

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

ANDREZA APARECIDA PALMA

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL:  
PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL E TAXA NATURAL DE JUROS**

**Porto Alegre  
2012**

ANDREZA APARECIDA PALMA

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL:  
PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL E TAXA NATURAL DE JUROS**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

**Orientador:** Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Porto Alegre  
2012

## DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

Responsável: Biblioteca Gládis Wiebelling do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

P171e

Palma, Andreza Aparecida

Ensaio sobre política monetária no Brasil : preferências do Banco Central e taxa natural de juros / Andreza Aparecida Palma. – Porto Alegre, 2012.

103 f. : il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Ênfase em Economia Aplicada.

Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2012.

1. Política monetária : Brasil. 2. Banco Central do Brasil. 3. Taxa de juros. 4. Economia monetária. I. Portugal, Marcelo Savino. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336.74.02

**ANDREZA APARECIDA PALMA**

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL**

**PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL E TAXA NATURAL DE JUROS**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 23 de maio de 2012.

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

---

Prof. Dr. Alexandre Barros da Cunha  
Universidade Federal do Rio de Janeiro - UFRJ

---

Prof. Dr. Alexandre Sartoris Neto  
Universidade Estadual Paulista - UNESP

---

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

Porto Alegre  
2012

*Aos meus pais, Claudio e Maria*

*A minha irmã, Débora.*

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela vida, por ter saúde, dispor de todas as minhas funcionalidades físicas e mentais perfeitamente e por colocar sempre pessoas especiais em meu caminho que me ajudam a superar os obstáculos e atingir os meus objetivos.

Um agradecimento muito mais que especial ao meu orientador e grande amigo, professor Marcelo Portugal, por toda a sua dedicada orientação, paciência, ajuda, conselhos e amizade inenarráveis ao longo desses sete anos de convivência. Agradeço pela confiança que sempre depositou em mim. E registro que o prof. Marcelo é o exemplo de economista e professor que um dia eu quero ser.

Aos demais professores da UFRGS, que foram muito importantes para a minha formação como economista: Flávio Ziegelmann e Fabrício.

A todos os funcionários da UFRGS, principalmente Iara, Raquel, Cláudia, Lourdes, Aline e Eduardo (xerox).

Ao ICMC (USP/São Carlos), especialmente aos professores Marinho, Mário de Castro e Mariana, onde passei um semestre durante o doutorado, pela oportunidade de aprendizagem e evolução no campo da Estatística.

A todos os meus amigos do mestrado e doutorado. Vicente, Marcelo Griebeler, Filipe, Tanara, Paula, Guerrinha. Agradecimento especial ao amigo Filipe Soares da Silva, por me acompanhar nos meus questionamentos sobre os modelos DSGE e me ajudar sempre que possível. Ao Marcelo pela valiosa ajuda nos estudos para o exame de qualificação. À Tanara por toda ajuda, apoio e amizade, desde o mestrado. E ao Vicente por compartilhar, ainda que a distância, o andamento da minha tese. Ao Tulio, por compartilhar todos os momentos e me ajudar sempre que precisei. A Mari Hauer, por estar sempre presente, ainda que distante.

Ao Diego Ferreira, pela revisão do inglês e pela torcida. Ao Michel Marson, pela amizade e apoio desde a graduação.

Ao professor Greg Givens, por ter me ajudado na elaboração do primeiro ensaio desta tese, esclarecendo dúvidas com muita paciência e disposição. Ao professor Timothy Kam, que me ajudou a entender detalhes importantes em relação ao terceiro artigo e por compartilhar comigo as suas rotinas de estimação.

Ao prof. Fernando de Holanda Barbosa, pelos comentários, ainda que informais, a respeito de alguns aspectos do presente trabalho.

Aos professores Alexandre Barros da Cunha e Alexandre Sartoris, por terem aceitado participar da banca examinadora. Agradeço pela leitura atenta do trabalho, por seus comentários e sugestões.

No período de elaboração desta tese, algumas pessoas se tornaram especialmente importantes para mim e me mostraram que uma mão desconhecida pode se tornar em questão de segundos a mão mais importante da sua vida. Neste sentido, agradeço especialmente à Maria Antônia, que mesmo sem me conhecer, me ajudou no instante em que eu mais precisei. Tenho certeza que se não fosse por você, tudo teria sido muito mais difícil do que foi. Agradeço, ainda, de forma especial, ao meu médico, Dr. Luiz Tadeu Fachini, pela competência, carinho e paciência com os quais cuidou de mim. Muito obrigada por ter me ajudado a recuperar a minha funcionalidade e pelo excelente trabalho realizado. Agradeço ainda a todas as pessoas que torceram e intercederam pela minha recuperação em todos os momentos, do início ao fim.

Agradeço aos meus pais e à minha irmã por tudo que fizeram e fazem por mim. Aos meus pais, por terem sempre priorizado a minha educação, mesmo com todas as dificuldades. Agradeço, especialmente, por terem cuidado de mim em um momento de grande dependência e vulnerabilidade, por terem suportado a minha impaciência e ansiedade ao longo do período de recuperação. Agradeço por terem feito de tudo para que eu pudesse me recuperar de forma rápida e poder concluir essa etapa da minha vida.

A CAPES, agradeço a bolsa concedida, sem a qual eu não teria condições de ter feito o doutorado em Porto Alegre.

## RESUMO

A presente tese é constituída por três ensaios relacionados à política monetária brasileira no período pós metas de inflação. Em todos os ensaios buscou-se ressaltar a importância do papel das expectativas, considerando-se em todos os modelos utilizados expectativas *forward-looking*. No primeiro e terceiro ensaios, buscamos contribuir com a recente literatura a respeito da estimação das preferências do Banco Central do Brasil e no segundo ensaio estimamos a taxa natural de juros brasileira.

No primeiro artigo, utilizamos um modelo novo-keynesiano padrão com expectativas *forward-looking*, conforme proposto por Givens (2010), para a estimação das preferências do Banco Central do Brasil. A consideração de expectativas racionais no modelo separa as políticas em dois casos possíveis, regras e discricionária e, portanto, permite avaliar com qual desses dois casos os dados são mais consistentes. Usando observações trimestrais, para o período de 2000-1 a 2010-4, os resultados obtidos permitem afirmar que, para o período considerado, os dados favorecem uma política discricionária. As estimativas da função perda revelam que a autoridade monetária dá um grande peso para a estabilização da inflação, seguida pela suavização da taxa de juros e pela estabilização do hiato do produto.

No segundo artigo, estimamos a taxa natural de juros para o Brasil usando um modelo DSGE (modelo dinâmico e estocástico de equilíbrio geral). Para a estimação do modelo, são utilizados métodos bayesianos, sem a necessidade de extração da tendência *a priori*, diferente do que ocorre na maioria dos trabalhos anteriores e na totalidade dos estudos empíricos para o Brasil. Adicionalmente, são fornecidas estimativas para o hiato do produto e para a meta de inflação implícita de longo prazo. Os resultados obtidos apontam para uma taxa natural de juros real com tendência declinante no período, com uma taxa média de 8.03% a.a. considerando a amostra toda. Além disso, através da análise do hiato da taxa de juros, é possível afirmar que o Banco Central adotou uma política conservadora até meados de 2007 e, desde então, vem adotando uma política expansionista, fato consistente com o recente comportamento da inflação brasileira e seu descolamento em relação ao centro da meta.

Já o terceiro artigo, aperfeiçoa o entendimento das preferências do Banco Central no Brasil bem como o primeiro ensaio desta tese, utilizando um modelo DSGE para uma pequena economia aberta para estimá-las. O modelo usado neste trabalho, considera que o Banco Central minimiza uma função perda, levando em consideração o desvio da inflação em relação a meta, a estabilização do produto, a suavização da taxa de juros e, distintamente dos trabalhos anteriores, a taxa de câmbio. Os resultados permitem afirmar que a maior preocupação da autoridade monetária no período foi com a estabilização da inflação, seguida pela suavização da taxa de juros, estabilização do produto e, por último, a estabilização da taxa de câmbio.

**Palavras-chave:** Política monetária. Preferências do Banco Central do Brasil. Estimação bayesiana. Modelo novo-keynesiano. Metas de inflação.

## ABSTRACT

This thesis consists of three essays related to the Brazilian monetary policy during the inflation targeting regime (2000-2011). In all essays we sought to highlight the important role of expectations. In all models, we used forward-looking expectations. In the first and third essays, we contribute to the recent literature about estimating the preferences of the Central Bank of Brazil, while the Brazilian natural interest rate is estimated in the second essay.

In the first essay, we use a standard new-Keynesian model with forward-looking expectations, as proposed by Givens (2010) to estimate the preferences of the Central Bank. The presence of rational expectations in the model makes a distinction between two modes of optimization, commitment and discretion, and thus allows us to evaluate which of these specifications is favored by the data. Using quarterly data for the period from 2000-1 to 2010-4, the obtained results allow us to affirm that the data favors a discretionary policy. Estimates of the loss function show that the monetary authority gives great weight to inflation stabilization, followed by interest rates smoothing and stabilization of the output gap.

In the second essay, we estimate the natural interest rate for Brazil using a DSGE model (dynamic stochastic general equilibrium). For model estimation, Bayesian methods are used, without the need to extract the trend a priori, unlike most of the previous work and the totality of empirical studies for Brazil. Furthermore, estimates about the output gap and implicit inflation target long-term are provided. The results suggest a natural real interest rate with decreasing tendency during the period, with an average rate of 8.3% per year considering the whole sample. Furthermore, by examining the gap in interest rates, one can state that the Central Bank adopted a conservative policy by mid 2007 and since then has adopted an expansionist policy, which is consistent with the recent behavior of inflation in Brazil and its displacement from the center of the target.

The third essay improves the understanding of the Brazil's Central Bank preferences just like the first essay of this thesis, using a DSGE model for a small open economy to estimate these ones. The model used in this study considers that the Central Bank minimizes a loss function, taking into account the deviation of inflation relative to target, output stabilization, the interest rates smoothing and, unlike the previous work, the exchange rate. The results allow us to affirm that the major concern of the monetary authority in the period was the stabilization of inflation, followed by the interest rates smoothing, stabilization of the product and, finally, the stabilization of the exchange rate.

**Keywords:** Monetary policy. Central Bank preferences. Bayesian estimation. Inflation target. New-keynesian model.

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>12</b>
<b>2 PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL SOB O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: REGRAS × DISCRICÃO .....</b>	<b>16</b>
1 INTRODUÇÃO.....	17
2 MODELO TEÓRICO.....	19
2.1 Banco Central e a regra ótima de política monetária .....	21
2.1.1 Equilíbrio sob regras .....	24
2.1.2 Equilíbrio sob discricão .....	25
3 ESTIMAÇÃO .....	28
4 DESCRIÇÃO DOS DADOS.....	29
5 RESULTADOS.....	31
CONCLUSÃO .....	33
REFERÊNCIAS .....	35
APÊNDICE .....	38
A.1 Estimação do modelo considerando o Indicador de Condições Monetárias.....	38
<b>3 TAXA NATURAL DE JUROS NO BRASIL PÓS METAS DE INFLAÇÃO: ESTIMAÇÃO A PARTIR DE UM MODELO NOVO-KEYNESIANO.....</b>	<b>41</b>
1 INTRODUÇÃO E JUSTIFICATIVA .....	42
2 METODOLOGIA.....	44
2.1 Modelos DSGE .....	44
2.1.2 Estimação dos modelos DSGE.....	45
2.2 Modelo.....	50
2.2.1 Demanda Agregada.....	50
2.2.2 Oferta Agregada.....	52
2.2.3 Política Monetária .....	53
3 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS.....	55
3.1 Dados e escolha das distribuições a priori .....	55
3.3 Estimação dos Parâmetros.....	57
3.3 Variáveis Estimadas.....	63
CONCLUSÃO .....	69
REFERÊNCIAS .....	71
APÊNDICE A GRÁFICOS DAS DISTRIBUIÇÕES A PRIORI.....	74
APÊNDICE B ANÁLISE DE RESPOSTA AO IMPULSO .....	75
APÊNDICE C DIAGNÓSTICO DE CONVERGÊNCIA MULTIVARIADO -BROOKS-GELMAN.....	77
<b>4 PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL SOB O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: .....</b>	<b>78</b>
1 INTRODUÇÃO E JUSTIFICATIVA .....	79
2 METODOLOGIA.....	82
2.1 AS FAMÍLIAS.....	82
2.2 FIRMAS.....	84
2.2.1 FIRMAS DE BENS DOMÉSTICOS .....	84
2.2.2 FIRMAS IMPORTADORAS .....	85

