

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

**ANDRÉ FRANCISCO NUNES DE NUNES**

**POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL ATIVAS E PASSIVAS: UMA ANÁLISE PARA O  
BRASIL PÓS-METAS DE INFLAÇÃO**

**Porto Alegre**

**2009**

**ANDRÉ FRANCISCO NUNES DE NUNES**

**POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL ATIVAS E PASSIVAS: UMA ANÁLISE PARA O  
BRASIL PÓS-METAS DE INFLAÇÃO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo S. Portugal

**Porto Alegre**

**2009**

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)  
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

N972p

Nunes, Andre Francisco Nunes de

Políticas monetária e fiscal ativas e passivas : uma análise para o Brasil pós-metas de inflação / Andre Francisco Nunes de Nunes. – Porto Alegre, 2009.

000 f. : il.

Orientador: Marcelo S. Portugal.

Ênfase em Economia Aplicada.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2009.

1. Política fiscal : Brasil. 2. Política monetária : Brasil. 3. Política

**ANDRÉ FRANCISCO NUNES DE NUNES**

**POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL ATIVAS E PASSIVAS: UMA ANÁLISE PARA O  
BRASIL PÓS-METAS DE INFLAÇÃO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, \_\_\_\_ de \_\_\_\_ de 2009.

---

Prof. Dr. Marcelo S. Portugal  
UFRGS

---

Prof. Dra. Fabiana Rocha  
USP

---

Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade  
UNB

---

Prof. Dr. Marcelo Kfoury Moinhos  
CITIBANK

## **AGRACECIMENTOS**

Aos meus pais e irmãs pelo apoio incondicional aos meus sonhos.

Aos colegas Bruno Maia, Bruno Spinola e Pedro Lutz, pela amizade, companheirismo e descontração nas intermináveis horas na salinha de estudos.

Ao Professor Marcelo Portugal pelos valiosos ensinamentos de economia, econometria e orientação deste trabalho, bem como, pela orientação profissional e paciência.

À toda equipe da Assessoria Econômica da FIERGS: Igor Morais, Patrícia Palermo e Ricardo Nogueira, pelos ensinamentos de economia, pela amizade e compreensão da minha ausência em momentos importantes.

Aos meus grandes amigos Fred e Thais, vocês me fazem muito feliz.

À Jaqueline Winter, por me dar lúcidas orientações nas horas em que mais precisei.

À toda equipe da Secretaria do PPGE, pela eficiência e dedicação aos alunos deste Centro.

Finalmente, ao CNPq pelo apoio financeiro.

## RESUMO

A falta de coordenação das políticas fiscal e monetária no Brasil, freqüentemente, tem sido apontada como motivo para os desequilíbrios macroeconômicos que a economia enfrentou nas últimas três décadas. No período mais recente, pós-metas de inflação, diversos autores apontaram a política fiscal ativa como fator restritivo ao desempenho da política monetária. Nesse caso, a autoridade fiscal desconsidera a interferência do lado fiscal no monetário, o que implica em uma menor eficácia da política monetária. Somente a partir de uma condução de política fiscal com um comportamento passivo a política monetária poderia ser mais eficiente. Para testar a hipótese de políticas ativas e/ou passivas, estimou-se, por meio do método Bayesiano, um modelo DSGE com rigidez de preços e concorrência monopolística para a economia brasileira, baseado em Woodford (2003). Neste modelo, o superávit primário e a taxa de juros nominal são os instrumentos de política econômica. As estimações apontaram para um regime no qual as políticas fiscal e monetária foram ativas durante o período de 2000I a 2002IV. Porém, para o período posterior, de 2003I a 2008IV, a política fiscal foi passiva e a monetária ativa.

Palavras-chave: Política Fiscal. Política Monetária. Modelos DSGE. Estimação Bayesiana.

## ABSTRACT

This paper seeks identify whether the way of fiscal and monetary macroeconomic policies in Brazil, to that period after inflation targets, were active way or/and passive way. For that, it's estimated, for Bayesian methods, a model DSGE with price rigidities and monopolistic competition, in which the primary surplus and the nominal interest rates are the tools economic policy available. The lack of coordination of policies in Brazil, usually, has been identified as the reason for the macroeconomic imbalances. So, many authors pointed out the active fiscal policy, as a factor limiting the efficient performance of monetary policy. However, the analysis that relation within the framework of DSGE models is still limited, especially in applications for the Brazilian economy. The estimates of the model pointed out for a system where policies were active during the 2000/1Q to 2002/4Q both of them, and the later period, 2003/1Q – 2008/4Q, the fiscal policy behaved themselves on passive way and the monetary policy was active way.

**Keywords:** Fiscal policy. Monetary policy. Dynamic and stochastic general equilibrium (DSGE) models. Bayesian Methods.

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	8
<b>2 INTERAÇÕES ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA</b> .....	14
2.1 A Restrição orçamentária do governo .....	15
2.2 Evidências empíricas para o Brasil.....	21
<b>3 POLÍTICAS ATIVAS E PASSIVAS E MODELOS DSGE</b> .....	26
3.1 Modelo de equilíbrio geral com preços flexíveis .....	28
3.2 Modelo de equilíbrio geral com rigidez de preços .....	35
3.2.1 Condições de equilíbrio .....	37
3.2.2 Aproximação log-linear .....	42
<b>4 ESTIMAÇÃO BAYESIANA DO MODELO</b> .....	47
4.1 Tratamento dos dados e distribuições <i>a priori</i> .....	50
4.2 Resultados empíricos para o período 2000I – 2008IV .....	53
4.3 Resultados empíricos para as sub-amostras.....	56
<b>5 CONCLUSÃO</b> .....	60
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	62
<b>ANEXO - A PROGRAMA DYNARE PARA MATLAB</b> .....	67

## 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 vem apresentando nos últimos 30 anos, especialmente após o choque do petróleo na década de 70. As políticas de estabilização de preços e de produto recorrentemente resultaram em desequilíbrios das dívidas externa e interna. No período mais recente, após a implantação do plano Real, tanto a política monetária quanto a evolução da dívida pública brasileira têm sido muito discutidas no meio acadêmico e pelos *policy makers*. A primeira destacou-se ao obter sucesso no combate à inflação apesar de contratempos; a segunda apresentou forte elevação no período, principalmente nos anos de 1998/1999 e 2002/2003, quando teve a sua sustentabilidade questionada.

Esse comportamento indesejável da dívida pública surge do conflito que se verifica nos papéis atribuídos ao Banco Central do Brasil (BCB) e ao Tesouro Nacional (TN). O papel do BCB é controlar a oferta de moeda para determinar a taxa de juros de curtíssimo prazo, que remunera as sobras de caixa das empresas e bancos e, por meio desta, afeta a estrutura dos juros, do produto e também dos preços. Por outro lado, a Secretaria do Tesouro Nacional (TN) é responsável pela administração da dívida pública externa e interna, mobiliária e contratual, de responsabilidade direta e indireta do governo.

Percebe-se que as duas instituições têm papéis e objetivos distintos, de tal maneira que ambas operam de forma separada, e cada vez mais as autoridades buscam consolidar essa distinção. O BCB é a instituição responsável pela política monetária e o TN pela política fiscal. Com essa separação, é possível uma maior transparência das políticas, o que parece ser um aspecto benéfico para a gestão da política econômica. Entretanto, parte expressiva da dívida pública está indexada à taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), que é determinada pela autoridade monetária, e se constitui no instrumento utilizado pelo BCB para cumprir seu principal objetivo de curto prazo: manter a inflação dentro da meta. Contudo, essa separação de papéis, bem como a transparência, não deve gerar descoordenação entre as políticas.

Claramente, percebe-se que o principal objetivo do BCB é proporcionar baixos níveis de inflação, enquanto o do TN é obter o melhor financiamento para o setor público. Porém, devido ao uso de um instrumento em comum, suas atuações são mutuamente influenciadas. Desse modo,

a coordenação das políticas fiscal e monetária pode ser um meio, se não o único, para atingir uma maior estabilidade econômica.

Ao observar a evolução da dívida pública do Brasil, destacam-se dois pontos preocupantes: o elevado déficit nominal e a trajetória do perfil da dívida pública (mesmo com os sucessivos superávits primários obtidos nos últimos anos). Além disso, desde 1999 o Brasil tem adotado o regime de metas inflacionárias, o que lhe proporcionou sucesso no combate à inflação, mesmo em um ambiente de desequilíbrio fiscal. Contudo, as elevadas taxas de juros que o Banco Central manteve para alcançar as metas inflacionárias fizeram com que a dívida pública aumentasse e sua solvência fosse questionada, de modo que no período pré-eleitoral de 2002, quando o Brasil enfrentou uma severa crise de confiança externa devido à possibilidade de ascensão ao poder de um governo que pudesse fazer uma ruptura de política macroeconômica, o *spread* do EMBI, que mede o risco-país, passou de 757 pontos-base em abril para quase 2.040 pontos-base em outubro.

Destaca-se que a partir de 1999 o governo brasileiro deu início a um ajuste fiscal alicerçado em: (a) geração de superávits primários como proporção do PIB, para controlar o avanço da dívida pública; (b) carga tributária elevada ; e (c) aumento da relação gasto público como proporção do PIB. Mesmo os recorrentes superávits primários não foram suficientes para superar o valor relativo ao serviço da dívida, impedindo o seu crescimento. Assim, a trajetória ascendente da relação dívida/PIB foi mantida, de modo que, em setembro de 2002, a mesma atingiu a proporção de 64% do PIB.

Nesse contexto de desequilíbrio fiscal, muitos economistas têm sugerido que o BCB deveria incluir na sua regra de política monetária alguma variável fiscal relevante<sup>1</sup>. Tais estudos consistem basicamente em propor metas para a relação dívida/PIB, ou propor formas alternativas para a construção de regras monetárias que levem em conta as restrições fiscais. O argumento ou a intuição de que a política fiscal brasileira afeta, em certa medida, a política monetária, parece disseminada, e nota-se que parte dos economistas comunga com essa percepção, principalmente nos trabalhos que abordam o período pré-eleições presidenciais de 2002, onde a possibilidade de ascensão à presidência de um candidato que pudesse não estar disposto a honrar compromissos

---

<sup>1</sup> Trabalhos que de alguma forma desenvolvem modelos que se propõe inserir uma variável fiscal na regra de política monetária ou função de reação da autoridade monetária, Freitas e Muinhos (2002), Verdini (2003) e Morais e Andrade (2004).

externos e internos era iminente. Nesse caso, parece fazer sentido que variáveis de política fiscal devam ser consideradas na regra de política monetária do Banco Central.

Contudo, quando se admite variáveis fiscais na regra de política monetária, na realidade se assume que a política monetária precisa responder ao comportamento da política fiscal. Assim, a política fiscal pode restringir os resultados e o alcance da política monetária, e o efeito da política monetária seria ineficaz ou não tão eficaz, dependendo do andamento da variável fiscal. É praxe nos modelos de política monetária considerar que a política fiscal é dada e não depende das políticas monetárias correntes e futuras. Em outras palavras, isso quer dizer que a autoridade fiscal escolhe uma taxa de tributação tal que a dívida pública seja solvente do ponto de vista intertemporal. Portanto, a autoridade monetária fica livre para escolher o nível de taxa de juros (dado que esse é o instrumento de política monetária) que leve a taxa de inflação para a meta e/ou minimize o hiato do produto (isso vai depender das preferências do Banco Central). Nesse contexto, a hipótese de equivalência Ricardiana é válida, de modo que a política monetária é denominada como ativa e a política fiscal como passiva.

A designação de política fiscal e monetária ativa e/ou passiva tem origem no artigo de Leeper (1991). Para o Autor, uma 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. Moreira *et. al.* (2007) ilustram o resultado de Leeper (1991) com o seguinte exemplo: se a política fiscal é ativa, a regra de decisão da autoridade fiscal dependerá necessariamente da dívida pública corrente e/ou passada.

Porém, essa denominação não é a única difundida na literatura macroeconômica. Outras definições são empregadas em situações nas quais há um comportamento semelhante das autoridades fiscal e monetária. Tendo como base a teoria de Leeper (1991), Woodford (1995) classifica a política fiscal como sendo Ricardiana quando a autoridade fiscal atua prudentemente e a dívida não se constitui num elemento que dificulta a condução da política monetária em atingir a meta de inflação. Por outro lado, um regime não-Ricardiano ocorre quando o risco de insolvência fiscal requer que a autoridade monetária cause surpresa inflacionária para deflacionar o valor nominal da dívida do governo.

Outras definições são empregadas para quando há um comportamento semelhante das autoridades fiscal e monetária. Sargent e Wallace (1981) denominam de dominância fiscal quando a autoridade monetária é impelida a gerar receitas de senhoriagem para que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja satisfeita. Contudo, para fins de análise empírica, essas definições são tratadas quase como sinônimos, uma vez que a maior parte dos estudos aplicados busca evidências com base na análise dos parâmetros das funções de reação das autoridades fiscal e monetária.

Diversos estudos aplicados ao Brasil têm buscado investigar em qual dessas situações as autoridades de política econômica se enquadram, principalmente no período posterior ao da adoção de metas de inflação. Blanchard (2004) foi um dos primeiros trabalhos a alertar que a alta taxa de juros praticada pelo BCB nos anos de 2002 e 2003 se devia às questões relacionadas à política fiscal. O Autor observou que a elevação da taxa de juros estava correlacionada com a desvalorização da taxa de câmbio.

Tal situação parece estranha à teoria econômica num ambiente de normalidade. Uma possibilidade para esse comportamento é a de que quando a taxa de juros aumentava, a probabilidade de *default* da dívida também crescia. Diante disso, o aumento de juros sobre os títulos da dívida brasileira, que em sua maioria eram indexados pela SELIC, tornava-os menos atrativos, resultando num influxo de capitais da economia brasileira. Assim, estaria explicado o motivo da desvalorização cambial que ocorria no período. Conforme destaca o autor, essa situação era mais propensa de ocorrer em economias com estoque inicial de dívida, grande proporção da dívida em moeda estrangeira, risco inflacionário e alta probabilidade de *default*, como era o caso do Brasil nos anos de 2002 e 2003. De fato, o resultado dos aumentos sucessivos da taxa de juros para conter a inflação tinha efeitos perversos, uma vez que a depreciação real da taxa de câmbio levava a uma maior pressão inflacionária, o que resultava em novos aumentos de juros.

Favero e Giavazzi (2003) apresentam um modelo empírico para analisar como a dívida pública e o prêmio de risco influenciam na execução da política monetária no Brasil. As relações entre taxa de câmbio, taxa de juros e probabilidade de *default* são bastante semelhantes às aquelas mostradas no trabalho de Blanchard (2004). No modelo de Favero e Giavazzi (2003), a economia passa de um equilíbrio bom para um equilíbrio ruim quando a relação dívida/PIB ultrapassa dado nível. Uma vez nesse equilíbrio, a elevação na taxa Selic aumenta a probabilidade de *default*,

visto que os encargos da dívida são maiores. Como a taxa de câmbio e a probabilidade de *default* são variáveis correlacionadas, ocorrerá uma depreciação, ao invés de uma apreciação cambial. Contudo, tal depreciação resultará em mais inflação, e assim o BCB tenderá a aumentar a taxa de juros. Esse comportamento gera o que os autores chamaram de “um ciclo vicioso na atuação da política monetária”.

Já existe relativo consenso na literatura de que nos anos de 2002 e 2003 a dívida pública, seja pela sua elevada proporção em relação ao PIB, seja pela sua configuração com mais de 60% dos títulos indexados à taxa Selic, alterou os resultados esperados pela autoridade monetária. O impacto da configuração da dívida pública sobre a política monetária foi amplamente discutida no âmbito acadêmico, em que se destacam os trabalhos de Favero e Giavazzi (2002), Blanchard (2004), e Moreira et. al. (2007).

Porém, a partir de 2005 o Brasil passou a experimentar um momento mais favorável em termos de estabilidade e, dessa forma, os indicadores de solvência e o perfil da dívida apresentaram níveis mais aceitáveis. De fato, os sucessivos superávits fiscais obtidos pela autoridade fiscal possibilitaram que o perfil da dívida e o risco-país melhorassem, culminando com o grau de investimento em 2008. Esse recente comportamento da política fiscal mais favorável a um ambiente de solvência intertemporal da dívida pública condiz com uma política fiscal passiva. Assim sendo, com uma conjuntura diferente daquela observada no período de 2002/04, parece que há um novo ambiente em termos de comportamento das políticas fiscal e monetária.

A motivação do trabalho é verificar, para o período pós-metas de inflação, se o Brasil esteve sob um regime de dominância fiscal ou monetária. O tema é oportuno, na medida em que no período analisado as questões como a sustentabilidade da dívida pública, as elevadas taxas de juros e o controle da inflação estiveram no centro das discussões sobre a política macroeconômica. Esse exercício também permitirá discutir questões que se referem à coordenação de política entre as autoridades fiscal e monetária.

Para isso, será estimado para a economia brasileira um modelo de equilíbrio-geral estocástico e dinâmico (DSGE), baseado em Woodford (2003), com duas imperfeições de mercado – rigidez de preços e concorrência monopolística. O modelo consistirá de um bloco de demanda agregada, representada por uma curva IS dinâmica e a restrição orçamentária do

governo, um bloco de oferta agregada, através de uma curva de Phillips Novo Keynesiana, e um bloco com as funções de reação das autoridades de política fiscal e monetária.

