No regime de meta de inflação o cenário é diferente. A política monetária volta-se para o comportamento do índice de inflação para atingir seu nível desejado e ao mesmo tempo reduzir a volatilidade da produção e do emprego. A velocidade do retorno da inflação a meta pretendida determina o custo social em termos de desemprego e de produção na estratégia de política. Assim a política monetária se põe diante de um *trade off* entre a variação de inflação e variação de emprego e produção, com a possibilidade haver defasagens entre a atuação do BC e seu efeito na atividade e os preços na economia. Essa diferença temporal entre a atuação da autoridade monetária e seu efeito nos preços, geralmente não se toma decisões de política monetária de acordo com a inflação atual e sim movimentos na inflação esperada (*forward-looking*) (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011).

O regime de metas para a Inflação foi introduzido formalmente no país em julho de 1999 através do Decreto nº 3088 de 21 de junho de 1999. O índice de preços escolhido pelo governo para ser a âncora nominal do novo sistema, foi o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foram fixadas também a partir de 1999 as metas de inflação para os anos subsequentes, conforme mostra a Tabela 1.

Tabela 1 – Histórico de metas para a inflação no Brasil

<b>Ano</b>	<b>Data</b>	<b>Meta(%)</b>	<b>Banda(p.p.)</b>	<b>Limite inferior e superior (%)</b>	<b>Inflação efetiva (IPCA %a.a)</b>
1999		8	2	6-10	8,94
2000	30/6/1999	6	2	4-8	5,97
2001		4	2	2-6	7,67
2002	28/6/2000	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003*	28/6/2001	3,25	2	1,25-5,25	12,53
	27/6/2002	4	2,5	1,5-6,5	
2004*	27/6/2002	3,75	2,5	1,25-6,25	7,60
	25/6/2003	5,5	2,5	3-8	
2005	25/6/2003	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	30/6/2004	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	23/6/2005	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	29/6/2006	4,5	2	2,5-6,5	5,90
2009	26/6/2007	4,5	2	2,5-6,5	4,31
2010	1/7/2008	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2011	30/6/2009	4,5	2	2,5-6,5	6,50
2012	22/6/2010	4,5	2	2,5-6,5	5,84
2013	30/6/2011	4,5	2	2,5-6,5	
2014	28/6/2012	4,5	2	2,5-6,5	

Nota: \*A Carta Aberta de 21/1/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.

Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2013

Para fins de cumprimento das metas, o BC utiliza a taxa de juros de curtíssimo prazo como instrumento definido pelo COPOM. O nível dessa taxa de juros é estabelecido de modo a induzir a economia a operar em patamar de inflação compatível com a meta estabelecida.

A literatura empírica mostra que nas últimas décadas o comportamento da taxa de juros em muitos países, incluindo o Brasil, pode ser descrito de forma satisfatória por regras do tipo Taylor. Regra essa que persegue o caminho da taxa de inflação por meio do controle da oferta de crédito para consumo e investimento, por meio do uso da taxa de juros básica da economia. Esta regra pode ser entendida como uma função de reação do BC por meio de alteração da taxa de juros de curto prazo, as variações nas condições da economia.

Taylor (1993) foi o precursor da ideia de que era possível explicitar uma aproximação da regra de política monetária para descrever o comportamento da taxa de juros como função do nível de preços e da renda real. A regra de Taylor é uma função determinante da taxa básica de juro, resultante do desenvolvimento da oferta e demanda agregada da economia, cuja variável em comum é a taxa de juros, que é determinada nesse modelo em função do hiato do

produto e da inflação. Quando há desvio na inflação realizada em relação à meta de inflação e/ou no produto realizado em relação ao potencial, a taxa de juros irá modificar com intensidade conforme valor ponderador que multiplica cada um desses desvios. Se o coeficiente para o desvio da inflação for superior em relação ao desvio do produto, diz-se que o BC é mais preocupado com a inflação do que com o produto, e vice versa caso contrário.

Seguindo o mesmo princípio de Taylor (1993), surgiram alguns trabalhos de estimação da função de reação do BC no Brasil. Minella e outros (2002) estimaram uma função de reação para o BC brasileiro entre junho de 1999 e junho de 2002. Os autores concluíram que a autoridade monetária reage às expectativas de inflação e não a inflação passada, o que evidencia o comportamento *forward-looking* da política monetária.

Figueiredo e Ferreira (2002) acrescentou a análise dos impactos das variações de preços livres e monitorados sobre as decisões da autoridade monetária brasileira ao modelo de Minella e outros (2002) e chegaram a constatação de um forte componente de suavização da taxa de juros, uma vez que a taxa SELIC defasada apresentou coeficiente alto e muito significativo; e a comprovação de que a autoridade monetária reage mais fortemente as variações de preços livres do que as variações dos preços administrados.

Barcellos (2003) concluiu que o BC leva em consideração os diferentes componentes do índice de preços em seu processo de tomada de decisões, além de incluir a taxa de câmbio como uma variável explicativa na determinação da taxa básica de juros.

A adoção do regime de metas de inflação desafiou o BC brasileiro a construir modelos de previsão compatíveis para projetar o comportamento das variáveis macroeconômicas, sobretudo da inflação. Em 1999 foi criado o Departamento de Estudos e Pesquisas (DEPEP), com três áreas de estudo: metas para a inflação, riscos financeiros e microeconomia bancária. O grupo de metas para a inflação tem o objetivo de estudar a literatura do sistema de metas para a inflação, modelos de previsão macroeconômicos e mecanismos de transmissão da política monetária geral e no Brasil. Atualmente o BC do Brasil desenvolve e mantém uma vasta gama de modelos da economia de modo a incorporar, da melhor maneira possível as informações relevantes a condução da política monetária.

Segundo o Banco Central do Brasil (2011), esses modelos se dividem nas seguintes categorias:

- i) indicadores antecedentes e núcleos de inflação: são modelos estatísticos e modelos VAR, utilizados para análise de conjuntura e de curto prazo.
- ii) modelos VAR: com únicas restrições econômicas se dão na escolha das variáveis e defasagens, no mais os principais critérios para a seleção são estatísticos. Essa categoria serve como balizadora para a projeção da trajetória de inflação;
- iii) modelos semiestruturais pequenos: categoria em que se enquadram os modelos com poucas equações e com restrições diretamente inspiradas na teoria econômica e em fatos consensuais, mas que não buscam identificar toda a estrutura da economia. Essa categoria é a base para a análise das perspectivas para a inflação;
- iv) modelo médio: podendo ser considerado um passo intermediário entre os modelos estruturais pequenos *ad-hoc* e os modelos microfundamentados de médio porte. Esse modelo detalha relações econômicas entre variáveis importantes para a análise de cenários econômicos alternativos. Dessa forma, incorpora mais estrutura, permitindo a análise de mais questões, apesar de não ser microfundamentado.

Os modelos microfundamentados de médio porte normalmente se referem à sigla em inglês *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE), e atualmente em fase de desenvolvimento no BC. São caracterizados pela identificação de parâmetros mais profundos da estrutura econômica, para os quais há forte argumentação por sua estabilidade ao longo do tempo.

Para os modelos de previsões da inflação, muitos destes foram desenvolvidos pelo DEPEP. Esses modelos procuram replicar o comportamento da demanda e da oferta agregadas, onde a demanda agregada é representada por uma equação do tipo IS, que relaciona indicadores de atividade econômica à taxa de juros, enquanto a oferta agregada é representada por uma equação do tipo curva de Phillips, que relaciona a taxa de inflação corrente com a atividade econômica, com taxas de inflação passada, com expectativas de inflação e com a variação da taxa de câmbio.

As informações fornecidas pelos modelos semiestruturais, mais apropriados à construção de cenários para médio e longo prazo, são complementares por um conjunto de modelos não estruturais, que constituem instrumentos importantes para análise de curto prazo. Dentre esses modelos, destacam-se os de VAR simples e bayesianos. Além de gerar projeções de boa

qualidade para o comportamento da inflação no curto prazo, os modelos são úteis na simulação dos efeitos de choques específicos em variáveis exógenas sobre a inflação medida pelo IPCA ou de algum dos componentes principais. Todos os modelos utilizados na elaboração de projeções do COPOM são atualizados ao menos uma vez por ano. Assim, permite incorporar o conjunto de informações mais recente, além de possibilitar a introdução de novas técnicas econométricas. Como resultado, é possível ocorrer mudanças tanto na especificação dos modelos como na definição de parâmetros. Essas atualizações também levam em conta a análise dos erros de projeção, realizada durante todo o ano pelo grupo de projeções com o auxílio de programa desenvolvido pela própria equipe, denominado monitor (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011).

As projeções de inflação são apresentadas em dois cenários: o de referência e o de mercado. O cenário de referência supõe que a taxa SELIC será mantida inalterada durante o horizonte de previsão e que a taxa de câmbio permanecerá em patamar próximo a média dos últimos dias que precedem a análise do cenário. O cenário de mercado leva em conta as trajetórias para a taxa básica de juros e o câmbio que constam de pesquisa realizada pelo Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (Gerin) com analistas do setor privado.

As projeções de inflação dependem não apenas das hipóteses sobre as taxas de juros e do câmbio, mas também de um conjunto de hipóteses sobre o comportamento de variáveis exógenas. O conjunto de hipóteses considerado mais provável pelo COPOM é utilizado para construir os cenários a que o comitê atribui maior peso na tomada de decisões sobre a taxa de juros.

No contexto de desequilíbrio fiscal existente no Brasil, muitos economistas acreditam que o BC deva incluir na sua regra de política monetária alguma variável fiscal relevante. Morais e Andrade (2004), por exemplo, calculam a regra ótima de política monetária supondo que a autoridade monetária segue um regime flexível de metas de inflação no qual existe a possibilidade de inclusão de uma meta para a razão dívida/PIB. No modelo a dívida pública afetaria diretamente o prêmio de risco, e conseqüentemente a taxa de câmbio. Os autores incluem uma meta para a razão dívida PIB na função de perda da autoridade monetária. Outros economistas tem se preocupado em discutir essa temática e em propor formas alternativas para a construção de regras monetárias que levem em conta as restrições fiscais do caso brasileiro.



Freitas e Muinhos (2002) estimam equações de Philips e IS para o Brasil após o plano real para estudar o mecanismo de transmissão da política monetária. Eles mostram que regras subótimas simples, como as do tipo Taylor, podem ter desempenho tão bom quanto às regras ótimas, dependendo dos parâmetros escolhidos e das preferências do BC. Os autores trabalham com uma IS fiscal em que o hiato do produto depende da taxa de juros real, do hiato defasado, da taxa de câmbio e também do déficit fiscal.

Verdini (2003) desenvolve um modelo com propósito de avaliar se as regras monetárias sob regime de metas para a inflação podem ser adaptadas para corrigir desvios explosivos da dívida pública. Os resultados mostram que, apesar da potencial solvência de longo prazo, a dívida ainda pode gerar preocupações em curto prazo, mesmo se o BC, na sua reação de política, considerar problemas com a administração da dívida com base na previsão de inflação.

De acordo com Belchior (2009), o argumento ou a intuição de que a política fiscal brasileira afeta em certa medida a política monetária parece ter fundamento e nota-se que parte dos economistas comunga com essa percepção. Nesse contexto, parece fazer sentido que as variáveis de política fiscal devam ser consideradas na regra ótima de política monetária do BC.

### 3.2 POLÍTICA FISCAL

Conforme Giambiagi (2006), nos últimos anos, o Brasil apresentou dois grandes pontos de inflexão em relação à política fiscal: em 1999, foi feito um ajustamento fiscal primário que caracterizou um dos momentos que permitiu dividir a política econômica em “antes” e “depois” de um determinado evento, e no ano de 2004, quando se espera que tenha se encerrado um ciclo de dez anos de aumentos da relação dívida pública/PIB, com o primeiro declínio desse coeficiente desde 1994. Segundo o autor esse período foi de mudança no tratamento das contas públicas no Brasil, em que o setor público operou sujeito a uma restrição orçamentária clara, na forma de um piso para o superávit primário.

O resultado primário exclui a incidência de juros sobre a dívida, que dependem da taxa de juros nominal e do estoque da dívida passada atrelada aos juros. Por sua vez, o estoque da dívida precedente é determinado pelo acúmulo de déficits nominais não monetizados. Desta

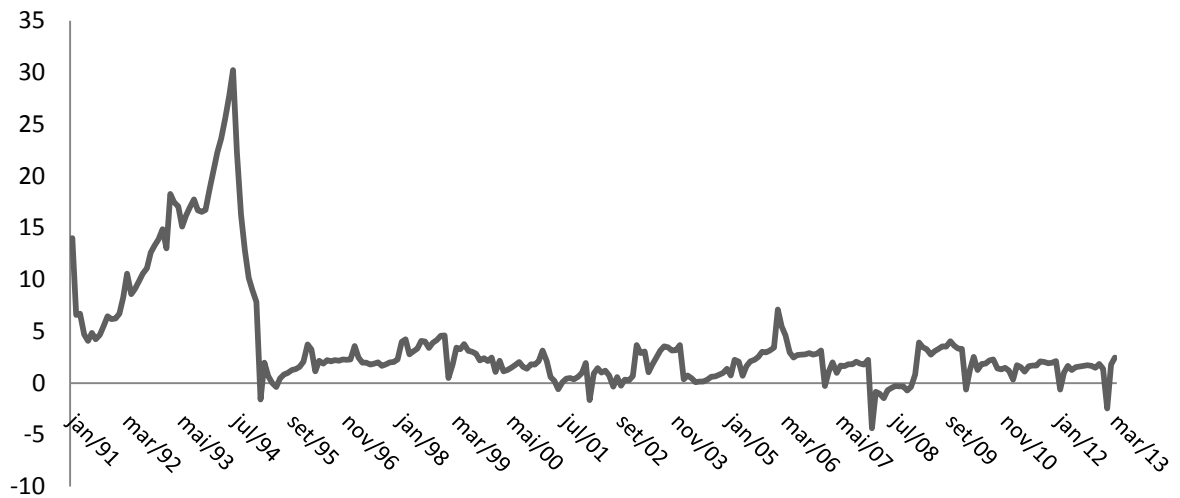
forma, os déficits passados contaminam a Necessidade Fiscal do Setor Público (NFSP) no futuro ao transferirem uma dívida maior com a geração de encargos mais elevados e a consequente deterioração do resultado atual. A Dívida Líquida do Setor Público (DLSP), excluída o ajuste patrimonial, fornece a exata dimensão da Dívida Fiscal Líquida (DFL) (GIAMBIAGI; ALEM, 1999).

A exclusão dos juros no conceito primário fornece a exata dimensão da magnitude do esforço fiscal realizada pelos agentes públicos, por isso mesmo este conceito é muito difundido para se mensurar o esforço efetivo do Setor Público no resultado orçamentário. A NFSP no conceito primário é definida como a diferença entre as NFSP no conceito nominal e as despesas de juros nominais incidentes sobre a DLSP, calculadas pelo critério de competência e descontadas a receita de juros relativa à aplicação das reservas internacionais (GIAMBIAGI; ALEM, 1999).

Ainda, segundo Giambiagi e Alem (1999), o resultado primário sofreu forte deterioração com a implantação do Plano Real. Parte significativa desse desajuste foi ocasionado pelo déficit previdenciário. As despesas previdenciárias passaram de 4,9% do PIB em 1994 para 6% em 1998, ocasionadas por reajustes dos beneficiários superiores as taxas de inflação.

O gráfico abaixo apresenta o resultado primário nominal acumulado do BC e do Governo Federal de janeiro de 1991 a janeiro de 2013. Em junho o resultado nominal atingiu o maior pico, cerca de 30% e, a partir de 1994 é notória a deterioração do resultado primário. A partir de agosto de 1994 a média ficou em torno de 2% no acumulado.

Gráfico 2 – Necessidade Fiscal do Setor Público (NFSP) sem desvalorização cambial (% PIB) acumulado no ano



Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2013

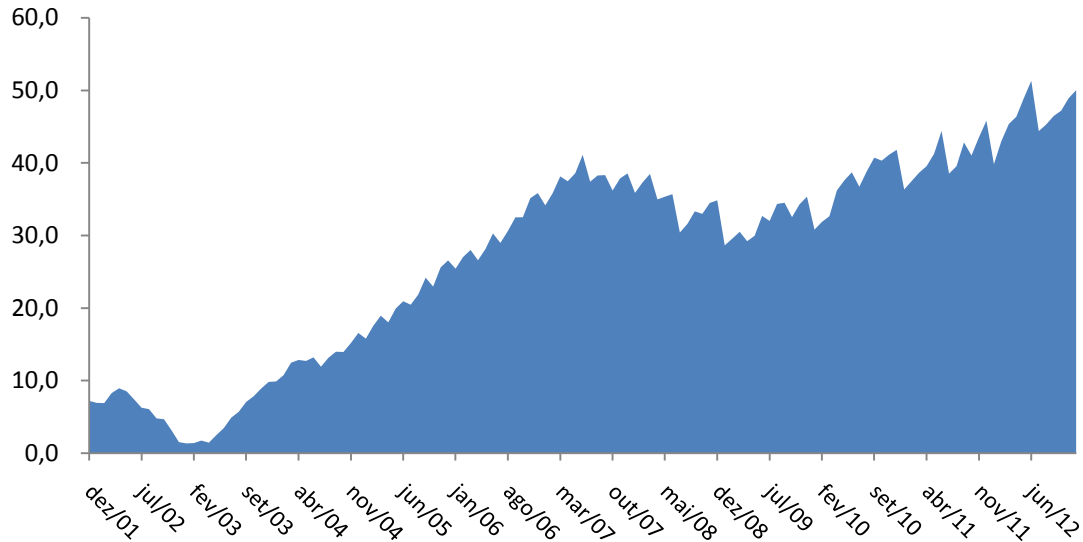
Antes da implementação do Plano real, a dívida prefixada era concentrada em prazos curtíssimos. Os principais motivos para esse tipo de comportamento segundo Guidotti e Kumar (1991) eram: o desequilíbrio fiscal e, a expectativa de inflação elevada que impedia a fixação de prazos longos devido à possibilidade de perda para os detentores dos títulos por causa da incidência de inflação. No fim de 1999, o Tesouro Nacional (TN) e o BC adotaram uma série de medidas objetivando alongar o prazo médio e o aumento da participação dos títulos prefixados da dívida pública.