2.3 TERMOS DE TROCA, TAXA DE CÂMBIO REAL E EQUILÍBRIO .....	85
2.4 O MODELO LOG-LINEARIZADO .....	86
2.5 AUTORIDADE MONETÁRIA: PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL .....	88
3 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS.....	89
3.1 DADOS E ESCOLHA DAS DISTRIBUIÇÕES A PRIORI .....	89
3.2 RESULTADOS.....	91
CONCLUSÃO .....	94
REFERÊNCIAS .....	96
APÊNDICE .....	98
A.1 PROBLEMA DE OTIMIZAÇÃO DO BANCO CENTRAL – DISCRIÇÃO .....	98
A.2 MODELO ESTIMADO SOB REGRAS ( <i>COMMITMENT</i> ).....	98
<b>5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>100</b>
<b>6 REFERÊNCIAS.....</b>	<b>103</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A presente tese é constituída por três ensaios relacionados à política monetária brasileira no período pós metas de inflação. Especificamente, busca-se melhorar o entendimento a respeito das preferências do Banco Central do Brasil e estimar a taxa natural de juros para a economia brasileira. Os ensaios compartilham o uso de modelos novo-keynesianos, os quais crescentemente têm sido utilizados para responder questões de política monetária, e a ênfase dada ao papel das expectativas. A incorporação das expectativas nesses modelos os tornam menos sujeitos à crítica de Lucas que os modelos tradicionais, onde tal incorporação não é realizada ou realizada de forma limitada. A consideração de expectativas *forward-looking* ressalta o papel central da formação de expectativas, especialmente no regime de metas de inflação, destacando a importância de eventos futuros sobre o presente.

No primeiro e terceiro ensaios, buscamos contribuir com a recente literatura a respeito da estimação das preferências do Banco Central do Brasil, utilizando, um modelo novo-keynesiano padrão e um modelo DSGE, respectivamente, e no segundo ensaio, estimamos a taxa natural de juros brasileira a partir de um modelo DSGE.

Em macroeconomia, um dos desenvolvimentos fundamentais durante as últimas décadas tem sido a incorporação do paradigma da maximização da utilidade intertemporal e sua implementação nos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE), que são hoje a abordagem dominante de análise macroeconômica não apenas na academia, mas crescentemente também nos Bancos Centrais de todo o mundo. Sua principal atratividade está em unir a pesquisa teórica à pesquisa empírica.

Nos anos 1960 e 1970, surgiram os modelos macroeconômicos de grande escala (sistemas de equações) como uma atrativa ferramenta aos formuladores de políticas e economistas. Porém, tais modelos receberam importantes críticas do ponto de vista empírico e, principalmente, teórico. Tais modelos estão especialmente sujeitos à crítica de Lucas (1976), segundo a qual, mudanças na política econômica alteram as expectativas formadas pelos agentes, que por sua vez, alteram os parâmetros dos modelos econômicos. As consequências disso para os modelos de sistemas de equações são fatais, pois implicam que estes podem ser de pouca utilidade.

Como uma alternativa, foi proposto por Kydland e Prescott (1982) o primeiro modelo numa abordagem DSGE, ou a abordagem RBC (*real business cycle*) à modelagem macroeconômica. No entanto, neste primeiro momento, foi considerada total flexibilidade de preços, o que implica que ações da autoridade monetária não impactam variáveis reais. Por isso, inicialmente, tais modelos foram pouco atrativos para os Bancos Centrais e outras instituições.

Com a incorporação na década de 1990 de rigidez nominal e real, além de competição imperfeita nos modelos DSGE, estes se mostraram bastante hábeis em capturar importantes características de séries temporais macroeconômicas, ao contrário de seu antecessor (os modelos RBC de Kydland e Prescott). Além disso, avanços nos métodos quantitativos foram determinantes para despertar o interesse nesses modelos. Desde então, estes têm sido constantemente melhorados e, atualmente, os modelos DSGE são a ferramenta analítica padrão da análise macroeconômica, podendo ser usados para uma série de propósitos como, por exemplo, estimação, previsão, comparação de modelos, identificação de choques e análise de política econômica. A incorporação de expectativas nesses modelos os tornam menos sujeitos à crítica de Lucas que os modelos tradicionais, onde tal incorporação não é realizada ou realizada de forma limitada. Os modelos DSGE, contudo, estão sujeitos a várias críticas. Uma de suas limitações são as fortes hipóteses a respeito da racionalidade dos agentes. Além disso, a heterogeneidade dos indivíduos ainda não é levada em consideração adequadamente.

No Brasil, o avanço na área de modelos DSGE torna-se particularmente interessante dada a adoção do regime de metas de inflação. A política monetária não é realizada de forma aleatória e o Banco Central necessita de uma grande gama de modelos e ferramentas para apoiar suas decisões, com os modelos DSGE tomando um papel cada vez mais proeminente.

Considerando o exposto acima, utilizamos os modelos DSGE para analisar duas importantes questões de política monetária: a taxa natural de juros e as preferências do Banco Central do Brasil.

Apesar de sua importância, existe uma grande dificuldade em mensurar a taxa natural de juros, pois esta é inerentemente uma variável não-observada. A inovação do presente trabalho, que o torna inédito para o caso brasileiro, está na utilização de um modelo DSGE,

que é mais consistente com a abordagem de otimização e de expectativas racionais. Dessa forma, as taxas naturais serão derivadas de forma consistente com a teoria econômica. Ressalta-se, ainda, a não necessidade de utilização de filtros estatísticos para a estimação das taxas naturais, distintamente do que ocorre na totalidade dos trabalhos anteriores realizados para o Brasil.

O objetivo principal do segundo ensaio é estimar a taxa natural de juros para a economia brasileira no período pós metas de inflação (jan 2000- set 2011), utilizando para tanto o modelo novo keynesiano proposto por Berjonland, Leitemo e Maih (2011). Com isso, poderemos avaliar a condução da política monetária por parte do Banco Central do Brasil no período analisado, verificando se esta foi de fato “extremamente conservadora”, como é freqüentemente rotulada. Adicionalmente, serão fornecidas informações a respeito da taxa natural de produto e do hiato do produto, bem como da meta de inflação de equilíbrio desejada pela autoridade monetária. A estimação bayesiana é particularmente interessante para o caso brasileiro, uma vez que permite compensar a pequena amostra com informação fornecida de modelos análogos estimados para outros países (SILVEIRA, 2008).

Nos modelos DSGE os agentes econômicos (consumidores e firmas) são tratados como agentes otimizadores. Assim, as famílias maximizam a utilidade sujeito a uma dada restrição orçamentária e as firmas maximizam lucros com as restrições cabíveis. No entanto, o comportamento do Banco Central geralmente é descrito como um caso a parte, ou seja, por uma regra de política monetária - regra de Taylor. Ao contrário dos demais agentes, na maioria dos trabalhos usando modelos DSGE, o Banco Central não resolve o seu problema de otimização. O objetivo do terceiro ensaio é tratar simetricamente a autoridade monetária, ou seja, assumir que o Banco Central também é um agente otimizador e minimiza a sua função perda sujeito às restrições da economia e, a partir desse problema, estimar as preferências da autoridade monetária. O conhecimento das preferências do Banco Central é de extrema importância. Muitos episódios de inflação, por exemplo, podem ser originados da tentativa por parte da autoridade monetária de estabilizar o produto acima da sua taxa natural. Além disso, quanto maior o peso relativo do produto na função perda, maior será o viés inflacionário na economia.

Por fim, o primeiro ensaio trata-se de uma primeira tentativa em melhorar o entendimento das preferências do Banco Central do Brasil. O único trabalho, de nosso

conhecimento, que havia tratado dessa temática para o Brasil, é Aragon e Portugal (2009), que utilizaram um modelo *backward-looking*. Nós avançamos nesse sentido, considerando expectativas racionais, que permite separar as políticas em dois casos possíveis: regras  $\times$  discricção. Sob um ambiente de regras, a otimização da autoridade monetária ocorre uma única vez e os efeitos de suas escolhas serão internalizados nas expectativas dos agentes. Já em um ambiente com política discricionária, a autoridade monetária reotimiza sua função perda a cada período, tomando as expectativas dos agentes como dadas. Ao contrário dos demais trabalhos que estimam as preferências do Banco Central com modelos *forward-looking*, não será determinada uma dada política (regras  $\times$  discricção) para o processo de estimação. Na verdade, através dos dados e da estimação dos dois casos possíveis, poderemos verificar qual dos dois é mais plausível com o atual desenho de política monetária.

## CAPÍTULO 2

### PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL SOB O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO REGRAS × DISCRIÇÃO<sup>1</sup>

**RESUMO:** O objetivo principal deste trabalho é estimar as preferências do Banco Central do Brasil durante o regime de metas de inflação, usando um modelo novo-keynesiano padrão com expectativas *forward-looking*, conforme proposto por Givens (2010). A consideração de expectativas racionais separa as políticas em dois casos possíveis, regras e discricção e, portanto, permite avaliar com qual desses dois casos os dados são mais consistentes. Usando observações trimestrais, para o período de 2000-1 a 2010-4, os resultados obtidos permitem afirmar que, para o período considerado, os dados favorecem uma política discricionária. As estimativas da função perda revelam que a autoridade monetária dá um grande peso para a estabilização da inflação, seguida pela suavização da taxa de juros e pela estabilização do hiato do produto.

**Palavras-chave:** Metas de inflação, Preferências do Banco Central, Banco Central do Brasil, Filtro de Kalman.

JEL: C61, E52, E58.

**ABSTRACT:** This work aims to estimate the preferences of the Central Bank of Brazil during the inflation targeting regime, using a standard new-keynesian model with forward-looking expectations, as proposed by Givens (2010). The presence of rational expectations in the model forms a distinction between two modes of optimization, rules and discretion, and thus allows us to evaluate which of these specifications is favored by the data. Using quarterly data for the period from 2000-1 to 2010-4, the obtained results allow us to affirm that the data favor a discretionary policy. Estimates of the loss function show that the monetary authority gives great weight to inflation stabilization, followed by interest rates smoothing and stabilization of the output gap.

**Keywords:** Inflation target, Central Bank preferences, Central Bank of Brazil, Kalman Filter.

JEL: C61, E52, E58.

---

<sup>1</sup> Uma versão compacta deste artigo foi publicada na Revista Brasileira de Economia: PALMA, A.A.; PORTUGAL, M.S. Preferences of the Central Bank of Brasil under the inflation targeting regime: commitment vs. discretion. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, p. 347-358, 2011.

## 1 Introdução

O instrumento padrão de avaliação do comportamento dos Bancos Centrais nas últimas décadas tem sido a regra de Taylor, a qual descreve empiricamente a resposta da autoridade monetária às variáveis macroeconômicas. Apesar de ter sido proposta do ponto de vista puramente empírico, a regra de Taylor apresenta também uma justificativa teórica, sendo a solução de um problema de otimização restrito, onde o Banco Central minimiza uma função perda quadrática<sup>2</sup>. Dessa forma, os coeficientes estimados em uma função de reação são combinações bastante complexas dos parâmetros de preferências (coeficientes da função objetivo) da autoridade monetária e os parâmetros estruturais do modelo. Portanto, os coeficientes encontrados na função de reação são estimativas de forma reduzida e não descrevem as características estruturais da política monetária, não sendo úteis para avaliar questões relativas ao processo de formulação da política monetária.