A partir da análise dos parâmetros das funções de reação das autoridades fiscal e monetária, serão determinados os momentos nos quais as políticas foram ativas ou passivas. No caso da autoridade fiscal aumentar a relação superávit primário/PIB mais do que proporcionalmente ao aumento na razão dívida/PIB, diz-se que a política fiscal é passiva; caso contrário, ela é classificada como ativa. Já no caso da política monetária, ela é classificada como ativa quando responde com um aumento mais do que proporcional na taxa nominal de juros a um avanço na taxa de inflação acima da meta estabelecida. Para isso implantar esse exercício, o modelo DSGE foi estimado para seis diferentes períodos, a saber: 2000I-2003IV, 2001I-2004IV, 2002I-2005IV, 2003I-2006IV, 2004I-2007IV e 2005I-2008IV.

A metodologia de estimação utilizada foi a de econometria bayesiana. Essa técnica parece a mais apropriada, visto que permite estimar o sistema DSGE completo. Normalmente, esse tipo de trabalho fixa-se na estimativa de uma relação particular de equilíbrio, como uma equação de consumo de Euler ou função de reação, por exemplo. Além disso, a técnica Bayesiana permite a inserção de *prioris*, que facilitam o processo de identificação dos parâmetros. Assim, evita-se o caso de parâmetros com valores estranhos à teoria, decorrência do resultado da maximização da função de verossimilhança ater-se apenas a um subespaço do espaço paramétrico. Também cabe destacar que a utilização de *prioris* difusas, que atribuem a mesma probabilidade para todos os valores pertencentes a um intervalo, auxilia na estimação de modelos com pequeno número de observações para as séries.

O desenvolvimento do trabalho seguirá a seguinte ordem: no primeiro capítulo será realizada a revisão de literatura sobre a interação entre as políticas fiscal e monetária, bem como os resultados contidos na literatura empírica aplicada ao Brasil no período pós-plano Real. No segundo capítulo será discutida a aplicação dos modelos DSGE na análise das interações da política fiscal e monetária. No terceiro capítulo serão apresentados os resultados empíricos do trabalho. A última parte será reservada às conclusões.

## 2 INTERAÇÕES ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

A coordenação entre as políticas fiscal e monetária esteve em segundo plano no debate sobre política macroeconômica. Tanto a teoria monetarista, que sugere uma menor intervenção do governo e é contra políticas econômicas discricionárias, quanto os keynesianos, que são mais intervencionistas e buscam estabelecer regras para a política monetária e fiscal, tenderam a dissociar o debate entre política fiscal e monetária. Os trabalhos sobre a condução da política monetária ficaram mais restritos a questões referentes a regras versus comportamento discricionário, deixando de lado as possíveis influências que a política fiscal poderia exercer na determinação do nível de preços.

A teoria macroeconômica de orientação monetarista descrevia uma autoridade monetária que buscava prioritariamente controlar o nível de preços, assumindo que a dívida do governo sempre seria solvente. A utilização da política monetária de forma discricionária poderia apenas suavizar ciclos econômicos. Além disso, as regras estariam sujeitas à denominada inconsistência dinâmica e crítica de Lucas<sup>2</sup>. Nessa linha teórica destacam-se os trabalhos seminais de Kydland e Prescott (1977), Lucas (1983), Sargent e Wallace (1981), e Sargent (1982).

Por outro lado, a literatura de orientação mais intervencionista, ou keynesiana, destaca a importância das políticas discricionárias. Contudo, para superar a crítica dos monetaristas às políticas discricionárias, os modelos keynesianos foram refinados através da introdução de fundamentos microeconômicos, tais como expectativas racionais e rigidez de preços. Nessa linha de pensamento os trabalhos de Leeper (1991), Taylor (1993), Sims (1994) e Woodford (1995), entre outros, foram os precursores. Entretanto, a política fiscal ficava relegada ao segundo plano, assumia-se a um regime ricardiano, em que o orçamento do governo estava sempre em equilíbrio, sujeito apenas a variações cíclicas, e qualquer desajuste seria corrigido via tributos ou imposto inflacionário. Tendo como hipótese subjacente a equivalência Ricardiana, na qual a autoridade fiscal é bem disciplinada, ou seja, corte dos impostos do governo financiado por aumentos no endividamento deverá ser compensado com aumento de impostos no futuro para garantir que a

---

<sup>2</sup>Tal situação é o que se convencionou chamar de “A Crítica de Lucas”, uma referência ao trabalho de Lucas (1976).

dívida seja solvente. Nesse contexto, a discussão da coordenação entre as políticas fiscal e monetária não faz sentido.

Em países que empregam o regime de metas para inflação e que não possuem graves desequilíbrios fiscais, como é o caso do Reino Unido, Canadá e Nova Zelândia, a política monetária pode ser conduzida a partir de uma regra, do tipo de Taylor (1993), em que variáveis fiscais não são consideradas. No caso de países com disciplina fiscal é plausível que a política fiscal não seja de principal relevância para a condução da política monetária, conforme exemplifica Moreira et. al. (2007), pois os agentes econômicos acreditam, com grande grau de certeza, que a dívida pública é solvente.

Contudo, esse não parece ser o caso da maioria dos países emergentes, em especial do Brasil. No caso brasileiro, a taxa de juros em patamares bastante superiores a taxa de crescimento da economia resultam e sucessivos déficits nominais. Nesse sentido, a falta de coordenação entre as políticas monetária e fiscal pode ser um fator que pode desencadear, ou intensificar, a instabilidade econômica.

Vários trabalhos trouxeram essa discussão à tona, com destaque para Sargent e Wallace (1981), eles destacam que a coordenação das políticas seria necessária para garantir a estabilidade de preços, bem como, os efeitos perversos da política fiscal para a determinação do nível de preços num ambiente de dominância fiscal. Essa relação pode ser mais bem entendida a partir da restrição orçamentária intertemporal do governo.

## **2.1 A restrição orçamentária do governo**

De forma resumida, a restrição orçamentária intertemporal do governo estabelece que se a autoridade fiscal incorrer em déficits deverá buscar, em termos de valor presente, superávits no futuro. Uma das formas de gerar superávit é aumentar as receitas de senhoriagem, e por essa razão os déficits orçamentários se relacionam com a taxa de crescimento monetário e com a taxa de inflação. Caso a autoridade fiscal não mantenha o orçamento intertemporal equilibrado, é possível que a autoridade monetária seja forçada a gerar senhoriagem o suficiente para satisfazer a restrição orçamentária intertemporal. Leeper (1991) descreve essa situação como política fiscal

ativa e política monetária passiva. Sargente e Wallace (1981) definem a situação onde a política fiscal domina a política monetária como dominância fiscal, nesse caso a autoridade monetária se depara com restrições impostas pela autoridade fiscal. Um exemplo dessas restrições pode ser a demanda por títulos da dívida do governo, por exemplo.

Assim, a restrição orçamentária intertemporal do governo, como função do estoque da dívida real, pode ser expressa da seguinte forma:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta_{t,t+i} \left[ s_{t+i} + \frac{M_{t+i} - M_{t+i-1}}{P_{t+i}} \right], \quad (1)$$

onde  $B_{t-1}$  é o valor nominal dos títulos,  $P_t$  é o nível de preços,  $\beta$  é o fator de desconto,  $s_t$  é o superávit da autoridade fiscal; e  $M_t$  é a oferta nominal de moeda.

O ponto de destaque é que a autoridade fiscal e a monetária podem agir independentes uma da outra, a primeira decidindo  $s_t$ , e a segunda escolhendo  $M_t - M_{t-1}$ . Assim, o tesouro pode compensar a senhoriagem gerada pelo banco central e influenciar o nível de preços através da escolha de  $s_t$ . Da mesma forma que o banco central controlando a senhoriagem, escolhendo  $M_t$ , influencia o nível de preços e compensa os movimentos da autoridade fiscal. Pensando em termos de valor presente, é fácil perceber que, por exemplo, se a autoridade fiscal determina um valor baixo para  $s_t$ , ao mesmo em tempo que a autoridade monetária ele escolhe  $M_t$  baixo no presente, o valor de  $P_t$  aumentará para que seja satisfeita a restrição orçamentária.

Assim, o valor real corrente da dívida do governo deve ser financiado em termos de valor presente por superávit fiscal primário e/ou por senhoriagem. A equação (1) define o que Sargent e Wallace (1991) descreveram como “a desagradável aritmética monetarista” em um regime de dominância fiscal. Se o Tesouro fixa  $s_t$ , restará ao Banco Central decidir entre “inflação no presente” ou “inflação no futuro”, a partir de sua escolha de  $M_t$ , para que a restrição seja satisfeita. Em outra perspectiva, para um dado valor de superávit primário, uma tentativa da autoridade monetária de reduzir a inflação e senhoriagem no presente resulta numa alta inflação e senhoriagem no futuro, uma vez que o valor presente descontado da senhoriagem não pode ser alterado. Portanto, se a receita advinda da inflação é diminuída, o déficit cresce e o estoque da dívida aumenta. Isso implicará num aumento no valor presente descontado das receitas futuras, inclusive da receita de senhoriagem. Nesse caso, se a autoridade fiscal não buscar o ajuste, a autoridade monetária ficará na obrigação de produzir alta inflação.

Sargent (1987) descreve a relação entre as autoridades fiscal e monetária como um *chicken game*. Trata-se de um jogo que depende da seguinte situação: Quem “pisca” primeiro? Quem vai se deixar amedrontar primeiro? Quem impõe disciplina a quem? Quando a autoridade monetária é o jogador dominante e a autoridade fiscal é o jogador seguidor tem-se um regime ricardiano. Nessa situação a autoridade fiscal reduzirá gasto e/ou aumentará tributos para garantir o orçamento em equilíbrio. Um regime não-ricardiano ocorre, quando a autoridade fiscal é o jogador dominante e a autoridade monetária é o seguidor. Assim a autoridade monetária terá de escolher a inflação que resulte na senhoriagem que satisfaça o orçamento do governo.

Na prática, contudo, o imposto inflacionário não é a única forma de financiar os déficits. Taylor (1995) mostra que, se o governo tiver acesso ao mercado de crédito, os déficits não precisarão ser financiados com expansão monetária, nesse caso a venda de títulos pode ser suficiente. Porém, essa alternativa contém um potencial inflacionário de longo prazo uma vez que esses títulos têm um prazo de vencimento. Além disso, em países em que o Banco Central é independente, a autoridade monetária não está compelida a gerar a senhoriagem imposta pelo Tesouro. Mesmo assim, nada impede que a autoridade fiscal divulgue seu orçamento, anuncie todos os déficits e superávits futuros e determine a arrecadação que deverá ser gerada, via imposto inflacionário, necessária para garantir o equilíbrio orçamentário. Nesse caso, mesmo o Banco Central independente tem suas mãos amarradas pela autoridade fiscal.

Porém, deve ser ressaltado que no modelo as Sargent e Wallace (1981), mesmo que o desequilíbrio no orçamento intertemporal do governo seja gerado pela autoridade fiscal, a inflação ainda é vista como um fenômeno monetário. Assim, a política fiscal é exógena, enquanto os movimentos na oferta de moeda são endógenos. É possível perceber que, mesmo em um regime de dominância fiscal, em que a autoridade fiscal atua de forma ativa e obtém resultados orçamentários independentes da necessidade de estabilização da relação dívida/PIB, e a autoridade monetária, atuando de forma passiva, é forçada a gerar receitas de senhoriagem, a inflação resultante desse processo, em última instância, é gerada pela autoridade monetária, via expansão de  $(M_{t+i} - M_{t+i-1})$  para gerar inflação numa data futura. Logo, o processo inflacionário será em última instância resultado de uma expansão na base monetária e, portanto, um fenômeno monetário.

A teoria fiscal do nível de preços (TFNP) apresenta outra forma pela qual a política fiscal pode interferir na determinação do nível de preços da economia. A TFNP enfatiza os efeitos que

ocorrem por intermédio da demanda por moeda. Se o nível de preços é determinado na condição de equilíbrio entre oferta e demanda por moeda e a demanda por moeda depende de fatores fiscais, então o nível de preços de equilíbrio também depende de fatores fiscais. Outro aspecto diz respeito à possibilidade de existência de múltiplos níveis de preços de equilíbrio consistentes com uma dada quantidade nominal de moeda e igualdade entre oferta e demanda por moeda. O papel da política fiscal será o de determinar qual desses níveis de preços será o de equilíbrio.

Na prática, a TFNP difere da teoria monetária convencional ao assumir que a equação da restrição orçamentária intertemporal do governo representa uma condição de equilíbrio, em vez de uma restrição que deve ser respeitada para todos os níveis de preços, e determina o nível de preço de equilíbrio. Se para algum nível de preços a restrição é violada, então este não seria consistente com o equilíbrio. Assim, dado o estoque nominal da dívida, o nível de preços de equilíbrio deve garantir que o orçamento intertemporal do governo seja balanceado. A implicação disso para a política monetária é que um aumento da pressão inflacionária exigirá um aumento da taxa de juros, bem como, a esterilização dos pagamentos do serviço da dívida. Nessa linha de pesquisa destacam-se os modelos de Leeper (1991), Sims (1994), Woodford (1995 e 2001), Bohn (1998), além disso destacam-se os trabalhos de Christiano e Fitzgerald (2000) e Carlstrom e Fuerst (1999), que desenvolvem uma síntese dos modelos teóricos.

De acordo com a TFNP, para atingir a estabilidade de preços é necessário a condução adequada das políticas monetária e fiscal. Dessa forma, tornam-se necessárias medidas como o comprometimento das autoridades com a estabilidade de preços e a independência do banco central. Essa idéia implica que o comprometimento do Banco Central com a estabilidade de preços seja mais do que apenas manter uma regra fixa para a política monetária, ele também deve convencer a autoridade fiscal a adotar uma política fiscal adequada.

Carlstrom e Fuerst (2000) mostram alguns resultados básicos da TFNP a partir da restrição orçamentária do governo de Sargent e Wallace (1981), ou seja, como a condição de igualdade que vale para diversos níveis de preços pode se tornar uma condição de equilíbrio, em que apenas um nível de preços garante a solvência do governo.

Supondo um modelo de um período em que os agentes privados detenham um volume de dívida do governo,  $b$ . Para fins de simplificação, assume-se que a dívida pública é não-negativa e os agentes não podem tomar empréstimos do governo. A dívida é também fixada em termos

reais, ou seja, há um compromisso de se pagar uma quantidade real de bens. A restrição orçamentária do governo pode ser representada como:

$$b' + s^f + s^m = b \quad (2)$$

no lado direito estão as fontes de recursos:  $b'$ , representa os bens e serviços que o governo recebe dos indivíduos que compram papéis da dívida no final do dia;  $s^f$ , são os impostos líquidos de transferências; e,  $s^m$ , representa a senhoriagem.

Admitindo-se que os agentes privados não escolherão  $b' > 0$  ao final do dia e estão restritos  $b' < 0$  por hipótese, o problema de maximização implica que  $b' = 0$ . Dessa forma, a restrição orçamentária do governo pode ser reescrita como:

$$b = s^f + s^m \quad (2)$$

Quando a autoridade fiscal reduz  $s^f$ , então uma simples aritmética determina que a autoridade monetária deva elevar  $s^m$ , isso vai resultar num aumento da inflação. Se o modelo fosse de mais de um período, a inflação necessária para ajustar a queda em  $s^f$  poderia ocorrer a qualquer momento do tempo, mas o que importa é que a inflação seria inevitável, pois igualdade da restrição precisa ser mantida.

Sargent e Wallace (1981) sugerem uma solução para o problema da inflação é ter o banco central independente comprometido com um valor fixo para  $s^m$ , através de um compromisso crível, livre de pressões por parte da autoridade fiscal (que pratica um  $s^f$  baixo). Nesse caso, a aritmética força a autoridade fiscal a adotar uma política consistente. Essa é a base da visão convencional para se adotar um nível de preços estáveis, sendo suficiente um Banco Central independente, com compromisso crível e preocupado com a inflação.

Entretanto, a TFNP contraria essa visão afirmando que a dívida pública é um compromisso de pagamento de determinada quantia em moeda doméstica, e não em bens e serviços. Logo, essa variável deve ser tratada em termos reais e não nominais, então  $b$  deve ser substituída por  $B$ . Dessa forma, (2) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\frac{B}{P} = (s^f + s^m) \quad (3)$$

da mesma forma que anteriormente  $B' = 0$ , então isolando  $P$  obtém-se a seguinte relação, em que  $P$  é uma variável endógena:

$$P = \frac{B}{(s^f + s^m)} \quad (4)$$

Se a autoridade fiscal determinar um superávit pequeno, não existe razão aritmética que force a autoridade monetária a elevar a senhoriagem. Por outro lado, se o banco central mantiver um dado nível de  $s^m$ , e a autoridades fiscal reduzir  $s^f$ , então a equação vai continuar sendo satisfeita por uma elevação de  $P$ .