Com as crises na década de 90, o esforço por parte do TN para ampliar a participação dos títulos prefixados recrudescer devido ao prazo dos títulos terem continuado curtos, de forma que o risco de refinanciamento para o TN continuava alto e a taxa de juros exigida em momentos de turbulência foi considerada muito elevada. Em 1998, o Brasil ajustou seu déficit primário tornando-o equilibrado por conta da crise russa. A partir de 1999 o governo implementou um programa de metas crescentes de superávit primário que culminou em 4,25% do PIB entre 2003 e 2006.

Guidotti e Kumar (1991) sugeriram que o problema da gestão da dívida pública em países como o Brasil, que não conseguiam se financiar com títulos prefixados e de longo prazo, era composto por dois fatores: a elevada taxa de inflação e o elevado déficit público. Com a introdução do Plano Real em 1994, imaginou-se que a gestão da dívida pública seria facilitada

com a possibilidade de colocação de títulos prefixados ainda que de curto prazo. De fato a participação de títulos prefixados aumentou gradativamente, como mostra o Gráfico 3.

Gráfico 3 – Títulos pré-fixados de longo prazo

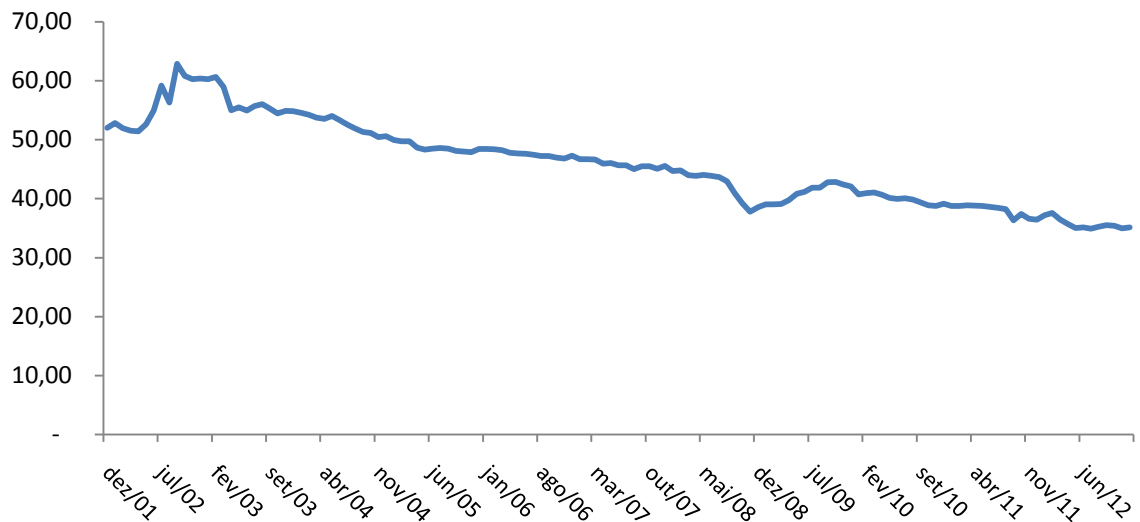


Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2013

Porém, com o Plano Real, o fim da inflação acabou revelando a real situação das contas públicas. Isto porque, além do fim das receitas de senhoriagem, o governo não podia mais contar com o impacto da inflação no valor real do déficit público. Como resultado, houve crescimento acentuado da dívida líquida do governo central a partir de 1995 a 1998 até o ajuste fiscal a partir de 1999, passando de 12,81% para 23,62% do PIB (GIAMBIAGI, 2004).

É apenas a partir de 2003 que a relação entre a dívida/PIB começa a ser reduzida, assumindo uma trajetória de queda, conforme o Gráfico 4. Em dezembro de 2001 a dívida pública representava cerca de 52% do PIB, subindo para 62% em setembro de 2002 e fechando esse período em análise com 35% do PIB em dezembro de 2012 com perspectiva declinante.

Gráfico 4 – Relação entre dívida líquida sobre o PIB

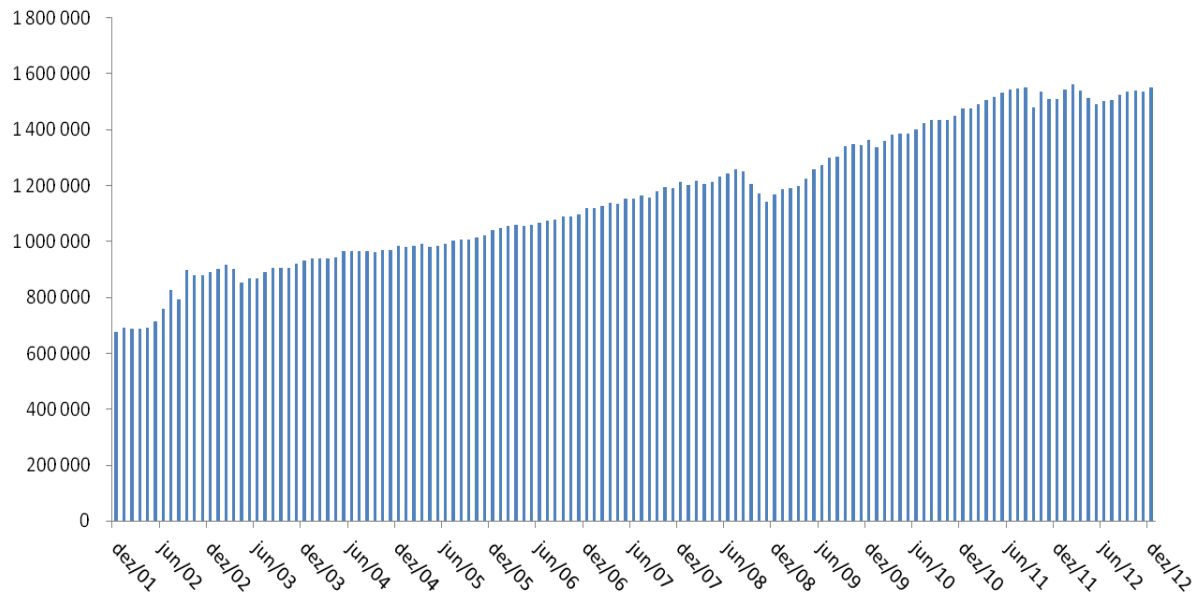


Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2013

Para Giavazzi e Pagano (1990), os gestores do endividamento público deveriam seguir três regras básicas na administração da dívida: elevar a maturidade média dos títulos públicos em mercado, suavizar a duração média dos títulos públicos e possuir um mercado desenvolvido para a dívida cambial.

Mesmo com a redução da dívida em termos proporcionais sobre o PIB, o montante da dívida continuou em trajetória ascendente como pode ser visto no Gráfico 5. Em dezembro de 2012 esse valor ultrapassou 1,4 bilhões de reais, dobrado se comparado ao início do período, como pode ser observado no Gráfico 5.

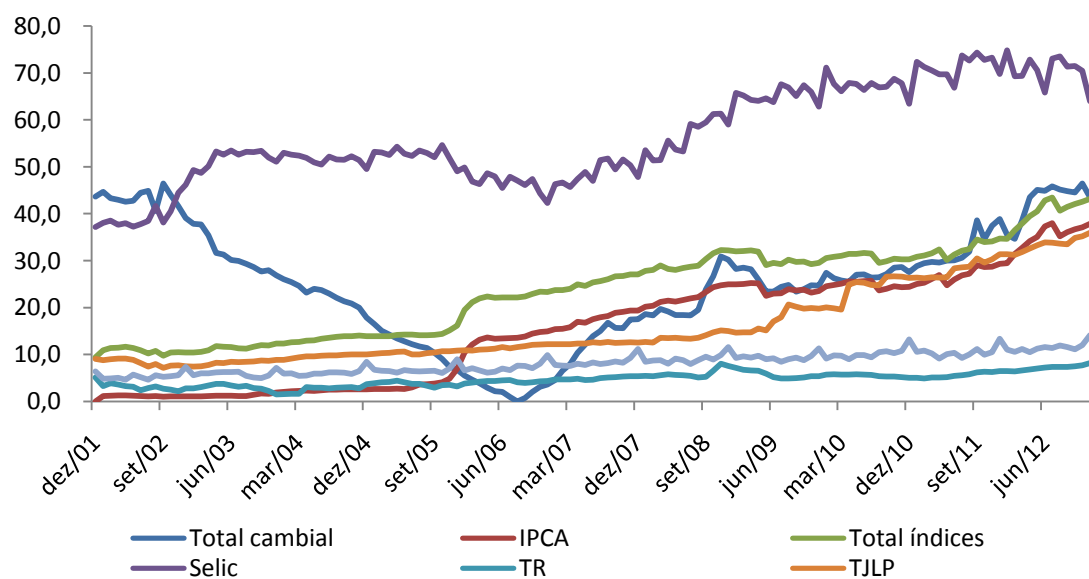
Gráfico 5 – Dívida pública em milhões de reais.



Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2013

Entre 2001 e 2012, observa-se que a participação dos prefixados cresceu de 7,2% para 50% da dívida pública federal e a dos títulos indexados aos índices de preços passou de 9,4% em dezembro de 2001 para 43,7% em janeiro de 2013. Por sua vez, a parte indexada ao câmbio interno e externo diminuiu expressivamente, conforme mostra o Gráfico 6.

Gráfico 6 – Dívida pública em (%) por indexador



Fonte: TESOURO NACIONAL, 2013

É importante notar que, ao longo do período que se estende de dezembro de 2001 a dezembro de 2012, a participação média dos títulos públicos federais indexados aos juros (SELIC) correspondeu a 56,4%, ou seja, mais da metade da dívida foi indexada à taxa de juros que a política monetária determina. A partir de 2009, a parte indexada aos juros ficou acima de 60% para todo o período. Nesse contexto, a importância da taxa de juros básica da economia (SELIC) para análise da dívida pública brasileira parece inquestionável. Logo aumentos ou reduções na taxa de juros provocam variações significativas nas despesas financeiras com o pagamento da dívida. Destarte, torna-se relevante avaliar como o BCB deve determinar a política monetária em tais circunstâncias.

O acompanhamento das políticas implementadas pelos gestores da dívida frente aos fatores que condicionam a elevação do montante de títulos públicos em mercado é uma abordagem interessante para analisar a mudança do perfil da dívida. Alguns motivos deste crescimento são apontados por Silva e Cavalcanti (2000) quando afirma que:

Os principais fatores determinantes deste crescimento foram as taxas de juros reais elevadas que incidiam sobre a dívida, a necessidade de esterelizar-se o crescimento da base monetária causado pela entrada de recursos externos, as operações de assistência financeira a liquidez do BC, a troca de dívidas estaduais por LBC e assunção de dívidas estaduais pelo governo federal. (SILVA; CAVALCANTI, p.187, 2000).

Os serviços da dívida interferem diretamente sobre o resultado nominal do governo. Maiores juros significam piores resultados e maior necessidade de se financiar de alguma forma. As NFSP estão relacionadas com o déficit nominal, ou resultado nominal do Setor Público, que corresponde à variação nominal dos saldos da dívida interna líquida, mais fluxos externos efetivos, convertidos pela taxa média de câmbio.

A relação do tesouro nacional com o BC é tema de constante controvérsia entre vários autores. O fato de, tanto o TN quanto o BC, atuarem no mercado primário cria certas assimetrias que acabam por colocar em questão a eficácia de tais órgãos na consecução de suas incumbências. A própria coordenação entre políticas macroeconômicas é tema bastante controverso. A relação entre as políticas fiscal e monetária é uma variável explicativa bastante considerável em relação ao aumento da DLSP e, conseqüentemente, Dívida Pública Mobiliária Federal como afirma Mendonça (2001). O mesmo autor analisa alguns modelos de

coordenação de políticas e certifica-se de que a coordenação pode ser bastante benéfica para a execução das políticas econômicas:

Em geral verifica-se que a coordenação entre a política monetária e a fiscal reduz a possibilidade de conflito de interesses entre os responsáveis pela política econômica e a incerteza para a tomada de decisões dos agentes econômicos. (...) o ganho potencial a partir da coordenação é elevado. Uma política de coordenação macroeconômica deveria ser estruturada de forma que a reação da taxa de juros seja capaz de compensar a contração fiscal. (MENDONÇA, 2001, p. 235).

### 3.3 INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL: O DEBATE

Muitos trabalhos tem se esforçado para entender como é essa relação de interação entre as políticas fiscais e monetárias no Brasil. De acordo com o trabalho pioneiro de Loyo (1999), a TFNP poderia explicar a inflação brasileira no final dos anos 70 e início dos anos 80. Ele destaca que uma característica da conjuntura daquele período eram os déficits públicos recorrentes e altas taxas de inflação, seu principal argumento era de que as elevadas taxas de juros levavam ao crescimento da dívida nominal.

Loyo (1999) baseia sua análise em duas situações em relação a uma taxa de juros constante de equilíbrio. Quando a taxa de inflação inicial é menor que a taxa de juros, a dinâmica inflacionária é estável. Quando a política monetária é agressiva, respondendo a cada nível de inflação com uma taxa de juros maior, então a taxa de inflação de estado estacionário eleva-se. Esse comportamento evita que a economia ingresse na dinâmica de uma política fiscal não Ricardiana. Segundo o autor, essa foi a característica da política monetária brasileira no final dos anos 1970. Por outro lado, quando a taxa de inflação inicial é maior no estado estacionário, a dinâmica da inflação é instável, tendo como resultado uma inflação acelerada e uma trajetória para a dívida que é explosiva. Segundo ele, essa foi a característica da política monetária no período pós 80. Assim, a aceleração do processo inflacionário levou à explosão dos juros nominais e, por consequência, a explosão das despesas do governo. As evidências para a economia brasileira, então, para uma maior atenção para o pagamento de juros do que para os movimentos do déficit primário.

Tanner e Ramos (2002) examinaram questões referentes à solvência intertemporal e ajustamento fiscal no Brasil, usando dados mensais para o período 1991-2000. Os resultados indicaram um regime de dominância fiscal devido a um comportamento fiscal não sustentável



durante o período, exceto entre o período de implantação do Plano Real e antes da crise asiática, 1995-1997, que foi verificado um regime de dominância monetária porque o governo buscou controlar o nível de endividamento.

Recentemente autores têm dado maior atenção à maneira como a dívida pública e o prêmio de risco afeta a execução da política monetária no Brasil. Favero e Giavazzi (2003) apresentam um modelo empírico no qual a economia passa de um equilíbrio bom para um equilíbrio ruim, quando a relação dívida/PIB ultrapassa determinado patamar. No equilíbrio ruim ocorre um círculo vicioso em que a elevação na taxa Selic aumenta a probabilidade de *default*, em virtude do aumento nos encargos da dívida pública. Como há correlação alta entre taxa de câmbio e probabilidade de *default*, ocorreria uma depreciação, ao invés de apreciação cambial. Para reduzir a inflação decorrente desta depreciação cambial, o BC teria que elevar mais ainda a taxa de juros, gerando um círculo vicioso na atuação da política monetária. Favero e Giavazzi (2003) e Blanchard (2004) sugerem que, no caso específico da economia brasileira, a elevação na razão dívida/PIB, decorrente da elevação na taxa de juros, tenderia a aumentar a percepção de risco dos agentes e, conseqüentemente, a probabilidade de *default*. Neste caso, haveria uma situação de dominância fiscal, em que a política monetária seria ineficaz para controlar a inflação, em decorrência de desequilíbrios na política fiscal.

Rocha e Silva (2004) utilizando observações anuais no período de 1996 a 2000 evidenciaram que o regime brasileiro é Ricardiano, isso implica que o efeito riqueza de variações no nível de preços conforme indicado pela TFNP não ocorre. Entretanto, isso não quer dizer que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja satisfeita para qualquer nível de preços por meio de ajustes nas variáveis fiscais, uma vez que a série do superávit inclui as receitas de senhoriagem. Isso ocorre porque as autoras utilizaram como *proxy* para o superávit do governo a série do superávit do governo federal como proporção do PIB somado a série de receitas de senhoriagem.

Seguindo a mesma linha metodológica, porém utilizando um modelo com mudança de regime, Fialho e Portugal (2005), com dados mensais de janeiro de 1995 a setembro de 2003, com enfoque de Muscatelli e outros (2002) utilizam um modelo de *Markov-switching vector autorregressive* (MS-VAR), indicaram que a economia brasileira operou na maior parte desse período em regime de dominância monetária, ou seja, a política fiscal mostrava-se ricardiana.

Blanchard (2004) aborda outra via pela qual a política fiscal praticada pelo governo poderia afetar a estabilidade de preços nos anos de 2002 e 2003. Esse canal consistia principalmente nos efeitos da taxa de câmbio sobre a solvência da dívida pública. Numa economia aberta com política monetária pautada na taxa de juros, outro limite pode ser imposto à autoridade monetária, visto que a proposição padrão acerca de uma política monetária contracionista é que a elevação na taxa de juros torna a dívida pública mais atrativa, induzindo a um influxo de capitais e, conseqüentemente, na apreciação da taxa de câmbio. Esse mecanismo contribui para o combate à inflação. Contudo, se a elevação na taxa de juros provoca um aumento na probabilidade de *default* da dívida, aumentando o risco de insolvência do país, a dívida do governo torna-se menos atrativa, o que deprecia a taxa de câmbio, via saída de capitais, e contribui para o aumento da inflação.

Zoli (2005) analisa como a política fiscal afeta a política monetária em economias emergentes, inclusive no Brasil, para o período de janeiro de 1991 a janeiro de 2004. A autora segue a metodologia VAR proposta por Canzoney, Cumby e Diba (2001) e Tanner e Ramos (2002). Os resultados indicaram um regime de dominância fiscal para o Brasil em todo o período analisado. A autora também focou os impactos da política fiscal sobre o prêmio de risco e a taxa de câmbio dos países, seus resultados confirmaram os de Favero e Giavazzi (2003) e Blanchard (2004).

Moreira e outros (2007) utilizou a base teórica de Leeper (1991 e 2005) para classificar a política monetária e a política fiscal como ativa e/ou passiva. Os autores, utilizando dados mensais de janeiro de 1995 a fevereiro de 2006, estimaram funções de reação para a autoridade fiscal e monetária e uma curva IS com uma variável fiscal, via GMM. Os resultados obtidos indicaram que a economia brasileira encontrava-se num regime em que a política fiscal é ativa e a política monetária é passiva. No contexto de Leeper (1991), essa região representa a situação apregoadada pela TFNP, onde a autoridade fiscal evita um forte ajuste nos impostos diretos, cabendo a autoridade monetária a gerar imposto inflacionário para manter a restrição orçamentária do governo equilibrada.

