

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

Área 3 – Macroeconomia, economia monetária e finanças

André F. Nunes de Nunes<sup>1</sup>  
Marcelo S. Portugal<sup>2</sup>

**RESUMO:** Este trabalho busca identificar se a condução das políticas macroeconômicas, fiscal e monetária, no Brasil para o período pós-metas de inflação ocorreu de maneira ativa e/ou passiva. Para isso, foi estimado, pelo método Bayesiano, um modelo DSGE com rigidez de preços e concorrência monopolística, em que o superávit primário e a taxa de juros nominal são os instrumentos de política econômica disponíveis. A falta de coordenação dessas políticas no Brasil, freqüentemente, tem sido apontada como motivo para os desequilíbrios macroeconômicos. De modo que, diversos autores apontaram a política fiscal ativa, como fator restritivo ao desempenho eficiente da política monetária. Contudo, a análise dessas relações dentro do arcabouço dos modelos DSGE ainda é restrita, principalmente em aplicações para a economia brasileira. As estimações do modelo apontaram para um regime em que ambas as políticas foram ativas durante o período de 2000I a 2002IV e para o período posterior, 2003I – 2008IV, a política fiscal comportou-se de maneira passiva e a política monetária foi ativa.

**Palavras-chave:** Política Fiscal, Política Monetária, Modelos DSGE, Métodos Bayesianos.

**JEL classification:** E62, E63, H62.

**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.

---

<sup>1</sup> Economista da Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul – FIERGS

<sup>2</sup> Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS e Pesquisador do CNPq.

## Introdução

A coordenação entre as políticas fiscal e monetária, por muito tempo, 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 ótimas para a política monetária e fiscal, tenderam a dissociar o debate entre política fiscal e monetária. Dessa forma, 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 política fiscal ficava relegada ao segundo plano, os modelos monetaristas assumiam a existência de um regime Ricardiano, em que o orçamento do governo estava sempre em equilíbrio, sujeito apenas a variações cíclicas. Qualquer desajuste seria corrigido via tributos ou imposto inflacionário sem nenhuma influência sobre as decisões dos agentes. Com essa hipótese subjacente, a autoridade fiscal comporta-se com disciplina, de modo que cortes de impostos do governo financiado por aumentos no endividamento seriam compensado com aumento de impostos no futuro para garantir que a dívida seja solvente. Nesse contexto, a discussão da coordenação entre as políticas fiscal e monetária não fazia sentido.

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

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

Mais recentemente, Woodford (1995) estabelece outra forma pela qual a política fiscal pode interferir na determinação do nível de preços da economia, denominada de teoria fiscal do nível de preços (TFNP). A TFNP avança na teoria de Leeper (1991) e difere da teoria de Sargent e Wallace (1981) ao assumir que a equação da restrição orçamentária intertemporal do governo representa uma condição de equilíbrio. Se para algum nível de preços a restrição é violada, então este não seria consistente com o equilíbrio. Assim, 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. Nessa linha de pesquisa destacam-se os modelos de Leeper (2002 e 2005), Sims (1994), Woodford (1996, 2001 e 2003) e Bohn (1998), além dos trabalhos de Christiano e Fitzgerald (2000) e Calrstorm e Fuerst (1999) que desenvolvem uma síntese dos modelos teóricos.

De fato, percebe-se que 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 apenas a partir de uma regra, do tipo de Taylor (1993), sem que o desempenho de qualquer variável fiscal seja considerada. De modo que, a política fiscal não seja de principal relevância para o desempenho da política monetária, pois os agentes econômicos acreditam, com grande grau de certeza, que a dívida pública é solvente.

Porém, essa não parece ser a situação observada em alguns 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 e, em diversos momentos da história, até mesmo a solvência da dívida foi contestada. Nesse sentido, a falta de coordenação entre as políticas monetária e fiscal deve ser considerada um fator que pode desencadear, ou intensificar, uma conjuntura de instabilidade econômica.

Nesse cenário, 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 apresenta 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 discutida 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.

A motivação desse artigo é verificar, para o período pós-metas de inflação, se o Brasil esteve sob um regime de dominância fiscal ou monetária dentro do arcabouço dos modelos de equilíbrio-geral estocástico e dinâmico (DSGE), contribuindo com a discussão sobre a necessidade de coordenação das políticas monetária e fiscal. 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.