Woodford (1995) denomina a situação descrita acima como o caso de política fiscal não Ricardiana, ou seja, a suposição de que a política do governo não é calibrada para satisfazer a restrição orçamentária do governo para todos os níveis de preços. Dessa forma, se  $s = s^f + s^m$  for escolhido de tal forma que a restrição orçamentária intertemporal não seja satisfeita para todos os níveis de preços,  $s$  será uma política fiscal não-Ricardiana. Em contra partida, caso a restrição seja satisfeita para todos os níveis de preços, Woodford (1995) a denomina de política Ricardiana.

Quando a política fiscal é não Ricardiana o mecanismo que implicará no maior nível de preços é um efeito riqueza proveniente da própria política fiscal não Ricardiana. Dado que, quando o governo fixa o superávit primário inconsistente como o equilíbrio para o nível de preços que prevalece, as famílias encaram o aumento da dívida pública como um aumento na sua riqueza. Esse aumento percepção de riqueza acarreta em maior compra de bens e serviços. A consequência deste aumento na demanda por bens e serviços é o aumento do nível de preços, que recompõe a lógica do sistema tornando a dívida do governo igual ao valor presente dos fluxos de superávit primário.

Num regime Ricardiano, esse efeito riqueza não existe, pois o governo escolhe o superávit primário consistente com a solvência da dívida pública, ou seja, vale a chamada “equivalência Ricardiana”, as famílias não observam um aumento no valor presente de sua riqueza.

Teoricamente, a relação interação das políticas fiscal e monetária tem como ponto de partida a restrição orçamentária do governo. Do ponto de vista prático, seja pelo conceito de política fiscal Ricardiana, de Woodford (1995), ou ativa e passiva, de Leeper (1991), ou de

dominância fiscal, de Sargent e Wallace (1981), a maioria dos trabalhos empíricos sobre o tema busca evidências de se a política fiscal é autônoma ou reativa. Quando a autoridade fiscal executa seu orçamento, incorrendo em déficits sistemáticos provocando aumento da dívida, sem levar em conta os objetivos da autoridade monetária diz que a política fiscal é autônoma. Nesse caso, a autoridade fiscal escolhe o nível de superávit primário independente do nível vigente da dívida pública. Por outro lado, ela age de forma reativa quando leva em consideração a dívida do governo para gerar seu resultado primário. Quando se objetiva uma política monetária eficaz, a política fiscal precisa ser reativa para evitar uma situação de dominância fiscal. Sendo assim, se a autoridade fiscal buscar manter a dívida pública sustentável, evitando o *default*, pode-se esperar que o governo atue em conformidade com uma função de reação fiscal.

## **2.2 Evidências empíricas para o Brasil**

A evidência empírica da dominância fiscal tem sido analisada por diversos trabalhos e abrangendo diferentes períodos da economia brasileira. 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. O Autor 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 e 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 que 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-1980. Dessa forma, a aceleração do processo inflacionário levou à explosão dos juros nominais e, por conseqüência, à explosão das despesas do governo. As evidências para a economia brasileira apontavam, então, para uma maior atenção para ao pagamento de juros do que para os movimentos do déficit primário.

Abordando um período mais recente da economia brasileira, Rocha e Silva (2004) e Fialho e Portugal (2004) utilizaram a metodologia de Canzonery, Cumby e Diba (2001), estes últimos acrescentaram enfoque de Muscatelli et al. (2002) para utilizar um modelo de *Markov-switching vector autorregressive* (MS-VAR).

Em resumo, o trabalho de Canzonery, Cumby e Diba (2001), que também foi amplamente replicado para outras economias, consiste na utilização de um sistema bivariado de vetores autoregressivos para investigar a sustentabilidade da política fiscal nos Estados Unidos. O modelo explora a idéia de que sob um regime caracterizado pela dominância fiscal, os déficits primários são escolhidos independentemente da dívida real do governo (enquanto o banco central é forçado a gerar imposto inflacionário para satisfazer a restrição orçamentária do governo). Para isso, os autores testam se as reduções no déficit primário ajudam a amortizar a dívida, diminuindo as obrigações futuras e o pagamento futuro de serviços da dívida.<sup>3</sup>

Utilizando essa metodologia, Rocha e Silva (2004), com observações anuais para o período de 1966 até 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 é satisfeita para qualquer nível de preços por meio de ajustes nas variáveis fiscais, uma vez que a série do superávit incluiu as receitas de senhoriagem. Isso corre porque as autoras utilizaram como *proxy* para o superávit do governo a série do superávit do governo federal como proporção do PIB somado à série de receitas de senhoriagem (variação real na base monetária). Seguindo a mesma linha metodológica, porém utilizando um modelo com mudança de regime, Portugal e Fialho (2005), com dados mensais de janeiro de 1995 a setembro de 2003, indicaram que a economia brasileira operou na maior parte desse período em regime de dominância monetária, ou seja, a política fiscal mostrava-se Ricardiana.

---

<sup>3</sup> Canzonery, Cumby e Diba (2001) utilizam um *approach forward-looking*, ou seja, o objetivo é identificar os efeitos de uma redução no déficit hoje sobre a dívida no futuro. Uma visão *backward-looking*, proposta por Bohn (1998), testa se o governo responde com cortes no seu déficit primário a um aumento na dívida do governo.

Os trabalhos de Blanchard (2004) e Zoli (2005) abordam 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 juros sobre a solvência da dívida pública. Conforme aponta Blanchard (2004), 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 cambio, via saída de capitais, e contribui para o aumento da inflação.

Portanto, esta é mais uma forma pela qual a dominância fiscal pode restringir a atuação da política monetária. O autor destaca que a economia estará mais suscetível a gerar esse resultado quanto maior for o nível inicial de dívida, mais elevada a proporção da dívida denominada em moeda estrangeira e mais alta a aversão ao risco dos investidores estrangeiros. Por fim, o autor conclui que apenas a partir do compromisso do novo governo com a austeridade fiscal deixou de existir o efeito perverso sobre a política monetária decorrente da dominância fiscal.

Favero e Giavazzi (2003) apresentam um modelo empírico para analisar como a dívida pública e o prêmio de risco influenciam na execução da política monetária no Brasil. As relações entre taxa de câmbio, taxa de juros e probabilidade de default são bastante semelhantes àquelas mostradas no trabalho de Blanchard (2004). No modelo de Favero e Giavazzi (2003) a economia passa de um equilíbrio bom para um equilíbrio ruim quando a relação dívida/PIB ultrapassa um dado nível. Uma vez nesse equilíbrio, a elevação na taxa Selic aumenta a probabilidade de *default*, visto que os encargos da dívida são maiores. Como a taxa de câmbio e a probabilidade de *default* são variáveis correlacionadas, ocorrerá uma depreciação, ao invés de uma apreciação cambial. Contudo, essa depreciação vai resultar em mais inflação, e assim o BCB tenderá a aumentar a taxa de juros. Esse comportamento gera o que os autores chamaram de um ciclo vicioso na atuação da política monetária.

Carneiro e Wu (2005) mostram duas formas pela qual o alto grau de endividamento, tanto interno quanto externo, pode fazer com que a política monetária gere resultados indesejados. A

primeira refere-se ao alto grau de endividamento público e a falta de credibilidade quanto a solvência da dívida pública brasileira no longo-prazo. A segunda refere-se ao elevado endividamento externo privado, decorrente da incapacidade de países emergentes emitir dívida externa na sua própria moeda, resultando num passivo externo dolarizado; e do mercado de crédito, em que limites de créditos são impostos aos devedores.

Os autores definem dominância fiscal como a situação em que elevados níveis de endividamento, uma elevação na taxa de juros aumentaria o serviço da dívida, aumentando ainda mais o endividamento, piorando a percepção de risco associada à dívida. Em análise empírica, os autores observam que o efeito do estoque da dívida pública sobre o prêmio de risco somente se tornaria significativo no Brasil quando a dívida ultrapassasse o limite de 56% do PIB. A partir desse valor, o efeito seria explosivo, assim, aumentos no estoque da dívida teriam efeitos crescentes sobre o prêmio de risco, criando condições para a dominância fiscal.

Zoli (2005) analisa como a política fiscal afeta a política monetária em economias emergentes, inclusive o Brasil, para o período de janeiro de 1991 a janeiro de 2004. A autora segue a metodologia de VAR proposta por Canzoneri, Cumby e Diba (2001) e Tanner e Ramos (2002). Os resultados indicam 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 taxa de câmbio dos países, seus resultados confirmam os de Favero e Giavazzi (2003) e Blanchard (2004).

O trabalho de Moreira et. al. (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 encontra-se num regime em que a política fiscal é ativa e a política monetária é passiva. No contexto do modelo de Leeper (1991), essa região representa a situação apregoada pela TFNP, onde a autoridade fiscal evita um forte ajuste nos impostos diretos, cabendo à autoridade monetária a gerar imposto inflacionário para manter a restrição orçamentária do governo equilibrada.

A estimativa da curva IS com uma variável fiscal (déficit fiscal nominal como proporção do PIB) tem o objetivo de identificar se a variável fiscal é significativa para explicar a . Os autores evidenciam que o efeito do déficit fiscal sobre a inflação é indireto. Sendo que, uma

diminuição de 1% na proporção da dívida/PIB, levaria a uma queda de 0,016% no hiato do produto, e a redução de 1% no hiato do produto reduziria a inflação em 0,016%. O efeito final de uma redução de 1% no déficit fiscal seria a diminuição de 0,0003% na taxa de inflação, esse resultado, mesmo não tendo significância econômica apresentou significância estatística.

No próximo capítulo será apresentado o modelo de equilíbrio geral desenvolvido por Leeper (1991) e por Woodford (2003) em que a política monetária é conduzida a partir de uma função de reação da autoridade monetária, nos moldes de Taylor (1993), e a política fiscal também é administrada conforme uma regra em que os impostos diretos como proporção do PIB reagem à dívida do setor público em relação ao PIB. Nesse modelo a classificação das políticas como ativas e/ou passivas ocorre de acordo com a forma com que as autoridades, monetária e fiscal, respondem ao desvio da inflação com relação à meta e a relação dívida/PIB, respectivamente, bem como, de outras variáveis da economia.

### 3 POLÍTICAS ATIVAS E PASSIVAS E MODELOS DSGE

A macroeconomia moderna busca explicar o agregado da economia utilizando-se de modelos com fortes fundamentos microeconômicos<sup>4</sup>. Tais modelos diferem daqueles do clássico *approach* Keynesiano, como o tradicional arcabouço IS-LM, os quais eram baseados em teorias *ad hoc* sobre as relações entre os agregados macroeconômicos. Na análise mais moderna, a economia é representada como um sistema em equilíbrio-geral estocástico e dinâmico (DSGE) que reflete as decisões coletivas de indivíduos racionais sobre uma gama de variáveis relacionadas com o presente e o futuro. A principal vantagem dos modelos DSGE em relação aos modelos *ad hoc* é proporcionar um melhor entendimento dos mecanismos de transmissão da política monetária e fiscal para a economia.

Nesses modelos, as decisões individuais são coordenadas por meio de mercados para produzir a macroeconomia. Essa economia é vista como estando em contínuo equilíbrio na medida em que, dada a informação disponível, os agentes tomam decisões que lhe parecem ótimas e então não cometem erros de forma persistente. A racionalidade dos agentes é compreendida nesse contexto, em que os erros, quando ocorrem, são atribuídos a problemas de informação, tal como choques não antecipados na economia.

Três são os principais tipos de decisões tomadas pelos agentes econômicos, segundo Wickens (2008). As decisões são relacionadas ao consumo e produção de bens e serviços, a alocação de trabalho e lazer e a compra ou venda de ativos, que podem ser físicos (estoque de capital, bens duráveis ou moradia) ou financeiros (moeda, títulos ou ações). Cada uma dessas decisões é tomada dentro de um amplo mercado respeitando um sistema de preços. Também é conveniente considerar a atuação dos agentes de acordo com o seu papel na economia. As famílias, de maneira geral, tomam decisões relacionadas ao consumo, oferta de trabalho e composição do portfólio de ativos financeiros; já as firmas decidem sobre a oferta de bens e serviços, demanda por trabalho, investimentos e distribuição dos lucros; enquanto o governo determina os seus gastos, a base monetária, as transferências, os impostos e a emissão e sustentabilidade da dívida.

---

<sup>4</sup> Uma revisão sobre a evolução recente dos modelos macroeconômicos é encontrada em Woodford (2003), Wickens (2008) e Blanchard (2008).

A decisão dos agentes, por hipótese, é baseada na maximização da soma descontada do bem-estar presente e futuro, sujeito às preferências e a quatro restrições: a restrição orçamentária, as dotações iniciais, a tecnologia e ao conjunto de informações disponíveis. A questão central da macroeconomia DSGE é a natureza intertemporal das decisões dos agentes. Por exemplo, a decisão de consumo das famílias pode ser a de consumir no presente, ou poupar no presente para consumir no futuro. Para isso, as famílias devem estar aptas a transferir renda do presente para o futuro, ou utilizar renda futura para obter consumo no presente. Esses intercâmbios de renda no tempo são possíveis através da compra ou venda de ativos financeiros e do acesso aos mercados de crédito.

A origem dos modelos DSGE, denominado por Woodford (2003) de modelos de primeira e segunda geração, está nos trabalhos de Lucas (1972), conhecido como modelo Novo Clássico, e foi o ponto de partida para os trabalhos de Lucas (1975), Kydland e Prescott (1982) e Long e Plosser (1983) sobre os Ciclos Reais de Negócios (*Real Business Cycles*). Esses trabalhos tinham o objetivo de explicar o comportamento dinâmico da economia a partir num modelo de equilíbrio competitivo com expectativas racionais para analisar o papel dos choques na tecnologia sobre a geração dos ciclos de negócios. O modelo de Kydland e Prescott (1982) era baseado no modelo de crescimento com agente representativo de Ramsey (1928) que Lucas (1975) ampliou para comportar moeda e gastos do governo. Diversos trabalhos subsequentes estenderam esses modelos pra analisar outros diferentes tipos de choques e efeitos sobre a economia.

Dentro desse arcabouço, Sargent e Wallace (1981) estão entre os primeiros a apontar as potenciais dificuldades de conduzir a política monetária num ambiente em que a política fiscal domina a política monetária num jogo estabelecido entre as duas autoridades. Posteriormente, Aiyagary e Gertler (1985) e Leeper (1991) introduziram a idéia de que diferentes combinações de regras de política monetária e fiscal poderiam resultar em diversos tipos de trajetórias de equilíbrio para as variáveis da economia e, assim, afetar a habilidade da autoridade monetária em controlar a inflação. Ambos os estudos mostram que na presença de um banco central passivo, que segue uma política monetária que busca acomodar os déficits fiscais, o resultado é uma maior taxa de inflação média da economia.

Na próxima seção será apresentado o modelo de Leeper (1991) que, apesar de simplificado, é bastante útil para mostrar como a política monetária e fiscal interagem para gerar equilíbrios num modelo DSGE. Na seção seguinte, será tratado o modelo Neo-Wickseliano,

bastante popular na literatura. Esse modelo adéqua-se à análise da interação das políticas, pois modelo comporta a funções de reação das autoridades fiscal e monetária. Aplicações com esse propósito é encontrada nos trabalhos de Woodford (1995), Woodford e Rotemberg (1996) e Woodford (2003). Esse modelo pode ser entendido como uma expansão daquele inicialmente elaborado por Leeper (1991) para conter produção e, assim, uma curva de oferta agregada, além de rigidez de preços na economia.

### 3.1 Modelo de equilíbrio geral com preços flexíveis

O modelo de Leeper (1991) tem como objetivo analisar as implicações das interações entre política fiscal e monetária para o balanço orçamentário intertemporal do governo. O próprio autor revisitou o modelo em Leeper (2002), no qual incorporou rigidez de preços. O modelo define as condições pelas quais as políticas monetárias e fiscal podem ser classificadas como passivas e/ou ativas.

O modelo representa uma economia com Moeda na Função de Utilidade (MIU), a lá Sidrauski (1967), e as famílias maximizam sua utilidade com relação ao consumo e a moeda, nesse modelo simplificado não há produção, que é tomada como exógena, e o governo tem a possibilidade do governo financiar seus gastos através de senhoriagem, impostos ou emissão de dívida. O consumo é uma cesta de bens produzidos internamente adquiridos num mercado caracterizado pela concorrência monopolística, nesse modelo não há a possibilidade de adquirir bens importados, portanto a economia é fechada.

As famílias buscam maximizar sua utilidade escolhendo  $\{C_t, M_t, B_t\}$ , onde o consumo real,  $c_t$ , é dado por  $c_t = C_t/P_t$ , e decisão de portfólio é uma escolha de alocação entre moeda,  $m_t = M_t/P_t$ , e títulos,  $b_t = B_t/P_t$ . Sendo assim, o problema do consumidor é:

$$\max_{c_t, m_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{m_t^{1-\eta}}{1-\eta} \right],$$

$$\text{Sujeito a } c_t + m_t + b_t + T_t = I_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + Y + \frac{M_{t-1}}{P_t}, \quad (5)$$

onde  $T_t$  são os impostos (menos transferências) que o governo arrecada das famílias<sup>5</sup>.