Trabalhos empíricos nessa direção também já foram feitos principalmente para os países da União Européia. Para esses países, a modelagem da interação entre políticas fiscal e monetária é de grande interesse já que as autoridades responsáveis por cada política são completamente dissociadas: com a unificação monetária, a conduta fiscal fica a cargo do governo de cada país

e a política monetária sob responsabilidade do BC Europeu. Estudo interessante nesse campo de pesquisa seria a verificação se as políticas fiscais discricionárias representam uma ameaça às metas monetárias. Esta é uma tese defendida pela TFNP, que afirma, em linhas gerais, que políticas fiscais expansionistas conduzidas por autoridades que não levam em consideração a restrição orçamentária intertemporal do governo acabam por provocar elevação no nível de preços<sup>13</sup>. Por exemplo, Dixit e Lambertini (2001) fizeram um trabalho sobre a União Europeia em que as autoridades fiscal e monetária são dissociadas e o BC não consegue controlar totalmente o nível de preços. O resultado encontrado é que existe liderança da autoridade fiscal sobre a monetária.

Melitz (2002) considera a interação entre as políticas monetária e fiscal em uma regressão conjunta de dados anuais para dezenove países da Organização de Cooperação e de Desenvolvimento Econômico (OCDE), em que as políticas monetária e fiscal se movem em direções contrárias, são substitutos e que a política fiscal desempenha fraca estabilidade da dívida: os impostos se comportam de uma forma estável, mas os gastos de maneira desestabilizadora.

Este tema também chama a atenção de muitos autores para outros países. Do ponto de vista empírico, Muscateli e outros (2004) constroem um Modelo Novo-Keynesiano para o caso americano, em que mostram que a complementaridade estratégica das políticas monetária e fiscal depende crucialmente dos tipos de choques observados pela economia do país, além das hipóteses feitas no modelo. Os autores mostram que uma política fiscal contra-cíclica pode reduzir o bem estar se as regras de políticas monetárias e fiscais forem inerciais e não coordenadas.

Muscateli e outros (2004) estimam um modelo *forward-looking* novo-keynesiano para seguir um regime de política fiscal, além da autoridade monetária padrão para os EUA utilizando dados trimestrais a partir de 1970 até 2001. Os autores utilizaram o método generalizado de momentos (GMM), estimativa para o sistema múltiplo de equações. Eles permitem que a política fiscal tenha dois instrumentos: tributação e gastos. No modelo, primeiro as interações podem ocorrer através dos ciclos de cada política, e em segundo lugar através da direção de choques no produto. Eles encontram a política monetária

---

<sup>13</sup> Ver Christiano e Fitzgerald (2000).

suavizada com o princípio de Taylor e responde a uma forma de estabilização do produto. Os gastos do governo respondem de uma maneira desestabilizadora para o produto contemporâneo, mas estabilizadora para o produto defasado, fazendo com que a resposta global seja apenas anticíclica. Os impostos respondem positivamente ao produto. Ambos os instrumentos respondem a relação defasada do déficit orçamentário de uma forma estabilizadora

Muscalli e outros (2004) encontraram que as políticas monetária e fiscal tem agido como assimétrica complementar. A política fiscal é frouxa quando a política monetária é apertada, mas a política monetária é apertada quando a política fiscal é apertada. Os autores modelaram o canal da interação entre as políticas para ser o impacto de uma sobre os objetivos da outra: estabilização do produto e inflação. Via análise de função-resposta encontra que a interação depende de choque: para choques fiscais e monetários, as autoridades agem como complementares, enquanto que para inflação ou instrumentos de choques elas agem como substitutos. Os autores admitem que os resultados dependem do tipo de modelo que é usado. No modelo de Muscateli e outros (2004), a dívida pública foi omitida e, portanto a sustentabilidade do débito não foi observada. Favero (2004) é crítico quanto a isso. Em um estudo similar, Fragetta e Kirsanova (2007) modelaram interações no Reino Unido, Suécia e Estados Unidos. Fragetta e Kirsanova (2007) atentaram para distinguir liderança, ou dominância, e não encontraram nenhuma evidência de dominância nos Estados Unidos, sugerindo que as duas autoridades ignoraram uma a outra.

Hughes-Hallett (2005) utilizaram instrumentos de regressões individuais para investigar as interações entre as políticas monetária e fiscal no Reino Unido e na Zona do Euro. Os autores encontraram que as políticas monetária e fiscal atuaram como substitutos no Reino Unido, mas de maneira complementar na Zona do Euro.

Reade e Stehn (2010) utilizaram a metodologia VAR, (cointegração) para o caso americano e mostraram que a política monetária do país tem se comportado de modo desejável no longo prazo e tem corrigido desequilíbrios de curto prazo. Já a política fiscal tem assegurado a sustentabilidade da dívida no longo prazo. Assim, os autores encontraram uma interação das políticas monetária e fiscal no modelo, mas o poder de correção de desequilíbrios da política monetária não tem assegurado um comportamento fiscal contra-cíclico.

A fim de investigar as possíveis interações entre as políticas monetária e fiscal nos Estados Unidos, Reade (2011) estimou um modelo na forma de Vetor de Correção de erros (VECM) com dados a partir do primeiro trimestre de 1980 ao segundo trimestre de 2010. O autor utilizou o superávit primário como instrumento de política fiscal e a taxa de juros como instrumento de política monetária. O autor identificou três vetores de cointegração: além dos vetores correspondentes a política monetária e fiscal, verificou também a existência de um vetor em que classificaram para ser o vetor da curva de Philips. O autor concluiu na análise que a formulação da política monetária é de caráter *forward looking*, e também ativo no sentido de não responder a sua função de reação, ou regra de política, verificado no vetor de cointegração. A política fiscal, por outro lado é passiva, respondendo a sua regra de política e procura garantir a sustentabilidade da dívida. Segundo Reade (2011) parece haver um impacto negativo de discricionariedade fiscal no longo prazo em termos de redução do potencial de crescimento económico, mas a política fiscal no curto prazo não parece ser capaz de influenciar a produção em relação ao produto potencial. O autor ainda conclui que as ações das autoridades são complementares na medida em que ambos respondem na direção oposta para reavivar a economia e conter as crises, se comportando em direções impostas.

## 4 MODELO EMPÍRICO

### 4.1 MODELO ANALÍTICO

A metodologia utilizada consiste em uma abordagem multivariada para séries temporais. Buscou-se estimar vetores de cointegração entre as variáveis significando uma relação de longo de prazo entre elas. A cointegração é um procedimento multivariado adequado para tratar séries de tempo, considerando a possível existência de tendências estocásticas nas séries. Por esta abordagem, espera-se ser possível estimar a interação entre as políticas monetária e fiscal através dos seus instrumentos de controle: o superávit primário para a política fiscal e a taxa de juros para a política monetária.

A fim de analisar as possíveis interações entre as políticas monetária e fiscal no Brasil utilizou-se um modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR). Essa abordagem é recente e muito utilizada em economia. Consiste em ajustar um modelo dinâmico em que cada série é dada em função de seus valores passados e dos valores passados de outras séries, mais erros aleatórios. Todas as variáveis são consideradas como endógenas.

#### 4.1.1 Métodos de estimação do processo VAR

Segundo Bueno (2008), as séries temporais podem ser estacionárias ou não estacionárias, além disso, estocásticas ou determinísticas. A série temporal estacionária determinística mais simples é uma constante,  $\mu$ , isto é:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (47)$$

No caso de séries estacionárias determinísticas:  $y_t = \mu + y_{t-1}$ , esta série será estacionária e estocástica se lhe for acrescentado  $\varepsilon_t$  proveniente de uma distribuição normal. A série estacionária é aquela que flutua em torno de uma mesma média.

A série quando não estacionária possui uma tendência, que pode ser determinística ou estocástica. A série não estacionária determinística acrescida de um componente aleatório extraído de uma distribuição normal flutua em torno de uma tendência temporal:

$$Y_t = \mu + \delta_t + \varepsilon_t \quad (48)$$

Já a série com tendência estocástica move-se em torno de médias flutuantes. Uma série não estacionária puramente estocástica:

$$Y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (49)$$

Se adicionado uma constante,  $\mu$ , a esse modelo, denominada *drift*, denomina-se um modelo estacionário com tendência estocástica e *drift*.

Intuitivamente, conforme Brockwell e Davis (1991), estacionariedade estrita significa que os gráficos da função de distribuição da série em quaisquer dois intervalos de tempo de igual tamanho exibirão propriedades estatísticas similares, isto significa que na prática os momentos populacionais, quando existem são independente de  $t$ .

Uma das principais ferramentas utilizadas para detectar estacionariedade é o teste de função de autocorrelação (FAC) e o correlograma resultante, que é a representação gráfica da FAC contra o tamanho de defasagens. Ela permite identificar a ordem AR(q) (defasagem) de um processo MA (média móvel). Conforme Bueno (2008) a função de autocorrelação define a defasagem do MA e a função de autocorrelação parcial define a defasagem do AR. Sabe-se que a função de auto correlação (FAC) decai exponencialmente com o aumento de defasagens e a função de autocorrelação parcial (FACP) é truncada a partir da defasagem  $p$  na FAC. Na FACP ocorre o inverso. A função de autocorrelação é truncada na defasagem  $q$ , e a função de autocorrelação parcial decai exponencialmente.

Na prática, é necessário trabalhar com o coeficiente de autocorrelação amostral. Logo, a função de autocorrelação amostral na defasagem é:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$$

que é simplesmente a razão entre a covariância amostral e a variância amostral. Quanto mais  $\hat{\rho}_k$  aproxima-se de 1, maior o indício de que a série temporal é não estacionária. Outro indicador de não-estacionariedade é a representação gráfica de  $\hat{\rho}_k$ , conhecida como correlograma amostral. Quando o correlograma inicia com um valor bem alto (próximo de 1) e decai gradativamente, tem-se forte indício de série temporal não estacionária (GUJARATI, 2000).

#### 4.1.2 Testes de estacionariedade

A fim de verificar a estacionariedade das séries foram realizados testes de raiz unitária Dicker- Fuller Aumentado (ADF) sob a hipótese nula de que as séries são estacionarias em

nível. Os testes tradicionais de raiz unitárias foram desenvolvidos por Dickey-Fuller e Phillips-Perron. No teste ADF para cada variável será utilizado os critérios de informação: Critério de informação de Akaike (AIC), Critério Bayesiano de Schwartz (SBC) e Critério de Hannan-Quin (HQ) para a seleção do número de defasagens, que, quando necessário, é aumentado a correlação serial dos resíduos da regressão de teste até que não mais se mostre evidente.

São feitos também o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) adicional. O teste de raiz unitária ADF pode não conseguir rejeitar a hipótese nula para muitas séries econômicas. O primeiro teste tem como hipótese nula a existência de raiz unitária. O segundo por sua vez, sob a hipótese nula de que a série é estacionária, é avaliada a existência de estacionariedade em torno de uma constante ou em torno de uma tendência linear. O teste proposto por Kwiatkowski e outros (1992) tem uma especificação diferente dos outros testes. Os dois modelos possíveis são: o modelo com intercepto e o modelo com intercepto e tendência. O critério adotado para determinar as defasagens de Bartlett foi o sugerido por Newey-West. A estatística do teste será confrontada com os valores críticos simulados pelos autores. O critério de decisão é se  $\hat{\eta} > \eta_{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de estacionariedade.

Mesmo que possa haver alguns resultados claros, a possibilidade de quebras estruturais torna provisória qualquer conclusão. Assim, serão feitos testes de quebra estrutural de Zivot e Andrews (1992) e de Lanne, Lutkepohl e Saikkonen (2003). O teste de Zivot e Andrews (1992), que sob a hipótese nula de passeio aleatório com *drift*, são mais apropriados em contexto com quebras estruturais. O teste de Zivot- Andrews minimiza a estatística “t” em seguidos testes de Perron (1989), escolhendo endogenamente uma única data que é mais favorável à hipótese alternativa de tendência estacionária com quebra estrutural. A hipótese nula do teste é passeio aleatório com *drift* e sem quebra.

O teste de Lanne, Saikkonen e Lutkepohl (2003) também é adequado na presença de quebras estruturais. A equação de teste contém, além de um processo auto-regressivo (AR), uma parte determinística que inclui uma função de quebra que capta uma mudança de nível. Primeiro é estimada a data de quebra e em seguida, para uma dada ordem do AR, os parâmetros da parte determinística. A parte determinística é subtraída da série, que então é submetida ao teste de raiz unitária. Novamente a ideia é escolher a data de quebra que é menos favorável à hipótese nula de passeio aleatório com ou sem *drift*.



Saikkonen e Lutkepohl (2002) e Lanne e outros (2002), propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de alguns períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Assim uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral  $F_t(\theta)' \gamma_t$  é acrescentada ao termo determinístico  $\mu_t$  do processo gerador de dados. Portanto o modelo pode ser expresso pela regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_{1t} f(\theta)' \gamma + v_t \quad (50)$$

onde  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros escalares desconhecidos, ao passo que  $v_t$ , são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária. A mudança na função  $f(\theta)' \gamma$  pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança) simples com data de mudança  $t$  (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período  $t$  (exponencial *shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a *dummy* de mudança (*rational shift*). Saikkonen e Lutkepohl (2002) e Laane e outros (2002) também propuseram um teste de raiz unitária baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original. Se a data da quebra é desconhecida, recomendam a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, pegar a data de quebra que minimiza a soma do quadrado dos erros generalizada do modelo em primeiras diferenças. Os valores críticos foram tabulados por Lanne e outros (2002).

## 4.2 COINTEGRAÇÃO

Posteriormente a definição das variáveis quanto à presença de raiz unitária e quebra estrutural, bem como a introdução de variáveis *dummies* se necessária, será possível testar a presença de vetores de cointegração, e averiguar a possibilidade de haver relação de equilíbrio de longo prazo. Geralmente, se duas variáveis  $Y_t$  e  $X_t$  são séries estacionárias I(1), os resíduos poderão ser também um processo I(1). No entanto, pode ser que seja estacionário, isto é, I(0), e então essas variáveis poderão ser cointegradas. A existência de cointegração entre duas ou mais variáveis integradas pode ser analisada como do tipo uniequacional ou multiequacional. A primeira admite que a variável dependente seja explicada por uma ou mais variáveis que são exógenas e admite apenas a existência de uma única combinação linear estacionária. A segunda admite a possibilidade de relação simultânea entre as diferentes variáveis e admite a existência de múltiplos vetores de cointegração linearmente independentes. Quando duas variáveis são cointegradas implicam na existência de um equilíbrio de longo prazo entre elas

De forma geral, um VAR(p) com k variáveis pode ser representado na forma matricial por:

$$Y_t = \alpha + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (51)$$

em que  $Y_t$  é um vetor  $K \times 1$  de variáveis endógenas,  $Y_{t-j}$ ,  $j= 1,2,3,\dots,p$  são vetores  $k \times 1$  de variáveis defasadas,  $\alpha$  é um vetor  $k \times 1$  de interceptos,  $\theta_i$ ,  $i= 1,2,3,\dots,p$  são matrizes  $k \times k$  de coeficientes a serem estimados e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $k \times 1$  de erros aleatórios com média zero,  $E(\varepsilon_t) = 0$ , e matriz de variâncias e covariâncias  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = E$ .

No modelo VAR, os estimadores Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode ser aplicado a cada equação individualmente e fornece estimativas não tendenciosas e consistentes. As variáveis incluídas no VAR são definidas pelo modelo econômico e todas são consideradas endógenas. No entanto, pode conter variáveis tipicamente exógenas ou determinísticas como tendência e *dummies* (BUENO, 2008).

Pela descrição de Bueno (2008), a ideia intuitiva de cointegração é que as variáveis não estacionárias podem caminhar juntas, isto é, podem ter trajetórias temporais interligadas, de forma que no longo prazo apresentem relação de equilíbrio. A existência de uma relação de equilíbrio do longo prazo tem, certamente, implicações para o comportamento de curto prazo das variáveis, suponha:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t} \sim iid(0, \sigma_2) \text{ e} \quad (52)$$

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{2t} \sim iid(0, \sigma_2) \quad (53)$$

Com  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  independente. As variáveis  $Y_t$  e  $X_t$  são passeios aleatórios e, portanto não estacionárias. Ambas apresentam tendência estocástica. Mesmo não havendo nenhuma indicação da existência de uma relação entre  $Y_t$  e  $X_t$ , o ajuste de  $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$  deverá mostrar: a) alto  $R^2$ , b)  $\hat{\beta}$  altamente significativo, baixa estatística de Durbin-Watson indicando resíduos autocorrelacionados. Isto é esperado por causa da tendência presente em cada variável. Este resultado indica regressão espúria, caracterizada por relação forte entre as variáveis, devido à tendência estocástica comum as duas séries, e erro não estacionário.

As séries  $Y_{1t}, Y_{2t}, Y_{3t}, \dots, Y_{kt}$ , são cointegradas de ordem  $(d, b)$ , isto é  $Y_{1t}, Y_{2t}, Y_{3t}, \dots, Y_{kt} \sim CI(d, b)$  com  $0 \leq b \leq d$ , se:

- 1) todas as séries forem integradas de ordem “d”,  $I(d)$ , e
- 2) Existir uma combinação linear dessas variáveis,

$Z_t = a_1 Y_{1t} + a_2 Y_{2t} + a_3 Y_{3t} + \dots + a_k Y_{kt}$ , que seja integrada de ordem  $(d - b)$ .

O vetor  $a = (a_1 \ a_2 \ a_3 \ a_k)'$  é denominado vetor de cointegração.

O primeiro teste de Cointegração foi proposto por Engle e Granger (1987). Os autores estimaram um único vetor de cointegração que permitiu avaliar apenas a cointegração entre os pares e de variáveis integradas de ordem 1. De acordo com Bueno (2008) o teste de Engle e Granger (1987) é indicado para ser feito sobre uma única variável. Em um modelo de várias variáveis, existe a possibilidade de existir mais de um vetor de cointegração. A especificação de quais as equações deve ser testada constitui um problema a ser resolvido anteriormente ao teste. A solução estará na especificação das relações econômicas entre as variáveis.