O conhecimento das preferências do Banco Central é de extrema importância. Muitos episódios de inflação, por exemplo, podem ser originados da tentativa por parte da autoridade monetária de estabilizar o produto acima da sua taxa natural. Além disso, quanto maior o peso relativo do produto na função perda, maior será o viés inflacionário na economia. Segundo Castelnuovo e Surico (2003, p. 336), o conhecimento das preferências do Banco Central torna possível avaliar com maior clareza a sua performance, uma vez que permite saber se o resultado obtido é o que foi realmente perseguido pelo Banco Central ou se trata apenas de um ganho aleatório promovido por condições macroeconômicas favoráveis.

Existem muitos trabalhos que buscam estimar as preferências do Banco Central para o caso internacional, especialmente para os EUA (*Federal Reserve – FED*). Entre eles, podemos citar Ozlale (2003) e Favero e Rovelli (2003), os quais estimam versões do modelo puramente *backward-looking* de Rudebusch e Svenson (1999), usando o método da máxima verossimilhança e o método generalizado dos momentos (GMM), respectivamente. Usando uma estratégia de calibração, Söderlind et al (2003) e Castelnuovo e Surico (2003) encontram os pesos relativos às preferências do FED. Considerando modelos *forward-looking*, podemos citar Ilbas (2008), que utiliza um modelo DSGE e métodos bayesianos para estimar também as preferências do FED, considerando um ambiente de regras. Dennis (2004) utiliza um modelo novo-keynesiano com política totalmente discricionária. A conclusão de tais estudos é que o FED dá uma maior importância a suavização da taxa de juros e um peso pequeno ou insignificante ao hiato do produto.

---

<sup>2</sup> Proposta por Svensson (1996).

No Brasil, Aragon e Portugal (2009) foram os primeiros (e, de nosso conhecimento, únicos) a estudar as preferências da autoridade monetária. Em um exercício de calibragem da função perda, os autores, considerando um modelo *backward-looking*, escolhem os valores dos parâmetros de preferência que minimizam o desvio entre a trajetória ótima simulada e a trajetória verdadeira da taxa Selic. Dado que em um exercício de calibragem a inferência não seria possível, é utilizada a estrutura ótima encontrada para estimar as preferências através do método da máxima verossimilhança. Os resultados obtidos indicam que o Banco Central do Brasil dá um peso maior a taxa de inflação e que a preocupação com a suavização da taxa de juros é maior do que com o hiato do produto. É importante notar, no entanto, que no exercício de estimação por máxima verossimilhança, os parâmetros da função perda se mostraram insignificantes. Tal fato, como justificam os autores, pode ter ocorrido devido ao pequeno tamanho da amostra utilizada.

Dado o exposto acima, fica clara a importância de um melhor entendimento das preferências da autoridade monetária no Brasil, especialmente durante o regime de metas de inflação. O nosso objetivo é estimar tais preferências de forma mais robusta. Para isso, usaremos a metodologia desenvolvida por Givens (2010) a fim de estimar as preferências do Banco Central utilizando um modelo novo-keynesiano padrão com duas equações (IS e curva de Phillips) e com expectativas *forward-looking*. Considerando expectativas racionais, é preciso fazer uma distinção chave sobre como as expectativas dos agentes são tratadas no problema de otimização, ou seja, distinguindo entre o caso de regras (*commitment*) e discricionariedade, conforme notado por Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). A distinção crucial entre as duas possibilidades está na forma como as expectativas dos agentes são tratadas no problema de otimização do Banco Central.

Sob um ambiente de regras, a otimização da autoridade monetária ocorre uma única vez e os efeitos de suas escolhas serão internalizados nas expectativas dos agentes. Já em um ambiente com política discricionária, a autoridade monetária reotimiza sua função perda a cada período, tomando as expectativas dos agentes como dadas. Ao contrário dos demais trabalhos que estimam as preferências do Banco Central com modelos *forward-looking*, não será determinada uma dada política (regras × discricionariedade) para o processo de estimação. Na verdade, através dos dados e da estimação dos dois casos possíveis, poderemos verificar qual dos dois é mais plausível. O principal objetivo aqui é estimar as preferências da autoridade monetária e verificar qual dos dois casos é mais compatível com o atual desenho de política monetária.

Cabe notar que o regime de metas de inflação é um instrumento que aumenta a transparência, comunicação e coerência da política monetária, não consistindo necessariamente de um sistema de regras rígida tradicional (BERNANKE e MISHKIN, 1997). De fato, este regime é compatível com discricionariedade da política monetária. De acordo com Mendonça (2001), devido a transparência do regime de metas de inflação, é possível o uso de políticas discricionárias sem perda de credibilidade por parte da autoridade monetária.

Assim, a inovação do presente trabalho, que o torna inédito para o caso brasileiro, está na utilização de um modelo *forward-looking*, que é mais consistente com a abordagem de otimização e de expectativas racionais. A consideração do comportamento *forward-looking* ressalta o papel central da formação de expectativas, especialmente no regime de metas de inflação, destacando a importância de eventos futuros sobre o presente. Pretende-se, dessa forma, contribuir com o aperfeiçoamento do entendimento da condução da política monetária no Brasil durante o regime de metas de inflação, melhorando algumas das deficiências de trabalhos anteriores que trataram do mesmo assunto.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma. Na seção 2, é apresentado o modelo teórico que permite a estimação das preferências da autoridade monetária, e na seção 3 é mostrada a estratégia de estimação. Na seção 4, descrevemos os dados utilizados. A seguir, são apresentados os resultados. A última seção é dedicada às conclusões.

## 2 Modelo Teórico<sup>3</sup>

Para a estimação das preferências, usaremos a metodologia e modelo desenvolvidos por Givens (2010). A estrutura da economia é representada por um modelo novo-keynesiano padrão, que consiste em duas equações (uma IS e uma curva de Phillips) que serão utilizadas como restrição no problema de otimização da autoridade monetária. A curva IS contém termos *backward* e *forward-looking* e é representada pela equação (1) abaixo. A curva de Phillips novo-keynesiana é dada pela equação (2).

$$y_t = \phi E_t y_{t+1} + (1 - \phi)(\beta y_{t-1} + (1 - \beta)y_{t-2}) - \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_{y,t} \quad (1)$$

$$\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + (1 - \alpha)\pi_{t-1} + \kappa y_t + u_{\pi,t} \quad (2)$$

---

<sup>3</sup> Esta seção está baseada em GIVENS (2010).

Na equação da IS (1), temos que  $y_t$  é o hiato do produto (ou seja, o log do desvio entre o produto real e o potencial),  $\pi_t$  a taxa de inflação entre os períodos (t-1) e (t),  $i_t$  a taxa de juros nominal de curto prazo,  $u_{y,t}$  um choque de demanda não autocorrelacionado, com média zero e variância constante  $\sigma_y^2$  (por exemplo, gasto do governo),  $\sigma$  é a elasticidade de substituição intertemporal no consumo (mensura o impacto de mudanças na taxa real de juros sobre o produto corrente),  $\phi \in [0,1]$  mede o grau de comportamento *forward-looking* nas decisões de gasto dos agentes.

Se  $\phi < 1$ , a equação da IS contém termos defasados do hiato do produto, o que é motivado empiricamente, já que alguns *lags* são necessários para explicar comportamento inercial do produto observado nos dados (ESTRELLA e FUHRER, 2002; FUHRER e RUDEBUSCH, 2004) e também teoricamente, devido a existência de formação de hábito no consumo (FUHRER, 2000). De fato, como mostrado em Givens (2010), uma equação IS com a mesma estrutura de defasagens pode ser derivada de um modelo de equilíbrio geral com formação de hábito. A mesma estrutura de defasagens foi encontrada através da análise do correlograma para o caso brasileiro por Aragon e Portugal (2009).

Quanto à curva de Phillips, trata-se da mesma estrutura proposta por Galí e Gertler (1999), ou seja, uma curva de Phillips novo-keynesiana híbrida, derivada com a introdução da hipótese de que parte dos agentes não remarcam os preços de maneira ótima. Temos que  $u_{\pi,t}$  é um choque de oferta não autocorrelacionado, com média zero e variância constante  $\sigma_\pi^2$ , o qual pode ser interpretado como um choque “*cost-push*”, ou seja, variações no custo marginal que não afetam o hiato do produto (CLARIDA ET AL., 1999). O parâmetro  $\alpha \in [0,1]$  mede o grau em que as firmas monopolisticamente competitivas são *forward-looking* em suas decisões de preço. Se  $\alpha=1$ , temos a nova curva Phillips estimada por Galí e Gertler (1999), que é consistente com um modelo de firmas monopolisticamente competitivas e preços rígidos, de acordo com Calvo (1983). Se há a oportunidade de remarcar preços, as firmas maximizam os lucros restritas à probabilidade de mudanças de preços subsequentes. O fator-chave que afeta a decisão de preço das firmas é o custo marginal real, o qual varia proporcionalmente ao hiato do produto (WOODFORD, 2003a). Se  $\alpha < 1$ , (2) inclui um termo inercial, o qual apóia a evidência empírica de que a inflação reage lentamente a choques econômicos. Fuhrer e Moore (1995), Fuhrer (1997) e Roberts (1997) afirmam que sem esse comportamento inercial o modelo produziria uma dinâmica com “saltos”, contradizendo a

evidência empírica. Em termos teóricos, tal inclusão pode ser justificada pela presença que firmas não-otimizadoras, que escolhem preços automaticamente indexados à inflação passada (veja, por exemplo, Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) para o caso de indexação completa e Smets e Wouters (2003) para o caso de indexação parcial) ou pela existência de um grupo de firmas que utilizam uma determinada regra de bolso para determinar preços, a qual depende do recente histórico dos preços (GALÍ e GERTLER, 1999). A restrição imposta de que os coeficientes da inflação passada e futura somam 1, assegura que a curva de Phillips dada por (2) é compatível com o fato de que a política monetária não tem efeito de longo prazo sobre o produto.

O coeficiente de inclinação  $\kappa > 0$  contém informação em relação à frequência nas revisões de preços. Assim, quanto maior for a rigidez nominal (ou seja, quanto menos frequentes forem essas revisões), menor será o valor desse parâmetro.

Além disso, o modelo permite a existência de correlação entre os choques de oferta e demanda, com covariância dada por  $\sigma_{y\pi}$ .

## 2.1 Banco Central e a regra ótima de política monetária

A função perda intertemporal da autoridade monetária é dada pela equação (3). O objetivo da autoridade monetária, portanto, é minimizar (3) sujeito as restrições dadas por (1) e (2).

$$L_t = E_t(1 - \delta) \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j \left\{ \pi_{t+j}^2 + \lambda_y y_{t+j}^2 + \lambda_{\Delta i} (i_{t+j} - i_{t+j-1})^2 \right\} \quad (3)$$

em que  $\delta$  é a taxa de desconto intertemporal e  $E_t$  é o operador esperança condicional ao conjunto de informações disponível no tempo  $t$  e  $\lambda_y, \lambda_{\Delta i} > 0$  são os parâmetros relativos às preferências do Banco Central.

A função perda quadrática dada em (3) é comumente utilizada na literatura. Assume-se que a autoridade monetária busca estabilizar a inflação anualizada  $\pi_{t+j}$  em torno da meta de inflação. Cabe notar, no entanto, que a meta de inflação é fixa no tempo e, portanto, normalizada para zero, uma vez que todas as variáveis no modelo serão expressas como desvios em relação à média. Como demonstrado em Dennis (2006), isso não altera a derivação das preferências do Banco Central. Além de desejar a estabilidade da inflação, a autoridade monetária também preocupa-se com a estabilidade do produto (representada na

equação pelo hiato do produto  $y_{t+j}$ ) e com a suavização da taxa de juros, último termo da equação (3). A meta para o produto é o seu nível potencial.

Os parâmetros de preferência da autoridade monetária para a estabilização do hiato do produto e suavização da taxa de juros são dados em relação ao peso para a estabilidade da inflação, que foi normalizado na unidade. Como a soma dos pesos de cada uma das três variáveis da função perda somam um, é possível, a partir dos pesos relativos, chegar aos pesos absolutos.