O governo emite um título,  $B_t$ , com custo nominal de \$1 e que para uma taxa de juros nominal em  $t + 1$  de  $I_t$ \$. Como a produção é exógena o agente representativo recebe uma dotação constante em cada período, então o consumo será igual ao produto  $Y$  menos o gasto do governo  $G$ . Dado que  $Y$  e  $G$  são fixos, a utilidade marginal do consumo no presente e no futuro será igual, dessa forma as condições de primeira ordem para as famílias são:

$$1 = \beta I_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (6)$$

$$Y^{-\sigma} = \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\eta} + \beta Y^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (7)$$

Combinando a equação de Fischer (7) e equação de Euler (6), obtém-se uma equação para a demanda por moeda:

$$\frac{M_t}{P_t} = Y^{\frac{\sigma}{\eta}} \left(\frac{I_{t-1}}{I_t}\right)^{-\frac{1}{\eta}} \quad (8)$$

O governo precisa respeitar a seguinte restrição orçamentária:

$$T_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = G + I_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (9)$$

Nesse modelo, a autoridade fiscal escolhe a taxa nominal de juros e o imposto sobre a renda das famílias  $\{I_t, T_t\}$ . Essas variáveis são escolhidas através de regras de política, cuja forma determinará a presença e as implicações da dominância fiscal, essas regras serão discutidas mais adiante.

Para determinar o equilíbrio é preciso que as condições de equilíbrio de mercado sejam satisfeitas<sup>6</sup>. A implicação prática é que as restrições do governo e das famílias devem ser

---

<sup>5</sup> Woodford (1996) trata essa variável diretamente como o superávit primário do governo.

<sup>6</sup> As condições para o equilíbrio no mercado de bens são:  $B^g + B^f = 0$ , onde  $B^g$  é orçamento do governo e  $B^f$  é o orçamento do governo;  $M^s = M^d$ , igualdade entre oferta e demanda por moeda; e a igualdade no mercado de bens e serviços,  $c_t = c = Y - G + T$ , lembrando que foi assumida produção constante.

satisfeitas. Contudo, pela lei de Walras, só será necessário considerar um mercado, pois se o orçamento das famílias estiver em equilíbrio o outro mercado, o do governo, também estará. Porém, no caso desse trabalho, o mais interessante é estudar o comportamento do governo.

Contudo, existirá um problema de identificação, pois existem três equações, (X-Y), para cinco variáveis  $\{P_t, I_t, M_t, B_t, T_t\}$ . Isso implica na impossibilidade de determinar trajetórias independentes para a oferta de moeda, dívida do governo e superávit primário, se o objetivo for encontrar uma trajetória de equilíbrio única para essas variáveis. Precisamente, um equilíbrio existirá apenas para um conjunto restrito de valores de  $\{M_t, B_t, T_t\}$ , nesse contexto que a coordenação de políticas fiscal e monetária deve ser considerada.

Assim, se o governo escolher as trajetórias de  $I_t$  e de  $T_t$ , as equações (X-Y) serão capazes de fornecer os valores de equilíbrio para  $\{P_t, M_t, B_t\}$ . Para isso, Leeper (1991) adiciona ao modelo regras para a política monetária e fiscal com a seguinte forma<sup>7</sup>:

$$\hat{I}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\pi}_t + \theta_t \quad (10)$$

$$\theta_t = \rho_1 \theta_{t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad |\rho_1| < 1, \quad \varepsilon_{1t} \sim i. d. N(0, \sigma_1^2)$$

$$\hat{T}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{b}_{t-1} + \varphi_t \quad (11)$$

$$\varphi_t = \rho_2 \varphi_{t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad |\rho_2| < 1, \quad \varepsilon_{2t} \sim i. d. N(0, \sigma_2^2)$$

Os componentes aleatórios das funções de reação,  $\theta_t$  e  $\varphi_t$ , representam a hipótese de que o comportamento da política depende de aspectos que não são perfeitamente previstos pelos agentes privados e podem, possivelmente, ser autocorrelacionados. Por exemplo, se os mecanismos de decisão de política não forem completamente entendidos pelos agentes privados, esses componentes representariam uma parte aleatória do processo de decisão que não está relacionado com as variáveis econômicas que os agentes observam contemporaneamente. Do ponto de vista dos agentes privados (e do econometrista), esse choque de política pareceria com um processo estocástico exógeno.

---

<sup>7</sup> O desvio percentual em relação ao estado estacionário é definido como  $\hat{x}_t = \ln x_t - \ln \bar{x}$ , onde  $\bar{x}$  é o valor da variável no estado estacionário.

A regra de política monetária e de política fiscal são claramente não-ótimas. O emprego da regra de política monetária (10) ocorre por duas razões. Primeira, ela parece-se muito com a regra de Taylor, amplamente pesquisada na literatura. Segunda, conforme é destacado por Davig e Leeper (2005), a equação (10) produz características de um equilíbrio que permaneceria em modelos com fricção, nos quais regras como a descrita em (10) são ótimas.

Enquanto a regra de política fiscal, em que a tributação responde à dívida (em vez do passivo total, como em (11)), é amplamente utilizada em modelos estudos de interação entre política fiscal e monetária (Leeper (1991) e Sims (1997)) e em trabalhos empíricos (Favero e Monacelli (2003)). A equação (11) tem um apelo conceitual uma vez que ela separa a política fiscal e monetária. Entretanto, a equação (11) tem uma característica realista, a autoridade fiscal responde à dívida do governo, em vez da dívida somada ao *high-powered money*.

Entretanto, a adoção das regras de política impede que o modelo seja tratável analiticamente. Conforme argumenta Leeper (2002, pg. 8), a aleatoriedade associada as regras de política impedem a solução analítica do modelo e, por isso, a análise fica focada na dinâmica em torno dos pontos na vizinhança do estado estacionário.

Utilizando as restrições orçamentárias, as condições de equilíbrio de mercado e as regras de política, o modelo é reduzido num sistema de duas equações em diferença lineares de primeira ordem, estocásticas e não-homogêneas. Estas equações são relacionadas à inflação e ao valor real da dívida.<sup>8</sup> Para encontrar as propriedades que determinam o equilíbrio será considerado apenas equilíbrio com previsão perfeita, ou seja, o valor esperado dos termos aleatórios é zero. O método utilizado para solução do sistema e obtenção das raízes é aquele desenvolvido por Blanchard e Kahn (1980).

$$\hat{\pi}_{t+1} = \alpha_1 \hat{\pi}_t \quad (12)$$

$$\left(-\frac{\eta^{-1}\mu\alpha_1}{(I-1)} + I + \mu\right) \hat{\pi}_t + \hat{b}_t = \left(\alpha_1 \left(I - \frac{\eta^{-1}\mu}{(I-1)}\right)\right) \hat{\pi}_{t-1} + (I - \gamma_1(I-1)) \hat{b}_{t-1} \quad (13)$$

onde  $\mu = \frac{M}{B}$ , o sistema representado na forma matricial:

---

<sup>8</sup> Leeper (1991) apresenta a derivação dessas equações passo a passo.

$$\begin{bmatrix} 1 & -\frac{\eta^{-1}\mu\alpha_1}{(I-1)} + I + \mu \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b}_t \\ \hat{\pi}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I - \gamma_1(I-1) & \alpha_1 \left( I - \frac{\eta^{-1}\mu}{(I-1)} \right) \\ 0 & \alpha_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\pi}_{t-1} \\ \hat{b}_{t-1} \end{bmatrix} \quad (14)$$

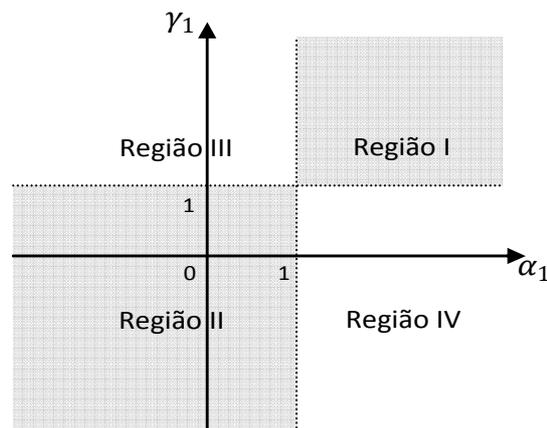
Os autovalores,  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ , são os dois elementos da diagonal principal da primeira matriz do lado direito em (14). Para um equilíbrio único de ponto de sela (*saddle path equilibrium*), os autovalores devem estar fora do círculo unitário, o que ocorre somente quando  $\alpha_1$  e  $\gamma_1$  são maiores ou menores que a unidade em valor absoluto<sup>9</sup>.

$$\lambda_1 = \alpha_1 \quad (15)$$

$$\lambda_2 = I - \gamma_1(I-1) = \beta^{-1} - \gamma_1(\beta^{-1} - 1) \quad (16)$$

Sendo assim, para cada uma das possibilidades dos parâmetros pode ser obtida uma região para a análise do equilíbrio, conforme ilustrado na Figura 1.

**Figura 2.1 – Regiões de Equilíbrio do Modelo de Leeper (1991)**



Fonte: Elaboração do Autor

<sup>9</sup> Usando  $I = \beta^{-1}$ .

Região I: política monetária ativa,  $\alpha_1 > 1$ , e política fiscal passiva,  $\gamma_1 > 1$ . Compatível com equilíbrio único. Nesse caso existe equilíbrio único, os choques monetários produzem previsões monetárias usuais e os choques fiscais são irrelevantes. O equilíbrio gerado é consistente com a equivalência Ricardiana e assim a política monetária é ativa e a fiscal, passiva. Leeper (2005) destaca que essa região é ideal para uma economia implementar o regime de metas de inflação via controle de taxa de juros. Portanto, a política monetária não possui restrições e pode agir agressivamente buscando a estabilidade de preços, a política fiscal irá ajustar passivamente os impostos diretos para equilibrar o orçamento.

Região II: política monetária passiva,  $\alpha_1 < 1$ , e política fiscal ativa,  $\gamma_1 < 1$ . Compatível com equilíbrio único. Nessa região o equilíbrio é único e ocorre o caso destacado pela TFNP, na qual choques nos impostos geram inflação e choques monetários geram impactos não monetários. Portanto, a inflação é um fenômeno fiscal e monetário.

Leeper (2002) argumenta que, sob certas condições, choques de política na atualidade podem não gerar mudanças nos impostos futuros esperados e de que esse é um elemento essencial na TFNP. Mais precisamente, a autoridade fiscal não realiza forte ajuste na tributação direta, impedindo que os choques no déficit não sejam financiados inteiramente com os futuros impostos. Assim, a autoridade monetária obedecerá às restrições impostas pelo comportamento da política fiscal e do setor privado e permite que o estoque monetário responda aos choques no déficit.

Região III: política monetária passiva,  $\alpha_1 < 1$ , e política fiscal passiva,  $\gamma_1 > 1$ . Incompatível com um equilíbrio único. Nesta região, ambas as políticas agem de forma passiva. Sem a restrição adicional imposta por autoridade que haja ativamente, existem infinitos processos de expansão monetária, associados por um choque monetário inicial, que são consistentes com as condições de equilíbrio, ou seja, o equilíbrio é indeterminado. Para esse caso, Leeper (2002) propõe uma coordenação entre as políticas fiscal e monetária com o objetivo de fazer a economia migrar para a região I.

Região IV: política monetária ativa,  $\alpha_1 > 1$ , e política fiscal ativa,  $\gamma_1 < 1$ . Nesse caso não há equilíbrio, cada autoridade negligencia a restrição orçamentária e tenta determinar o nível de preços. Dessa forma, não haverá processo de expansão monetária que garanta que o público vai manter títulos da dívida pública do Governo, assim a dívida apresentará comportamento explosivo com no longo prazo, e o banco central praticará uma taxa de juros crescente.

As duas primeiras regiões produzem os resultados de interesse desse trabalho. No caso da região I, os resultados gerados são aqueles a autoridade fiscal busca o controle da dívida e a autoridade monetária pode atuar sem as restrições descritas no primeiro capítulo. Por outro lado, quando a economia está na região II, os resultados observados são aqueles preconizados pela TFNP, em que a autoridade monetária é compelida a gerar imposto inflacionário para garantir o equilíbrio do orçamento do governo.

A seguir, será apresentada a estrutura de um modelo mais completo, mas que carrega a mesma idéia do modelo de Leeper (1991), em que as funções de reação das autoridades de política econômica exercem papel fundamental para a determinação do nível de preços da economia.

### 3.2 Modelo de equilíbrio geral com rigidez de preços

Woodford (2003) refere-se ao modelo Novo Keynesiano (NK), cujos resultados serão apresentados abaixo, como modelo Neo-Wickseliano (NW), em homenagem às idéias de Kunt Wicksell (1898). Wicksell contra-argumentava a idéia, apresentada na teoria quantitativa da moeda, de que a oferta de moeda definiria as variações no nível de preços. Segundo o Autor, numa economia sob o regime do padrão ouro, mesmo as variações no nível de preços observados no tempo corrente não eram primariamente originadas nos movimentos da oferta mundial de ouro. Entretanto, dois outros fatores influenciavam o nível de preços, são eles: a política seguida pelo banco central, ajustando a taxa de desconto dos títulos de curto-prazo; e as perturbações nas variáveis reais, afetando a taxa de juros natural.

A taxa de juros natural ocupa uma posição de destaque na teoria de Wicksell. Segundo Amato (2005), Wicksell desenvolveu a definição de taxa de juros natural e hiato da taxa de juros como uma maneira de prover uma teoria mais consistente para a determinação da taxa de inflação. A taxa de juros natural pode ser entendida, nas palavras do próprio Wicksell, como *“(the natural rate) depends on the efficiency of production, on the available amount of fixed and liquid capital, on the supply of labor and land, in short on all thousand and one things which determine the current economic position of a community; and it constantly fluctuates”* (Wicksell (1936, p. 106).

O Autor ainda destaca três propriedades da taxa de juros natural: (i) ela é consistente com a idéia de equilíbrio; (ii) ela tem uma característica de longo prazo; e, (iii) não está relacionada a um dado valor fixo, mas pode flutuar devido a mudanças tecnológicas que afetam a produtividade do capital. Conforme destaca Barcellos e Portugal (2006), na visão de Wicksell, a estabilidade de preços depende da taxa de juros adotada pelo banco central vis-à-vis a taxa natural de juros. Assim, a inflação ocorre se o banco central reduz a taxa de juros sem que tenha havido qualquer declínio na taxa natural que o justifique, ou se a taxa de juros natural aumentar sem qualquer ajustamento na taxa de juros controlada pelo banco central.

Woodford (2003) destaca que a idéia da taxa natural de juros é bastante adequada ao comportamento atual das autoridades monetárias. *“(...) Wicksell’s approach is a particular congenial one for thinking about our present circumstances – a word of purely fiat currencies in*

*which central bank adjust their operation targets for nominal interest rates in response to perceived risks of inflation, but pay little if any attention to the evolution of monetary aggregates – to say nothing of the one toward which we may be headed, in which monetary frictions become negligible”* (Woodford (2003, p. 49). Desse modo, o nível de preços pode ser determinado a partir da taxa de juros fixada pelo banco central, sem que haja qualquer referência às flutuações de qualquer dos agregados monetários.

Nesse contexto, a contribuição do *approach* Wickseliano para os modelos Novo Keynesianos é o de tornar os conceitos de oferta e demanda por moeda inaplicáveis. Então o nível de preços de equilíbrio pode ser determinado pelo papel dos preços passados em determinar o nível de preços de equilíbrio, seja por rigidez dos preços e dos salários ou pela influência dos preços passados sobre as expectativas com relação aos preços futuros.

O modelo Neo-Wickseliano que será utilizado aqui foi apresentado primeiramente como um exemplo de uma economia em equilíbrio geral para análise do impacto de diferentes políticas monetárias por Woodford (1996). Após este, modelos similares foram amplamente utilizados na literatura recente, em que se destaca Bernanke e Woodford (1997), Rotemberg e Woodford (1999), McCallum e Nelson (1999), Clarida et al. (1999), e Woodford (2003).

A estrutura do modelo é composta de uma equação de oferta agregada (AS), freqüentemente chamada de curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC), uma curva IS intertemporal (*forward-looking*), que resulta numa relação intertemporal entre investimento e poupança. Além disso, há um bloco com as funções de reação das autoridades fiscal e monetária. Na regra de política fiscal, a receita do governo segue uma regra que depende do valor real da dívida pública e de outras variáveis endógenas; e, na regra de política monetária, a taxa nominal de juros responde os desvios da inflação em relação à meta e aos desvios do hiato do produto corrente em relação ao seu valor de estado estacionário. Por fim, outro ponto que torna esse modelo mais sofisticado que o de Leeper (1991) é a incorporação de duas imperfeições de mercado – rigidez de preços e concorrência monopolística.

### 3.2.1 Condições de equilíbrio

A economia será representada por três conjuntos de equações: uma curva IS dinâmica, uma curva de Phillips Novo Keynesiana e as funções de política, além dos processos exógenos. Para isso, segue-se a metodologia de Woodford (2003), a qual consiste num modelo em que uma família representativa busca maximizar, em cada período de tempo, a soma do valor presente esperado da sua função de utilidade, sujeita a restrição orçamentária usual:

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

onde  $C_t$  é um função de consumo agregada do tipo de Dixit-Stiglitz de cada um dos  $i \in [0,1]$  bens continuamente diferenciáveis com elasticidade substituição igual a  $\theta > 1$  e a seguinte forma funcional:

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

Por simplicidade, assume-se que os mercados financeiros são completos e não há limites para o pedido de empréstimo em relação à renda futura. Como consequência, a família representativa se depara como a seguinte restrição orçamentária intertemporal,

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

onde  $Q_{t,t+1}$  representa o fator de desconto estocástico para os ativos financeiros e  $T_t$  o imposto nominal, líquido de transferências, recolhido pelo governo.