É possível existir uma ou mais relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, mas no curto prazo pode existir desequilíbrio que é constantemente corrigido pelo erro  $\hat{\varepsilon}_t$ . A dinâmica do desequilíbrio de curto prazo entre as variáveis pode ser descrita por um Modelo de correção de Erro (MCE) que faz também a correção dinâmica do comportamento de longo prazo. Ao concluir que as variáveis são cointegradas, a relação de interesse entre elas pode ser estimada na forma de MCE, que em geral é dada por:

$$\Delta Y_t = f\left(\sum_{j=0}^J \Delta X_{t-j}\right) + \alpha \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad (54)$$

Um segundo teste é o método de cointegração de Johansen (1996), o qual será aplicado neste trabalho, e possui algumas vantagens em relação ao de Engle e Granger. Engle e Granger (1987) partiram da ideia que se duas variáveis são  $I(1)$  são integradas de primeira ordem, então a equação de cointegração poderia ser estimada por mínimos quadrados ordinários.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (55)$$

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta^i \hat{\varepsilon}_{t-1} + \xi_t \quad (56)$$

As séries temporais cointegradas podem ser representadas em um modelo de vetor de correção de erros (VECM - Teorema da Representação de Granger), como dito anteriormente, no qual a dinâmica das séries é modelada como função de seus valores defasados, e um componente de correção de erro, o qual corrige os desvios da relação de equilíbrio nos períodos anteriores. A ideia básica da correção de erros é que os sistemas cointegrados tem um equilíbrio de longo-prazo, isto é, a média de longo prazo da combinação linear das duas séries. Se ocorrer um desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, uma ou as duas séries se

ajustam para restaurar o equilíbrio de longo-prazo. Seja  $\varepsilon_t$  o erro correspondente à equação de cointegração de  $X_1; t$  em  $X_2; t$ . A representação de correção de erros é:

$$\Delta X_{t-1} = \alpha(X_{1,t-1} - \beta X_{2,t-1}) + \varepsilon_t \quad (57)$$

Onde o termo  $\alpha(X_{1,t-1} - \beta X_{2,t-1})$  é a parte da correção de erros, e  $(X_{1,t-1} - \beta X_{2,t-1})$  é o desvio do equilíbrio de longo prazo e  $\beta$  é o coeficiente de cointegração,  $\alpha$  é a taxa de correção de erro, indicando a velocidade à qual as séries se ajustam para manter o equilíbrio, que é usado para determinar o período ótimo para se manter uma estratégia baseada em reversão à média.

Partindo da representação de Granger, Johansen (1996) argumenta que se um grupo de variáveis cointegram entre si, então o vetor de cointegração tem uma representação na forma de um modelo de correção de erro. O modelo de correção de erro pode ser considerado como uma variação da metodologia VAR e tem como principal vantagem a não predisposição em caracterizar as variáveis pelo seu grau de endogeneidade. Além de descartar o problema de simultaneidade, pois cada variável é explicada pelas próprias defasagens e pelas defasagens das demais.

Conforme Reade (2011), o vetor das variáveis de interesse e os vetores auto-regressivos podem ser formados como:

$$X_t = \Pi_0 + \Pi_1 t + \sum_{i=1}^K \Pi_i X_{t-i} + u_t, u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (58)$$

Onde  $X_t$  é uma matriz  $p \times t$ ,  $\Pi_0$  é uma  $p \times p$  dos coeficientes da matriz,  $p = 6$  é o número das variáveis do sistema, e  $t$  o tamanho da amostra. A matriz  $\Pi_0$  se refere aos termos da constante em cada equação do VAR. Se os dados são não estacionários,  $X_t \sim I(1)$ , e deve ser rearranjado para uma forma de correção de equilíbrio:

$$\Delta X_t = \Pi^* X_{t-1}^* + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t, \quad (59)$$

Onde  $X_{t-1}^* = (X_{t-1}, 1)'$ ,  $\Pi^* = (\Pi, \Pi_0)$ ,  $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_i - I$ , e  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$ . Se  $X_t \sim I(1)$ , e dado que  $u_t \sim I(0)$  e  $\Delta X_t \sim I(0)$ , então  $\Pi$  deve ter *rank* reduzido. Se  $\Pi$  tem o *rank* reduzido então existe uma matriz  $p \times r$   $\alpha$  e  $\beta$  que  $\Pi = \alpha\beta'$ , e se torna:

$$\Delta X_t = \alpha\tilde{\beta}' X_{t-1}^* + \sum_{k=1}^{K-1} \Gamma_k \Delta X_{t-k} + u_t, \quad (60)$$

Onde  $\tilde{\beta} = (\beta, \beta_0)'$  e  $X_{t-1}^* = (X_{t-1}, 1)$ , o termo  $\tilde{\beta}' \sim X_{t-1}^*$ , são os vetores de cointegração, a relação de estacionariedade entre variáveis não estacionárias ou relação de estado-estacionário. Lembrando que  $E(\tilde{\beta}' \sim X_t) = 0$ , desde que os vetores de cointegração sejam estacionários e tenham média zero.

Reade (2011) argumenta que no contexto de interação entre políticas monetária e fiscal, pode-se esperar pelo menos *rank* dois, sendo um vetor para a política monetária e outro para a política fiscal, mas há possibilidade de existir mais relações entre as variáveis, tendo como forte candidato uma possível relação da curva de Philips relacionando produto, inflação e expectativa de inflação, principalmente quando considerado o modelo teórico de cinco equações de Kirsanova e outros (2005). A interpretação dos vetores de cointegração  $\tilde{\beta}' X_{t-1}$  é importante. Eles são estacionários, combinações lineares estática de variáveis econômicas não estacionárias. São estáticos no sentido de não incluir variáveis defasadas e somente contemporâneas, e desde que são estacionárias podem ser interpretadas as relações econômicas como na teoria.

Os coeficientes da matriz  $\alpha$  podem dar uma visão extra na dinâmica econômica que ocorrem nos dados, uma vez que mostram como uma variável se ajusta a um vetor específico de cointegração, e da velocidade de ajustamento. Como a variável do lado esquerdo é  $\Delta X_t$ , em seguida, um  $\alpha$  significativamente positivo corresponde a um ajuste positivo para desequilíbrio positivo.

Johansen (1995) propôs um teste para definir o posto da matriz  $\Pi$  e, assim estimar os vetores de cointegração contidos na matriz  $\beta$ . Essa metodologia é empreendida simultaneamente à estimação do modelo de cointegração, isto é, permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração. Mesmo definindo o posto de  $\Pi$ , pode não ser possível identificar  $\alpha$  e  $\beta$ . Por isso é proposto à normalização aos vetores de cointegração de forma a restringir as possibilidades que essas matrizes podem assumir. O número de vetores de cointegração é denotado por  $r$ , o qual é escolhido formalmente sobre a base de um teste da Razão de Probabilidade mais vulgarmente conhecido como o teste do traço da matriz (BUENO, 2008).

Além do teste do traço, Johansen (1995) também apresenta o teste da raiz característica máxima. A ideia é usar uma configuração multivariada e procurar o posto da matriz  $\Pi$ . A

matriz  $\Pi$  é  $p \times p$ , cujo posto é  $r < p$ , se houver cointegração. Se o posto dessa matriz for  $p$ , então as variáveis endógenas são todas estacionárias. Se o posto for nulo, não há cointegração e as variáveis são não estacionárias.

Partindo do conhecimento de que o produto dos autovalores da matriz  $\Pi$  é o determinante desta, o posto da matriz da matriz  $\Pi$  deve está entre 0 e  $p$  e assim é possível afirmar que terá  $r$  autovalores diferentes de zero e  $(p - r)$  autovalores iguais a zero. A dificuldade é exatamente encontrar os autovalores da matriz. A condição necessária e suficiente para a estabilidade do VAR é que os autovalores da matriz  $\Pi$  deve ser menor do que um.

A fim de testar o número de raízes características diferentes de zero na matriz  $\Pi$ , que corresponde ao numero de relações e vetores de cointegração o teste do traço da matriz de Johansen (1995) deverá ser feito, assumindo como hipótese nula a existência de  $r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r > r^*$  vetores:

A partir disso,  $H_0: r = r^* \text{ X } H_1: r > r^*$

$$\Delta tr = -T \sum_{i=r+1}^n \text{Ln}(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (61)$$

Os autovalores são normalizados de tal maneira que sempre serão menores que 1, portanto o  $\text{Ln}$  será negativo. Isto é possível por causa da não identificabilidade da matriz  $\Pi$ .

O teste da raiz característica máxima tem como hipótese nula a existência de  $r_0$  raízes características diferentes de zero ( $r_0$  vetores de cointegração) contra a alternativa de  $r = r_0 + 1$ .

Formalmente:

$$H_0: r = r_0$$

$$H_1: r = r_0 + 1$$

A estatística do teste é:

$$\lambda \text{Max} = -T \text{Ln}(1 - \hat{\lambda}_{r_0 + 1}) \Pi \quad (62)$$

Os testes são realizados em sequência, de forma crescente, até que a hipótese nula não seja rejeitada. Para  $H_0: r = 0$ , rejeitar  $H_0$  significa que há um ou mais vetores de cointegração, pelo teste do traço, e um pelo teste da raiz máxima. Para  $H_1: r = 1$ , rejeitar  $H_0$  significa que

há dois ou mais vetores de cointegração, pelo teste do traço, e mais um pelo teste da raiz máxima.

Para Patterson (2000) a ideia é tentar melhorar a potência do teste, limitando a alternativa a um posto de cointegração apenas mais um do que sob a hipótese nula. Esta diferença implica uma mudança leve para o teste sequencial: começa com  $H_0$  mas testá-lo em  $H$ . Se  $H_0$  não é rejeitado interrompe a sequência, mas se  $H_0$  é rejeitado move ate  $H_1$  testando contra  $H_2$ ; se necessário continue até o último teste em que  $H_{(k-1)}$  em  $H_{(k)}$ , com o teste estatístico coincida com o último teste do traço que é:

$$\begin{aligned} \lambda_{max(k-1)} &= \text{traço}(k-1|k) \\ &= -T \ln(1 - \hat{\lambda}_k) \end{aligned} \quad (63)$$

Segundo Morettin (2008) a distribuição assintótica das estatísticas dos testes do traço e da raiz característica máxima é uma generalização da distribuição ADF e depende da dimensão K-r (numero de relações não estacionárias) e da especificação dos termos determinísticos. Já os valores críticos foram inicialmente calculados por Johansen e Juselius (1990) por meio de simulação e aperfeiçoados por outros autores.

#### 4.2.1 Procedimentos S2S e de 2 estágios

Dependendo da especificação do modelo há diferentes processos de estimação disponíveis para estimação. Se não há restrições de zero sobre a matriz  $\Pi$  e não há variáveis exógenas, e onde cada equação tem as mesmas variáveis do lado direito, então o procedimento de classificação reduzida da estimação de Johansen e o método de duas etapas (S2S) pode ser aplicado. Se uma forma estrutural com  $\Pi \neq I$  for especificado: existem restrições ou existem variáveis exógenas, em seguida, o procedimento de estimação de dois estágios deverá ser feito<sup>14</sup>.

O estimador simples de duas etapas (S2S) é aplicável somente para os modelos de forma reduzida sem variáveis exógenas e sem restrições sobre as dinâmicas de curto prazo. Isto pode ser feito pela regressão  $\Delta Y_t$  e sobre a dinâmica de curto prazo com o  $\beta$  normalizado:

<sup>14</sup> Ver Lutkepohl e Kratzig (2004, cap. 3).

$$\beta^* = \begin{pmatrix} I_r \\ \beta^* (K^* - r) \end{pmatrix} \quad (64)$$

chega-se:

$$\Delta \tilde{y}_t - \alpha \tilde{y}_{t-1} = \alpha \beta_{(K^*-r)}^* \tilde{y}_{t-1} + \tilde{u}_t, \quad (65)$$

onde  $\tilde{y}_{t-1}$  consiste no primeiro componente  $r$  de  $\tilde{y}_{t-1}$  contém o último componente  $K^* - r$  de  $\tilde{y}_{t-1}^*$ . Premultiplicando por  $(\alpha' \Sigma_u^{-1} \alpha)^{-1} \alpha' \Sigma_u^{-1}$  e definindo

$$w_t = (\alpha' \Sigma_u^{-1} \alpha)^{-1} \alpha' \Sigma_u^{-1} (\Delta \tilde{y}_t - \alpha \tilde{y}_{t-1}), \quad (66)$$

dado  $w_t = \beta_{(K^*-r)}^* \tilde{y}_{t-1} + v_t$

onde  $v_t = (\alpha' \Sigma_u^{-1} \alpha)^{-1} \alpha' \Sigma_u^{-1} \tilde{u}_t$

Se,  $\alpha \Sigma u$  forem dadas,  $\beta_{(K^*-r)}^*$  pode ser estimada por MQO a partir deste modelo. Como os parâmetros anteriores são conhecidos na prática, pode ser usado o seguinte procedimento de duas etapas. Na primeira etapa,  $\Pi = [\alpha: \alpha \beta_{(K^*-r)}^*]$  é estimado por MQO a partir do modelo  $\Delta \tilde{y}_t = \Pi \tilde{y}_{t-1}^* + \tilde{u}_t$ . As primeiras colunas dos estimadores  $\Pi$  são usadas como um estimador de  $\alpha$  e o estimador de covariância residual é utilizado por  $\Sigma u$ . Estas quantidades são substituídas na definição de  $w_t$ ,  $\beta_{(K^*-r)}^*$  é estimada por MQO a partir do modelo multivariado resultante.

$$\tilde{\beta}^* = \begin{bmatrix} I_r \\ \beta_{(K^*-r)}^* \end{bmatrix}, \quad (67)$$

Os parâmetros remanescentes são estimados por MQO pelo modelo

$$\Delta y_t = \alpha \tilde{\beta}^* \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ D_{t-1}^{co} \end{bmatrix} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta y_{t-p} + C D_t + \hat{u}_t. \quad (68)$$

Restrições lineares da matriz de cointegração da forma

$$vec \beta_{(K^*-r)}^* = \mathcal{H} \eta + h \quad (69)$$

Onde  $\mathcal{H}$  é uma matriz fixa,  $h$  como um vetor fixo e  $\eta$  um vetor de parâmetros livres. Essas restrições podem ser formuladas alternativamente como

$$Rvec \beta_{(K^*-r)}^* = r,$$



onde  $R$  é uma matriz  $(Jx(K^* - r)r)$  e  $r$  é um vetor  $J$ -dimensional, como anteriormente<sup>15</sup>.

No processo de dois estágios as restrições podem ser impostas sobre os coeficientes, a dinâmica de curto prazo e os termos determinísticos. Além disso, pode haver variáveis exógenas e restrições estruturais. No primeiro estágio, a matriz de cointegração deve ser estimada ou especificada. Se forem conhecidas as relações de cointegração, elas podem ser diretamente especificadas. Se houver apenas uma relação de cointegração pode ser estimado a partir de uma única equação do VECM. A equação é então estimada por MQO e a relação de cointegração é extraído através da normalização do coeficiente da primeira variável igual a 1<sup>16</sup> (Alternativamente, a matriz de cointegração pode ser estimada através de um procedimento de Johansen ou pelo método S2S. As variáveis exógenas devem ser eliminadas a partir do modelo de realização deste passo. Além disso, o modelo deve ser configurado de forma reduzida e as restrições não podem ser impostas nos dois últimos métodos. A matriz de cointegração obtida a partir da regressão reduzida será automaticamente normalizada em que a primeira parte é uma matriz identidade. Assim, numa forma identificada da estimativa da matriz está disponível tanto para a forma de *rank* reduzido e o método S2S que pode ser utilizado na estimativa do processo de dois estágios (LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004).

No segundo estágio, estrutura e subconjunto de restrições, bem como variáveis exógenas são contabilizados. O termo  $\hat{\beta}' y_{t-1}^*$  será tratado como um conjunto adicional de variáveis. Quando se utiliza o MQO, nesse caso para cada equação individual, o conjunto de regressores é o mesmo em cada uma das equações. GLS é utilizado quando o modelo está na forma reduzida e contém restrições de subconjunto. Neste procedimento, as equações individuais do sistema são estimadas pela primeira vez por MQO. Os resíduos são utilizados para estimar a matriz de covariância de ruído branco e este estimador é então usado no próximo passo para calcular o estimador de GLS. Se o VECM está na forma estrutural, um procedimento 3SLS (três mínimos quadrados escalonados) poderá ser utilizado<sup>17</sup>.

A relação de equilíbrio deve ser atingida entre a adesão as considerações da teoria econômica e as limitações da teoria econométrica. Desde sempre é possível que os resultados não estejam claros e o quão bem os resultados econométricos podem ser confiáveis. Mas

<sup>15</sup> A derivação completa do modelo está em Lutkepohl e Kratzig (2004, cap. 3).

<sup>16</sup> Ver, por exemplo, Lütkepohl (1991, cap. 11).

<sup>17</sup> Ver Lutkepohl e Kratzig (2004).

muito deste último, o resultado pode ser simplesmente números, sem qualquer interpretação econômica. Neste trabalho tenta-se estabelecer um melhor equilíbrio, reconhecendo a possibilidade de não-estacionariedade, e modelando as variáveis relevantes para a modelagem econômica da política monetária e fiscal de maneira que melhor permite analisar os resultados. Segundo Reade (2011), esse tipo de abordagem é talvez melhor expressa em Hendry (1995) e descrita como do geral para o específico. Parte da estimativa inicial econométrica geral que é garantir que o modelo esteja bem especificado. Isto significa assegurar que, tanto quanto possível, toda variação sistemática nas variáveis dependentes pode ser explicadas por essas variáveis explicativas incluídas no modelo, e não é deixada nos resíduos. Isso tem um valor particular na medida em que permite a confiança dos procedimentos estatísticos realizados uma vez que estes procedimentos são experimentados, testados e confiáveis quando os pressupostos do modelo estatístico são satisfeitos. Para validar os resultados obtidos no modelo foram feitos testes robustos e análise residual: teste LM; Portmanteau, Jarque Bera e outros.