A escolha de uma função perda quadrática é bastante atrativa e é geralmente utilizada na literatura relacionada. Segundo Aragon e Portugal (2009) isso se deve a três motivos principais. Em primeiro lugar, esta função quadrática combinada com restrições lineares produz regras de política também lineares. Em segundo lugar, uma função desse tipo permite a inclusão do termo de suavização da taxa de juros nominal. Finalmente, funções perda como (3), mas sem o termo de suavização da taxa de juros, podem ser derivadas de uma função de utilidade intertemporal do agente representativo a partir de uma aproximação de segunda ordem<sup>4</sup>, o que fornece um critério de bem-estar para classificar políticas alternativas. Além disso, como (3) é comumente usada na literatura, os parâmetros estimados têm uma interpretação fácil e permite a comparação com resultados anteriores. De acordo com Svensson (1999), o principal objetivo de um Banco Central que adota o regime de metas de inflação pode ser descrito por uma função perda que estabiliza inflação e uma medida de atividade real.

A inclusão do termo de suavização da taxa de juros tem encontrado bastante respaldo empírico na literatura, apesar da dificuldade de justificativa teórica. Cabe notar que aqui o termo de suavização da taxa de juros é usado para capturar a preferência em reduzir a variância na primeira diferença da taxa de juros nominal<sup>5</sup>. A preferência por movimentos graduais nesta variável pode ser explicada por uma série de razões. Por exemplo, mudanças bruscas na taxa de juros podem desestabilizar os mercados financeiro e cambial (LOWE e ELLIS, 1997). Além disso, de acordo com Woodford (2003b), em modelos *forward-looking*, a inércia da taxa de juros é uma característica de uma regra ótima de metas para a inflação.

As restrições da economia, dadas pelas equações (1) e (2) podem ser escritas na forma matricial compacta a seguir:

<sup>4</sup> A respeito desse último argumento, veja Woodford (2003).

<sup>5</sup> Alguns trabalhos usam esse mesmo termo para denotar uma função de reação onde o coeficiente da taxa de juros defasada é substancialmente maior que zero (GIVENS, 2010).

$$\begin{bmatrix} X_{t+1} \\ \Omega E_t x_{t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \end{bmatrix} + B i_t + \begin{bmatrix} \Gamma u_{t+1} \\ \mathbf{0}_{2 \times 1} \end{bmatrix} \quad (4)$$

em que  $X_t = [u_{y,t} \ u_{\pi,t} \ y_{t-1} \ y_{t-2} \ \pi_{t-1} \ i_{t-1}]'$  é um vetor de variáveis exógenas,  $x_t = [y_t \ \pi_t]'$  um vetor de variáveis *forward-looking* e  $u_{t+1} = [u_{y,t+1} \ u_{\pi,t+1}]'$  é um vetor de choques com matriz de covariância dada por  $\Sigma_{uu}$ ,  $\Gamma$  é um seletor. As matrizes  $\Omega$ ,  $A$ ,  $B$ ,  $\Gamma$  e  $\Sigma_{uu}$  são dadas por:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \phi & \sigma \\ 0 & \alpha \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & -(1-\phi)\beta & -(1-\phi)(1-\beta) & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & -(1-\alpha) & 0 & -\kappa & 1 \end{bmatrix},$$

$$B = [0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 1 \ \sigma \ 0]'$$

$$\Gamma = \begin{bmatrix} I_{2 \times 2} \\ \mathbf{0}_{4 \times 2} \end{bmatrix},$$

$$\Sigma_{uu} = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & \sigma_{y\pi} \\ \sigma_{y\pi} & \sigma_\pi^2 \end{bmatrix}.$$

A função perda também pode ser escrita em notação matricial, denotando as variáveis alvo que aparecem na função perda por  $S_t = [\pi_t \ y_t \ \Delta i_t]'$ . O vetor  $S_t$  se relaciona com o vetor de estado e o instrumento de política por:

$$S_t = D \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \\ i_t \end{bmatrix},$$

$$\text{com } D = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

A função perda para o período inicial (data 0), portanto, pode ser escrita como:

$$L_0 = E_0(1 - \delta) \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t S_t' W S_t, \quad (5)$$

onde  $W$  é uma matriz simétrica, positiva semi-definida, com os elementos diagonais correspondendo às preferências da autoridade monetária:

$$W = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_y & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{\Delta i} \end{bmatrix}$$

Usando os métodos descritos em Söderlind (1999)<sup>6</sup>, é possível, a partir da minimização de (5) restrita a (4) encontrar o equilíbrio do modelo sob os dois casos (regras e discricção), o que será feito a seguir.

### 2.1.1 Equilíbrio sob regras

Sob regras, o Banco Central faz o anúncio de um plano de contingência para a taxa de juros, em algum período, o qual deverá ser rigorosamente seguido no futuro. Ao resolver o seu problema de otimização, a autoridade monetária internaliza o efeito de suas decisões nas expectativas privadas, pois ao determinar a trajetória da política ótima, deve-se levar em consideração como o compromisso de executar tal plano impactará as expectativas dos agentes. O Banco Central, portanto, procura fazer um uso eficiente de tais expectativas para poder alcançar as suas metas, representadas pela função perda. Dessa forma, uma política de regras presume a habilidade para cumprir os compromissos passados e um entendimento por parte dos agentes da disposição da autoridade monetária em fazer isso, apesar dos eventos que possam ocorrer no futuro. A autoridade monetária, no entanto, enfrenta, nesse caso, o problema da inconsistência temporal, ou seja, o incentivo para abandonar a política ótima ao longo do tempo (Kydland e Prescott, 1977).

Considerando a lei das expectativas iteradas, o Lagrangeano do problema de minimização de (5) restrito a (4), para  $t \geq 0$  e  $X_0 = \bar{X}_0$  conhecido, é dado por:

$$\mathcal{L}_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (1 - \delta) \delta^t \left\{ S_t' W S_t + 2 [\xi'_{t+1} \psi'_{t+1}] \left( \bar{\Omega} \begin{bmatrix} X_{t+1} \\ x_{t+1} \\ i_{t+1} \end{bmatrix} - \bar{A} \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \\ i_t \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \Gamma u_{t+1} \\ 0_{2 \times 1} \end{bmatrix} \right) \right\} + 1 - \delta \xi_0' X_0 - X_0,$$

em que  $\xi'_{t+1}$  e  $\psi'_{t+1}$  são vetores de multiplicadores de Lagrange associados, respectivamente, aos blocos inferior e superior de (4). É importante notar que o instrumento de política ( $i_t$ ) aparece no Lagrangeano como elemento final do vetor de estados. Dessa forma, é preciso definir as matrizes auxiliares  $\bar{\Omega}$  e  $\bar{A}$  como:

$$\bar{\Omega} \equiv \begin{bmatrix} I_{6 \times 6} & 0_{6 \times 2} & 0_{6 \times 1} \\ 0_{2 \times 6} & \Omega & 0_{2 \times 1} \end{bmatrix}, \quad \bar{A} \equiv [A \quad B].$$

As condições de primeira ordem em relação a  $X_t$ ,  $x_t$  e  $i_t$  são dadas por:

<sup>6</sup> Em seu artigo é mostrado como alguns métodos podem ser combinados com o filtro de Kalman para estimar os parâmetros estruturais de modelos macroeconômicos com expectativas racionais através do método da máxima verossimilhança.

$$[X'_t \ x'_t \ i'_t]D'WD + [\xi'_t \ \psi'_t]\frac{1}{\delta}\bar{\Omega} - [E_t\xi'_{t+1} \ \psi'_{t+1}]\bar{A} = 0 \quad (6)$$

para  $t \geq 0$ , com  $X_0 = \bar{X}_0$  e  $\psi_0 = \mathbf{0}_{2 \times 1}$ , já que não existe restrição associada ao bloco inferior de (4) no período inicial.

Combinando as C.P.O. com as restrições de política da forma como aparecem no Lagrangeano, podemos formar um sistema de 17 equações em diferenças para  $t \geq 0$ , dado por:

$$\begin{bmatrix} \bar{\Omega} & \mathbf{0}_{8 \times 8} \\ \mathbf{0}_{9 \times 9} & \bar{A}' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t+1} \\ E_t X_{t+1} \\ E_t i_{t+1} \\ E_t \xi_{t+1} \\ \psi_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{A} & \mathbf{0}_{8 \times 8} \\ D'WD & \frac{1}{\delta}\bar{\Omega}' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \\ i_t \\ \xi_t \\ \psi_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma u_{t+1} \\ \mathbf{0}_{2 \times 1} \\ \mathbf{0}_{9 \times 1} \end{bmatrix}, \quad (7)$$

em que  $X_t$  e  $\psi_t$  são as variáveis pré-determinadas<sup>7</sup> e  $x_t$ ,  $i_t$  e  $\xi_t$  são variáveis não pré-determinadas.

Pode-se fazer o uso da forma generalizada de Schur para separar (7) em blocos de equações estáveis e instáveis, seguindo Klein (2000). Dados  $X_0 = \bar{X}_0$  e  $\psi_0 = \mathbf{0}_{2 \times 1}$ , uma única solução limitada existe se o número de autovalores estáveis for igual ao número de variáveis pré-determinadas. Assumindo que essa condição seja satisfeita, temos a seguinte dinâmica:

$$\begin{bmatrix} X_{t+1} \\ \psi_{t+1} \end{bmatrix} = M_c \begin{bmatrix} X_t \\ \psi_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma u_{t+1} \\ \mathbf{0}_{2 \times 1} \end{bmatrix}, \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} x_t \\ i_t \end{bmatrix} = G_c \begin{bmatrix} X_t \\ \psi_t \end{bmatrix} \quad (9)$$

em que as matrizes  $M_c$  e  $G_c$  dependem de  $\Omega$ ,  $A$ ,  $B$ ,  $W$  e  $\delta$  e  $\psi_t$  é um vetor de multiplicadores de Lagrange associados ao bloco inferior de (4), que contém as variáveis *forward-looking*. Há também uma solução para  $\xi_t$  que será omitida, já que a mesma não caracteriza a dinâmica de  $X_t$ ,  $\psi_t$ ,  $x_t$  ou  $i_t$ .

É importante notar que (8) e (9) implicam em um política que é dependente historicamente.

### 2.1.2 Equilíbrio sob discrição

Ao contrário do que ocorre no caso de regras, sob discrição existe a liberdade para que a autoridade monetária ajuste a sua política em resposta às condições econômicas correntes. Assim, não há o compromisso de seguir uma determinada política anunciada em um período

<sup>7</sup> Variáveis com erros de previsão um passo a frente exógenos.

anterior. A cada período de tempo, o problema de otimização é resolvido novamente, levando em consideração o cenário prevalecente. Assim, as expectativas dos agentes são tomadas como dadas na resolução do problema de otimização. De acordo com Givens (2010), o equilíbrio resultante é ótimo em um sentido restrito, já que não é possível influenciar as expectativas privadas de forma a alcançar as metas ditadas pela função perda, ao contrário do que ocorre no caso anterior.

Sob discricção, o objetivo é minimizar a função perda intertemporal,  $L_t$ , sujeito a (4),  $X_t$  dado e:

$$i_{t+1} = F_{t+1}X_{t+1}, \quad (10)$$

$$x_{t+1} = G_{t+1}X_{t+1}, \quad (11)$$

em que  $F_{t+1}$  e  $G_{t+1}$  são as regras de decisão desconhecidas que resolvem o problema de minimização no período (t+1).