Desse modo, igualando a taxa marginal de substituição intertemporal aos preços relativos obtêm-se as condições de primeira ordem para o problema do consumidor:

$$\frac{u_c(C_t; \xi_t)}{u_c(C_{t+1}; \xi_{t+1})} = \frac{\beta}{Q_{t,t+1}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (17).$$

Em que  $u_c$  é a derivada parcial da função de utilidade,  $u$ , em relação ao nível de consumo<sup>10</sup>. O fator de desconto intertemporal é dado por  $0 < \beta < 1$  e a contribuição para a utilidade em cada período de tempo é dada pelo nível de consumo,  $C_t$ , e por um termo que representa as perturbações estocásticas exógenas,  $\xi_t$ , a qual pode ser pensada como variações na taxa de impaciência do consumidor originada, por exemplo, de uma mudança na taxa real de retorno da economia e conseqüentemente na taxa de juros nominal requerida para a estabilidade do nível de preços.

A outra condição de primeira ordem para o equilíbrio implica que a taxa de juros nominal deve satisfazer a seguinte equação:

$$1 + i_t = \beta^{-1} \left\{ E_t \left[ \frac{u_c(C_{t+1}; \xi_{t+1})}{u_c(C_t; \xi_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \right\}^{-1} \quad (18).$$

Destaca-se que essa expressão toma a forma de uma equação de Fisher para a taxa de juros nominal, onde a taxa marginal de substituição intertemporal da família representativa atua como o fator de juros real. As variáveis  $P_t$  e  $i_t$  representam o nível de preços e a taxa de juros nominal livre de risco controlada pelo banco central, respectivamente.

É possível, e conveniente, permitir que o governo realize compras de bens e serviços sem qualquer alteração nas condições de equilíbrio do modelo. Seja o gasto do governo em bens e serviços no período  $t$  denotado por  $G_t$ , e supondo que  $\{G_t\}$  é um processo exógeno, de tal forma que  $G_t < Y_t$  em todos os períodos. Dessa forma, a condição de *market clearing* então requer que  $C_t + G_t = Y_t$ , substituindo essa em (18) obtêm-se:

$$1 + i_t = \beta^{-1} \left\{ E_t \left[ \frac{u_c(Y_{t+1} - G_{t+1}; \xi_{t+1})}{u_c(Y_{t+1} - G_{t+1}; \xi_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \right\}^{-1} \quad (19).$$

---

<sup>10</sup> A função de utilidade,  $u(C_t; \xi_t)$ , é côncava e estritamente crescente em  $C_t$ .

A maximização das famílias requer também que as trajetórias para o consumo real agregado e o índice de preços satisfaçam as seguintes restrições, dado o gasto real do governo e o valor nominal das obrigações do governo,  $D_T$ :

$$\sum_{T=t}^{\infty} \beta^{-1} E_t [u_c(Y_T - G_T; \xi_T)(Y_T - G_T)] < \infty \quad (20)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \beta^{-1} E_t [u_c(Y_T - G_T; \xi_T) D_T / P_T] = 0 \quad (21).$$

A primeira restrição mostra que o consumo em cada período não pode superar o consumo total, enquanto a segunda indica que, no limite, o governo deverá saldar sua dívida não podendo se endividar indefinidamente.

Ao contrário do modelo do Leeper (1991) em que a produção era exógena e os preços eram flexíveis, Woodford (2003), inclui um bloco de oferta agregada em seu modelo com certo grau de rigidez nos preços. Assim, o índice de preços agregado  $P_t$  desenvolve-se de acordo com a seguinte lei de movimento:

$$P_t = \wp(p_t^*, P_{t-1}) \quad (22).$$

Dessa forma, cada firma ofertante se depara com o mesmo problema que é a decisão de escolher um novo preço para o seu bem em cada período  $t$ . O preço ótimo  $p_t^*$  é o mesmo para todas elas e existe apenas um equilíbrio. Todos que fixam o preço no período  $t$  escolhem  $p_t^*$ , enquanto a fração  $\alpha$  de preços mantidos no período  $t$  é um subconjunto dos preços fixados no período  $t - 1$ . Então o índice de preços de Dixit-Stiglitz, proposto por Calvo (1983), no período  $t$  satisfaz à seguinte relação:

$$P_t^{1-\theta} \equiv \int_0^1 p_t(i)^{1-\theta} di = (1 - \alpha) p_t^{*1-\theta} + \alpha \int_0^1 P_{t-1}(i)^{1-\theta} di. \quad (23).$$

O problema de maximização das firmas será escolher o preço ofertado  $p_t^*$  em cada período que satisfaça a condição de primeira ordem para as firmas:

$$\sum_{T=t}^{\infty} (\alpha\beta)^{T-t} u_c(Y_T - G_T; \xi_T) P_T^{-1} \Pi(p_t^*, p_t^l, P_T; Y_T, \xi_T) = 0 \quad (24)$$

onde  $0 < \alpha < 1$  é a fração dos preços dos bens que permanecem fixos em cada período. A função  $\Pi(p_t^*, p_t^l, P_T; Y_T, \xi_T)$  indica o lucro nominal obtido pela firma ofertante do bem que tem seu preço fixado em  $p_t^*$ , em que  $p_t^l$  é o índice de preços das firmas de uma mesma indústria e  $P_T$  é o índice geral de preços da economia, além disso,  $Y_T$  representa a demanda agregada real, e  $\xi_T$  é o valor corrente do vetor de perturbações exógenas, tais como alterações nas preferências das famílias, na tecnologia ou no nível dos gastos do governo. A condição de primeira ordem para as firmas indica que a firma que oferta o bem  $i$  que escolhe um novo preço no período  $t$ , deverá escolher um preço que maximize o valor presente dos lucros esperados, dado o nível de preços de todos os outros bens, inclusive aqueles de sua indústria. As equações (22) e (24) correspondem ao bloco de oferta agregada no modelo.

Para o modelo estar completo é necessário especificar regras para a política fiscal e monetária. Do ponto de vista da modelagem, a adoção de rigidez de preços possibilita introduzir uma função de reação do banco central mais parecida com aquelas freqüentemente encontradas na literatura, fundamentada em Taylor (1993). Pelo lado fiscal, em termos de resultados, a rigidez de preços permite que um aumento inesperado no déficit fiscal, não acompanhado por qualquer redução futura no déficit primário, estimula a demanda agregada, aumentando temporariamente a inflação e o produto. Isso ocorre porque o crescimento no valor presente do déficit do governo aumenta o valor presente do consumo total, e então induz a um aumento na demanda agregada.

A política monetária pode ser representada por uma função de reação do banco central com a seguinte forma:

$$i_t = \phi(\Pi_t/\Pi_t^*; Y_T, v_t) \quad (24)$$

em que  $\Pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$  é a taxa bruta de inflação,  $\Pi_t^*$  é a meta de inflação para o período  $t$ , e  $v_t$  é um termo de perturbação exógeno representando erros de medida e avaliação do banco central, por exemplo.

Para a especificação da política fiscal deve-se explicitar a maneira pela qual o valor da dívida nominal do governo evolui no tempo. Dessa forma,  $D_t$ , o valor nominal das obrigações do governo no final do período  $t$ , representa o valor da dívida pública, que é o valor da dívida no

período  $t - 1$  mais a taxa de juros para rolagem da dívida acrescido do déficit/superávit do governo no período  $t$ :

$$D_t = (1 + i_{t-1})D_{t-1} + (P_t G_t - T_t) \quad (25)$$

em que  $T_t$  representa os impostos nominais arrecadados no período  $t$ . A partir dessa especificação para a evolução da dívida é fácil perceber que a política monetária, que determina o valor de  $i_t$ , afeta a evolução da dívida pública, mesmo na ausência de receitas de senhoriagem, via pagamento de serviços sobre o montante da dívida existente. A trajetória dos gastos do governo,  $\{G_t\}$ , é considerado um processo exógeno, mas a arrecadação de impostos segue a seguinte regra de política fiscal,

$$\tau_t = \tau(b_{t-1}, G_t, \pi_t, Y_t, i_t; \varphi_t) \quad (26)$$

onde  $\tau_t \equiv T_t/P_t$ , é o valor real dos impostos arrecadados pelo governo e  $\varphi_t$  é um termo de perturbação aleatório. Sendo que,  $b_t$  é o valor real da dívida pública. As equações (19) – (26) representam o sistema completo de condições requeridas para o equilíbrio de expectativas-rationais do modelo Neo-Wickseliano.

### 3.2.2 Aproximação log-linear

A análise de modelos dinâmicos e estocásticos de equilíbrio geral pode requerer uma estrutura de modelo em sua forma reduzida e log-linearizada. Isso decorre do fato de que a maximização intertemporal das firmas e das famílias produz relações de equilíbrio não-lineares. Para isso, é utilizada a aproximação log-linear do modelo na vizinhança do estado estacionário.

A idéia que por traz da log-linearização é a aproximação de Taylor em torno do estado estacionário, onde as variáveis são constantes, ou seja,  $x_{t-1} = x_t = \bar{x}$ , em que  $x(\cdot) \in \mathfrak{R}^n$ , e  $n \in \mathbb{N}$ . Uma abordagem mais formal dos métodos de log-linearização é encontrado em Uhlig (1997) e no apêndice A.3 do livro de Woodford (2003). Contudo, cabe apresentar uma idéia geral do procedimento.

Dado um vetor de variáveis  $X_t$ , e seja  $\bar{X}$  seu valor no estado estacionário, o vetor de log-desvios é dado por  $x_t = LnX_t - Ln\bar{X}$ . De modo que, o vetor  $100x_t$  representa quanto as variáveis diferem do seu valor no estado estacionário em termos percentuais. Essa facilidade interpretativa dos modelos na forma log-linear consiste em outro motivo para a transformação das equações, visto que, os economistas, de uma maneira geral, sentem-se mais a vontade calibrando elasticidades do que derivadas.

A aproximação log-linear de (19) resulta numa relação de demanda agregada da economia representada por uma curva IS intertemporal:

$$\hat{Y}_t = g_t + E_t(\hat{Y}_{t+1} - g_{t+1}) - \sigma(\hat{i}_t - E_t\pi_{t+1}) \quad (27)$$

onde  $\hat{Y}_t$  é desvio da demanda agregada em relação ao seu valor de estado estacionário,  $\sigma$  captura a elasticidade intertemporal do consumo agregado<sup>11</sup>,  $\hat{i}_t$  é a taxa de juros nominal controlada pelo banco central,  $\pi_{t+1}$  é a taxa de inflação no período  $t + 1$ ; e, um termo de perturbação exógeno

---

<sup>11</sup> Mais precisamente,  $\sigma = \frac{\bar{c}}{\bar{y}}(-\frac{u_c}{cu_{cc}})$ , em que o primeiro termo é a proporção do consumo no estado estacionário em relação ao produto e o segundo é a elasticidade intertemporal do consumo privado.

$g_t = \hat{G}_t + \frac{\bar{c}}{\bar{y}} \bar{\omega}$ , que indicam as mudanças no padrão de gastos do governo,  $\hat{G}_t$ , alterações na proporção entre renda e consumo,  $\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$ , e na utilidade marginal da renda,  $\bar{\omega}$ .

É possível observar que essa relação de demanda agregada depende, acima de tudo, dos valores esperados para as variações no curto prazo, e não simplesmente, dos valores correntes (*ex-ante*). Assim, as alterações nas variáveis expectativas são mais importantes que modificações nas variáveis correntes, implicando numa relação dinâmica entre a taxa de juros, a inflação e os choques esperados na demanda agregada.

Outro ponto a ser destacado, dado que o objetivo desse trabalho não é analisar os desvios entre a taxa de juros nominal e/ou real e a taxa de juros natural, o modelo pode ser apresentado de forma mais enxuta considerando o caso específico em que de inflação de estado estacionário é zero. Como consequência, os desvios na taxa de juros nominal podem ser encarados como desvios na taxa de juros natural. Em função disso, o hiato do produto de equilíbrio também será zero.<sup>12</sup> Escrevendo a função IS dinâmica em termos de hiato do produto, chega-se à seguinte forma funcional<sup>13</sup>:

$$\hat{x}_t = E_t \hat{x}_{t+1} - \sigma(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + \hat{Y}_t^n \quad (28)$$

de modo que o desvio da do hiato do produto em relação ao seu valor de estado estacionário é representado por  $\hat{x}_t = \hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n$ , onde  $\hat{Y}_t^n$  representa variações exógenas na taxa de crescimento no produto natural, bem como, as variações nas preferências de consumo dos consumidores. As mudanças de padrão no gasto do governo serão reinseridas mais adiante no modelo.

Por sua vez, a relação de oferta agregada, isto é, a relação estrutural entre a dinâmica inflacionária e o nível de atividade real é obtida através da log-linearização das condições de primeira ordem (22) e (24). O resultado é a chamada curva de Phillips Novo Keynesiana:

---

<sup>12</sup> Conforme demonstrado por Woodford (2003, p.248), na forma log-linear, para pequenos desvios na taxa de juros nominal obtêm-se a seguinte relação:  $\hat{i}_t = \hat{r}_t^n - \bar{\pi}_t$ . Onde  $\hat{r}_t^n$  representa a taxa de juros natural, com a seguinte especificação  $\hat{r}_t^n \equiv \sigma^{-1}[(g_t - \hat{Y}_t^n) - E_t(g_t - \hat{Y}_t^n)]$ , e  $\bar{\pi}_t$  é a taxa de inflação no estado estacionário.

<sup>13</sup> O valor do hiato do produto no estado estacionário consistente com a taxa de inflação  $\bar{\pi}$  é  $\bar{x} = (1 - \beta)\bar{\pi}/\kappa$ . Assim,  $\bar{\pi} = 0$ , somente se  $\bar{x} = 0$ .

$$\pi_t = \kappa x_t + \beta E_t \pi_{t+1} \quad (29)$$

em que  $\kappa > 0$  é o coeficiente que determina a frequência de ajustamento no nível de preços e a elasticidade do custo marginal em relação ao nível real da atividade na economia, e  $0 < \beta < 1$  é o parâmetro que mede a sensibilidade dos agentes em relação à taxa de inflação.

A regra para a política monetária é obtida a partir da transformação log-linear da regra de Taylor (24):

$$\hat{i}_t = \bar{i}_t + \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t \quad (30)$$

de forma que  $\bar{i}_t$  é um termo de intercepto exógeno (possivelmente variante no tempo) representando alterações em  $\Pi_t^*$  e  $v_t$ . Os termos  $\phi_\pi, \phi_x \geq 0$  são os coeficientes de política monetária.

No caso em que o banco central conduz a política monetária de forma que a taxa de juros nominal satisfaça a regra (30) Woodford (2003) prova que o equilíbrio será determinado se e somente se os coeficientes de resposta satisfizerem a seguinte desigualdade:

$$\phi_\pi + \frac{1-\beta}{\kappa} \phi_x \geq 1 \quad (31)$$

Esse resultado mostra que de acordo com a curva de Phillips Novo Keynesiana, para cada ponto percentual de inflação permanentemente alta implica num crescimento de  $1 - \beta/\kappa$  pontos percentuais no hiato do produto. Além disso, o lado direito de (31) estabelece qual será o crescimento percentual da taxa de juros nominal de longo prazo para cada unidade de crescimento permanente na taxa de inflação. A desigualdade (31) é a representação matemática do chamado princípio de Taylor, em que, no mínimo no longo prazo, a taxa nominal de juros deve aumentar mais do que proporcionalmente ao aumento na taxa de inflação.

Pelo lado da política fiscal, a transformação linear de (25) em torno do valor de estado estacionário implica na seguinte relação para a evolução da dívida do governo:

$$\hat{b}_t = \beta^{-1} [\hat{b}_{t-1} - \bar{b} \pi_t + \hat{G}_t - \hat{\tau}_t] + \bar{b} \hat{i}_t + \omega_t \quad (32)$$

onde  $\bar{b} = \bar{B}/\bar{Y} > 0$  é o valor da dívida no estado estacionário em relação ao PIB no estado estacionário, que não pode ser nula, pois deve considerar pelo menos a dívida referente à base

monetária. O valor real da dívida no estado estacionário é definido por  $\hat{b}_t \equiv (b_t - \bar{B})/\bar{Y}$ . Enquanto, o valor real da arrecadação do governo do estado estacionário é representado pela forma  $\hat{\tau}_t \equiv (\tau_t - \bar{\tau})/\bar{Y}$ , sendo ambas devem satisfazer a igualdade  $\bar{\tau} = \bar{G} + (1 - \beta)\bar{B}$ . Dessa forma, a equação (5) estabelece que,  $b_t$ , o valor real das obrigações do governo no final do período  $t$ , representa o valor real da dívida pública, que é o valor da dívida no período  $t - 1$  mais a taxa de juros para rolagem da dívida acrescido do déficit/superávit do governo no período  $t$ . Por fim,  $\omega_t$  são choques exógenos e aleatórios ao processo descrito acima, mas que podem afetar o nível da dívida.