#### 4.3 DESCRIÇÕES DOS DADOS E VARIÁVEIS DO MODELO

Os dados utilizados no modelo são séries mensais de variáveis relativas à economia brasileira, compreendendo o período entre dezembro de 2001 a dezembro de 2012, obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (IPEADATA), Banco Central do Brasil. As variáveis são especificadas a seguir:

- a) Taxa de juros: O regime de metas para a inflação brasileira utiliza a taxa SELIC como instrumento de política monetária. A taxa SELIC é a taxa de juros média que incide sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil (*overnight*) lastreados por títulos públicos registrados no SELIC, ou seja, é a taxa de juros que equilibra o mercado de reservas bancárias definidas pelo COPOM. A taxa é acumulada no mês anualizada;
- b) Relação dívida/PIB: trata-se da dívida líquida do setor público, a qual compreende governo federal e BC do Brasil, governo estaduais, governos municipais e empresas estatais (federais, estaduais e municipais), em porcentagem do Produto Interno Bruto (PIB);
- c) Superávit primário: A medida de comportamento fiscal como proporção do PIB. Além de ser utilizada por muitos autores na literatura, essa variável se tornou de especial interesse na

condução da política econômica brasileira a partir de 1999 quando o governo brasileiro passou a divulgar suas metas de desempenho. Segundo Reade (2011) considerando a variável fiscal, há algum desacordo na literatura em definir qual seria o melhor instrumento, gastos do governo ou o superávit primário. Usando o superávit primário reduz a dimensão do sistema, permitindo considerar uma única regra fiscal, e corresponde a configuração da teoria discutida em Kirsanova e outros (2005);

d) Expectativa de inflação: o BC reage às expectativas de inflação, dadas as possíveis evidências de que a política monetária está pautada nos acontecimentos futuros em que os modelos são testados *forward-looking*. Há evidências para a forte reação do BC aos desvios das expectativas de inflação com relação à meta. Essa variável trata-se da taxa acumulada para os próximos doze meses;

e) Inflação: No Brasil, a meta para a inflação foi definida em termos da variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE. Assim foi escolhido o IPCA por ser o índice que o BC utiliza para o sistema de metas de inflação desde 1999;

f) Hiato do produto: a medida de hiato do produto é a razão entre o produto e o produto potencial,  $HIATO=(Y/Y^*)$ . A série PIB potencial foi construída através do filtro Hodrick-Prescott<sup>18</sup> (com  $\lambda=14400$ ) aplicado sobre a série do PIB mensal acumulado dos últimos 12 meses.

As variáveis<sup>19</sup> foram escolhidas com base no trabalho de Reade (2011) como sugestão para investigar empiricamente parte do modelo teórico de Kirsanova e outros (2005). No Quadro 1 estão ilustradas as variáveis do modelo, descritas anteriormente.

---

<sup>18</sup> O filtro HP busca extrair a tendência, que é considerada estocástica, mas com variações suaves ao longo do tempo e não correlacionadas com o ciclo.

<sup>19</sup> Para maiores detalhes sobre a representação gráfica da variáveis utilizadas no modelo ver Apêndice A.

Quadro 1 – Fonte de dados e descrição das variáveis para o Brasil

<b>Variáveis</b>	<b>Especificação</b>	<b>Fonte</b>	<b>Unidade</b>
EXPINF	Expectativa da inflação	IPEADATA	%
SUPRIM	Superávit Primário	BANCO CENTRAL	%
IPCA	Inflação	BANCO CENTRAL	%
SELIC	Taxa de juros	IPEADATA	%
HIAPRO	Hiato do produto	CALCULADO	
DIVPIB	Estoque da dívida	IPEADATA	%

Fonte: Elaboração própria, 2013

#### 4.4 RESULTADOS

Nesta seção são analisados e discutidos os resultados alcançados com a estimação do modelo econométrico exposto nas seções anteriores. Para tanto, inicialmente, são apresentados os resultados dos testes utilizados para verificação da estacionariedade das séries. Realizou-se os testes de Dickey- Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e de quebra estrutural. Nas tabelas que se referem aos testes de raiz unitária, são reportados apenas as defasagens sugeridas pelo critério de informação de Akaike (AIC) ou de Schwarz (SIC)<sup>20</sup>.

Todas as variáveis sugerem a presença de raiz unitária, exceto hiato do produto. As variáveis superávit primário do governo e o hiato do produto indicam rejeição da hipótese nula da presença de raiz unitária quando testado com *dummies* sazonais, como pode ser visualizado na Tabela 2.

<sup>20</sup> O teste completo com todos os critérios pode ser visualizado no apêndice B.

Tabela 2 – Teste Dickey- Fuller Aumentado (ADF): nível

Variável	T	lags	Teste $\tau$	Valor crítico	Valor crítico	Dummy	lags	Valor crítico	Valor crítico
				1%	5%	sazonal		Teste t	1%
DIVPIB	Sim	9	-2,73	-4,03	-3,44	-2,62	9	-3,96	-3,41
EXPINF	não	2	-0,61	-2,58	-1,94	-0,61	1	-3,43	-2,86
IPCA	não	12	-1,79	-2,58	-1,94	-2,86	12	-3,43	-2,86
RESULPIB	não	2	-1,55	-2,58	-1,94	-3,34**	2	-3,43	-2,86
SELIC	sim	12	-3,12	-4,03	-3,44	-2,24	12	-3,96	-3,41
HIATO	não	3	<b>-4,29*</b>	-2,58	-1,94	<b>-4,13*</b>	3	-3,43	-2,86

Nota: T = tendência; lags = defasagens. \*Estatisticamente significativo a 1%. \*\*Estatisticamente significativo a 5%. \*\*\*Estatisticamente significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Como teste alternativo, optou-se por fazer também o teste proposto por Kwiatkowski e outros (1992). Apenas as variáveis dívida/PIB e SELIC quando inserido tendência não é possível rejeitar a hipótese nula de que são estacionárias, e novamente o hiato do produto confirmando estacionariedade. Quanto à expectativa de inflação e o resultado primário é possível rejeitar a hipótese nula com 10% de significância e o IPCA a 5%, confirmando serem séries não estacionárias a 1% de significância, conforme mostra a Tabela 3.

Tabela 3 – Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

Variável	T	lags	Teste t	Valor crítico	Valor crítico	Valor
				1%	5%	crítico 10%
DIVPIB	Sim	8	<b>0,078</b>	0,216	0,146	0,119
DIVPIB	Não	9	1,34*	0,739	0,463	0,347
EXPINF	Não	9	0,395***	0,739	0,463	0,347
IPCA	Não	9	0,553**	0,739	0,463	0,347
RESULPIB	Não	8	0,352***	0,739	0,463	0,347
SELIC	Sim	9	<b>0,09</b>	0,216	0,146	0,119
SELIC	Não	9	1,171*	0,739	0,463	0,347
HIATO	Não	9	<b>0,044</b>	0,739	0,463	0,347

Nota: T= tendência; lags= defasagens. \*Estatisticamente significativo a 1%. \*\*Estatisticamente significativo a 5%. \*\*\*Estatisticamente significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Mesmo que haja resultados claros quanto ao nível de estacionariedade ou não, a possibilidade de quebras estruturais torna provisória qualquer conclusão que possa advir das tabelas acima. Foram feitos os testes de Lanne, Lutkepohl e Saikkonen (2003). O teste confirma a inexistência de quebra estrutural, exceto para a variável hiato do produto e SELIC, conforme mostra a Tabela 4. O teste de quebra estrutural foi feito com uma função mais geral.<sup>21</sup>

Tabela 4 – Teste de quebra estrutural

Variável	Característica do Modelo	Tipo de Mudança	Quebra	lags	Teste t	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
DIVPIB	C,T	<i>Shift dummy</i>	2003 M7	9	1,63	-3,55	-3,03
EXPINF	C	<i>Shift dummy</i>	2011 M4	9	-1,81	-3,48	-2,88
IPCA	C	<i>Shift dummy</i>	2003 M11	1	-2,85	-3,48	-2,88
SELIC	C,T	<i>Shift dummy</i>	2004 M1	12	<b>-3,15**</b>	-3,55	-3,03
HIATO	C	<i>Shift dummy</i>	2009 M12	3	<b>-4,45*</b>	-3,48	-2,88
RESULPIB	C	<i>Shift dummy</i>	2008 M1	0	-2,36	-3,48	-2,88

Nota: T = tendência; *lags* = defasagens; C = constante. \*Estatisticamente significativo a 1%. \*\*Estatisticamente significativo a 5%. \*\*\*Estatisticamente significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

A Tabela 5 mostra os resultados das séries em primeira diferença. As estatísticas t calculadas permitem rejeitar a hipótese nula, indicando que as séries são estacionárias na primeira diferença e, portanto integradas de primeira ordem I(1) ao nível de significância de 1%.

<sup>21</sup> Para o teste completo, ver APÊNDICE C.

Tabela 5 – Teste Dickey- Fuller Aumentado (ADF): em diferença

Variável	T	lags	Teste t	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%	Dummy sazonal Teste t	lags	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
DDIVPIB	Não	8	<b>-6,56*</b>	-2,58	-1,94	<b>-8,01*</b>	8	-3,43	-2,86
DEXPINF	Não	0	<b>-9,77*</b>	-2,58	-1,94	<b>-5,75*</b>	0	-3,43	-2,86
DIPCA	Não	12	<b>-5,11*</b>	-2,58	-1,94	<b>-5,03*</b>	12	-3,43	-2,86
DRESULPIB	Não	1	<b>11,27*</b>	-2,58	-1,94	<b>-5,04*</b>	12	-3,43	-2,86
DSELIC	Não	11	<b>-3,94*</b>	-2,58	-1,94	<b>-4,13*</b>	2	-3,43	-2,86

Nota: T = tendência; lags = defasagens. \*Estatisticamente significativo a 1%. \*\*Estatisticamente significativo a 5%. \*\*\*Estatisticamente significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Por fim, das seis variáveis em consideração, somente o hiato do produto rejeita-se a hipótese de presença de raiz unitária em nível. Este resultado caminha na mesma direção do trabalho de Reade (2011), em que o hiato do produto também foi estacionário. Para análise do VAR não é necessário que todas as séries sejam I(1). Tudo que é requerido é que as séries sejam no máximo I(1)<sup>22</sup>. Alguns testes indicaram presença de raiz unitária em quase todas as variáveis, mas uma gama de outros testes indicam que esses resultados são inconclusivos quanto a presença ou não de raiz unitária<sup>23</sup>. O resultado geral é que não é possível rejeitar a possível presença de raiz unitária em algumas séries, mas por outro lado, também não é possível aceitar a hipótese de que as mesmas são estacionárias. Os resultados não são conclusivos. Dessa forma continua sendo válido prosseguir com o modelo de cointegração, a fim de encontrar possível relação de longo prazo entre as variáveis.

#### 4.4.1 Análise de cointegração

Inicialmente, foi realizado o modelo VAR irrestrito para garantir que ele seja uma representação bem especificada dos dados antes de impor restrições de cointegração no modelo. Para verificar se o modelo está realmente bem especificado, ele é sujeito a uma série de testes para verificar sua especificação. Como o procedimento de Johansen, assume-se ausência de autocorrelações entre os resíduos, bem como a suposição de normalidade, foram realizados os testes de autocorrelação e de normalidade individual e conjunta dos resíduos.

<sup>22</sup> Ver Reade (2011).

<sup>23</sup> Ver APÊNDICE D.

Para verificar a normalidade dos resíduos, foi aplicado o teste de Jarque-Bera, cuja hipótese nula é de normalidade dos resíduos.

Foram realizados os testes do Traço e do Máximo Autovalor, a fim de determinar o número de vetores de cointegração, como pode ser visualizado na Tabela 6 e na Tabela 7. Após a verificação de existência de cointegração por meio da metodologia de Johansen, inclui-se o modelo de correção de erro. A principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro está no fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo para ajuste nas variações das séries. Depois de testada e identificada a existência de vetores de cointegração entre as variáveis por intermédio do teste de cointegração de Johansen, estima-se o modelo de correção de erros, o qual busca verificar os equilíbrios de longo prazo.

Tabela 6 – Teste do traço

<b>Rank</b>	<b>Estatística</b>	<b>Valor Crítico 5%</b>	<b><i>P_valor</i></b>
$R = 0^*$	181,41	95,7537	0,0000
$R \leq 1^*$	98,27	69,8189	0,0001
$R \leq 2^*$	56,53	47,8561	0,0062
<b><math>R \leq 3</math></b>	<b>19,52</b>	<b>29,7971</b>	<b>0,4558</b>

Fonte: Resultado da pesquisa, 2013

A hipótese nula de que não há relação de cointegração é rejeitada ao nível de 5% de significância, tanto pela estatística do traço (Tabela 6) quanto pela estatística do Máximo autovalor (TABELA 7).

Tabela 7 – Teste do máximo autovalor

<b>Rank</b>	<b>Eigenvalue</b>	<b>Valor Crítico 5%</b>	<b><i>P_valor</i></b>
$R = 0^*$	0,491	40,0776	0,0000
$R \leq 1^*$	0,288	33,8769	0,0047
$R \leq 2^*$	0,261	27,5843	0,0023
<b><math>R \leq 3</math></b>	<b>0,096</b>	<b>21,1316</b>	<b>0,5201</b>

Fonte: Resultado da pesquisa, 2013



Através dos testes é possível presumir a presença de pelo menos três vetores de cointegração, revelando um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. Assim o modelo fornece um vetor para a política monetária, outro para a política fiscal e o terceiro candidato será tratado como uma possível curva de Philips.

Dado o número do posto, sem quaisquer restrições adicionais as relações de cointegração, ou portadores, são indistinguíveis um do outro. Tendo selecionado três vetores de cointegração, o VECM irrestrito pelo procedimento de Johansen pode ser identificado.

Como sugere Reade (2011), foi imposta a restrição de que a dívida pública não é importante para a determinação da política monetária e, portanto o coeficiente será zero, permitindo que o primeiro vetor seja da política monetária. Foi imposta também a restrição de que a expectativa de inflação não é importante para a formulação de políticas fiscal e dessa forma o coeficiente será zero na segunda relação. Estas duas restrições identificam o sistema, e pode ser aplicada uma interpretação da formulação das políticas monetária e fiscal. Para o terceiro vetor, a restrição é a ausência dos dois instrumentos de políticas monetária e fiscal.

A estimação seguiu os seguintes passos: 1) especificação do posto de cointegração de acordo com os testes de cointegração; 2) cômputo do critério de informação para escolha do número de defasagens; 3) estimação do vetor de correção de erros ou seu VAR equivalente pelo procedimento de Johansen; 4) especificação e teste de restrições sobre o vetor cointegrante por meio de um teste de Wald, usando o estimador ML de Johansen (a hipótese nula é a restrição); 5) caso não se rejeite a hipótese nula, estimação com as restrições de longo prazo por meio do procedimento S2S; 6) redução do modelo em dois estágios, sendo o primeiro o procedimento S2S, com possíveis restrições sobre o vetor cointegrante, e o segundo o procedimento 3SLS, com um submodelo estabelecendo restrições sobre os parâmetros de curto prazo; 7) verificação da congruência do modelo de correção de erros por meio de testes de adequação; 8) estabelecimento de novas especificações e retorno aos passos anteriores, se necessário.

Embora haja evidência de pelo menos três vetores cointegrantes, quase todo modelo estimado com três relações de cointegração apresentou problemas de autocorrelação residual e de estabilidade, mesmo incluindo *dummies* para datas de quebra sugeridas nos testes de raiz unitária com quebras individuais ou pela análise gráfica das séries (na tentativa de corrigir a

instabilidade) e aumentando o número de defasagens (para corrigir autocorrelação). O modelo que se mostrou mais congruente tem dois vetores cointegrantes e é mostrado parcialmente abaixo (matriz  $\alpha\beta'$  sem termos determinísticos). O modelo inclui constante, tendência linear e uma *dummy* de impulso no espaço de cointegração e tendência linear e outra *dummy* de impulso no espaço de dados (ver o modelo completo no Apêndice E).

$$\begin{bmatrix} d(SELICANUAL)_{(t)} \\ d(RESULPIB)_{(t)} \\ d(EXPINF)_{(t)} \\ d(IPCA)_{(t)} \\ d(HIATO)_{(t)} \\ d(DIVPIB)_{(t)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0,058 & \dots \\ (-5,321) & \\ 0,215 & -0,426 \\ (4,748) & (-7,228) \\ -0,022 & -0,015 \\ (-2,219) & (-2,389) \\ 0,001 & \dots \\ (1,434) & \\ 0,015 & 0,010 \\ (1,985) & (1,988) \\ -0,111 & -0,064 \\ (-3,234) & (-2,938) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1,000 & \dots & 0,078 & -0,232 & 0,177 & \dots \\ (0,218) & (-1,266) & (0,775) & & & \\ \dots & 1,000 & \dots & -0,094 & -0,651 & 0,071 \\ & & & (-1,163) & (-3,791) & (0,634) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} SELICANUAL_{(t-1)} \\ RESULPIB_{(t-1)} \\ EXPINF_{(t-1)} \\ IPCA_{(t-1)} \\ HIATO_{(t-1)} \\ DIVPIB_{(t-1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,025 & 0,001 \\ (0,849) & (11,715) \\ 0,0230,000 \\ (1,145) & (0,963) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i09m6_{(t-1)} \\ trend_{(t-1)} \end{bmatrix} \quad (70)$$

O teste de Wald foi robusto para as restrições de longo prazo (valor  $p = 0,24$ ), que permitem identificar o primeiro vetor como a regra de política monetária e o segundo como a regra de política fiscal. Note-se que dois coeficientes não têm o sinal esperado: o do hiato do produto na regra de política monetária e o da dívida como proporção do PIB na regra de política fiscal. No primeiro caso, uma restrição adicional que permite à política monetária reagir apenas ao *gap* de inflação não é rejeitada por um teste de Wald, embora isso torne o modelo um pouco menos congruente. No segundo caso, a implicação é que a autoridade fiscal não segue uma regra de sustentabilidade da dívida. Note-se ainda que o princípio de Taylor não é observado (o somatório entre os coeficientes da expectativa de inflação e da própria inflação não é menor que ou igual a -1).

Há evidência de ausência de correlação serial nos resíduos a 1% de significância, mas se rejeita a hipótese normalidade para os resíduos do modelo inteiro, embora testes para resíduos de algumas equações individuais não rejeitem normalidade. Também não se rejeita a hipótese de ausência de heteroscedasticidade condicional e testes de autovalores recursivos revelam

estabilidade<sup>24</sup>. Como não-normalidade não é um problema grave, o modelo é aproximadamente congruente.

O coeficiente do juro descreve o ajustamento de cada período, portanto, (*ceteris paribus*) quanto menor for este coeficiente, a política monetária menos reage aos desequilíbrios econômicos a cada período. No modelo pode-se presumir que a ferramenta de política monetária, se ajusta a sua regra de política monetária com um coeficiente, sendo capaz de corrigir os desequilíbrios de curto prazo. Neste caso, como verificado, a política monetária brasileira pode ser considerada como passiva no período em análise.