A fim de transformar o problema acima em um problema do regulador linear ótimo padrão, é necessário reescrever as variáveis *forward-looking*  $x_t$  em termos das variáveis de estado pré-determinadas  $X_t$  e a variável de controle,  $i_t$ . Tomando a esperança condicional de (4), obtemos:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{I}_{6 \times 6} & \mathbf{0}_{6 \times 2} \\ \mathbf{0}_{2 \times 6} & \Omega \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t X_{t+1} \\ E_t x_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_1 \\ B_2 \end{bmatrix} i_t \quad (12)$$

Em que as matrizes A e B foram particionadas em submatrizes de acordo com as dimensões de  $X_t$  e  $x_t$ . Usando (11) e o bloco superior de (12), obtemos:

$$E_t x_{t+1} = G_{t+1} E_t X_{t+1} = G_{t+1} (A_{11} X_t + A_{12} x_t + B_1 i_t) \quad (13)$$

Multiplicando a expressão acima (13) por  $\Omega$  e fazendo a expressão resultante igual ao bloco inferior de (12) temos a solução para  $x_t$ :

$$x_t = \tilde{A}_t X_t \tilde{B}_t i_t \quad (14)$$

com

$$\begin{aligned} \tilde{A}_t &\equiv (A_{22} - \Omega G_{t+1} A_{12})^{-1} (\Omega G_{t+1} A_{11} - A_{21}) \\ \tilde{B}_t &\equiv (A_{22} - \Omega G_{t+1} A_{12})^{-1} (\Omega G_{t+1} B_1 - B_2) \end{aligned}$$

Substituindo (14) no bloco superior de (12) e considerando as inovações, obtemos:

$$X_{t+1} = A_t^* X_t + B_t^* i_t + \Gamma u_{t+1} \quad (15)$$

onde

$$\begin{aligned} A_t^* &\equiv A_{11} + A_{12}\tilde{A}_t \\ B_t^* &\equiv B_1 + A_{12}\tilde{B}_t \end{aligned}$$

Usando (14) para expressar  $S_t$  em termos de  $X_t$  e  $i_t$  podemos escrever a função perda da seguinte forma:

$$S_t'WS_t = \begin{bmatrix} X_t \\ i_t \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} Q_t & N_t \\ N_t' & R_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ i_t \end{bmatrix} \quad (16)$$

com

$$\begin{aligned} Q_t &\equiv \tilde{W}_{XX} + \tilde{A}_t' \tilde{W}'_{Xx} + \tilde{W}_{Xx} \tilde{A}_t + \tilde{A}_t' \tilde{W}_{xx} \tilde{A}_t \\ N_t &\equiv \tilde{W}_{Xx} \tilde{B}_t + \tilde{A}_t' \tilde{W}'_{xx} \tilde{B}_t + \tilde{W}_{Xi} + \tilde{A}_t' \tilde{W}_{xi} \\ R_t &\equiv \tilde{B}_t' \tilde{W}_{xx} \tilde{B}_t + \tilde{W}'_{xi} \tilde{B}_t + \tilde{B}_t' \tilde{W}_{xi} + \tilde{W}_{ii} \end{aligned}$$

E dadas as substituições que resultam em (16), é preciso definir uma matriz auxiliar que pode ser particionada em submatrizes de acordo com  $X_t$ ,  $x_t$  e  $i_t$ , dada por:

$$\tilde{W} \equiv D'WD = \begin{bmatrix} \tilde{W}_{XX} & \tilde{W}_{Xx} & \tilde{W}_{Xi} \\ \tilde{W}'_{Xx} & \tilde{W}_{xx} & \tilde{W}_{xi} \\ \tilde{W}'_{Xi} & \tilde{W}'_{xi} & \tilde{W}_{ii} \end{bmatrix}$$

O valor ótimo da função perda no período (t+1) admite a forma quadrática  $X'_{t+1}V_{t+1}X_{t+1} + v_{t+1}$ , onde  $V_{t+1}$  é uma matriz semi-definida positiva e  $v_{t+1}$  é um escalar independente de  $X_{t+1}$ , já que o modelo é quadrático-linear. O valor da função perda no período t satisfaz a equação de Bellman dada por

$$(1 - \delta)[X_t'V_tX_t + v_t] = (1 - \delta)\min_{i_t}\{S_t'WS_t + \delta E_t[X'_{t+1}V_{t+1}X_{t+1} + v_{t+1}]\} \quad (17)$$

sujeito a (15), (16) e  $X_t$  conhecido.

A condição de primeira ordem para  $i_t$  é dada por

$$N_t'X_t + R_t i_t + \delta B_t'V_{t+1}(A_t^*X_t + B_t^*i_t) = 0 \quad (18)$$

Resolvendo para  $i_t$

$$i_t = F_t X_t \quad (19)$$

$$F_t \equiv -(R_t + \delta B_t'V_{t+1}B_t^*)^{-1}(N_t' + \delta B_t'V_{t+1}A_t^*) \quad (20)$$

Inserindo (19) em (14) obtemos uma solução para  $x_t$  da forma:

$$x_t = G_t X_t$$

com

$$G_t \equiv \tilde{A}_t + \tilde{B}_t F_t \quad (21)$$

usando (19) em (17) e combinando os termos comuns:

$$V_t \equiv Q_t + N_t F_t + F_t' N_t' + F_t' R_t F_t + \delta(A_t^* + B_t^* F_t)' V_{t+1} (A_t^* + B_t^* F_t) \quad (22)$$

O sistema de equações para  $\tilde{A}_t, \tilde{B}_t, A_t^*, B_t^*, Q_t, N_t, R_t, F_t, G_t$  e  $V_t$  constituem um mapeamento de  $(F_{t+1}, G_{t+1}, V_{t+1})$  em  $(F_t, G_t, V_t)$ . A solução para esse problema é um ponto fixo  $(F, G, V)$  deste mapeamento e pode ser obtido como o limite de  $(F_t, G_t, V_t)$  quando  $t \rightarrow -\infty$ . Assumindo que o problema é estável, o equilíbrio sob discricção é dada por

$$X_{t+1} = M_d X_t + \Gamma u_{t+1} \quad (23)$$

$$\begin{bmatrix} X_t \\ i_t \end{bmatrix} = G_d X_t \quad (24)$$

onde  $M_d = A^* + B^*F$  e  $G_d = [G' \ F]'$ .

É importante notar que a equação de política (24) é totalmente *forward-looking*, ao contrário do que ocorre no caso de regras (9), o que significa que a taxa de juros depende apenas da visão atual em relação às variáveis pré-determinadas.

### 3 Estimação

O equilíbrio em ambos os casos assume a forma de um modelo de espaço de estados que pode ser estimado por máxima verossimilhança usando o filtro de Kalman<sup>8</sup>. A equação de estado é dada por:

$$\xi_{t+1} = F \xi_t + \tilde{\Gamma} u_{t+1} \quad (25)$$

em que  $\xi_t \in \{[X_t' \psi_t']', X_t\}$ ,  $F \in \{M_c \ M_d\}$  e  $\tilde{\Gamma} \in \{[\Gamma' \ 0]', \Gamma\}$ .

E a equação de observação:

$$\begin{bmatrix} y_t^0 \\ \pi_t^0 \\ i_t^0 \end{bmatrix} = H \xi_t + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ v_{i,t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

onde:

$\{y_t^0, \pi_t^0, i_t^0\}_{t=1}^T$  são as séries observadas para o hiato do produto, inflação e taxa nominal de juros;

$H \in \{G_c, G_d\}$ ;

$v_{i,t}$  é um choque a taxa de juros com média zero e não autocorrelacionado. A sua variância  $\sigma_i^2$  pode ser considerada como uma medida de discrepância entre a política ótima dada pelo modelo e a taxa de juros observada<sup>9</sup>.

<sup>8</sup> Veja Hamilton (1994, cap. 13)

<sup>9</sup> A adição do choque  $v_{i,t}$  resolve o problema de singularidade estocástica.

O modelo em espaço de estados dado pelas equações (25) e (26) é usado para construir a função de verossimilhança amostral recursivamente através do filtro de Kalman. A função de verossimilhança é então maximizada utilizando um algoritmo de otimização não-linear, que fornece as estimativas para os parâmetros estruturais bem como as matrizes de covariância dos choques. A função de verossimilhança é dada por:

$$L = (2\pi)^{-n/2} |H' P_{t|t-1} H + R|^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y_t - H' \xi_{t|t-1})' (H' P_{t|t-1} H + R)^{-1} (y_t - H' \xi_{t|t-1}) \right\}$$

para  $t = 1, 2, \dots, T$ .

Para rodar o filtro de Kalman, é necessário um vetor de estado inicial,  $\hat{\xi}_{1|0}^1$ , geralmente dado pela sua média de longo prazo. Porém, o valor médio dado por (25) é igual a zero. Para a estimação sob regras isso não é interessante, uma vez que  $\xi_t$  contém os multiplicadores ( $\psi_t$ ) associados às variáveis *forward-looking* dadas em (4) e fazer esses multiplicadores iguais a zero implica que a autoridade monetária não cumpre seu compromisso anterior ao período inicial, ou seja, torna o equilíbrio temporalmente inconsistente.

Seguindo Givens (2010), esse problema será resolvido supondo que o Banco Central anuncia seu plano em algum ponto anterior à amostra. O valor inicial de  $\hat{\xi}_{1|0}^1$  será obtido através do produto do filtro de Kalman. Assim, o modelo será estimado em um primeiro momento fazendo-se  $\hat{\xi}_{1|0}^1 = 0$  e será re-estimado usando o estado inicial igual à média das seqüências de previsões produzidas pelo filtro, ou seja,  $\hat{\xi}_{1|0}^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_{t|t}^1 / T$ . Esse processo será repetido até que o estado inicial iguale o valor médio das seqüências de previsões produzidas pelo filtro de Kalman, ou seja,  $\hat{\xi}_{1|0}^{(i+1)} = \hat{\xi}_{1|0}^{(i)}$ . Cabe notar que essa solução é consistente com o conceito de equilíbrio na perspectiva atemporal (*timeless perspective*) de Woodford (2003).

#### 4 Descrição dos dados

Serão utilizados dados trimestrais para a economia brasileira no período pós metas de inflação (janeiro de 2000 – dezembro de 2010), totalizando 44 observações, das seguintes variáveis:

- Hiato do produto: desvio percentual do PIB real ajustado sazonalmente em relação ao PIB potencial (calculado usando o filtro de Hodrik-Prescott).
- Taxa de inflação (IPCA) anualizada: IPCA em 12 meses (variação percentual). Média no trimestre. Fonte: IBGE  
Taxa nominal de juros (1ª. diferença): taxa Selic anualizada. Média no trimestre. Fonte: BCB – Sisbacen.

A estacionariedade das séries utilizadas foi verificada através dos testes de Dickey-Fuller e Phillips-Perron cujos resultados são apresentados abaixo. Pode-se concluir que as séries são estacionárias a 5% de significância. Uma ressalva deve ser feita quanto ao uso da variação da taxa de juros em vez de seu nível. A taxa de juros no Brasil é não-estacionária. No entanto, para a execução da política monetária é utilizada uma meta para a taxa de juros e não para a sua primeira diferença. Para verificar se este é um problema relevante, procedemos à estimação dos modelos usando tanto a taxa de juros em nível quanto a sua variação. Como os resultados não diferiram significativamente, optamos por utilizar a série estacionária<sup>10</sup>.

**Tabela 1.** Testes de estacionariedade

Variável	Estatística teste ADF (valor-p)	Teste Phillips-Perron (valor-p)
Hiato do produto	-4.635629 (0.0005)	-2.283105 (0.0232)
Inflação	-2.249315 (0.0253)	-1.969038 (0.0478)
Taxa de juros (1ª. diferença)	-5.812382 (0.0000)	-2.651965 (0.0092)

Seguindo a literatura, as variáveis referentes à taxa de inflação e à taxa nominal de juros foram calculadas como desvio em relação a média amostral. Isso é interessante por dois motivos. O principal objetivo do trabalho é estimar as preferências do Banco Central e comparar o ajuste do modelo sob os dois casos de política (regras e discricão) e não obter as estimativas das metas implícitas do Banco Central para tais variáveis. Além disso, esse procedimento faz com que as metas de inflação e taxa de juros sejam as mesmas para ambos os casos de otimização. A escolha da periodicidade trimestral para os dados, padrão na literatura relacionada, visa amenizar problemas com erros de mensuração e diminuir o número de defasagens no modelo, já que os efeitos das ações de política monetária sobre a inflação tomam dois ou três trimestres para ocorrer.