A função de reação da autoridade fiscal é obtida a partir da linearização da equação (26).

$$\hat{\tau}_t = \theta_b \hat{b}_{t-1} + \theta_g \hat{G}_t + \theta_\pi \pi_t + \theta_y \hat{Y}_t + \theta_i \hat{i}_t + \varphi_t \quad (33)$$

Nessa regra de política fiscal a arrecadação de impostos do governo responde à dívida do governo com um período de defasagem, bem como, às outras variáveis da economia. Segundo Woodford, a regra de política fiscal do governo será denominada como sendo localmente Ricardiana se quando substituída na restrição orçamentária do governo (33), a trajetória de  $\{b_t\}$  permanecer limitada sempre numa vizinhança próxima de  $\bar{b}$ , para quando as trajetórias das variáveis endógenas  $\{\pi_t, Y_t, i_t\}$  permanecerem próximas dos seus valores de estado estacionário  $\{0, \bar{Y}, \bar{i}\}$ , e para pequenas variações nos valores das variáveis de perturbação exógenas, incluindo  $\{\bar{G}_t\}$ . Assim, substituindo (33) em (32) obtêm-se a lei de movimento para a dívida:

$$\begin{aligned} \hat{b}_t = & \beta^{-1}[(1 - \theta_b)\hat{b}_{t-1} - (\bar{b} + \theta_\pi)\pi_t + (1 - \theta_g)\hat{G}_t - \theta_y \hat{Y}_t] \\ & + (\bar{b} - \beta^{-1}\theta_i)\hat{i}_t + \beta^{-1}\varphi_t \end{aligned} \quad (34)$$

Assim como realizado por Leeper (1991), Woodford (2006) resolve a equação de diferença para demonstrar que a política fiscal será localmente Ricardiana, se e somente se  $|\beta^{-1}(1 - \theta_b)| < 1$ . Além disso, o Autor prova que o modelo apresentará resultados semelhantes ao de Leeper (1991) quando  $\kappa \rightarrow \infty$  e  $\phi_x = 0$ .

O equilíbrio do modelo é descrito por dez equações, sendo seis equações endógenas e quatro processos exógenos, e doze variáveis, seis endógenas ( $\hat{x}_t, \pi_t, \hat{b}_t, \hat{i}_t, \hat{Y}_t, \hat{\tau}_t$ ) e seis exógenas ( $\hat{Y}_t^n, \bar{l}_t, \hat{G}_t, \varphi_t, \omega_t, P_t$ ), a saber:

$$\text{Curva IS: } \hat{x}_t = E_t \hat{x}_{t+1} - \sigma(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + \hat{Y}_t^n$$

$$\text{Curva de Phillips: } \pi_t = \kappa \hat{x}_t + \beta E_t \pi_{t+1}$$

$$\text{Restrição orçamentária do governo: } \hat{b}_t = \beta^{-1}[\hat{b}_{t-1} - \bar{b}\pi_t + \hat{G}_t - \hat{\tau}_t] + \bar{b}\hat{i}_t + \omega_t$$

$$\text{Regra de política monetária: } \hat{i}_t = \bar{l}_t + \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t$$

$$\text{Regra de política fiscal: } \hat{\tau}_t = \theta_b \hat{b}_{t-1} + \theta_g \hat{G}_t + \theta_\pi \pi_t + \theta_y \hat{Y}_t + \theta_i \hat{i}_t + \varphi_t$$

$$\text{Equação de movimento para a dívida: } \omega_t = \rho_\omega \omega_{t-1} + \varepsilon_B$$

$$\text{Equação de movimento para a taxa de juros natural: } \bar{l}_t = \rho_i \bar{l}_{t-1} + \varepsilon_i$$

$$\text{Equação de movimento para os gastos do governo: } \hat{G}_t = \rho_G \hat{G}_{t-1} + \varepsilon_G$$

$$\text{Equação de movimento para o produto: } \hat{Y}_t^n = \rho_Y \hat{Y}_{t-1}^n + \varepsilon_Y$$

$$\text{Equação de movimento para a arrecadação do governo: } \varphi_t = \rho_\varphi \varphi_{t-1} + \varepsilon_\varphi$$

Os processos exógenos, descritos pelas cinco últimas equações, assumem a forma de uma processo AR(1), em que  $(\varepsilon_\omega, \varepsilon_i, \varepsilon_G, \varepsilon_Y, \varepsilon_\varphi)$  são os termos de perturbação estocástica. Para obter as soluções para modelo estocásticos de expectativas racionais será utilizado o pacote Dynare para o *software* Matlab. O método de solução consiste na aproximação de segunda ordem das funções de política, conforme demonstrado por Collard e Juillard (2001) e Schmitt-Grohe e Uribe (2004).

#### 4 ESTIMAÇÃO BAYESIANA DO MODELO

Para apurar as evidências empíricas desse trabalho, será utilizada a metodologia de estimação Bayesiana. Tal técnica tem se tornado bastante popular no campo da macroeconomia. De acordo com An e Schorfheide (2006), existem diversas vantagens em utilizar métodos Bayesianos para estimar um modelo, mas quatro dessas se destacam. Primeiro, a estimação Bayesiana estima o sistema DSGE completo, ao contrário do que ocorre com o método GMM, em que é baseado numa particular relação de equilíbrio, como uma equação de consumo de Euler, por exemplo. Segundo, a técnica Bayesiana permite a inserção de *prioris*, as quais funcionam como ponderadores no processo de estimação das distribuições *posteriores*. Terceira, a inserção de *prioris* facilita o processo de identificação dos parâmetros, evitando-se o caso de parâmetros com valores absurdos. Quarto, a estimação Bayesiana atribui os erros de especificação do modelo diretamente aos choques exógenos nas equações estruturais, os quais podem ser interpretados como erros de observação.

De uma forma didática, Griffoli (2007) explica a estimação Bayesiana como uma ponte entre a calibragem e a estimação por máxima verossimilhança. Isso decorre do fato de que a calibragem é uma forma de especificar *prioris*, enquanto que a estimação por máxima verossimilhança baseia-se em confrontar o modelo com os dados. Juntando as duas coisas, as *prioris* podem ser interpretadas como ponderadores da função de verossimilhança, de maneira que podem dar mais importância a certas áreas do subespaço paramétrico. De forma mais técnica, esses dois blocos, a *priori* e a função de verossimilhança, se relacionam através do teorema de Bayes, conforme será mostrado, com base em Hamilton (1994) e An e Schorfheide (2006).

Primeiramente, assumem-se distribuições *a priori*, que são descritas por uma função de densidade da forma:

$$p(\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}|\mathcal{A})$$

onde  $\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}} \equiv (\phi_{\pi}, \phi_x, \theta_b, \theta_g, \theta_{\pi}, \theta_y, \theta_i, \beta, \bar{b}, \sigma, \kappa, \rho_i, \rho_{\omega}, \rho_Y, \rho_{\varphi}, \rho_{\omega}, \varepsilon_i, \varepsilon_G, \varepsilon_Y, \varepsilon_{\varphi}, \varepsilon_{\omega})$  são os parâmetros estruturais que serão estimados a partir de uma base de dados para o modelo apresentado na seção anterior, aqui denominado de  $\mathcal{A}$ . De modo que  $p(\cdot)$  é uma função de densidade de probabilidade, que representa a crença acerca da distribuição de probabilidade em

torno do ponto onde se acredita que o parâmetro está localizado, tal como uma normal, gamma ou uniforme, por exemplo.

Em segundo lugar, a função de verossimilhança, que descreve a densidade dos dados observados, dado o modelo e seus parâmetros, é dada por:

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}|\mathbf{Y}_T, \mathcal{A}) \equiv p(\mathbf{Y}_T|\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}, \mathcal{A})$$

em que  $\mathbf{Y}_T$  é o conjunto de dados até o período T. Para um dado conjunto de valores iniciais para os parâmetros  $\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}$ , o modelo é posto em estado de espaço para se possa utilizar o Filtro de Kalman para obter a função de verossimilhança. Escrevendo a função de verossimilhança de forma recursiva, obtemos:

$$p(\mathbf{Y}_T|\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}, \mathcal{A}) \equiv p(y_0|\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}, \mathcal{A}) \prod_{t=1}^T p(y_t|\mathbf{Y}_{t-1}, \boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}, \mathcal{A})$$

De forma geral, de um lado, tem-se uma função de densidade a *priori*  $p(\boldsymbol{\theta})$ , e de outro lado uma função de verossimilhança  $p(\mathbf{Y}_T|\boldsymbol{\theta})$ . Contudo, o interesse é obter uma distribuição a *posteriori* do tipo  $p(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{Y}_T)$ . Para isso, utiliza-se o teorema de Bayes, que estabelece que:

$$p(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{Y}_T) = \frac{p(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{Y}_T)}{p(\mathbf{Y}_T)}$$

Também é sabido que:

$$p(\mathbf{Y}_T|\boldsymbol{\theta}) = \frac{p(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{Y}_T)}{p(\boldsymbol{\theta})} \Leftrightarrow p(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{Y}_T) = p(\mathbf{Y}_T|\boldsymbol{\theta}) \times p(\boldsymbol{\theta})$$

Utilizando tais identidades, pode-se combinar a densidade da *priori* e a função de verossimilhança apresentadas acima para obter a densidade da *posteriori*:

$$p(\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}|\mathbf{Y}_T, \mathcal{A}) = \frac{p(\mathbf{Y}_T|\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}, \mathcal{A})p(\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}|\mathcal{A})}{p(\mathbf{Y}_T|\mathcal{A})}$$

onde  $p(\mathbf{Y}_T|\mathcal{A})$  é a densidade marginal dos dados condicional ao modelo:

$$p(\mathbf{Y}_T|\mathcal{A}) = \int p(\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}; \mathbf{Y}_T, \mathcal{A}) d\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}.$$

Por fim, a *posteriori* kernel corresponde ao numerador da densidade a *posteriori*:

$$p(\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}|\mathbf{Y}_T; \mathcal{A}) \propto p(\mathbf{Y}_T|\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}, \mathcal{A})p(\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}|\mathcal{A}) \equiv \mathcal{K}p(\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}}|\mathbf{Y}_T, \mathcal{A})$$

Essa equação é de suma importância, pois permite que sejam reconstruídos todos os momentos de interesse da distribuição *posteriori*. Para tanto, a distribuição *posteriori* é gerada pelo algoritmo de Metropolis-Hastings.<sup>14</sup> A idéia por trás desse processo é simular uma Cadeia de Markov  $\vartheta_t$ ,  $t = 1, 2, \dots$ , que converge para a distribuição a *posteriori*. De forma intuitiva, a distribuição da transição  $T(\vartheta_t|\vartheta_{t-1})$  de um processo de Markov é construída de modo que se comporte como uma versão estocástica de um algoritmo passo-a-passo para obter a moda da distribuição (stepwise mode-finding algorithm), sendo que, na maioria das vezes, o processo trabalha de modo que a distribuição a posteriori seja aumentada, enquanto apenas poucas vezes ele trabalha para diminuir a distribuição.

Para garantir a convergência do processo de Markov, foram realizadas, para cada estimação, um milhão de simulações em cinco cadeias paralelas, sendo que somente a segunda metade das simulações foi utilizada. O fator de escala do algoritmo de Metropolis-Hastings foi escolhido para fornecer uma taxa de aceitação entre 15% e 45%. Para avaliar a convergência da Cadeia de Markov para a distribuição *posteriori*, utilizou-se o teste de diagnóstico de convergência de Brooks e Gelman (1998)

A implementação computacional desse método é realizada pelo pacote Dynare para o *software* Matlab. A rotina do programa estima o modelo em dois passos. No primeiro passo, é

---

<sup>14</sup> Uma descrição completa desse método é encontrada em An e Schorfheide (2006). Clarin et al. (1995) também apresentam uma descrição bastante intuitiva do método.

calculada a moda *a posteriori* dos parâmetros do modelo a partir das distribuições, utilizando a rotina de otimização da função de verossimilhança (CSMINWEL) desenvolvida por Sims (2002). Utilizando a moda *a posteriori* como ponto de partida, o algoritmo Metropolis-Hastings é utilizado para fazer as simulações e obter a distribuição *a posteriori*.

#### 4.1 Tratamento dos dados e distribuições *a priori*

A amostra utilizada para a estimação bayesiana do modelo DSGE inclui observações log-linearizadas para o hiato do produto, taxa de inflação, taxa de juros nominais, dívida pública como proporção do PIB e arrecadação de impostos.<sup>15</sup> O período escolhido para a abrangência das séries foi aquele iniciado a partir da vigência simultânea de taxa de câmbio flutuante e metas para o superávit primário - a partir do primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2008.

Como *proxy* para a variável fiscal, foi utilizada a média trimestral do superávit primário do governo federal como proporção do PIB acumulado em 12 meses. Para a taxa de inflação, foi utilizado o IPCA mensal, cujo valor foi acumulado em três meses para obter o dado trimestral. Para os juros nominais, foi utilizada a taxa Selic acumulada no mês, a qual também foi transformada para o regime trimestral.

A série para o hiato do produto foi construída a partir da aplicação do filtro estocástico de Hodrick-Prescot (HP), com parâmetro de suavização configurado em 1.600, a série encadeada do PIB trimestral brasileiro com ajuste sazonal. Cabe ressaltar que outras medidas de PIB potencial, e conseqüentemente de hiato do produto, apresentaram resultados semelhantes na estimação, como a tendência linear e o uso do filtro de Kalman. A estimação foi realizada através da elaboração de programa no pacote Dynare para o Matlab, que reduz o custo computacional de implementação, pois este pacote possui algumas rotinas previamente programadas<sup>16</sup>. O primeiro passo do procedimento é escolher as distribuições *a priori* para cada um dos parâmetros do modelo, considerados independentes entre si.

---

<sup>15</sup> Todas as séries estão disponíveis no site: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br), com exceção da série do hiato do produto que foi construída.

<sup>16</sup> Para obter o programa completo, entrar em contato com o autor através do e-mail [nunesdenunes@hotmail.com](mailto:nunesdenunes@hotmail.com).

Uma vez que o conjunto informacional para determinar certas características sobre os parâmetros, como o segundo e terceiros momentos, é restrito, um procedimento bastante comum na estimação bayesiana é determinar distribuições *a priori* difusas, ou seja, em que apenas o intervalo de variação do parâmetro é selecionado. Para isso, escolhe-se uma distribuição uniforme. Assim, todos os valores dentro do intervalo possuem a mesma probabilidade de ocorrência, enquanto os valores fora desse intervalo têm probabilidade zero.

**Tabela 4.1 – Distribuições *a Priori***

Parâmetro	Domínio	Densidade	Média	Variância
$\phi_\pi$	[0;5]	Uniforme	2.5000	1.4434
$\phi_x$	[0;5]	Uniforme	2.5000	1.4434
$\theta_b$	[0;5]	Uniforme	2.5000	1.4434
$\theta_g$	[0;5]	Uniforme	2.5000	1.4434
$\theta_\pi$	[0;5]	Uniforme	2.5000	1.4434
$\theta_y$	[0;5]	Uniforme	2.5000	1.4434
$\theta_i$	[0;5]	Uniforme	2.5000	1.4434
$\beta$	[0;1)	Uniforme	0.5000	0.0833
$\bar{b}$	(0;1)	Uniforme	0.5000	0.0833
$\sigma$	[0;10]	Uniforme	5.0000	8.3333
$\kappa$	[0;5]	Uniforme	2.5000	1.4434
$\rho_i$	[0;1)	Uniforme	0.5000	0.0833
$\rho_G$	[0;1)	Uniforme	0.5000	0.0833
$\rho_Y$	[0;1)	Uniforme	0.5000	0.0833
$\rho_\varphi$	[0;1)	Uniforme	0.5000	0.0833
$\rho_\omega$	[0;1)	Uniforme	0.5000	0.0833
$\varepsilon_i$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inversa	0.2000	Infinita
$\varepsilon_G$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inversa	0.2000	Infinita
$\varepsilon_Y$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inversa	0.2000	Infinita
$\varepsilon_\varphi$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inversa	0.2000	Infinita
$\varepsilon_\omega$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inversa	0.2000	Infinita

Fonte: Elaboração do Autor

Os parâmetros da Regra de Taylor e da função de reação fiscal têm a restrição de não negatividade impostas pela condição de equilíbrio do modelo de Woodford (2003), ou seja,  $\phi_\pi, \phi_x, \theta_b, \theta_g, \theta_\pi, \theta_y, \theta_i \geq 0$ . Assim, cabe a esses parâmetros a distribuição Uniforme entre 0 e 5.

Na curva IS, a mesma distribuição foi atribuída ao parâmetro que representa o inverso da elasticidade substituição intertemporal,  $\sigma$ , visto que os valores observados na literatura indicam que o parâmetro pertence a esse intervalo, como McCallum e Nelson (1999) e Carneiro e Duarte (2001).