Seria de esperar que as variáveis macroeconômicas de ajuste para a regra de política monetária como a inflação e as expectativas de inflação, se ajustassem para qualquer desequilíbrio nesta relação sugerindo que a política monetária seria eficaz em influenciar tanto a inflação como a inflação esperada, objetivos importantes desta política. Entretanto, os dados não confirmam essa suposição, indicando que a regra de política monetária corrige apenas o desequilíbrio da expectativa de inflação de curto prazo com coeficiente baixo, porém significativo. Significa que 2% da inflação são corrigidos a cada período. Já a inflação aparece com coeficiente muito baixo, e não é significativo. Os números indicam que a política monetária tem algum impacto no longo prazo sobre a produção através do hiato do produto, visto que o coeficiente é significativo no modelo. A dívida parece reagir de forma significativa para este vetor de política no curto prazo, evidenciando a importância da sustentabilidade da dívida pública num contexto em que grande parte da dívida brasileira está indexada aos juros. Os números mostram que 11% da dívida é ajustado por este vetor.

A regra de política fiscal indica ter algum efeito contra-cíclico em relação ao hiato do produto, e um termo de correção da dívida relativamente baixo. O hiato do produto é estatisticamente significativo na relação de longo prazo, e apresenta o maior coeficiente nesta relação, indicando que o crescimento econômico é perseguido pela regra monetária no sentido de tentar corrigir os desequilíbrios do produto no longo prazo. A inflação e a dívida apresentam coeficientes pequenos e apresentam coeficientes não significativos, além desse último estar com o sinal errado. No entanto, parece um pouco mais realista que a política fiscal é definida em relação ao hiato do produto, em oposição à inflação ou de suas

---

<sup>24</sup> Ver APÊNDICE F.

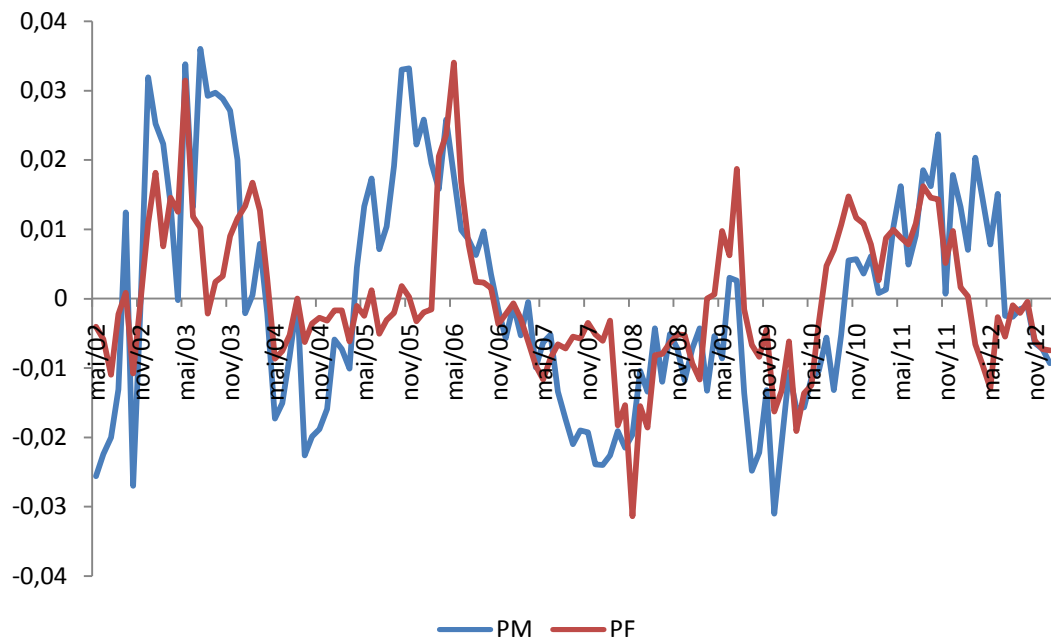
expectativas, bem como a dívida. A velocidade de ajuste do hiato do produto segue mais rápida do que a dívida no longo prazo, devido o coeficiente apresentar maior valor absoluto

Tratando dos coeficientes de ajustes, o resultado primário se ajusta a este vetor, o que sugere que a política fiscal é passiva na medida em que segue sua própria regra. Os dados sugerem que o saldo primário corrigiu 43% de qualquer desequilíbrio no período. O hiato do produto também responde às oscilações desta regra de política, sendo corrigido apenas 1% do desequilíbrio, mesmo pequeno, e ainda insignificante, mas sugerindo que o crescimento econômico foi perseguido para corrigir os desequilíbrios orçamentais no curto prazo. É importante notar que, se o resultado primário for considerado elevado, portanto, o equilíbrio será maior do que o ideal, dada as condições econômicas (que poderia ser interpretado como uma posição de austeridade), o hiato do produto se ajustaria para cima, para restabelecer equilíbrio; neste sentido parece que austeridade fiscal pode ser expansionista. Esta é, naturalmente, uma análise que leva em conta mais do que apenas a política fiscal de forma isolada, no entanto, é uma análise baseada em movimentos de dados mensais somente dos últimos 13 anos no Brasil.

A dívida ajusta ao vetor de regra fiscal, indicando que 6% de qualquer desequilíbrio é corrigido por este vetor no período. A expectativa de inflação também responde as oscilações deste vetor embora com o coeficiente menor.

A fim de facilitar a análise, ambos os vetores de cointegração de política monetária e fiscal são plotados no mesmo Gráfico 7. A análise procede da seguinte maneira: quando as duas autoridades de política se movem na mesma direção é considerada como substitutas, em que tanto um instrumento de autoridade monetária ou fiscal terá o mesmo efeito na economia; por outro lado quando agem em direções opostas são tratadas como complementares, em que uma autoridade de política estaria com ação expansiva, quando a outra estaria com ação contracionista. E por fim, quando o vetor é negativo há indícios de que a autoridade se comportou de maneira expansionista, e o contrário, quando positivo, se comportou de maneira contracionista.

Gráfico 7 – Vetores de cointegração: Políticas Monetária e Fiscal



Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Nos anos de 2002 e 2003, por se tratar de um período eleitoral, é possível que a autoridade monetária tenha tardado em elevar a taxa básica de juros da economia implicando na necessidade de um ajuste mais radical no período pós-eleitoral. Além disso, a iminência de ascensão à Presidência da República de um candidato que poderia significar uma ruptura na política econômica resultou numa maior aversão do mercado aos títulos do governo brasileiro, resultando numa forte crise de credibilidade, fazendo com que o mercado exigisse um maior prêmio de risco. Essa maior aversão aos ativos em reais resultou numa forte desvalorização na taxa de câmbio impactando diretamente a parcela da dívida denominada em dólar. A consequência disso foram maiores taxas de juros básicas praticadas pelo BC e, como os títulos dívida estavam indexados aos juros, a dívida aumentou no período. Desse modo, quando o novo governo assumiu o compromisso com a austeridade fiscal, o efeito perverso sobre a política monetária decorrente da política fiscal ativa começou a ser dissipado.

De acordo com Nunes e Portugal (2009), é possível que este fator tenha levado o BC a praticar taxas de juros mais altas do que aquele necessário, e no caso da política fiscal pôde ser conduzida de maneira passiva. Em outras palavras, talvez não seja por acaso que quando a política fiscal começa a se comportar de forma passiva, a autoridade monetária pode reduzir a taxa de juros dando um maior peso relativo para os desvios do produto em relação ao seu

potencial em relação à taxa de inflação. O resultado prático desse comportamento pode ter sido maiores taxas de crescimento do PIB e taxas de juros menores durante o período subsequente.

A inflação manteve a tendência declinante observada ao longo dos últimos meses daquele ano. Esse resultado positivo deve ser atribuído fundamentalmente à atuação da política monetária, que impediu a propagação dos choques ocorridos no final de 2002, e à consistência da política fiscal. Esses fatores, em conjunto com um ambiente internacional mais favorável, levaram à apreciação da taxa de câmbio no período e à convergência das expectativas de inflação para a trajetória das metas<sup>25</sup>. No período posterior a 2004, o Brasil começou a apresentar taxas de crescimento maiores aliadas a saldos comerciais recordes num ambiente internacional de abundância de liquidez, em que a política monetária iniciou um processo expansionista. Assim, tornava-se mais fácil a rolagem da dívida do governo dando espaço para a redução na taxa de juros.

Após esse *boom* na economia, o mundo passou por uma crise financeira internacional após 2008. Interessante notar que, no período da crise financeira internacional nos anos 2008/2009, as duas autoridades de política no Brasil pareceram se comportar de maneira expansionista (vetor negativo), em que neste período as taxas de juros atingiam o seu menor valor historicamente e o superávit primário apresentava queda. Nesse período, a análise gráfica sugere que as autoridades de política se comportaram de maneira substituta em que foram adotadas políticas econômicas anticíclicas, além de medidas pontuais para atenuar o impacto da crise sobre determinados setores. Do ponto de vista da política monetária e creditícia, destacam-se a redução do compulsório, cortes da taxa de juros e o estímulo à oferta de crédito pelos bancos públicos buscando amenizar os efeitos negativos da crise sobre o investimento. Do lado da política fiscal, destaca-se a redução de alguns impostos e da meta de superávit primário. Ambas as políticas tinham como objetivo reverter expectativas negativas e diminuir efeitos negativos da crise.

Ainda tratando das interações entre as autoridades de políticas monetária e fiscal, pode-se considerar que os ajustes dos instrumentos de uma autoridade de política se ajusta a outra autoridade quando se pensa em interações. A partir da matriz (70)<sup>26</sup>, é possível perceber que o

---

<sup>25</sup> Ata do COPOM.

<sup>26</sup> Ver página 89.

coeficiente da taxa de juros não ajusta a regra fiscal, isto é, o coeficiente é não significativo, por isso não aparece na matriz de resultados. No entanto, na medida em que esse coeficiente não é significativo, há indícios de que a autoridade de política monetária parece não ser a interação dominante em ação no período analisado.

Considerando a interação inversa, o coeficiente do resultado primário ajusta a regra de política monetária com coeficiente significativo, sugerindo que a política fiscal parece ser a autoridade de política dominante. O coeficiente é positivo, sugerindo que, se a política monetária é contracionista (desequilíbrio positivo), a autoridade de política fiscal também será contracionista via aumento do saldo primário configurando substitutibilidade das autoridades, em que ambas seguem mesma direção. A política fiscal se ajusta ao resultado primário em resposta a mudanças no endividamento público e no nível de atividade econômica, caracterizando a política fiscal como reativa e cíclica. Dessa forma a elevação da dívida pública causada por uma política monetária contracionista, a política fiscal reagirá com aumento do superávit primário a fim de garantir a sustentabilidade da razão dívida/PIB no longo prazo.

As autoridades agiram também de forma complementar, quando seguiram direções opostas, como pode ser observado no Gráfico 7. Diante disso, é possível dizer que durante o período analisado as políticas monetária e fiscal se comportaram de maneira complementar, em que quando uma política foi contracionista, a outra se comportava de maneira expansionista, e em alguns momentos foram substituídas como por exemplo no período da crise econômica em que ambas foram expansionistas, agindo na mesma direção para conter os efeitos negativos da economia. A política fiscal sugere um comportamento na maior parte do tempo expansionista, fato este que pode estar ligado aos altos gastos do governo e dívida nominal crescente.

Em suma, a formulação de política monetária foi considerada como passiva no sentido de responder à sua própria função de reação, ou regra de política, tal como evidenciado pelo vetor cointegrante de curto prazo. A política fiscal também encontrou-se passiva, respondendo a sua regra de política e buscando a sustentabilidade da dívida no longo prazo. Assim, pode-se considerar as políticas monetária e fiscal e suas interações em um contexto econométrico apropriado, fazendo uso de uma nova estratégia para capturar expectativas e chegar a conclusões coerentes para ambas as autoridades políticas e suas interações.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho foi investigado empiricamente a relação entre as políticas monetária e fiscal e suas interações no Brasil no período pós-meta de inflação. Ademais, os dados da pesquisa sobre as expectativas de inflação têm sido utilizados para contornar a dificuldade existente com as expectativas nos modelos. A metodologia de cointegração VECM é empregada com a justificativa de ser a forma mais significativa e adequada ao modelo que é de séries temporais econômicas não-estacionárias. A vantagem de empregar métodos de cointegração é que cada autoridade de política deverá ter o seu próprio caminho de estado estacionário e as respostas dos instrumentos de política podem ser verificadas através dos coeficientes de cada vetor.

Com a utilização do instrumental acima para analisar o comportamento da política fiscal e da política monetária, os resultados obtidos indicaram que a política monetária foi considerada como passiva no sentido de responder à sua própria função de reação, ou regra de política, tal como evidenciado pelo vetor de ajustes do curto prazo. A política monetária tem algum impacto sobre a produção no longo prazo através do hiato do produto. A expectativa de inflação respondeu as oscilações de desequilíbrio deste vetor no curto prazo. Por outro lado a inflação além de apresentar um coeficiente muito baixo, não foi estatisticamente significativo.

A política fiscal também foi considerada como passiva, respondendo a sua regra de política e procurando garantir a sustentabilidade da dívida no longo prazo, bem como o crescimento econômico através do coeficiente do hiato do produto. Entretanto, alguns estudos realizados anteriormente, sugerem que as políticas devem ser coordenadas para que uma situação de política fiscal passiva e política monetária ativa seja atingida. Isso decorre do fato que uma autoridade monetária com credibilidade em um ambiente em que a dívida pública encontra-se equacionada é plenamente capaz de controlar a inflação através da determinação da taxa de juros nominal.

Com base nas análises gráficas das interações entre as autoridades de políticas foi possível constatar que as autoridades de políticas agiram de maneira complementar e que em alguns momentos foram substitutas. O ajuste da taxa de juros à regra fiscal não foi significativo, sugerindo que a autoridade monetária parece não ser a autoridade de política dominante. Na relação inversa, o saldo primário responde a regra de política monetária com coeficiente significativo, e positivo, sugerindo agir na mesma direção da política monetária. Sendo este



coeficiente significativo, a política fiscal parece ser a autoridade dominante. A relação de regime de dominância fiscal pode estar ligado ao fato de que a autoridade fiscal parece gerar superávit primário independente da necessidade de estabilização da relação dívida/PIB nos últimos anos. Se os resultados apresentassem o caso oposto, de dominância monetária, seria o caso em que a autoridade fiscal poderia gerar um superávit primário compatível com a estabilização da relação dívida/PIB, de modo que a autoridade monetária não seria forçada a monetizar a dívida pública, mantendo o controle do nível de preços determinado pela demanda e oferta de moeda.

No regime de dominância fiscal, os superávits primários parecem ser gerados arbitrariamente, sem a preocupação de se manter a trajetória da dívida pública constante. O nível de preços é ajustado para satisfazer o valor presente da restrição orçamentária. No entanto, quando há predominância do regime monetário, os superávits primários parecem ser gerados para assegurar a solvência fiscal para qualquer trajetória do nível de preços.

Por fim, cabe destacar que há limitações no modelo utilizado neste trabalho. Modelos para economia fechada geralmente são bem aceitos para a economia norte americana, principalmente por causa da hipótese de “economia grande” nos mercados financeiros internacionais. Esse não é o caso do Brasil. Por outro lado, incluir variáveis no modelo para tratamento da economia aberta exige tratá-las como, pelo menos, fracamente exógenas, dado o número já elevado de variáveis endógenas. Isso não está descartado em trabalhos futuros.

## REFERÊNCIAS

AIZENMAN, J. ; FRENKEL, J. Optimal wage indexation, foreign exchange intervention, and monetary Policy. **American Economic Review**, v. 75, n. 3, p. 402–423, 1985.

ALESINA, Alberto; TABELLINI, Guido. Rules and discretion with noncoordinated monetary and Fiscal Policies. **Economic Inquiry**, v. 25, n. 4, p. 619-30, 1987.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Dez anos de metas para a inflação no Brasil 1999-2009**. Brasília, 2011. 456 p.

BANERJEE, Gaurango. **Rules and discretion with separate fiscal authorities and a common monetary authority**. 1997. 230 f. Tese (Pós-doutorado em Economia) – Universidade de Alabama, Estados Unidos, 1997.

BARCELLOS, Paulo Chananeco Fontoura. **Estimando uma regra de Taylor para o sistema de metas de inflação brasileiro**. 2003. 36 f. Tese (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003.

BARRO, R. J. ; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 101–21, 1983.

\_\_\_\_\_. A positive theory of monetary policy in a natural rate model. **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 4, p. 589–610, 1983.

BATINI, Nicoletta; HALDANE, Andrew. **Forwarding-looking rules for monetary policy**. 1998. (Working paper, n. 6543).

BEAN, C. The New UK monetary arrangements: a view from the literature. **Economic Journal**, v. 108, n. 451, p. 795–809, 1998.

BEETSMA, R.M.W. J. ; JENSEN, H. Mark-up fluctuations and fiscal policy stabilisation in a monetary union. **Journal of Macroeconomics**, Elsevier, v. 26, n. 2, p. 357-376, 2004.

\_\_\_\_\_. Monetary and fiscal policy interactions in a micro-founded model of a monetary union. **Journal of International Economics**, v. 67, n. 2, p. 320-352, 2005.

BELCHIOR, Tito Silva Moreira. Dívida pública importa? uma investigação empírica de modelos não ricardianos. In: ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 7., 2009, Porto Alegre. **Anais...** Rio Grande do Sul: AKB, 2009.

BENIGNO, P. ; WOODFORD, M. **Optimal stabilization policy when wages and prices are sticky: the case of a distorted steady state**. USA: NBER, 2004.

BLANCHARD, O. Debt, deficits, and finite horizons. **Journal of Political Economy**, v. 93, n. 2, p. 223–247, 1985.

\_\_\_\_\_. **Fiscal dominance and inflation targeting**: lessons from Brazil. 2004. (Working paper, n. 10.389).

BLANCHARD, O. ; KAHN, C. The solution of linear difference model under rational expectations. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 48, n. 5, p. 1305-1311, 1980.

BOGDANSKI, J. ; TOMBINI, A. A. ; WERLANG, S. R. C. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2000. (Trabalhos para discussão, 1).

BROCKWELL, P. ; DAVIS, R. **Time series: theory andm**, 1991. (Springer series in statistics).

BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CANZONERY, M. ; CUMBY, R. ; DIBA, B. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? **American Economic Review**, v. 91, n. 5, p.1221-1238, 2001.

CARDIM DE CARVALHO, F. A influência do FMI na escolha de políticas macroeconômicas em uma economia emergente: o caso do Brasil. In: SICSÚ, João; OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando. **Agenda Brasil**: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. Barueri – SP: Manole, 2003.

CLARIDA, R. ; GALÍ, J. ; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661–1707, 1999.