Para isso, será estimado para a economia brasileira um modelo 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 determinadas em quais momentos 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, são eles: 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. Além disso, a inserção de *prioris* facilita o processo de identificação dos parâmetros, evitando-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.

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.

## 1 Evidências de políticas fiscal e monetária passivas e ativas para o Brasil

A evidência empírica de política fiscal passiva tem sido analisada por diversos trabalhos e abarcando diferentes períodos da economia brasileira. A inflação brasileira no final dos anos 70 e início dos anos 80 foi explanada por Loyo (1999) com base na hipótese da TFNP. Visto que, uma característica da conjuntura daquele período eram os déficits públicos recorrentes e altas taxas de inflação, de modo que as elevadas taxas de juros levavam ao crescimento da dívida nominal.

Analizando um período mais recente da economia brasileira (1966 a 2000), Rocha e Silva (2004) utilizando a metodologia de Canzoneri, Cumby e Diba (2001), 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, Portugal e Fialho (2005) acresceram enfoque de Muscatelli et al. (2002) para utilizar um modelo de *Markov-switching vector autorregressive* (MS-VAR), com dados mensais de janeiro de 1995 a setembro de 2003, também indicaram que a economia brasileira operou na maior parte desse período em regime de dominância monetária, ou seja, a política fiscal mostrava-se Ricardiana.

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

Portanto, esta seria mais uma forma pela qual a dominância fiscal pode restringir a atuação da política monetária. O trabalho 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, 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). Nesse modelo, a economia passa de um equilíbrio denominado de “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.

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 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).

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. 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.

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.

## **2 Políticas ativas e passivas e um modelo DSGE com rigidez de preços**

A estrutura do modelo Novo Keynesiano, baseado em Woodford (2003) e Leeper (2005), consiste numa 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. 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.

O modelo consiste na maximização intertemporal da soma do valor presente esperado da função de utilidade de uma família representativa, sujeita a uma restrição orçamentária. Por simplicidade, assume-se que os mercados financeiros são completos e que não há limites para o pedido de empréstimo em relação à renda futura. O resultado das relações de equilíbrio das condições de primeira ordem das famílias é uma

função de demanda agregada da economia representada por uma curva IS intertemporal, já na forma log-linearizada:

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

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.

Pelo lado da produção, cada firma se depara com um mesmo problema, que é a decisão de escolher um preço que resolva o problema de maximização dos lucros. Sendo que uma fração dos preços dos bens,  $0 < \alpha < 1$ , permanece fixo em cada período. De forma que há uma rigidez de preços do tipo proposto por Calvo (1983). 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 de uma versão log-linearização da chamada curva de Phillips Novo Keynesiana:

$$\pi_t = \kappa x_t + \beta E_t \pi_{t+1} \quad (2)$$

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 política monetária pode ser representada por uma função de reação do banco central *a la* Taylor (1993):

$$\hat{l}_t = \bar{l}_t + \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t \quad (3)$$

de forma que  $\bar{l}_t$  é um termo de intercepto exógeno (possivelmente variante no tempo) representando alterações na taxa de juros natural da economia. 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 acima, Woodford (2003) demonstra que o equilíbrio será determinado se e somente se os coeficientes de resposta satisfizerem a seguinte desigualdade:

$$\phi_\pi + \frac{1-\beta}{\kappa} \phi_x \geq 1 \quad (4)$$

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 (4) 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 (4) 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.

O governo deve respeitar a restrição orçamentária uma restrição orçamentária intertemporal de modo que pode ser transformada numa função para a trajetória da dívida em proporção do PIB:

$$\hat{b}_t = \beta^{-1}[\hat{b}_{t-1} - \bar{b}\pi_t + \hat{G}_t - \hat{\tau}_t] + \bar{b}\hat{i}_t \quad (5)$$

onde  $\bar{b} = \bar{B}/\bar{Y} > 0$  é o valor da dívida no estado estacionário, que não pode ser nula, pois deve considerar pelo menos a dívida referente à base monetária. Os valores no estado estacionário são definidos por  $\hat{b}_t \equiv (b_t - \bar{B})/\bar{Y}$  e  $\hat{\tau}_t \equiv (\tau_t - \bar{\tau})/\bar{Y}$ , sendo que devem satisfazer a igualdade  $\bar{\tau} = \bar{G} + (1 - \beta)\bar{B}$ .