O parâmetro  $\kappa$  da curva de Phillips Novo Keynesiana, que representa o grau de rigidez no nível de preços, conforme resultados estimados na literatura (Walsh (2003)), pertence ao intervalo  $[0;2]$ , assim a priori escolhida para esse parâmetro é uma Uniforme(0,2). Na mesma equação, o fator de desconto intertemporal,  $\beta$ , tem como domínio  $[0;1]$ , conseqüentemente a distribuição *a priori* escolhida foi a uniforme restrita a esse período. O mesmo ocorrendo com o parâmetro  $B$ , que representa a relação dívida/PIB no estado estacionário

Quanto aos parâmetros das equações que representam os processos exógenos  $(\rho_i, \rho_G, \rho_Y, \rho_\varphi, \rho_\omega)$ , para garantir a estacionariedade dessas equações foram restritos ao intervalo  $[0;1]$ . Por fim, para os desvios-padrões dos choques foi escolhida a distribuição Gamma Inversa com média igual a 0,2 e variância infinita. Essa distribuição é freqüentemente aplicada na literatura de estimação Bayesiana de modelos DSGE uma vez que a abrange o conjunto dos números reais positivos, porém com maior peso para aqueles valores perto de zero, visto que os valores para as variáveis do modelo no estado estacionário é zero. Assim, os choques podem ser tratados diretamente como desvios do estado estacionário. O passo seguinte é utilizar os dados para alterar as crenças iniciais, conforme indicadas pelas distribuições *a priori*. Para isso, conforme mencionado acima, utilizou-se o algoritmo de Metropolis-Hastings.

#### 4.2 Resultados empíricos para o período 2000I – 2008IV

Primeiramente, foi estimado o modelo para todo o período amostral, que cobre o primeiro trimestre de 2000 até o quarto trimestre de 2008. O resultado dos parâmetros estimados é apresentado na Tabela 4.2, com os intervalos de confiança de 95%, e na Figura 3.1, que apresenta as distribuições *a priori* (cinza) e *a posteriori* (preto).

**Tabela 4.2 – Parâmetros Estimados**

Parâmetro	Distribuição <i>a Priori</i>		Distribuição <i>a Posteriori</i>	
	Média	5% <sup>1</sup>	Média	95% <sup>1</sup>
$\phi_{\pi}$	2.5000	1.2012	1.2016	1.2027
$\phi_x$	2.5000	2.3763	2.5418	2.9728
$\theta_b$	2.5000	1.1451	1.4309	1.548
$\theta_g$	2.5000	2.3921	2.5596	2.7472
$\theta_{\pi}$	2.5000	2.2023	2.31	2.4619
$\theta_y$	2.5000	0.0624	0.4645	1.0926
$\theta_i$	2.5000	0.078	0.5518	1.0527
$\beta$	0.5000	0.9899	0.99	0.99
$\sigma$	5.0000	4.7391	4.984	5.2832
$\kappa$	2.5000	2.3575	2.526	2.595
$\bar{b}$	0.5000	0.2345	0.2576	0.2725
$\rho_i$	0.5000	0.733	0.7338	0.7348
$\rho_G$	0.5000	0.4455	0.4837	0.5019
$\rho_Y$	0.5000	0.6753	0.6805	0.6843
$\rho_{\varphi}$	0.5000	0.3482	0.6917	0.9482
$\rho_{\omega}$	0.5000	0.4507	0.5075	0.602
$\varepsilon_i$	0.2000	0.4229	0.4366	0.4575
$\varepsilon_G$	0.2000	0.4094	0.4419	0.5102
$\varepsilon_Y$	0.2000	1.4511	1.5438	1.6352
$\varepsilon_{\varphi}$	0.2000	0.0682	0.0749	0.0818
$\varepsilon_{\omega}$	0.2000	0.731	0.8299	1.0166

Fonte: Elaboração do Autor

Os resultados indicam que os parâmetros estimados são consistentes com os observados na literatura. É possível concluir que o Banco Central do Brasil segue uma política antiinflacionária, visto que  $\phi_{\pi} > 1$ , um resultado esperado para uma autoridade monetária que

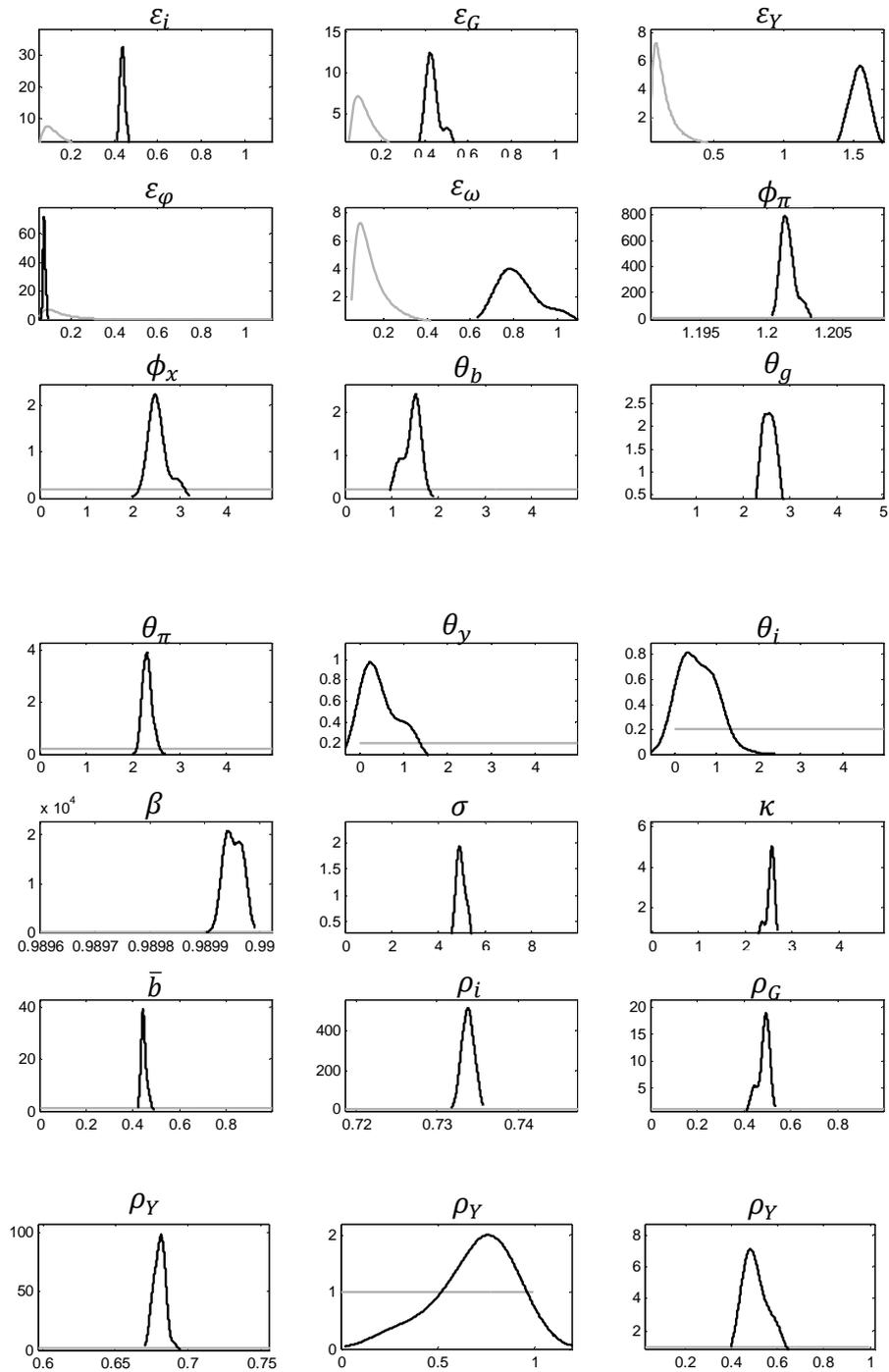
emprega o sistema de metas para a inflação. Desse modo, o princípio de Taylor é observado, pois o Banco Central responde a movimentos na taxa de inflação corrente com alterações mais do que proporcional na taxa de juros, resultando num aumento na taxa de juros real.

Um coeficiente de reação da política monetária à taxa de inflação maior do que a unidade, está de acordo com o que Leeper (1991) denomina de política monetária ativa, indicando que o Banco Central busca atingir a meta de inflação independentemente da forma pela qual a política monetária é conduzida. Entretanto, o BCB mostra um coeficiente menor para reação da taxa de juros ao hiato do produto,  $\phi_x$ , evidenciando que a autoridade monetária deu uma maior ponderação para os desvios da taxa de inflação em relação à sua meta do que aos desvios da taxa de crescimento do PIB em relação ao PIB potencial.

A estimativa da função de reação fiscal indica que a autoridade fiscal procurou equilibrar a relação dívida/PIB caracterizando, na classificação de Leeper (1991), uma política fiscal passiva ou Ricardiana, conforme denomina Woodford (2003). Na prática, um parâmetro  $\theta_b=1,43$ , implica que para cada crescimento de 1% na relação dívida/PIB a arrecadação do governo como proporção do PIB respondeu com um crescimento de cerca de 1,4%. Percebe-se também que o intervalo de 95% para a distribuição *a posteriori* do parâmetro não contém valores menores que a unidade, o que torna o resultado da estimação mais robusto. Porém, os parâmetros que resultam em maior impacto sobre a arrecadação do governo, *ceteris paribus*, são a taxa de inflação e a taxa de crescimento da economia.

Para o período de 2000I até 2008IV concluiu-se que o Banco Central do Brasil segue uma política monetária ativa, de forma que, busca uma política antiinflacionária sem sofrer restrições pelo lado da política fiscal. De maneira cooperativa, a política fiscal comporta-se passivamente, buscando o equilíbrio da relação dívida/PIB no longo prazo. Esse ambiente, com política fiscal passiva e política monetária ativa, é descrito por Woodford (2003) e Leeper (1991) entre outros como sendo o ideal para a adoção de metas para a inflação. Isso decorre do fato de 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.

**Figura 4.1 – Distribuições *a Posteriori* dos Parâmetros**



Fonte: Elaborado pelo Autor

### 4.3 Resultados empíricos para as sub-amostras

Nas estimações (Tabela 4.3) para os períodos de 2000I – 2003IV, 2001I – 2004IV e 2002I – 2005IV, obteve-se parâmetros de resposta da política fiscal em relação à dívida do governo menor que um ( $\theta_b < 1$ ), o que segundo os modelos teóricos mostrados no terceiro capítulo, corresponde à uma política fiscal ativa ou não-Ricardiana. Sendo assim, nesses períodos é possível que a autoridade fiscal não tenha obtido superávits primários, como proporção do PIB, grandes o suficiente para garantir a credibilidade do governo ante os investidores dos títulos públicos e os demais agentes da economia, em cumprir a restrição orçamentária intertemporal e honrar a dívida pública no futuro. Assim, os resultados da política monetária podem ter sido menos eficazes, dificultando a tarefa de fazer a inflação convergir para a meta estabelecida.

Por outro lado, o parâmetro de resposta da função de reação monetária em relação aos avanços da inflação também apresentou valor estimado maior que um ( $\phi_\pi > 1$ ), indicando que a política monetária comportava-se de forma ativa. Em outras palavras, o BCB respondia aos aumentos na taxa de inflação com aumentos na taxa de juros mais do que proporcionais. Esse resultado indica um comprometimento da autoridade monetária em manter a inflação controlada.

Conforme, comprovado na literatura teórica, não é possível obter um equilíbrio estável em expectativas racionais quando ambas as políticas fiscal e monetária atuam de forma ativa. Para isso, Leeper(1991), Leeper (2005), Woodford e Rotemberg (1996) e Woodford (2003), entre outros, sugerem que as políticas devam ser coordenadas para que uma situação de política monetária ativa/política fiscal passiva seja atingida.

Para períodos semelhantes, mais especificamente os anos de 2002 e 2003, os trabalhos de Blanchard (2004) e Zoli (2005) assinalaram que, para uma economia aberta, a política fiscal influenciava os resultados da política monetária. Da mesma forma, utilizando o modelo de Leeper (1991), Moreira *et. al.* (2006) obteve, para o período de 1999 a 2004, que o Brasil operava em um regime em que as políticas, fiscal e monetária, comportavam-se de forma ativa resultando na mesma situação de indeterminação do nível de preços no longo prazo. Os autores chegaram à conclusão de que a coordenação de políticas seria uma das maneiras de se obter um resultado de equilíbrio.

Destaca-se que nas estimações para o período anterior a 2003I – 2006IV revelou também que a autoridade monetária respondia mais fortemente aos avanços na inflação, em detrimento de uma resposta mais agressiva aos desvios do produto em relação ao seu valor potencial. O resultado disso pode ter sido menores taxas de crescimento para a economia no período, conforme de fato foi observado. É fácil perceber que nesse mesmo período, o parâmetro de resposta do superávit primário em relação à dívida apresentava-se em patamar muito baixo. Assim, é possível que este fator tenha levado o BCB a praticar taxas de juros mais altas do que aquele necessário no caso da política fiscal ser conduzida de maneira passiva.

Outro ponto de destaque refere-se às estimações para os períodos 2003I – 2006IV, 2004I – 2007IV, 2005I – 2008IV, em que a autoridade fiscal sempre trabalha de forma passiva, com um parâmetro  $\theta_b > 1$ , e nesse mesmo período, o valor de parâmetro de resposta da política monetária em relação ao hiato do produto ( $\phi_x$ ) torna-se sensivelmente maior. Em outras palavras, talvez não seja por acaso que quando a política fiscal começa a se comportar de forma passiva, a autoridade monetária tem 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 esse período.

**Tabela 4.3 – Distribuição *a Posteriori* das Estimções para Diferentes Períodos**

Períodos Parâmetro	2000I – 2003IV			2001I – 2004IV			2002I – 2005IV			2003I – 2006IV			2004I – 2007IV			2005I – 2008IV		
	5% <sup>1</sup>	Média	95% <sup>1</sup>															
$\phi_{\pi}$	1.6361	2.4238	2.6498	2.3717	3.2155	4.1948	1.7082	2.4791	3.9581	2.2704	1.723	3.2906	1.7154	2.1862	3.2157	1.976	3.2912	5.6528
$\phi_x$	2.4944	3.0828	4.6105	0.9052	2.8415	4.2736	2.0632	3.0861	3.8334	0.5162	0.1241	1.0493	1.0293	1.9662	3.3941	1.6019	2.1604	7.8385
$\theta_b$	0.3058	0.4645	0.5207	0.119	0.5277	0.9359	0.3472	0.6382	0.9229	1.5434	1.4878	1.6248	0.6931	1.3825	1.9027	0.6321	1.1791	1.6005
$\theta_g$	2.2218	2.469	2.6294	2.1494	2.501	2.757	1.1136	2.3207	2.6903	2.6313	2.6119	2.6525	2.5198	2.5691	2.6119	1.9672	2.5084	4.1978
$\theta_{\pi}$	0.6199	1.9441	2.4363	1.2373	1.7643	2.4219	1.2441	2.068	2.4658	2.2412	1.9374	2.4967	2.3997	2.4279	2.4438	0.8086	1.7784	1.7616
$\theta_y$	1.0259	2.1569	3.0949	0.7128	1.635	2.6479	0.0727	1.4355	2.4388	1.6891	1.1195	2.5334	2.3739	2.4252	2.4888	0.7336	1.8548	6.2858
$\theta_i$	1.5995	2.5126	2.7766	0.1965	1.3009	2.4796	0.1124	1.4439	2.4763	1.8043	0.2825	3.448	2.072	2.3165	2.6683	0.4985	1.7511	4.8505
$\beta$	0.9896	0.9898	0.99	0.9899	0.9899	0.99	0.9898	0.99	0.99	0.9899	0.9897	0.9899	0.9899	0.9899	0.99	0.9899	0.9899	0.9999
$\sigma$	2.7157	4.1823	5.0281	1.2988	3.9973	6.3056	4.8918	5.423	6.4871	4.5231	3.1422	5.8179	3.3685	4.1665	4.8336	4.8453	4.9506	5.6287
$\kappa$	2.3628	2.5667	3.786	1.614	2.8119	4.2769	2.318	2.5242	2.6723	2.3706	2.2808	2.4794	2.5118	2.5403	2.5498	2.3768	2.5499	1.0201
$\bar{b}$	0.2575	0.2753	0.3026	0.2055	0.2535	0.2905	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.2501	0.2509	0.2534	0.2634
$\rho_i$	0.0249	0.1042	0.1531	0.1365	0.1687	0.2134	0.1345	0.1458	0.1745	0.4334	0.4242	0.4438	0.0663	0.0705	0.074	0.1071	0.1085	0.774
$\rho_G$	0.2899	0.5553	0.6431	0.3866	0.5833	0.7016	0.842	0.8699	0.897	0.5003	0.4706	0.5317	0.343	0.3897	0.4301	0.2916	0.478	0.9979
$\rho_Y$	0.401	0.5104	0.5563	0.4858	0.653	0.7493	0.6253	0.6975	0.7238	0.5235	0.4929	0.5808	0.4955	0.5357	0.5714	0.4758	0.5243	0.9967
$\rho_{\varphi}$	0.0102	0.5193	0.8248	0.5041	0.5407	0.5747	0.5854	0.5911	0.6147	0.4872	0.4275	0.5384	0.4857	0.4867	0.4876	0.071	0.3576	0.9999
$\rho_{\omega}$	0.4741	0.5236	0.5978	0.7739	0.7885	0.8016	0.6666	0.6993	0.7196	0.4926	0.4899	0.4978	0.4205	0.4242	0.4312	0.3595	0.4682	0.9262
$\varepsilon_i$	1.7093	2.2746	2.4245	2.0733	2.5791	3.1434	1.4512	2.4349	3.7562	0.6509	0.5608	0.8117	0.9994	1.1878	1.6302	1.2162	2.2213	0.0672
$\varepsilon_G$	0.5324	0.6738	0.7634	0.2647	0.4371	0.5929	0.0631	0.0723	0.0892	0.0967	0.0285	0.1626	0.0237	0.1818	0.3227	0.0951	0.5367	0.0489
$\varepsilon_Y$	0.1285	0.3318	0.3811	0.1444	0.315	0.5216	0.3741	0.4742	0.6736	0.484	0.3382	0.5583	0.1846	0.3375	0.4858	0.226	0.5067	0.0699
$\varepsilon_{\varphi}$	0.0857	0.1017	0.1134	0.1048	0.3313	0.515	0.6368	1.0708	1.277	0.596	0.4637	0.647	1.1642	1.4233	2.002	0.2422	0.4765	0.1281
$\varepsilon_{\omega}$	0.6371	0.9703	1.1037	0.3215	0.4594	0.6431	0.0913	0.1049	0.1204	0.1825	0.1767	0.1931	0.0896	0.2968	0.3785	0.3543	0.7877	0.1089

<sup>1</sup> 5% e 95% percentis

Fonte: Elaboração do Autor

Contudo, não se pode dissociar o cenário conjuntural que envolveu esses períodos analisados. Primeiramente, nas sub-amostras em que o ano de 2002 está contido, por tratar-se de um ano 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 abrupto da taxa de juros 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, fazendo com que o mercado exigisse um maior prêmio de risco para adquiri-los. A consequência disso foram maiores taxas de juros básicas praticadas pelo BCB e, como os títulos dívida estavam indexados a mesma taxa de juros, a dívida aumentou no período. Desse modo, apenas quando o mercado acreditou no compromisso do novo governo com a austeridade fiscal deixou de existir o efeito perverso sobre a política monetária decorrente da fiscal ativa.