DIXIT, A. ; LAMBERTINI, L. Monetary-fiscal policy interactions and commitment versus discretion in a monetary union. **European Economic Review**, v. 45, p. 977-987, 2001.

\_\_\_\_\_. Interactions of commitment and discretion in monetary and fiscal Policies. **American Economic Review**, v. 93, n. 5, p. 1522–154, 2003.

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

FAVERO, C. A. Comments on “fiscal and monetary policy interactions: empirical evidence on optimal policy using a structural new-keynesian model”. **Journal of Macroeconomics**, v. 26, n. 2, p. 281–285, 2004.

FAVERO, C. A. ; GIAVAZZI, F. Why are Brazil’s interest rate so high? Milano,Italia: Università Bocconi, 2003. (Working paper series , n. 224).

FIALHO, M. M. ; PORTUGAL, M. S. Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 4, p. 657-685, 2005.

FIGUEIREDO, Francisco Marcos R. ; FERREIRA, Thaís Porto. **Os preços administrados e a inflação no Brasil**. Brasília: Banco Central do Brasil, dez. 2002. (Trabalhos para discussão, n. 59).

FRAGETTA, M. ; KIRSANOVA, Tatiana. Strategic monetary and fiscal policy interactions: an empirical investigation. **Europe Economic Review**, v. 54, 2010.

FRAGETTA, M. ; KIRSANOVA, T. **Strategic monetary and fiscal policy interactions: an empirical investigation**. Exeter: University of Exeter, 2007. Mimeo.

FREITAS, P. S. ; MUINHOS, M.K. A simple model for inflation targeting in Brazil. **Brazilian Journal of Applied Economics**, v. 6, n. 1, 2002.

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

\_\_\_\_\_. **A program for monetary stability**. New York: Fordham University Press, 1959.

GALI, Jordi; MONACELLI, Tommaso Igier. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. **Review of Economic Studies**, v. 72, p. 707–734, 2005.

GIAMBIAGI, F. A relação dívida pública/PIB: que indexador utilizar para inflacionar o PIB? **Boletim de Conjuntura**, n. 67, dez. 2004.

\_\_\_\_\_. **A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?** Rio de Janeiro: IPEA, 2006. (Texto para discussão, n. 1169).

GIAMBIAGI, F. ; ALÉM, Ana Cláudia. **Finanças públicas: teoria e prática no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 1999. 380 p.

GIAVAZZI, F. ; PAGANO, M. Confidence crises and public debt management. In: DORNBUSCH, R.; DRAGHI, M. **Public debt management: theory and history**. Cambridge: Cambridge University, 1990. p. 125-152.

GOODFRIEND, M. ; KING, R. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. In: BERNANKE, B. ; ROTEMBERG, J. **Macroeconomics annual**. Cambridge: MIT Press, 1997. p. 231-283.

GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long run relationships. **Journal of Econometrics**, v. 60, p. 203-233. 1994.

GUIDOTTI, P. ; KUMAR, M. **Domestic public debt of externally indebted countries**. Washington: International Monetary Fund, 1991. (Occasional paper, n. 80).

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, Macron Books, 2000.

GUY, D. ; FISCHER, S. How independent should a Central Bank be? In: FUHRER, Jeffrey C. **Goals, guidelines, and constraints facing monetary policymakers**. Boston, MA: Federal Reserve Bank, 1994. p. 195-221.

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics –texts in econometrics advanced**. Oxford: Oxford University Press, 904 p. 1995.

HUGHES-HALLET, A. **In praise of fiscal restraint and debt rules: what the Euro Zone might do now**. London: CEPR, 2005. (Discussion papers, n. 5043).

JOHANSEN, S. J. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, advanced texts in econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

\_\_\_\_\_. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, advanced texts in econometrics, Oxford: Oxford University Press, 1996.

JOHANSEN, S. J. ; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on co-integration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KIRSANOVA, T. ; STEHN, S. J. ; VINES, D. Five-equation macroeconomics: a simple view of the interactions between fiscal policy and monetary policy. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 21, n. 4, p. 532– 564, 2005.

KWIATKOWSKI, D. ; PHILLIPS, P. C. B. ; SCHIMDT, P. ; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, 1992.

KYDLAND, F. E. ; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, p. 473-91, 1977.

LANNE, M. ; SAIKKONEN, P. ; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, v. 23, p. 667-685, 2002.

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

\_\_\_\_\_. Equilibria under “active” and “passive” monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics**, v. 27, n. 1, p. 129–147, 1991.

LEIDERMAN, L. ; SVENSSON, L. **Inflation targets**. London: Center for Economic Policy Research (CEPR), 1995.

LOYO, E. **Tight money paradox on the loose: a fiscalist hyperinflation**. Harvard: JFK School of Government, Harvard University, 1999. Mimeo.

LUTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer Verlag, 1991.

LUTKEPOHL, H. ; KRATZIG, M. **Applied econometric time series**. Cambridge, Inglaterra: Cambridge University Press, 2004.

MELITZ, J. Some cross-country evidence about fiscal policy behaviour and consequences for EMU. In: BUTI, M. ; VON HAGEN, J. ; MARTINEZ-MONGAY, C. **The Behaviour of Fiscal Authorities**. Palgrave: Basingstoke, 2002.

MENDONÇA, Helder Ferreira de. Coordenação de políticas macroeconômicas: implicações p/ o caso brasileiro. In: BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **Finanças públicas: V prêmio Tesouro Nacional; Coletânea de monografia**. Brasília: ESAF, 2001. p. 165-241.

MINELLA, A. ; FREITAS, P. S. ; GOLDFAJN, I. ; MUINHOS, M. K. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Trabalhos para discussão, n. 53).

MORAIS, J. F. M. ; ANDRADE, J. P. de. **Como a dívida pública afeta a política monetária ótima?** 2004. 42 f. Trabalho de conclusão de curso (Graduação em Economia) – ESAF, Brasília, 2004.

MOREIRA, T. S. ; SOUZA, G. 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**, v. 27, n. 1, 2007.

MORETTIN, P. A. **Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras**. São Paulo: E. Blucher, 2008.

MUSCATELLI, V. A. ; TIRELLI, A. ; TRECROCI, C. **Monetary and fiscal policy interactions over the cycle: some empirical evidence**. Manuscript, 2002. (Working paper, n. 817).

\_\_\_\_\_. Fiscal and monetary policy interactions: empirical evidence and optimal policy using a structural new-keynesian model. **Journal of Macroeconomics**, v. 26, n. 2, p. 257–280, 2004.

NUNES, A. F. N. ; PORTUGAL, M. S. **Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...** Paraná, 2009.

PATTERSON, K. **Introduction to applied econometrics: a time series approach**. Nova York: St. Martin's Press, 2000.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

READE, J. J. **Modelling monetary and fiscal policy in the US: a co-integration approach**. Department of Economics, University of Birmingham, 2011. (Discussion papers, n. 11-02).

READE, J. J. ; STEHN, S. J. **The Taylor rule in a real-time co-integrated VAR model of the US**. Oxford: Oxford University, 2010.

ROCHA, F. ; DA SILVA, E. P. Teoria fiscal do nível de preços: um teste para a economia brasileira no período 1996-2000. **Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE**, v. 34, n. 3, 2004.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an independent monetary target. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, p. 1169–89, 1985.

SAIKKONEN, P. ; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.

SARGENT, T. J. **Reaganomics and credibility, rational expectations and inflation**. New York : Harper and Row, 1986.

SARGENT, T. J. ; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

SCHMITT-GROHE, Stephanie; URIBE, Martin. Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, p. 1702-1725, 2007.

SILVA, N. L. C. S. ; CAVALCANTI, M. A. F. H. **A administração da maturidade da dívida mobiliária brasileira no período de 1994/1997**. Brasília: IPEA, 2000. (Textos para discussão, n. 774).

SILVA, M. E. A. ; PORTUGAL, M. S. **A recente experiência brasileira com metas de inflação: uma avaliação preliminar**. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2002. (Trabalhos para discussão, n. 14).

SVENSSON, L. Optimal inflation targets, “conservative” Central Banks, and linear inflation contracts. **American Economic Review**, v. 87, p. 98–114, 1997.

TANNER, E. ; RAMOS, A. M. **Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991-2000**. Washington, DC.: International Monetary Fund, 2002. (Working paper, n. 5).

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: CANERGIE-ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY, 39., 1993, Holland. **Anais...** North-Holland: Elsevier, 1993.

\_\_\_\_\_. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11–26, 1995.

VERDINI, Marcelo. **Regras monetárias e restrição fiscal: uma análise da política de metas para a inflação no Brasil**. 2003. 59 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2003.

WERLANG, S. ; BOGDANSKI, J. ; TOMBINI, A. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2000. (Working paper series, n. 1).

WOODFORD, M. Fiscal requirements for price stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 3, p. 669–728, 2001.

\_\_\_\_\_. Optimal interest-rate smoothing. **Review of Economic Studies**, v. 70, n. 4, p. 861–886, 2003.

YAARI, M. Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer. **Review of Economic Studies**, v. 32, p. 137–50, 1965.

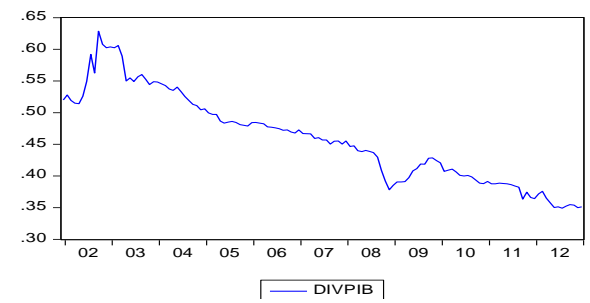
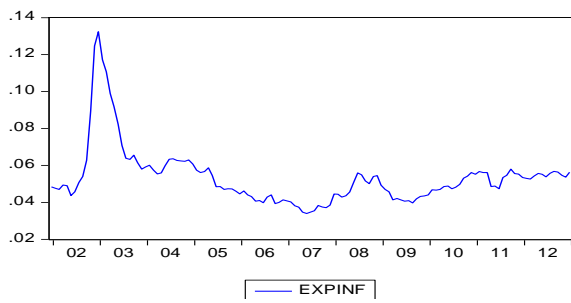
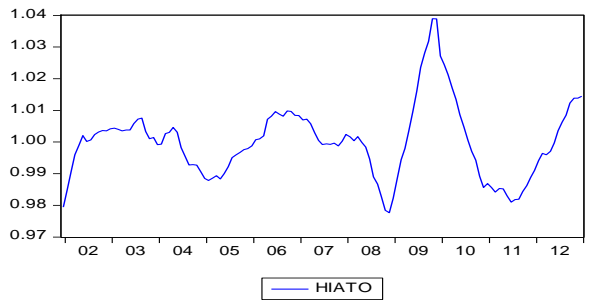
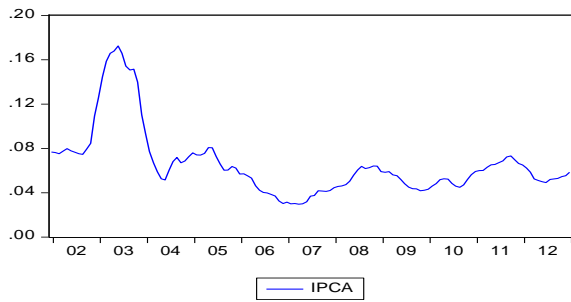
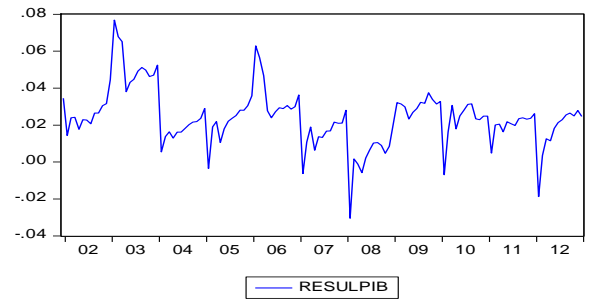
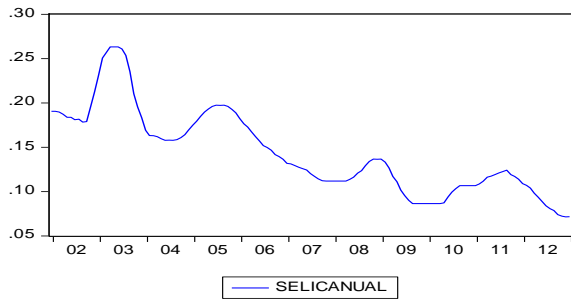
ZIVOT, E. ; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, p. 251-270, 1992.

ZOLI, Edda. **How does fiscal policy affect monetary policy in emergin market countries?** Switzerland: Bank for International Settlements, 2005. (Working papers, n. 174).



**APÊNDICES**

## APÊNDICE A – Variáveis utilizadas no modelo



Fonte: Dados da pesquisa, 2013

## APÊNDICE B – Testes de raiz unitária

Variável	Termos determinísticos	Diferenças defasadas	Valores críticos			Estatística de teste	Testes Portmanteau (24 defasagens)	
			10%	5%	1%		$Q_h$	$LB_h$
DIVPIB	$c, t$	AIC: 9				-2,73	18,34 (0,79)	20,52 (0,67)
		HQ: 1				-3,22	20,91 (0,64)	22,43 (0,55)
		SC: 0	-3,13	-3,41	-3,96	-3,66	23,39 (0,50)	24,98 (0,41)
	$SD, c, t$	AIC: 9				-2,62	22,56 (0,55)	24,89 (0,41)
		HQ, SC: 1				-3,06	26,06 (0,35)	28,00 (0,26)
		AIC, HQ: 8				-8,50	18,29 (0,79)	20,49 (0,67)
$\Delta$ DIVPIB	$c$	SC: 0	-2,57	-2,86	-3,43	-13,44	22,62 (0,54)	24,30 (0,45)
		AIC, HQ: 8				-8,02	22,99 (0,52)	25,36 (0,39)
		SC: 0				-12,73	28,62 (0,24)	30,78 (0,16)
	$SD, c$	AIC, HQ, SC: 3				-4,29	39,61 (0,02)	45,05 (0,01)
		8				-4,15	30,88 (0,16)	35,28 (0,06)
		GTS: 12	-2,57	-2,86	-3,43	-2,64	24,49 (0,43)	28,08 (0,26)
HIATO	$SD, c$	AIC, HQ, SC: 3				-4,13	44,55 (0,01)	50,53 (0,00)
		12; GTS: 12				-2,32	31,25 (0,15)	35,72 (0,06)
		AIC, HQ, GTS: 12				-3,56	19,70 (0,71)	23,30 (0,50)
	$nenhum$	SC: 0	-1,62	-1,94	-2,56	-5,19	46,62 (0,00)	52,14 (0,00)
		10				-4,43	27,92 (0,26)	32,04 (0,13)
		AIC, HQ, GTS: 12				-3,27	27,00 (0,30)	32,00 (0,13)
$\Delta$ HIATO	$SD, c$	SC: 0	-2,57	-2,86	-3,43	-4,91	49,85 (0,00)	55,70 (0,00)
		10				-4,29	33,60 (0,09)	38,44 (0,03)
		AIC, GTS: 11				-4,93	21,64 (0,60)	23,40 (0,50)
	$c$	HQ, SC: 1	-2,57	-2,86	-3,43	-3,74	24,66 (0,42)	26,70 (0,32)
		AIC: 12				-5,47	28,91 (0,22)	32,13 (0,14)
		$SD, c$						
EXPINF	$SD, c$	AIC: 12				-5,47	28,91 (0,22)	32,13 (0,14)



						(0,76)	(0,61)
						20,43	23,12
	<i>SD, c, t</i>	AIC, HQ, SC: 1				-5,07 (0,67)	(0,51)
		GTS: 12				20,12	23,27
						-3,20 (0,69)	(0,50)
						27,71	24,02
		AIC: 12				-5,36 (0,66)	(0,46)
	<i>c</i>	HQ: 3				22,16	24,88
						-4,79 (0,57)	(0,41)
						30,33	33,08
$\Delta$	SELICANU	SC: 0	-2,57	-2,86	-3,43	-3,37 (0,17)	(0,10)
	AL					14,48	16,93
		AIC: 8				-4,57 (0,93)	(0,85)
	<i>SD, c</i>	HQ: 3				20,87	23,79
						-4,60 (0,65)	(0,47)
						33,21	33,52
		SC: 0				-3,04 (0,10)	(0,05)

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

APÊNDICE C – Teste de quebra estrutural – *Shift dummy*

Variável	Termos determinísticos	Data de quebra	Diferenças defasadas	Valores críticos			Estatística de teste	Testes portmanteau (24 defasagens)	
				1%	5%	10%		$Q_h$	$LB_h$
DIVPIB	$c, t$	2003 M7	AIC: 9				-3,10	18,95 (0,75)	21,59 (0,60)
		2002 M9	HQ, SC: 0				-2,15	23,88 (0,47)	25,45 (0,38)
	$SD, c, t$	2003 M7	AIC:9	-3,55	-3,03	-2,76	-3,08	28,93 (0,22)	32,86 (0,11)
		2002 M9	HQ:1				-1,82	26,12 (0,35)	27,92 (0,26)
HIATO	$c$	2009 M12	AIC, HQ, SC: 3				-4,10	39,93 (0,02)	45,83 (0,00)
		2009 M12	AIC, HQ, SC: 3	-3,48	-2,88	-2,58	-4,18	47,04 (0,00)	53,92 (0,00)
	$SD, c$	2011 M4	AIC:11				-5,55	35,71 (0,06)	38,53 (0,03)
		2002 M11	HQ:1	-3,48	-2,88	-2,58	-3,69	26,04 (0,35)	28,09 (0,26)
EXPINF	$c$	2002 M11	SC: 0				-1,81	72,35 (0,00)	75,70 (0,00)
		2004 M1	AIC: 12				-3,72	25,44 (0,38)	28,90 (0,22)
	$SD, c$	2002 M11	HQ: 1	-3,48	-2,88	-2,58	-2,56	28,08 (0,26)	30,37 (0,17)
		2002 M11	SC: 0				-1,70	40,80 (0,00)	54,42 (0,00)
IPCA	$c$	2007 M6	AIC, HQ: 12	-3,48	-2,88	-2,58	-3,10	12,32 (0,98)	14,62 (0,93)
		2003 M11	SC: 1				-2,74	49,96 (0,00)	56,35 (0,00)
	$SD, c$	2005 M1	AIC, HQ: 12	-3,48	-2,88	-2,58	-3,15	15,74 (0,90)	18,36 (0,78)
		2003 M11	SC: 1				-2,73	51,01 (0,00)	57,53 (0,00)
RESULPI B	$c$	2008 M1	AIC, HQ, SC: 0	-3,48	-2,88	-2,58	-4,79	33,97 (0,09)	39,01 (0,03)
	$SD, c$	2003 M1	AIC, HQ, SC: 0				-4,78	15,08 (0,92)	17,26 (0,84)
SELICA NUAL	$c, t$	2004 M3	AIC: HQ: SC: 12	-3,55	-3,03	-2,76	-3,21	22,19 (0,57)	25,62 (0,37)
	$SD, t$	2008 M9	AIC: 12				-1,53	14,16 (0,94)	16,96 (0,85)