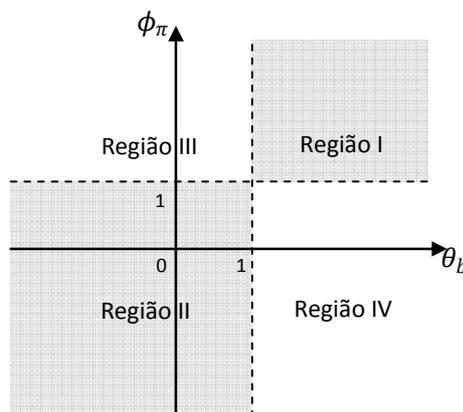
A função de reação da autoridade fiscal log-linearizada apresenta a seguinte forma:

$$\hat{\tau}_t = \theta_b \hat{b}_{t-1} + \theta_g \hat{G}_t + \theta_\pi \pi_t + \theta_y \hat{Y}_t + \theta_i \hat{i}_t + \varphi_t \quad (18)$$

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 (5), 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  $\{\bar{G}_t\}$ .

De acordo com o provado por Leeper (1991), as políticas fiscal e monetária podem ser classificadas como ativas ou passivas de acordo como os parâmetros da função de reação das autoridades fiscal e monetária, resultando em quatro diferentes regiões.

**Figura 2.1 – Regiões de Equilíbrio do Modelo**



Fonte: Elaborado pelos Autores

Região I: política monetária ativa,  $\phi_\pi > 1$ , e política fiscal passiva,  $\theta_b > 1$ . 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,  $\phi_\pi < 1$ , e política fiscal ativa,  $\theta_b < 1$ . 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,  $\phi_\pi < 1$ , e política fiscal passiva,  $\theta_b > 1$ . 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,  $\phi_\pi > 1$ , e política fiscal ativa,  $\theta_b < 1$ . 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 o passar do tempo.

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.

O equilíbrio do modelo é descrito por dez equações, sendo cinco equações endógenas e cinco processos exógenos, e dez variáveis, cinco endógenas ( $\hat{x}_t, \pi_t, \hat{b}_t, \hat{i}_t, \hat{\tau}_t$ ) e cinco exógenas ( $\hat{Y}_t^n, \bar{i}_t, \hat{G}_t, \varphi_t, B_t$ )

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

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

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

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

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

$$\text{Equação de movimento para a dívida: } B_t = \rho_B B_{t-1} + \varepsilon_B$$

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

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

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

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

Os processos exógenos descritos pelas cinco últimas equações assumem a forma de um AR(1), em que  $\varepsilon$  são os termos estocásticos. Para obter as soluções para modelo de expectativas racionais será utilizado o pacote Dynare para o *software* Matlab. O procedimento utilizado pelo programa é de perturbação através da aproximação de segunda ordem de Taylor, conforme demonstrado por Collard e Juillard (2001) e Schmitt-Grohe e Uribe (2004).

### 3 Estimação bayesiana do modelo

Para apurar as evidências empíricas desse trabalho será utilizada a metodologia de estimação Bayesiana. Essa técnica tem se tornado bastante popular no campo da macroeconomia. De acordo como o An e Schorfheide (2006) existem diversas vantagens em utilizar métodos Bayesianos para estimar um modelo, mas quatro dessas se destacam. Primeira, 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 Euler, por exemplo. Segunda, 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, assim evita-se o caso de parâmetros com valores absurdos. Quarta, 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 pode dar mais importância à 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 em 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  $\boldsymbol{\theta}_{\mathcal{A}} \equiv (\phi_{\pi}, \phi_x, \theta_b, \theta_g, \theta_{\pi}, \theta_y, \theta_i, \beta, \sigma, \kappa, \rho_i, \rho_G, \rho_Y, \rho_{\phi}, \rho_B, \varepsilon_i, \varepsilon_G, \varepsilon_Y, \varepsilon_{\phi}, \varepsilon_B)$  são os parâmetros estruturais que serão estimados a partir de uma base de dados para o modelo apresentado na seção anterior, aqui abreviado como  $\mathcal{A}$ . 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:

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

De forma 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 essas 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>3</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 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 de entre 15%-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 realizado pelo pacote Dynare para o *software* Matlab. A rotina do programa estima o modelo em dois passos. No primeiro passo, é 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*.