<sup>10</sup> Agradecemos a um parecerista anônimo da RBE por essa sugestão.

## 5 Resultados

O modelo apresentado foi estimado a partir do software Matlab<sup>11</sup> e os resultados são apresentados nas tabelas 2 e 3 para os casos de regras e discricção, respectivamente. Na tabela 4, apresentamos medidas de comparação de ajuste entre os dois modelos: log-verossimilhança, critério de informação bayesiano e *pseudo-posterior odds*. Esta última medida de ajuste mostra a probabilidade de um determinado modelo condicional aos dados. As variâncias foram calculadas a partir dos elementos da diagonal da matriz de informação.

**Tabela 2.** Modelo estimado sob regras (*commitment*)

Parâmetros	Estimativa	Desvio-Padrão	Valor-p (teste de Wald)
$\sigma_y$	0,2009	0,059697	0,00076453
$\sigma_\pi$	0,7	0,017149	0,00000000
$\sigma_{y\pi}$	-0,052482	0,05826	0,30307311
$\sigma_i$	1,0500	0,008352	0,00000000
$\lambda_y$	0,19	0,026733	0,00000000
$\lambda_{\Delta i}$	2,0005	0,05142	0,00000000
$\phi$	0,2500	0,023453	0,00000000
$\beta$	1,300	0,15602	0,00000000
$\sigma$	0,0500	0,057155	0,38167506
$\alpha$	0,6500	0,003757	0,00000000
$\kappa$	0,0001	0,04105	0,99805631

Pesos absolutos:  $\lambda'_y = 0,0596$   $\lambda'_{\Delta i} = 0,6270$   $\lambda'_\pi = 0,3134$

**Tabela 3.** Modelo estimado sob discricção (*Discretion*)

Parâmetros	Estimativa	Desvio-Padrão	Valor-p (teste de Wald)
$\sigma_y$	0,13	0,010306	0,00000000
$\sigma_\pi$	0,7	0,013536	0,00000000
$\sigma_{y\pi}$	-0,01	0,0064866	0,12316121
$\sigma_i$	1,05	0,0021936	0,00000000
$\lambda_y$	0,01	0,003603	0,00551229
$\lambda_{\Delta i}$	0,2	0,001305	0,00000000
$\phi$	0,32741	0,003683	0,00000000
$\beta$	1,5891	0,0031324	0,00000000
$\sigma$	0,001	0,0024679	0,68532844
$\alpha$	0,5	0,000689	0,00000000
$\kappa$	0,0001	0,0016255	0,95094546

Pesos absolutos:  $\lambda'_y = 0,0083$   $\lambda'_{\Delta i} = 0,1653$   $\lambda'_\pi = 0,8264$

<sup>11</sup> As rotinas originais foram gentilmente cedidas por Gregory Givens.

**Tabela 4.** Comparação entre os modelos

Modelo	Log-verossimilhança	BIC	Pseudo-odds
Regras	-378,58	-399,39	3,58E-72
Discrição	-214,07	-234,883	1,00

A comparação dos modelos na tabela 4, permite afirmar que os dados são mais consistentes com uma política discricionária para o período avaliado. Dessa forma, o comportamento do Banco Central não seria limitado a promessas feitas em períodos passados. No Brasil as metas são ajustáveis (flexíveis), ou seja, podem ser modificadas na presença de choques adversos. A princípio, esse resultado pode parecer não desejável, uma vez que de acordo com Kydland e Prescott (1977) políticas discricionárias diminuiriam o bem-estar da sociedade. Porém, há uma literatura mais recente mostrando que uma política baseada em regras pode ser inferior a uma política discricionária. Como exemplo, Sauer (2007) conclui que se uma economia é caracterizada por preços rígidos, baixo fator de desconto, alta preferência por estabilização do produto ou se encontra suficientemente longe de seu estado estacionário, uma política discricionária pode ser preferível a uma política baseada em regras.

Os parâmetros de ambos os modelos (discrição e regras) são muito parecidos, com exceção dos parâmetros de preferências. Em relação às curvas IS e de Phillips, pode ser notado que os componentes *forward-looking* e *backward-looking* são bastante significativos e importantes, com o termo *backward-looking* superando o termo *forward-looking* em ambos os casos. A elasticidade de substituição intertemporal no consumo ( $\sigma$ ) é bastante pequena em ambos os modelos, o que pode indicar uma suavização no consumo, já que quanto maior for esta elasticidade, menor a aversão ao risco. Valores baixos deste coeficiente são consistentes com alguns outros trabalhos empíricos que estimam este parâmetro para a economia brasileira<sup>12</sup>. Os resultados também apresentam a importância tanto do componente *forward* quanto *backward-looking* na curva de Phillips. O pequeno valor estimado para o parâmetro  $\kappa$ , apesar de não ser estatisticamente significativo, implica em uma grande rigidez nominal de preços na economia. Quanto às estimativas de covariância, em ambos os modelos, os choques de demanda são mais voláteis que os choques de oferta. Já a estimativa de  $\sigma_i$  mostra que a discrepância entre a política ótima dada pelo modelo e a observada são invariantes entre os dois modelos.

<sup>12</sup> Por exemplo, Issler e Piqueira (2000).

Os parâmetros de preferência do Banco Central diferem bastante entre as duas possibilidades de comportamento da autoridade monetária. Sob um regime de regras, temos que a maior importância está na suavização da taxa de juros, seguida pela inflação e apenas um pequeno peso é dado à estabilização do produto. Essa diferença significativa entre os dois modelos se deve ao fato de que sob regras, há um aumento na volatilidade da taxa de juros, fazendo com que o método da máxima verossimilhança compense este efeito aumentando o peso do parâmetro que capta a suavização da taxa de juros, a fim de harmonizar o modelo aos dados (GIVENS, 2010).

Considerando o caso de política discricionária, temos que o maior peso é para a estabilização da inflação, seguido pela taxa de juros e estabilização do produto. Os resultados obtidos por Aragon e Portugal (2009) apontavam para um peso maior da inflação em relação às outras variáveis (ainda que estatisticamente não significantes), mas menor em magnitude do que o encontrado no presente trabalho para o caso de política discricionária. Portanto, pode-se concluir que o Banco Central do Brasil dá um peso bastante maior à estabilização da inflação, mas não ignora a estabilização do produto nem a suavização da taxa de juros. A baixa preocupação com a estabilização do produto implica que existe um baixo viés inflacionário no período. Os resultados obtidos são bastante plausíveis do ponto de vista econômico, já que o objetivo principal da autoridade monetária é a estabilização da inflação. Além disso, a preocupação da autoridade monetária com o produto acontece apenas na extensão em que este ajuda a controlar a inflação. A preocupação com a suavização da taxa de juros também é consistente com o fato de que o Banco Central não altera a taxa nominal de uma só vez em resposta à modificações nos fundamentos econômicos.

## **Conclusão**

No presente trabalho, buscou-se estimar as preferências da autoridade monetária usando um modelo novo-keynesiano padrão, onde a autoridade monetária minimiza uma função perda intertemporal sujeita às restrições da economia, dadas pelas curvas IS e de Phillips, usando expectativas racionais. Dada a natureza *forward-looking* do modelo, faz-se necessário distinguir entre dois casos no problema de otimização, a saber: regras ou discricionário. Sob uma política discricionária, a otimização ocorre período a período. Sob regras, distintamente, a otimização ocorre uma única vez. Assim, é possível determinar, utilizando algumas medidas de ajuste, qual caso é mais compatível com os dados utilizados.

O modelo foi estimado usando dados trimestrais (visando minimizar erros de mensuração e o número de defasagens no modelo) no período pós metas de inflação (2000-1 a 2010-4). Os resultados encontrados permitem afirmar que os dados favorecem o caso discricionário. A autoridade monetária dá um alto peso para a estabilização da inflação, mas também leva em consideração a suavização da taxa de juros e a estabilização do produto. Apesar de pequenos, os pesos para a estabilização do produto e suavização da taxa de juros são estatisticamente diferentes de zero. Este resultado é bastante plausível do ponto de vista econômico, já que o objetivo principal da autoridade monetária é a estabilização da inflação. Além disso, a preocupação da autoridade monetária com o produto acontece apenas na extensão em que esta ajuda a controlar a inflação.

Os resultados encontrados mostram que o Banco Central do Brasil adota um regime de metas de inflação flexível que seria compatível com uma política discricionária, o que é também compatível com a atitude da autoridade monetária observada durante o período. Em alguns momentos, por exemplo no ano de 2002, a meta de inflação a ser perseguida foi alterada, mas essa mudança não foi divulgada antecipadamente ao público. De acordo com Mendonça (2001), devido à transparência do regime de metas de inflação, é possível o uso de políticas discricionárias sem perda de credibilidade por parte da autoridade monetária. O resultado obtido de que a política adotada no período foi discricionária, portanto, é compatível com estudos anteriores que apontam para a credibilidade crescente do Banco Central do Brasil no regime de metas de inflação (por exemplo, Palma e Portugal, 2009).

## REFERÊNCIAS

- ARAGON, E. K.; PORTUGAL, M. S. Central Bank Preferences and Monetary Rules under the Inflation Targeting Regime in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, n. 1, p.79-109, 2009.
- BARRO, R.J.; GORDON, D. B. A positive theory of monetary policy in a natural rate model. **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 4, p. 589-610, 1983.
- BERNANKE, B; MISHKIN, F. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n.2, p. 97-116, 1997.
- CALVO, G.A. Staggered prices in a utility maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v.12, n. 3, p. 383-398, 1983.
- CASTELNUEVO, E.; SURICO,P. What does monetary policy reveal about a Central Bank's Preferences? **Economic Notes**, v.32, n. 3, p. 335-359, 2003.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n.4, p. 1661-1707, 1999.
- \_\_\_\_\_. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.
- CHRISTIANO, L.J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C.L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 1-45, 2005.
- DENNIS, R. Inferring policy objectives from economic outcomes. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 66, n. S1, p. 735-764, 2004.
- DENNIS, R. Inflation targeting under commitment and discretion. **Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco**, p. 1-13, 2005.
- DENNIS, R. The policy preferences of the US Federal Reserve. **Journal of Applied Econometrics**, v.21, n.1,p. 55- 77, 2006.
- ESTRELLA, A.; FUHRER, J.C. Dynamic Inconsistencies: counterfactual implications of a class of rational-expectations models. **The American Economic Review**, v. 92, n. 4, p. 1013-1028, 2002.
- FAVERO, C. A.; E ROVELLI, R. Macroeconomic Stability and the preferences of the Fed: A formal analysis,1961-98. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 35, n. 4, p 545-556, 2003.
- FUHRER, J.C. The (un)importance of forward-looking behavior in price specifications. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, n. 3, p. 338-350, 1997.
- FUHRER, J.C. Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models. **The American Economic Review**, v. 90, n.3, p. 367-390, 2000.

FUHRER, J.C.; RUDEBUSCH, G.D. Estimating the Euler equation for output. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 6, p. 1133-53, 2004.

FUHRER, J.C.; MOORE, G.R. Inflation Persistence. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 1, p. 127-159, 1995.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.

GIVENS, G. (2010). Estimating Central Bank Preferences under Commitment and Discretion. **Journal of Money, Credit, and Banking**, *forthcoming*.

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

ILBAS, P. Revealing the preferences of the US Federal Reserve. **Norges Bank Working Paper** 2008/21, 2008.

ISSLER, J. V., PIQUEIRA, N. S. Estimating relative risk aversion, the discount rate and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for Brazil using three types of utility function. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 20, n. 2, p. 201-239, 2000

KLEIN, P. Using the Generalized Schur Form to solve a multivariate linear rational expectations model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 24, n. 10, p. 1405-1423, 2000.

KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473-491, 1977.

LOWE, P.; ELLIS, L. The Smoothing of Official Interest Rates. In: Phillip Lowe, Ed., **Monetary Policy and Inflation Targeting**. Reserve Bank of Australia, p. 286-312, 1997.

MENDONÇA, H. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, n. 16, p. 65-81, 2001.