2003 M11	HQ: 11	-2,82	14,68	17,23
		(0,93)	(0,84)	
2003 M3	SC: 3	-3,36	38,77	44,08
		(0,03)	(0,01)	

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste LLS- Rational shift

Variável	Termos determinísticos	Data de quebra	Diferenças defasadas	Valores críticos			Estatística de teste	Testes portmanteau (24 defasagens)	
				10%	5%	1%		$Q_h$	$LB_h$
DIVPIB	$c, t$	2008M1 1	AIC, HQ: 9				-2,55	16,16	18,24
			SC: 0				(0,88)	(0,79)	
	$SD, c, t$	2011M1 0	AIC, HQ: 9	-2,76	-3,03	-3,55	-2,38	23,65	25,13
			SC: 0				(0,48)	(0,40)	
$\Delta$ RESUL PIB	$c$	2009M1	AIC, HQ: 8				-1,79	12,10	13,06
			SC: 1				(0,50)	(0,41)	
	$SD, c$	2009M1	AIC, HQ: 8	-2,58	-2,88	-3,48	-12,73	19,50	20,63
			SC: 0				(0,15)	(0,11)	
HIATO	$c$	2010M1	AIC, HQ, SC: 3				-2,67	9,80	10,68
			SC: 3				(0,78)	(0,71)	
	$SD, c$	2010M1	AIC, HQ, SC: 3	-2,58	-2,88	-3,48	-1,30	20,68	21,96
			SC: 3				(0,05)	(0,02)	
EXPINF	$c$	2011M5	AIC: 11				-1,04	19,75	22,06
			HQ, SC: 1				(0,14)	(0,08)	
	$SD, c$	2011M5	AIC: 11	-2,58	-2,88	-3,48	-4,00	28,11	32,13
			HQ, SC: 1				(0,26)	(0,12)	
iPCA	$c$	2005M2	AIC: 11				-3,73	29,19	31,54
			HQ, SC: 1				(0,21)	(0,14)	
	$SD, c$	2011M5	AIC: 11	-2,58	-2,88	-3,48	-4,13	28,35	32,60
			HQ, SC: 1				(0,25)	(0,11)	
iPCA	$c$	2005M2	AIC, HQ: 12				-3,56	16,29	18,82
			SC: 1				(0,17)	(0,11)	
	$SD, c$	2011M5	AIC, HQ: 12	-2,57	-2,86	-3,43	-3,34	45,84	51,56
			SC: 1				(0,88)	(0,76)	
iPCA	$SD, c$	2011M5	AIC, HQ: 12				-3,19	30,35	32,85
			SC: 1				(0,00)	(0,00)	
iPCA	$SD, c$	2011M5	AIC, HQ: 12				-3,19	32,31	36,84
			SC: 1				(0,00)	(0,00)	
iPCA	$SD, c$	2011M5	AIC, HQ: 12				-2,72	16,29	18,82
			SC: 1				(0,88)	(0,76)	
iPCA	$SD, c$	2011M5	AIC, HQ: 12				-3,19	45,84	51,56
			SC: 1				(0,00)	(0,00)	
iPCA	$SD, c$	2011M5	AIC, HQ: 12				-2,76	32,83	37,45
			SC: 1				(0,00)	(0,00)	

---

(0,11) (0,04)

Nota: Máxima extensão de defasagens: 12.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013



## APÊNDICE D – Testes de cointegração

Diferenças defasadas	H <sub>0</sub>	Estatística de teste
AIC: 12	r = 0	259,88 (0,00)
	r ≤ 1	166,45 (0,00)
	r ≤ 2	96,96 (0,00)
	r ≤ 3	51,11 (0,00)
	r ≤ 4	16,49 (0,03)
HQ, SC: 2	r = 0	123,46 (0,00)
	r ≤ 1	75,96 (0,01)
	r ≤ 2	42,94 (0,13)

Nota: Máxima extensão de defasagens: 12; Modelo com constante no espaço de cointegração e tendência linear nos dados; *Dummies* sazonais inclusas.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

## Testes de Cointegração – SL

Diferenças defasadas	H <sub>0</sub>	Estatística de teste
AIC: 12	r = 0	179,74 (0,00)
	r ≤ 1	127,26 (0,00)
	r ≤ 2	72,06 (0,00)
	r ≤ 3	28,82 (0,00)
	r ≤ 4	13,51 (0,01)
HQ, SC: 2	r = 0	99,64 (0,00)
	r ≤ 1	62,91 (0,01)
	r ≤ 2	36,77 (0,04)
	r ≤ 3	11,29 (0,56)

Nota: Máxima extensão de defasagens: 12; Modelo com constante no espaço de cointegração e tendência linear nos dados; *Dummies* sazonais inclusas.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

APÊNDICE E – Modelo Completo

$$\begin{bmatrix} d(SELICANUAL)_{(t)} \\ d(RESLPIB)_{(t)} \\ d(EXPINF)_{(t)} \\ d(IPCA)_{(t)} \\ d(HIATO)_{(t)} \\ d(DIVPIB)_{(t)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0,058 & \dots \\ (-5,321) & \\ 0,215 & -0,426 \\ (4,748) & (-7,228) \\ -0,022 & -0,015 \\ (-2,219) & (-2,389) \\ 0,001 & \dots \\ (1,434) & \\ 0,015 & 0,010 \\ (1,985) & (1,988) \\ -0,111 & -0,064 \\ (-3,234) & (-2,938) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1,000 & \dots & 0,078 & -0,232 & 0,177 & \dots \\ \dots & 1,000 & \dots & -0,094 & -0,651 & 0,071 \\ \dots & \dots & \dots & (0,218) & (-1,266) & (0,775) \\ \dots & \dots & \dots & (-1,163) & (-3,791) & (0,634) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} SELICANUAL_{(t-1)} \\ RESLPIB_{(t-1)} \\ EXPINF_{(t-1)} \\ IPCA_{(t-1)} \\ HIATO_{(t-1)} \\ DIVPIB_{(t-1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,025 & 0,001 \\ (0,849) & (11,715) \\ 0,023 & 0,000 \\ (1,145) & (0,963) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i09m6_{(t-1)} \\ trend_{(t-1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,655 & -0,017 & 0,124 & \dots & \dots & -0,073 \\ (9,550) & (-1,113) & (2,685) & & & (-3,902) \\ -0,481 & \dots & \dots & -0,760 & \dots & 0,110 \\ (-1,959) & & & (-3,928) & & (1,684) \\ 0,352 & 0,060 & 0,535 & -0,107 & \dots & \dots \\ (4,028) & (2,756) & (8,684) & (-1,785) & & \\ 0,193 & \dots & 0,236 & 0,412 & \dots & \dots \\ (2,047) & & (3,879) & (6,085) & & \\ \dots & \dots & \dots & 0,620 & \dots & \dots \\ & & & (9,580) & & \\ -0,880 & 0,124 & \dots & \dots & 0,992 & -0,221 \\ (-3,210) & (1,697) & & & (3,600) & (-2,763) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(SELICANUAL)_{(t-1)} \\ d(RESLPIB)_{(t-1)} \\ d(EXPINF)_{(t-1)} \\ d(IPCA)_{(t-1)} \\ d(HIATO)_{(t-1)} \\ d(DIVPIB)_{(t-1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,149 & \dots & 0,099 & \dots & \dots & \dots \\ (2,207) & & (1,990) & & & \\ 0,439 & \dots & 1,062 & 0,591 & \dots & \dots \\ (1,637) & & (6,498) & (3,558) & & \\ -0,256 & \dots & -0,298 & \dots & \dots & 0,161 \\ (-2,690) & & (-4,845) & & & (6,280) \\ 0,223 & \dots & \dots & \dots & 0,111 & \dots \\ (2,184) & & & & (4,059) & \\ -0,066 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ & & & & & (-1,909) \\ 0,679 & \dots & 0,206 & \dots & \dots & 0,210 \\ (2,520) & & (1,221) & & & (2,696) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(SELICANUAL)_{(t-2)} \\ d(RESLPIB)_{(t-2)} \\ d(EXPINF)_{(t-2)} \\ d(IPCA)_{(t-2)} \\ d(HIATO)_{(t-2)} \\ d(DIVPIB)_{(t-2)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,020 & 0,021 & -0,002 & 0,001 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & -0,002 & \dots \\ (7,543) & (5,248) & (-1,953) & (1,834) & & & & & & & & (-2,935) & \dots \\ \dots & -0,328 & \dots & -0,025 & 0,006 & \dots & -0,010 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ & (-7,162) & & (-9,679) & (2,201) & & (-4,235) & & & & & & \dots \\ 0,024 & \dots & \dots & -0,001 & -0,002 & -0,002 & \dots & -0,001 & -0,001 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ (8,997) & & & (-1,391) & (-1,693) & (-1,831) & & (-1,292) & (-1,746) & & & & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 0,005 & -0,001 & 0,005 & -0,002 & -0,005 & 0,005 & 0,006 & 0,007 & \dots & \dots & \dots \\ & & (1,918) & & (1,613) & & (-1,732) & (1,541) & (2,228) & (2,398) & & & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i02m11_{(t)} \\ CONST \\ S1_{(t)} \\ S2_{(t)} \\ S3_{(t)} \\ S4_{(t)} \\ S5_{(t)} \\ S6_{(t)} \\ S7_{(t)} \\ S8_{(t)} \\ S9_{(t)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u1_{(t)} \\ u2_{(t)} \\ u3_{(t)} \\ u4_{(t)} \\ u5_{(t)} \\ u6_{(t)} \end{bmatrix}$$

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

## APÊNDICE F – Testes de robustez e análise residual

## Teste de Portmanteau para Autocorrelação

Lags	Test Statistic	p_valor	Adj Test Statistic	p_valor	Degrees of Freedom
16	607,8711	0,0134	652,2941	0,0003	533

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

## Teste ARCH-LM Univariado com 5 lags

LM statistic	p-valor	Degrees of Freedom
224.0466	0.0143	180

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

## Testes de Não-Normalidade

	Joint Test Statistic	p_valor	Degrees of Freedom	Skewness only	p_valor	Kurtosis only	p_valor
Doornik e Hansen (1994)	1563,051 1	0,0000	12	142,3585	0,0000	1420,692 7	0,0000
Lütkepohl (1993)	1534,088 2	0,0000	12	144,3550	0,0000	1389,733 2	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

## Teste de Normalidade de Jarque-Bera

Variável	Teste estatístico	p_valor (Chi^2)	Assimetria	Curtose
$u_1$	11,0262	0,0040	-0,4963	4,0326
$u_2$	830,3040	0,0000	1,5377	15,0423
$u_3$	0,9377	0,6257	-0,1722	3,2364
$u_4$	57,9108	0,0000	-0,7454	5,9243
$u_5$	171,3658	0,0000	-0,9810	8,2946
$u_6$	417,1175	0,0000	1,5597	11,2385

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste ARCH-LM com 16 lags

Variável	Teste estatístico	$p\_valor$ (Chi <sup>2</sup> )	Teste F	$p\_valor$ (F)
$u_1$	31,7384	0,0108	2,7584	0,0011
$u_2$	7,3251	0,9665	0,4896	0,9468
$u_3$	15,5921	0,4818	1,1305	0,3390
$u_4$	19,9764	0,2213	1,5166	0,1095
$u_5$	14,6220	0,5525	1,0497	0,4136
$u_6$	37,3168	0,0019	3,4823	0,0001

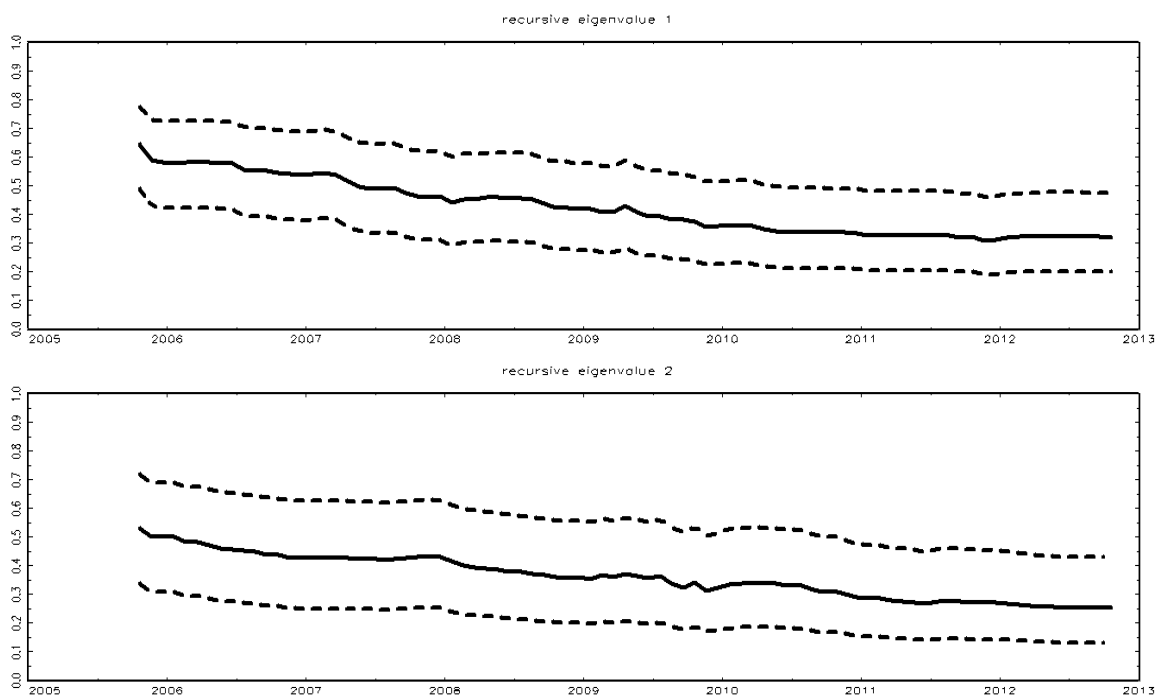
Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

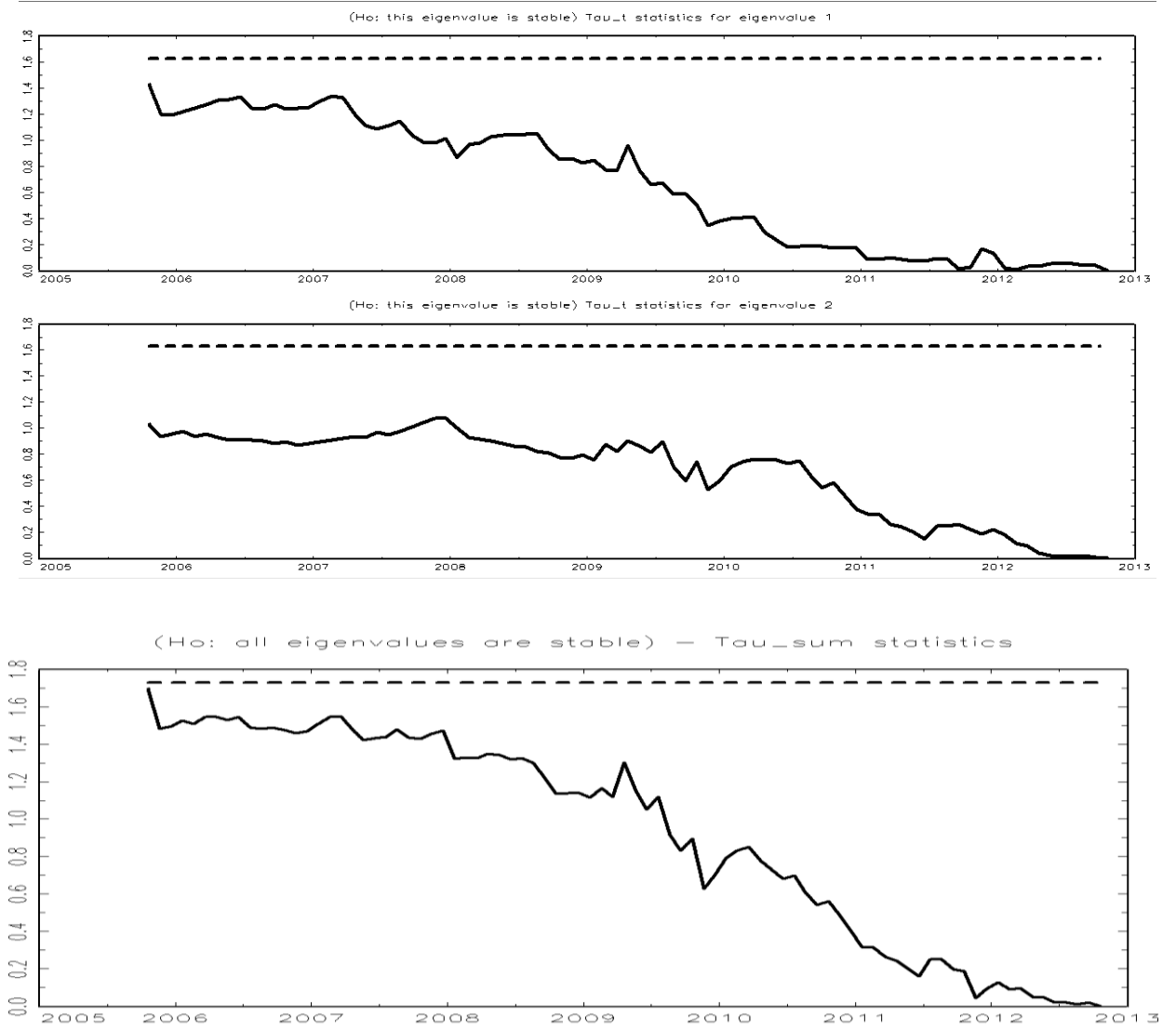
Teste ARCH-LM Multivariado com 5 lags

VARCHLM test statistic	$p\_valor$ (chi <sup>2</sup> )	Degrees of freedom
2320,0682	0,0433	2205

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste de estabilidade





Fonte: Resultados da pesquisa, 2013