---

<sup>3</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.

### 3.1 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>4</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, período a partir do primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2008.

Como *proxy* para a arrecadação de impostos dos governo federal foi utilizado a série de imposto de renda total como proporção do PIB com ajuste sazonal. A dívida pública foi representada pela série da dívida líquida total do governo federal e banco central como proporção do PIB. 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, que também foi transformada para o regime trimestral.

**Tabela 3.1 – 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;10]	Uniforme	5.0000	8.3333
$\theta_\pi$	[0;10]	Uniforme	5.0000	8.3333
$\theta_y$	[0;10]	Uniforme	5.0000	8.3333
$\theta_i$	[0;10]	Uniforme	5.0000	8.3333
$\beta$	[0;1]	Uniforme	0.5000	0.0833
$\sigma$	[0;10]	Uniforme	1.0000	0.3333
$\kappa$	[0;2]	Uniforme	5.0000	8.3333
$\rho_i$	[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
$\rho_B$	[0;1]	Uniforme	0.5000	0.0833
$\varepsilon_i$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inv.	0.2000	Infinita
$\varepsilon_G$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inv.	0.2000	Infinita
$\varepsilon_Y$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inv.	0.2000	Infinita
$\varepsilon_\varphi$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inv.	0.2000	Infinita
$\varepsilon_B$	$\mathfrak{R}^+$	Gamma Inv.	0.2000	Infinita

Fonte: Elaborado pelos Autores

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

<sup>4</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.

Matlab, que reduz o custo computacional de implementação, pois este pacote possui algumas rotinas previamente programadas<sup>5</sup>. O primeiro procedimento para é escolher as distribuições *a priori* para cada um dos parâmetros do modelo, considerados independentes entre si.

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, de modo que todos os valores dentro do intervalo possuem a mesma probabilidade de ocorrência, enquanto os valores fora desse intervalo têm probabilidade zero.

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, coube aos parâmetros da regra de Taylor uma distribuição Uniforme com intervalo baseado nos resultados que se observa na literatura de estimação para o Brasil. Enquanto, no caso da função de reação fiscal, em que os trabalhos aplicados a economia brasileira são escassos, também se optou por uma distribuição Uniforme, porém com um intervalo maior. 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.

Quanto aos parâmetros das equações que representam os processos exógenos ( $\rho_i, \rho_G, \rho_Y, \rho_\phi, \rho_B$ ), 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. 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.

### 3.2 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), *a posteriori* (preto) e a média da distribuição *a posteriori* (laranja). 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 principio 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 fiscal é conduzida. Entretanto, o BCB mostra um coeficiente menor para reação da taxa de juros ao hiato do produto,  $\phi_x$ , evidenciando que a

---

<sup>5</sup> Para obter o programa completo, entrar em contato com os autores através do *e-mail* nunesdenunes@hotmail.com.

autoridade monetária respondeu mais agressivamente aos 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, conforme denomina Woodford (2003), Ricardiana. Na prática, um parâmetro  $\theta_b = 1,4$ , 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, não é surpresa que 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.

**Tabela 3.2 – 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	0.9355	1.6358	2.0951
$\phi_x$	2.5000	0.8677	1.0403	1.5487
$\theta_b$	2.5000	1.3147	1.4647	1.7039
$\theta_g$	5.0000	0.9911	0.9952	1.0002
$\theta_\pi$	5.0000	2.1559	4.2937	4.9882
$\theta_y$	5.0000	0.9860	1.5621	5.8772
$\theta_i$	5.0000	0.1160	0.9221	1.1495
$\beta$	0.5000	0.7173	0.7430	0.7457
$\sigma$	5.0000	5.6399	9.0990	9.9850
$\kappa$	1.0000	3.2301	3.9117	4.1484
$\rho_i$	0.5000	0.8153	0.8164	0.8179
$\rho_G$	0.5000	0.9100	0.9401	0.9802
$\rho_Y$	0.5000	0.9621	0.9690	0.9761
$\rho_\varphi$	0.5000	0.9860	0.9878	0.9999
$\rho_B$	0.5000	0.0421	0.4656	0.9242
$\varepsilon_i$	0.2000	0.1068	0.1176	0.1494
$\varepsilon_G$	0.2000	2.2199	2.2649	2.2780
$\varepsilon_Y$	0.2000	0.1790	0.2687	0.2946
$\varepsilon_\varphi$	0.2000	3.1641	3.2802	3.3334
$\varepsilon_B$	0.2000	3.1313	3.6977	4.2506