OZLALE, U. price stability vs. Output stability: tales of Federal reserve administrations. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 17, n. 9, p.1595-1610, 2003.

PALMA, A.A.; PORTUGAL, M.S. Análise empírica da formação de expectativas de inflação no Brasil: uma aplicação de redes neurais artificiais a dados em painel. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 13, n.3, p. 391-437, 2009.

ROBERTS, J.M. Is Inflation Sticky? **Journal of Monetary Economics**, v. 39, n. 3, p. 173-196, 1997.

RUDEBUSCH, G. D.; SVENSSON, L. E. O. Policy rules for inflation targeting. In: TAYLOR, JB (ed). **Monetary policy rules**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999.

SAUER, S. Discretion rather than rules? When is discretionary policy-making better than the timeless perspective? **European Central Bank Working Paper Series**, n. 717, 2007

SMETS, F.; WOUTERS , R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area. **Journal of European Economic Association**, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, 2003.

SVENSSON, L. E. O. **Inflation forecasting targeting: implementing and monitoring inflation targets**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1996. (Working Paper 5797).

SÖDERLIND, P. Solution and estimation of RE macromodels with optimal policy. **European Economic Review**, v. 43, n. 4-6, p. 813-23, 1999.

WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. New Jersey: Princeton University Press, 2003a.

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

## APÊNDICE

### A.1 Estimação do modelo considerando o Indicador de Condições Monetárias

A fim de levar em consideração a influência da taxa de câmbio sobre a inflação no Brasil e sobre a decisão da autoridade monetária em relação à taxa de juros, o modelo foi estimado também considerando como instrumento de política monetária o Indicador de Condições Monetárias (ICM)<sup>i</sup>, o qual é uma média ponderada entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. Seguindo a literatura referente ao tema, os pesos para cada uma das variáveis foi extraído da estimação de uma equação de preços para o Brasil. Os resultados são apresentados nas tabelas a seguir. Cabe salientar que esta é apenas uma tentativa simples de captar a diferença estrutural existente entre a economia brasileira e a dos EUA. Uma possível e interessante extensão desse trabalho é a consideração da taxa de câmbio no próprio modelo.

---

<sup>i</sup> Gostaríamos de agradecer a um parecerista anônimo da RBE por essa sugestão.

**Tabela A.1.** Modelo estimado sob regras – ICM (*commitment*)

Parâmetros	Estimativa	Desvio-Padrão	Valor-p (teste de Wald)
$\sigma_y$	0,75	0,053486	0,00000000
$\sigma_\pi$	0,05	0,009775	0,00000031
$\sigma_{y\pi}$	-0,07	0,030558	0,02197928
$\sigma_i$	0,1	0,008404	0,00000000
$\lambda_y$	0,0001	0,050411	0,99841724
$\lambda_{\Delta i}$	0,05	0,001888	0,00000000
$\phi$	0,6	0,025929	0,00000000
$\beta$	1,25	0,18713	0,00000000
$\sigma$	0,08964	0,020271	0,00000978
$\alpha$	0,3500	0,032744	0,00000000
$\kappa$	0,001	0,041091	0,98058441

Pesos absolutos:  $\lambda'_y = 0,0001$   $\lambda'_{\Delta i} = 0,0476$   $\lambda'_\pi = 0,9523$

**Tabela A.2.** Modelo estimado sob discricção – ICM (*Discretion*)

Parâmetros	Estimativa	Desvio-Padrão	Valor-p (teste de Wald)
$\sigma_y$	0,27	0,076642	0,00042690
$\sigma_\pi$	0,69986	0,15614	0,00000739
$\sigma_{y\pi}$	-0,01075	0,006088	0,07744928
$\sigma_i$	1,05	0,006206	0,00000000
$\lambda_y$	0,1998	0,017365	0,00000000
$\lambda_{\Delta i}$	0,1996	0,023716	0,00000000
$\phi$	0,25004	0,02397	0,00000000
$\beta$	1,5996	0,32008	0,00000058
$\sigma$	0,0099949	0,00329	0,00238183
$\alpha$	0,56066	0,006558	0,00000000
$\kappa$	0,0050882	0,32215	0,98739833

Pesos absolutos:  $\lambda'_y = 0,1428$   $\lambda'_{\Delta i} = 0,1426$   $\lambda'_\pi = 0,7146$

**Tabela A.3.** Comparação entre os modelos - ICM

Modelo	Log-verossimilhança	BIC	Pseudo-odds
Regras	- 422.43	-443,243	2,92E-67
Discricção	- 269.23	-290,043	1,00

Como pode ser observado pelos resultados acima, a consideração do ICM não alterou significativamente os resultados, com exceção dos parâmetros de preferências para o caso de regras. Com essa variável, conclui-se que o Banco Central dá um peso extremamente grande à inflação, e o peso para a estabilização do produto torna-se muito pequeno e estatisticamente insignificante . Assim como no modelo estimado com a taxa de juros, conclui-se que os dados favorecem uma política discricionária.

## CAPÍTULO 3

### TAXA NATURAL DE JUROS NO BRASIL PÓS METAS DE INFLAÇÃO: ESTIMAÇÃO A PARTIR DE UM MODELO NOVO-KEYNESIANO

**Resumo:** O objetivo principal deste trabalho é estimar a taxa natural de juros para a economia brasileira no período pós metas de inflação (jan 2000- set 2011), utilizando para tanto o modelo novo-keynesiano com expectativas *forward-looking* proposto por Berjonland, Leitemo e Maih (2011), destacando sua aplicabilidade para o Brasil. Para a estimação do modelo, são utilizados métodos bayesianos, sem a necessidade de extração da tendência *a priori*, diferente do que ocorre na maioria dos trabalhos anteriores e na totalidade dos estudos empíricos para o Brasil. Adicionalmente, são fornecidas estimativas para o hiato do produto e para a meta de inflação implícita de longo prazo. Os resultados obtidos apontam para uma taxa natural de juros real com tendência declinante no período, com uma taxa média de 8.03% a.a. considerando a amostra toda. Além disso, através da análise do hiato da taxa de juros, é possível afirmar que o Banco Central adotou uma política conservadora até meados de 2007 e, desde então, vem adotando uma política expansionista, fato consistente com o recente comportamento da inflação brasileira e seu descolamento em relação ao centro da meta.

**Palavras-Chave:** taxa natural de juros, taxa natural de produto, metas de inflação, estimação bayesiana, modelo novo-keynesiano

**JEL:** C51, E32, E37, E52

**Abstract:** The main aim of this study is to estimate the natural interest rate for the Brazilian economy during the inflation targeting regime (2000-2011), using a new-Keynesian model with forward-looking expectations, as proposed by Berjonland, Leitemo and Maih (2011), and highlighting its applicability for Brazil. For model estimation, Bayesian methods are used, without the need to extract the trend *a priori*, unlike most of the previous works and the totality of empirical studies for Brazil. Estimates for the output gap and the long-term implicit inflation target are also provided. The results point to a natural real interest rate with decreasing tendency during the period, with an average rate of 8.3% per year considering the whole sample. Furthermore, by examining the gap in interest rates, one can state that the Central Bank adopted a conservative policy by mid 2007 and since then has adopted an expansionist policy, which is consistent with the recent behavior of inflation in Brazil and its displacement from the center of the target.

**Keywords:** Natural rate of interest, natural rate of output, inflation target, Bayesian estimation, New Keynesian model

**JEL:** C51, E32, E37, E52

## 1 Introdução e justificativa

A taxa de juros brasileira é freqüentemente apontada como excessivamente alta e, de fato, tem se apresentado maior que as taxas de outras economias emergentes<sup>1</sup>. Várias hipóteses têm sido apontadas para explicar os níveis elevados da taxa de juros real brasileira, como por exemplo, os múltiplos objetivos deste instrumento de política<sup>2</sup>, a existência de múltiplos equilíbrios (BRESSER, PEREIRA E NAKANO, 2002), estrutura fiscal e trabalhista da economia brasileira (ARIDA, 2003), incerteza jurisdicional (ARIDA, BACHA E LARA-RESENDE, 2004), entre outros.

Neste contexto, e dado que o Brasil adota o regime de metas de inflação desde junho de 1999, o conhecimento da taxa natural de juros é de extrema importância para o Banco Central, uma vez que esta representa a taxa que é consistente com uma política monetária neutra. De acordo com a teoria novo-keynesiana (CLARIDA ET AL., 1999; WOODFORD, 2003), a taxa natural de juros é aquela que iguala a demanda agregada da economia à sua taxa natural de produto, ou, ainda, é a taxa que deveria prevalecer caso os preços fossem perfeitamente flexíveis. Portanto, a taxa natural de juros pode ser visualizada como uma taxa de equilíbrio<sup>3</sup>. De acordo com Amato (2005), a taxa natural de juros é um dos principais indicadores de uma política monetária apropriada em um regime de metas de inflação, já que a adoção de uma política monetária expansionista ou contracionista depende do hiato da taxa de juros, ou seja, se a taxa de juros corrente se encontra abaixo ou acima da taxa natural, respectivamente.

Apesar de sua importância, existe uma grande dificuldade em mensurar a taxa natural de juros, pois esta é inerentemente uma variável não-observada. Especificamente para o caso brasileiro, alguns estudos empíricos foram realizados. Ribeiro e Teles (2010) utilizaram o filtro de Kalman e o modelo de Laubach e Williams (2003) para estimar a taxa natural de juros no Brasil, encontrando uma taxa média de 8.21%a.a. Através da análise do hiato de juros, concluem que o Banco Central foi mais conservador entre 2001 e 2005 e adotou uma política mais próxima da neutralidade no período recente. Borges e da Silva (2006) utilizaram um modelo VAR estrutural (SVAR) para estimar uma série mensal da taxa de juros natural durante o período de

---

<sup>1</sup> Apesar de haver uma tendência de queda dos juros reais nos últimos anos, estes permanecem bem acima do padrão internacional.

<sup>2</sup> Por exemplo, argumenta-se que além de política monetária, a taxa de juros seria utilizada também para manipulação da taxa de câmbio.

<sup>3</sup> O conceito de taxa natural de juros foi proposto pioneiramente por Wicksel (1936) e referia-se à taxa que fazia com que poupança e investimento fossem iguais.

2000 a 2003 e concluíram que a taxa natural de juros seria, em média, 10% a.a. Muinhos e Nakane (2006) utilizaram várias abordagens para estimar a taxa natural de juros e seus resultados foram bastante sensíveis a abordagem utilizada, o que, segundo os autores, justifica-se pelo curto prazo de tempo disponível<sup>4</sup>. As estimativas para taxa real de juros brasileira oscilaram entre 4,6% a.a. 20% a.a.. Barcellos e Portugal (2009) utilizaram um modelo macroeconômico simplificado em formato de espaço de estados para este fim, no período de 1999-2005. Os resultados apontaram para uma taxa natural de juros média em torno de 9,62%. O nível mínimo da taxa estimada foi de 5% a.a., no final de 2003, e o máximo, 12,5% em meados de 2005. Os autores concluem que, em média, a autoridade monetária não pode ser classificada como conservadora no período.

Dado o exposto acima, fica clara a importância da estimação da taxa natural de juros na economia brasileira no período pós metas de inflação. A inovação do presente trabalho, que o torna inédito, está na utilização de um modelo DSGE<sup>5</sup>, que é mais consistente com a abordagem de otimização e de expectativas racionais. Dessa forma, as taxas naturais serão derivadas de forma consistente com a teoria econômica. Ressalte-se, ainda, a não necessidade de utilização de filtros estatísticos para a estimação das taxas naturais, distintamente do que ocorre na totalidade dos trabalhos anteriores realizados para o Brasil.

Dessa forma, o objetivo principal deste trabalho é estimar a taxa natural de juros para a economia brasileira no período pós metas de inflação (jan 2000- set 2011), utilizando para tanto o modelo novo keynesiano proposto por Berjonland, Leitemo e Maih (2011). Com isso, poderemos avaliar a condução da política monetária por parte do Banco Central do Brasil no período analisado, verificando se esta foi de fato “extremamente conservadora”, como é frequentemente rotulada. Adicionalmente, serão fornecidas informações a respeito da taxa natural de produto e do hiato do produto, bem como da meta de inflação de equilíbrio desejada pela autoridade monetária. A estimação bayesiana é particularmente interessante para o caso brasileiro, uma vez que permite compensar a pequena amostra com informação fornecida de modelos análogos estimados para outros países (SILVEIRA, 2008).