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. Assim, tornava-se mais fácil a rolagem da dívida do governo dando espaço para a redução na taxa de juros. Destaca-se também que o optou-se por uma alteração na configuração da forma de indexação da dívida pública, pouco a pouco os títulos indexados à Selic foram substituídos por títulos indexados à taxa de inflação.

Por fim, com base nas estimações, destaca-se que o BCB empregou uma política monetária ativa durante todo o período (2000I a 2008IV). Assim, os avanços da taxa de inflação acima da meta eram respondidos com aumentos na taxa de juro real da economia. Por outro lado, a política fiscal durante o sub-período 2000I a 2002IV comportou-se de forma passiva, de modo que o crescimento da relação dívida/PIB não tinha como resposta um aumento na relação superávit primário/PIB de mesma magnitude. De acordo com a teoria de Woodford (2003) e Leeper (1991), o resultado disso pode ter sido a prática de uma taxa de juros maior do que aquela necessária para combater a inflação no caso em que a política fiscal é passiva. Isso decorre do fato de que com uma taxa de juros mais baixa não há garantia de que o público vai manter títulos da dívida pública do governo.

## 5 CONCLUSÃO

O trabalho se propôs a discutir a forma de interação entre a política fiscal e a política monetária no contexto dos modelos DSGE para o Brasil no período pós-metas para a inflação. No segundo capítulo foi apresentada, de forma intuitiva, a restrição orçamentária do governo e seu papel como meio de interação entre as política fiscal e monetária. Na segunda parte, foram apresentados os resultados empíricos mais relevantes que evidenciaram ou refutaram uma situação de dominância fiscal para o Brasil no período pós-metas de inflação.

Posteriormente, no terceiro capítulo, foram apresentados de forma mais detalhada dois modelos DSGE em que a política fiscal é endógena. O primeiro deles, mais simples (Leeper, 1991), porém mais intuitivo, e um segundo modelo mais completo e complexo (Woodford, 2003). Nesse último, os efeitos das expectativas dos agentes sobre os valores futuros das variáveis de equilíbrio do modelo são considerados. Assim, as política fiscal e monetária pode operar como instrumento de estabilização ou gerar flutuações econômicas adicionais.

O modelo de Woodford (2003) para uma economia fechada consiste em três blocos de equações: (a) um bloco de demanda agregada, derivada a partir do problema do consumidor representativo, composto por uma curva IS intertemporal; (b) um bloco de oferta agregada, derivado do problema de maximização das firmas, que resulta numa curva de Phillips Novo Keynesiana; e (c) um bloco com as funções de política monetária e fiscal. O modelo é construído para que exista uma solução em expectativas racionais apenas quando a autoridade fiscal se comporta de forma passiva, buscando equilibrar o orçamento intertemporal do governo, e a autoridade monetária atua de forma ativa, de modo que combate a inflação de maneira agressiva.

Na quarta parte do trabalho, houve uma breve introdução do método bayesiano utilizado para estimar o modelo. A utilização desse método, entre outros benefícios, se justifica pela amostra muito restrita para a estimação, de modo que os ganhos em utilizar econometria bayesiana são maiores. Nesse caso, a partir da utilização das crenças *a priori* a respeito dos valores mais prováveis dos parâmetros, é possível obter resultados semelhantes aos dos métodos tradicionais, porém com uma amostra de tamanho mais restrito.

Utilizando o instrumental acima para analisar o comportamento da política fiscal e da política monetária, os resultados obtidos indicam que os parâmetros estimados são consistentes

com os observados na literatura. Para o período completo de 2000I até 2008IV e para o subperíodo de 2003I até 2008IV, concluiu-se que o Banco Central do Brasil segue uma política monetária ativa, de forma que busca uma política antiinflacionária sem sofrer constrangimentos pelo lado da política fiscal. Em outras palavras, o BCB atua de forma independente, ao passo que não fica coagido a gerar imposto inflacionário para satisfazer a restrição do governo. Por outro lado, a política fiscal comporta-se de maneira passiva, buscando o equilíbrio da relação dívida/PIB no longo prazo. Esse ambiente, com política fiscal passiva e política monetária ativa, é descrito por Woodford (2003) e Leeper (1991) entre outros como sendo o ideal para a adoção de metas para a inflação. Isso decorre do fato de 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.

Contudo, o resultado foi o oposto quando analisadas as amostras menores, em especial aquelas em que o ano de 2002 está contido. Para o período 2000I – 2002IV, elas evidenciam que ambas as autoridades atuavam de maneira ativa. Esse resultado pode ser tanto uma consequência da alta indexação da dívida pública à taxa básica de juros da economia num momento em que havia alto grau de desconfiança quanto à continuidade de uma política macroeconômica ortodoxa por parte do novo governo que assumiria em 2003, quanto pela demora do BCB em aumentar a taxa de juros para diminuir os avanços da inflação visto que o momento era de eleições presidenciais. Porém, seja qual for o cenário, a elevada relação dívida/PIB nesse período, bem como sua trajetória crescente, possivelmente foi um dos fatores que levaram a inflação de dois dígitos no ano de 2002, mesmo com os recorrentes apertos monetários.

Por fim, destaca-se que o modelo utilizado neste trabalho apresenta uma séria limitação ao considerar uma economia fechada. De forma que, a introdução de um mercado de bens e de ativos financeiros externos possibilite uma compreensão mais clara do que levou as políticas a se comportarem de forma ativa no período 2000I-2002IV. Assim, a análise das políticas fiscal e monetária numa economia pequena e aberta é uma direção possível para novas pesquisas.

**REFERÊNCIAS**

- ALMEIDA, C. L., PERES, M. A., SOUSA, G. S., TABAK, B. M. Optimal Monetary Rules: The Case of Brazil, *Applied Economics Letters*, V.10, Nº 5, April 17, pp.299-302, 2003.
- AMATO, J. The Role of Natural Rate of Interest in Monetary Policy. *Bank for International Settlements (BIS) Working Papers*. nº 171, 2005.
- BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. *NBER Working Paper*, n. 10.389, mar. 2004.
- BUITER, W., The Fiscal Theory of the Price Level: A Critique. *The Economic Journal*, 112(481), July, 459-480, 2002.
- CARNEIRO, D., WU, T. Y. H. Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no Brasil. *Texto para Discussão IEPE / CdG, Rio de Janeiro*, n. 7, maio 2005.
- CANZONERI, M. B., CUMBY, R. E., DIBA, B. T. Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency? *American Economic Review*, 91(5), Dec., 1221-1238, 2001.
- CARLSTROM, C. T., FUERST, T. S. The Fiscal Theory of the Price Level, *Federal Reserve Bank of Cleveland*, Dec. 1999.
- CARNEIRO, D., DUARTE, P. Inércia de Juros e Regras de Taylor: Explorando as Funções de Resposta a Impulso em um Modelo de Equilíbrio Geral com Parâmetros Estilizados para o Brasil. *Departamento de Economia – Puc-Rio*. TD 450, 2001.
- CHRISTIANO, L. J., FITZGERALD, T. J. Understanding the Fiscal Theory of the Price Level. *NBER Working Paper*, No. 7668, Apr. 2000.

- COLLARD, F., JUILLARD, M. A Higher-Order Taylor Expansion Approach to Simulation of Stochastic Forward-Looking Models with an Application to a Nonlinear Phillips Curve Model. *Computational Economics*, 17(2-3), 125–39, 2001.
- DAVIG, T. Regime-switching debt and taxation. *Journal of Monetary Economics*, 51, 837–859, 2004.
- DAVIG, T., LEEPER, E. M. Fluctuating Macro Policies and the Fiscal Theory. *NBER Working Paper*, No. 11212, Mar. 2005a.
- \_\_\_\_\_. Monetary and Fiscal Policy Switching. *Federal Reserve Bank of Kansas City*, RWP 05-12, Dec. 2005b.
- FAVERO, C. A., GIAVAZZI, F. Why are Brazil's Interest Rate so High? *Working Paper Series*, nº 224, IGIER, Università Bocconi, Milano, julho 2003.
- FAVERO C., MONACELLI, T. Monetary-Fiscal Mix and Inflation Performance Evidence from the US. *CEPER Working Paper*, n. 234, Apr. 2003.
- \_\_\_\_\_. Fiscal Policy Rules and Regime (In)Stability - Evidence from the US. *CEPER Working Paper*, n. 285, Jan. 2005.
- 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, Out/Dez 2005.
- FREITAS, P. S., MUINHOS, M.K. A simple model for inflation targeting in Brazil. *Brazilian Journal of Applied Economics*, v. 6, n. 1, jan/mar. 2002.
- GONÇALVES, C. E. S. Herança Maldita e Política Monetária em um Modelo de Assimetria de Informação. *Revista Brasileira de Economia*, V.59, N°. 4, R.J. Out/Dez 2005.

HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton Univ. Press.

\_\_\_\_\_. Rational expectations econometric analysis of changes in regime. An investigation of the term structure of interest rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 385-423, 1988.

\_\_\_\_\_. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.

ITO, A., WATANABE, T., YABU, T. Fiscal Policy Switching - Evidence from Japan, the U.S., and the UK. *IMES Discussion Paper Series*, No. 2007-E-2, 2007.

KUMHOF, M.; NUNES, R.; YAKADINA, I. Simple Monetary Rules under Fiscal Dominance. *MPRA Paper*, No. 4462, Nov. 2007: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/4462/> (acessado em 20/04/2008).

LEEPER, E. M., Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies, *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147, Feb. 1991.

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

LIMA, A. M. C., ISSLER, J. V. A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil : uma aplicação de modelos de valor presente. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 57, n. 4, out/dez 2003.

LOYO, E. Tight money paradox on the loose: A fiscalist hyperinflation. JFK School of Government, Harvard University, mimeo, June 1999.

- MCCALLUM, B., NELSON, E. A Optimizing IS-LM for Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis. *Journal of Money Credit and Banking* 31 (3), 296-316. 1999.
- MORAIS, J. F. M., ANDRADE, J. P. Como a dívida pública afeta a política monetária ótima? In: *Finanças Públicas: IX Prêmio Tesouro Nacional: 2004: coletânea de monografias / STN*. Brasília: Ed. UnB, 2005.
- MOREIRA, T. S., SOUZA, G. S., ALMEIDA, C. L. Política fiscal e monetária: ativa ou passiva? Uma análise empírica e suas implicações sobre as regras ótimas de política monetária. *Caderno Finanças Públicas*, Brasília, n.7, p. 111-131, dez 2006.
- 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. *Revista Brasileira de Econometria*. V.27, N° 1, May 2007.
- GOLDFELD, S. M., QUANDT, R. E. A Markov Model for Switching Regression. *Journal of Econometrics*, 1, pg. 3-16. 1973.
- 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, Dezembro 2004.
- SARGENT T. J.; N. WALLACE, Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17, Winter 1981.
- SARGENT, T. J. *Dynamic Macroeconomic Theory*. Cambridge: Harvard University Press, 1987.
- SCHMITT-GROHE, S., URIBE, M. Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(4), 755–775, 2004.

- SIDRAUSKI, M., Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *American Economic Review*, 57(2), 534-544, May 1967.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy*, v. 39, p. 95-214, 1993.
- THAMS, A. Fiscal Policy Rules in Practice. *SFB Discussion Paper*, 2007-016, Dec. 2007.
- UHLIG, H. A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily. Disponível em <http://www.wiwi.hu-berlin.de/wpol/html/toolkit.htm> . Acesso em 21/09/2008.
- WALSH, C. Monetary Theory and Policy. London: The MIT Press. 2a Ed, 2003.
- WICKSELL, K. *Interest and Prices*. London: Macmillan, 1936.
- WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic Theory*, v. 4, p. 345-380, 1994.
- \_\_\_\_\_. Price level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 43, p. 1-46, 1995.
- \_\_\_\_\_. Control of the public debt: a requirement for price stability? *NBER Working Papers*, n. 5684, July 1996.
- \_\_\_\_\_. Comment. In: Blanchard, Olivier; Rotemberg, Julio J. (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1998*, p. 390-419, 1999.
- \_\_\_\_\_. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton: Princeton University Press, 2003.

## ANEXO - A PROGRAMA DO DYNARE PARA MATLAB

```

var x b pi i t ie G tau bb Yn;
varexo e_i e_G e_Yn e_tau e_B;
parameters fip fix t_b t_G t_i t_pi t_y beta B sig kappa rhoi rhoG rhoYn
rhotau rhoB;
fip=1.5;
fix=1.5;
t_b=0.5;
t_G=0.5;
t_pi=0.5;
t_y=2.5;
t_i=1.1;
beta=0.9;
kappa=2;
B=0.2;
sig=.3;
rhoi=0.2;
rhoG=0.2;
rhoYn=0.2;
rhotau=0.2;
rhoB=0.2;
model(linear);
pi = kappa*x + beta*pi(+1);
x = x(+1) - sig*(i - pi(+1)) + Yn;
b = (1/beta)*(b(-1)-B*pi + G - t) + B*I +bb;
i = fip*pi + fix*x + ie;
t = t_b*b(-1) + t_G*G + t_y*x + t_pi*pi + t_i*i + tau;
ie = rhoi*ie(-1) + e_i;
G = rhoG*G(-1) + e_G;
Yn = rhoYn*Yn(-1) + e_Yn;
tau = rhotau*tau(-1) + e_tau;
bb = rhoB*B(-1)+ e_B;
end;
initval;
Yn = 0;
x = 0;
b = 0;
pi = 0;
i = 0;
t = 0;
ie = 0;
G = 0;
tau = 0;
B = 0;
end;
shocks;
var e_i; stderr 0.2;
var e_G; stderr 0.2;
var e_Yn; stderr 0.2;
var e_tau; stderr 0.2;
var e_B; stderr 0.2;
end;
check;
steady;

```

```

varobs  pi b t i x;
estimated_params;
fip, , , , uniform_pdf, , , 0, 5;
fix, , , , uniform_pdf, , , 0, 5;
t_b, , , , uniform_pdf, , , 0, 5;
t_G, , , , uniform_pdf, , , 0, 5;
t_pi, , , , uniform_pdf, , , 0, 5;
t_y, , , , uniform_pdf, , , 0, 5;
t_i, , , , uniform_pdf, , , 0, 5;
beta, , , , uniform_pdf, , , 0, 1;
sig, , , , uniform_pdf, , , 0, 10;
kappa, , , , uniform_pdf, , , 0, 5;
rhoi, uniform_pdf, , , 0, 1;
rhoG, uniform_pdf, , , 0, 1;
rhoYn, uniform_pdf, , , 0, 1;
rhotau, uniform_pdf, , , 0, 1;
rhoB, , , , uniform_pdf, , , 0, 1;
stderr e_i, inv_gamma_pdf, 0.2, inf;
stderr e_G, inv_gamma_pdf, 0.2, inf;
stderr e_Yn, inv_gamma_pdf, 0.2, inf;
stderr e_tau, inv_gamma_pdf, 0.2, inf;
stderr e_B, , , , inv_gamma_pdf, 0.2, inf;
end;
estimation(datafile=datalog, mh_replic=500000, mh_nblocks=5, mode_check,
mh_jscale=0.25, mh_drop=0.5, conf_sig=0.95);

```