Fonte: Elaborado pelos Autores

Quanto aos parâmetros dos processos exógenos  $\rho_G$  e  $\rho_\varphi$  relacionados, respectivamente à evolução dos gastos do governo e da arrecadação de impostos, apresentaram um processo próximo ao de raiz unitária. Uma hipótese para esse resultado está na dinâmica de longo prazo das duas variáveis, isto é, a arrecadação do governo e a dívida seguem um processo integrado de ordem 1 de forma as duas séries são cointegradas. O resultado disso é a sustentabilidade da dívida, uma vez que o crescimento dos gastos é acompanhado por um crescimento na arrecadação de impostos de modo que a relação dívida/PIB não assume uma trajetória explosiva. Essa hipótese já foi amplamente testada na literatura para outros períodos da economia brasileira,

tanto num arcabouço de equilíbrio parcial, quanto no de cointegração, em que se destacam os trabalhos de Pastore (1995) e Rocha (1997 e 2001).

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.

### 3.3 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.

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, resultando numa forte crise de credibilidade, fazendo com que o mercado exigisse um maior prêmio de risco para adquiri-los. Essa maior aversão aos ativos em Reais resultou também numa forte desvalorização na taxa de câmbio impactando diretamente a parcela da dívida denominada em dólar. Dessa forma, o crescimento da dívida no período está diretamente relacionada a desvalorização na taxa de câmbio.

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, quando o novo governo assumiu o compromisso com a austeridade fiscal, o efeito perverso sobre a política monetária decorrente da fiscal ativa começou a ser dissipado.

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.

**Tabela 3.3 – 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>															
$\phi_{\pi}$	0.9307	2.1358	3.3551	1.0596	1.5078	2.1959	1.8538	1.9292	2.010	1.1561	1.5078	2.045	1.2596	1.5078	2.0001	1.371	1.5078	1.851
$\phi_x$	0.5717	0.9327	1.0156	0.7326	0.9286	1.0509	0.1969	0.5497	0.7067	0.3909	1.2224	1.6356	0.675	0.3724	1.6928	1.0216	1.2053	2.8385
$\theta_b$	0.701	0.7831	0.8745	0.3781	0.4114	0.4402	0.461	0.4877	0.518	1.4392	1.5304	1.6537	0.9456	1.1591	1.308	1.3027	1.4497	1.6005
$\theta_g$	4.2737	4.6724	5.0524	0.8648	0.903	0.9326	0.7977	0.8722	0.9677	0.5143	0.6591	0.8287	0.1979	1.5139	2.8122	2.0614	3.1009	4.1978
$\theta_{\pi}$	3.0584	4.5433	5.8871	2.3836	3.4135	4.3709	2.899	3.3195	3.8772	2.6079	3.6111	4.7593	1.0555	2.1934	3.4565	0.0008	0.7414	1.7616
$\theta_y$	0.2075	5.2094	8.9214	0.0001	0.7692	1.717	0.0001	1.1658	2.6282	0.0001	1.0598	2.4273	0.0166	3.5016	7.4009	0.0008	2.6899	6.2858
$\theta_i$	3.7424	4.5663	5.5501	4.8534	4.9089	4.9568	4.3769	4.4063	4.4478	3.5596	3.621	3.7074	4.7812	4.8942	5.0031	4.2466	4.5827	4.8505
$\beta$	0.8010	0.9810	0.9999	0.9899	0.9901	0.9999	0.9899	0.9977	0.9999	0.9899	0.9901	0.9999	0.9899	0.9920	0.9999	0.9899	0.9900	0.9999
$\sigma$	4.7699	4.9575	5.1845	4.9256	5.0984	5.3649	4.9246	5.0398	5.117	4.8868	5.243	5.8569	4.2637	4.8701	5.3342	4.4949	4.9599	5.6287
$\kappa$	2.492	2.4994	2.5115	0.9842	0.9899	0.9967	1.4503	1.4558	1.4601	0.9917	1.002	1.0078	0.9101	1.0044	1.1084	0.9475	0.9862	1.0201
$\rho_i$	0.4886	0.4899	0.491	0.5257	0.529	0.5325	0.5697	0.5708	0.5721	0.6219	0.6252	0.6272	0.7871	0.8064	0.8351	0.7069	0.7371	0.774
$\rho_G$	0.4848	0.5217	0.5543	0.9999	0.9999	0.9999	0.9954	0.9958	0.9963	0.9979	0.9979	0.9979	0.9982	0.9982	0.9982	0.9979	0.9979	0.9979
$\rho_Y$	0.9916	0.993	0.9946	0.9896	0.9912	0.9929	0.9943	0.9947	0.9952	0.9881	0.9901	0.9919	0.989	0.9928	0.9963	0.9935	0.9951	0.9967
$\rho_{\varphi}$	0.9982	0.9983	0.9983	0.9986	0.9986	0.9986	0.9987	0.9987	0.9987	0.9999	0.9999	0.9999	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9999
$\rho_B$	0.1212	0.513	0.9926	0.1008	0.4966	0.9999	0.0254	0.4947	0.9148	0.0314	0.4984	0.9281	0.0944	0.4914	0.9883	0.0391	0.5019	0.9262
$\varepsilon_i$	0.0829	0.0876	0.0934	0.0916	0.0979	0.1108	0.1079	0.1141	0.1199	0.082	0.0896	0.0994	0.0443	0.0482	0.0531	0.0536	0.059	0.0672
$\varepsilon_G$	0.0685	0.0701	0.071	0.1288	0.1314	0.1347	0.0769	0.0778	0.0784	0.0564	0.0576	0.0591	0.0415	0.0443	0.0484	0.045	0.0473	0.0489
$\varepsilon_Y$	0.0758	0.0783	0.0816	0.0753	0.0782	0.0807	0.0761	0.0776	0.0791	0.0822	0.0905	0.0975	0.0559	0.0674	0.0739	0.0609	0.0648	0.0699
$\varepsilon_{\varphi}$	0.2033	0.2269	0.2514	0.0895	0.1038	0.1188	0.0918	0.0995	0.1103	0.0717	0.0806	0.0886	0.049	0.0697	0.0933	0.0748	0.0989	0.1281
$\varepsilon_B$	0.1115	0.1512	0.1943	0.0894	0.0929	0.097	0.0888	0.0906	0.0918	0.0892	0.0933	0.0974	0.088	0.0992	0.1112	0.0859	0.0945	0.1089

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

Fonte: Elaborado pelos Autores

## 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 a 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.

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 sub-período 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. Enquanto 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. Os resultados para o período 2000I – 2002IV 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 a 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 também foi um dos fatores que levaram a inflação de dois dígitos no ano de 2002, mesmo com os recorrentes apertos monetários.

Na comparação com a literatura existente esse trabalho se aproximou mais da proposta de Moreira *et. al.* (2007), ao passo que se utiliza de um modelo de equilíbrio geral e das classificações de Leeper (1991) para as políticas fiscal e monetária. Moreira *et. al.* (2007) apontam para um regime de dominância fiscal para todo o período de 1995I a 2006II. Nesse trabalho, evidenciou-se que a situação de política fiscal ativa, ou dominância fiscal, para o período posterior a 2000I esteve mais concentrada no ano de 2002.

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, N° 5, April 17, pp.299-302, 2003.
- BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. *NBER Working Paper*, n. 10.389, mar. 2004.

- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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. *Brazilian Review of Econometrics*. V.27, Nº 1, May 2007.
- PASTORE, A. C.. “Déficit Público, a Sustentabilidade das Dívidas Interna e Externa, Seignoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro”. *Revista de Econometria*, v.14, n.2, 1995.
- ROCHA, F. “Long-run Limits on the Brazilian Government Debt”. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV, v.51, n.4, 447-470, 1997.
- ROCHA, F. “Is There any Rationale to The Brazilian Fiscal Policy?”. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV, v.55, n.3, 315-331, 2001.
- 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, Nº 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.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy*, v. 39, p. 95-214, 1993.
- WALSH, C. *Monetary Theory and Policy*. London: The MIT Press. 2a Ed, 2003.
- 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.