O restante deste artigo está organizado como segue. Na seção 2, apresentamos a metodologia, fazendo uma breve apresentação dos modelos DSGE e sua estimação

---

<sup>4</sup> Já que a taxa natural de juros é um conceito de longo prazo.

<sup>5</sup> O qual pode ser considerado uma extensão do modelo proposto por Laubach e Williams (2003) e que foi utilizado como base no trabalho de Barcellos e Portugal (2009).

através de métodos bayesianos. É apresentado também o modelo proposto por Bjornland, Leitemo e Maih (2011) destacando sua aplicabilidade para a economia brasileira. Na seção 3, descrevemos os dados utilizados, as prioris escolhidas e apresentamos os resultados. A seção 4 é dedicada às conclusões.

## **2 Metodologia**

### **2.1 Modelos DSGE**

Em macroeconomia, um dos desenvolvimentos fundamentais durante as últimas décadas tem sido a incorporação do paradigma da maximização da utilidade intertemporal e sua implementação nos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE), que são hoje a abordagem dominante de análise macroeconômica não apenas na academia, mas crescentemente também nos Bancos Centrais de todo o mundo. Uma de suas principais características é unir a pesquisa teórica à pesquisa empírica.

Nos anos 1960 e 1970, surgiram os modelos macroeconômicos de grande escala (sistemas de equações) como uma atrativa ferramenta aos formuladores de políticas e economistas. Porém, tais modelos receberam importantes críticas do ponto de vista empírico e, principalmente, teórico. Tais modelos estão especialmente sujeitos à crítica de Lucas (1976), segundo a qual, mudanças na política econômica alteram as expectativas formadas pelos agentes, que por sua vez, alteram os parâmetros dos modelos econômicos. As conseqüências disso para os modelos de sistemas de equações são fatais, pois implicam que estes podem ser de pouca utilidade.

Como uma alternativa, foi proposto por Kydland e Prescott (1982) o primeiro modelo numa abordagem DSGE, ou a abordagem RBC (*real business cycle*) à modelagem macroeconômica. No entanto, neste primeiro momento, foi considerada total flexibilidade de preços, o que implica que ações da autoridade monetária não impactam variáveis reais. Por isso, inicialmente, tais modelos foram pouco atrativos para os Bancos Centrais e outras instituições.

Com a incorporação na década de 1990 de rigidez nominal e real, além de competição imperfeita nos modelos DSGE, estes se mostraram bastante hábeis em capturar importantes características de séries temporais macroeconômicas, ao contrário de seu antecessor (os modelos RBC de Kydland e Prescott). Além disso, avanços nos

métodos quantitativos foram determinantes para despertar o interesse nesses modelos. Desde então, estes têm sido constantemente melhorados e, atualmente, os modelos DSGE são a ferramenta analítica padrão da análise macroeconômica, podendo ser usados para uma série de propósitos como, por exemplo, estimação, previsão, comparação de modelos, identificação de choques e análise de política econômica. A incorporação de expectativas nesses modelos os tornam menos sujeitos à crítica de Lucas que os modelos tradicionais, onde tal incorporação não é realizada ou realizada de forma limitada.

Os modelos DSGE, contudo, estão sujeitos a várias críticas. Uma de suas limitações são as fortes hipóteses a respeito da racionalidade dos agentes. Além disso, a heterogeneidade dos indivíduos ainda não é levada em consideração adequadamente.

No Brasil, o avanço na área de modelos DSGE torna-se particularmente interessante dada a adoção do regime de metas de inflação. A política monetária não é realizada de forma aleatória e o Banco Central necessita de uma grande gama de modelos e ferramentas apoiar suas decisões, com os modelos DSGE tomando um papel cada vez mais proeminente.

### **2.1.2 Estimação dos modelos DSGE<sup>6</sup>**

A estimação dos modelos DSGE tem importantes desafios, uma vez que estes são altamente não-lineares nos parâmetros. Inicialmente, estes modelos eram resolvidos usando calibração, uma técnica que consiste simplesmente em atribuir valores aos parâmetros, com base em algum conhecimento prévio. Para a estimação formal, um dos primeiros métodos utilizado foi o método generalizado dos momentos, que leva em consideração a presença de variáveis endógenas e expectativas, presentes nas relações definidas pelo modelo. Essa estratégia, contudo, não foi muito promissora, uma vez que amostras muito grandes podem ser necessárias para produzir inferências úteis.

Apesar das inúmeras críticas que podem ser feitas, os métodos bayesianos têm se tornado cada vez mais populares e são particularmente adequados à estimação dos modelos considerados neste trabalho. Em termos simples, a estatística bayesiana pode ser considerada uma combinação de calibragem com o princípio de máxima verossimilhança. A incerteza, bem como o conhecimento prévio sobre o modelo e seus

---

<sup>6</sup> Esta seção é baseada fortemente em Adjemian (2007).

parâmetros, são descritos pelas probabilidades a priori (ou *prioris* informativas). O confronto com os dados, através da função de verossimilhança, leva a revisão dessas probabilidades, fornecendo as probabilidades *a posteriori*.

Um modelo DSGE é basicamente um sistema de equações em diferenças expectacionais não-linear, podendo ser escrito na forma matricial geral abaixo:

$$E_t[f_\theta(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, \varepsilon_t, \varepsilon_{t+1})] = 0 \quad (2.1)$$

onde

$\varepsilon_t \sim$  i.i.d.  $(0, \Omega_\varepsilon)$  é um vetor aleatório de dimensão  $r \times 1$  de choques estruturais

$$E_t(\varepsilon_{t+1}) = 0$$

$$E_t(\varepsilon_{t+1} \varepsilon_{t+1}') = \Omega_\varepsilon$$

$y_t$  = vetor de variáveis endógenas

Como pode ser observado acima, o modelo é estocástico, *forward-looking* e não-linear. Seja qual for o método de estimação, é necessário antes resolver este modelo e obter a sua forma reduzida. Para isso, primeiro é realizada uma aproximação linear do modelo e, através de métodos de solução de modelos de expectativas racionais, é encontrada uma solução para o sistema linear, expressa em termos de desvios do estado estacionário. Alguns dos métodos de solução frequentemente utilizados são: Blanchard e Kahn, Sims, Klein, coeficientes indeterminados, entre outros<sup>7</sup>.

Assumindo que exista uma solução única, estável e invariante, temos que esta é dada por uma equação em diferenças estocástica não-linear, onde as variáveis endógenas são escritas como função de seus níveis passados e dos choques estruturais contemporâneos:

$$y_t = g_\theta(y_{t-1}, \varepsilon_t) \quad (2.2)$$

$g_\theta$  é um conjunto de funções de política.

De modo geral, não é possível obter uma solução fechada para o modelo e métodos de aproximação (locais ou globais) devem ser utilizados. O *software* Dynare utiliza uma aproximação local em torno do estado estacionário determinístico ( $\bar{y}(\theta)$ ), ou seja, o modelo é linearizado em torno de  $\bar{y}(\theta)$ , tal que  $f_\theta(\bar{y}, \bar{y}, \bar{y}, 0, 0) = 0$  e  $y^* = g_\theta(y^*, 0)$ .

<sup>7</sup> Veja detalhes em Dejong e Dave (2007).

Substituindo (2) em (1) para  $y_t$  e  $y_{t+1}$ :

$$E_t[f_\theta(g_\theta(g(y_{t-1}, \varepsilon_t), \varepsilon_{t+1}), g_\theta(y_{t-1}, \varepsilon_t), y_{t-1}, \varepsilon_{t+1}, \varepsilon_t))] = 0 \quad (2.3)$$

Cada equação em (2.1) pode então ser aproximada pelo valor esperado de uma expansão de Taylor de seu logaritmo em torno do estado estacionário (log-linearização). As equações em (2.1) e (2.2) podem ser aproximadas, portanto, pelo seguinte sistema (variáveis notadas com acento circunflexo representam desvios percentuais das variáveis originais em relação a seu estado estacionário):

$$E_t\{f_{y+1}\hat{y}_{t+1} + f_y\hat{y}_t + f_{y-1}\hat{y}_{t-1} + f_{\varepsilon+1}\varepsilon_{t+1} + f_\varepsilon\varepsilon_t\} = 0 \quad (2.4)$$

$$\hat{y}_t = g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + g_\varepsilon\varepsilon_t \quad (2.5)$$

onde

$$f_{y+1} = \frac{df_\theta}{dy_{t+1}} \quad f_y = \frac{df_\theta}{dy_t} \quad f_{y-1} = \frac{df_\theta}{dy_{t-1}} \quad f_{\varepsilon+1} = \frac{df_\theta}{d\varepsilon_{t+1}} \quad f_\varepsilon = \frac{df_\theta}{d\varepsilon_t}$$

$$g_{y-1} = \frac{dg_\theta}{dy_{t-1}} \quad (\text{matriz } feedback^8) \quad g_\varepsilon = \frac{dg_\theta}{d\varepsilon_t} \quad (\text{matriz } feedforward^9)$$

O modelo em sua versão linearizada pode ser resolvido com o auxílio do *software* Dynare para obter a representação da forma reduzida em espaço de estados. Na realidade, uma série de procedimentos algébricos complexos é necessária<sup>10</sup>. Tendo encontrado a solução do modelo em termos de suas funções de política, é possível escrevê-lo em formato de espaço de estados:

$$y_t^* = F\hat{y}_t + Gu_t \quad \text{equação de medida}$$

$$\hat{y}_t = D\hat{y}_{t-1} + G\varepsilon_t \quad \text{equação de estado}$$

A estimação por máxima verossimilhança requer a construção e avaliação da função de verossimilhança dados os parâmetros estruturais. Isso se torna complicado quando o modelo envolve variáveis de estado não-observáveis. Nesse caso, o filtro de

<sup>8</sup> Caracteriza o impacto das variáveis endógenas sobre as variáveis *forward-looking*.

<sup>9</sup> Caracteriza o impacto dos choques sobre as variáveis *forward-looking*.

<sup>10</sup> O leitor interessado pode encontrar a descrição detalhada destes procedimentos em Klein (2000) e Sims (2002).

Kalman, por exemplo, permite a construção de inferências sobre o vetor de estado não-observado e a avaliação da função de verossimilhança conjunta de variáveis endógenas observáveis, produzindo estimativas consistentes e assintoticamente normais dos parâmetros de interesse.

No caso do modelo DSGE ser estocasticamente singular (mais variáveis observáveis que o número de choques aleatórios), a estimação por máxima verossimilhança em geral falha. Quando isso ocorre, pode-se usar duas estratégias: i) usar no máximo tantas variáveis observáveis quanto o número de choques estruturais; ii) adicionar termos de erros para a equação de observação da forma em espaço de estado.

No entanto, a experiência empírica tem mostrado que é muito difícil estimar um modelo através do método da máxima verossimilhança. Geralmente, a função é achatada em algumas direções, surgindo importantes problemas de identificação. A solução veio com os métodos bayesianos, onde a questão da identificação não é um limitante.

A estatística bayesiana consiste, basicamente, em tratar os parâmetros como variáveis aleatórias. No caso de modelos estruturais, é muito mais atrativo o uso de métodos bayesianos, dado que existe uma interpretação para os parâmetros que se quer estimar, facilitando a escolha das prioris.

A especificação das prioris para os parâmetros inicia-se com a seleção da forma funcional mais adequada para a distribuição. Pode-se usar como guia, por exemplo, o intervalo possível para os valores dos parâmetros. Assim, por exemplo, no caso de parâmetros restritos a valores positivos, utiliza-se a distribuição gama inversa, a distribuição beta para os parâmetros restritos a valores entre 0 e 1 e a distribuição normal para parâmetros que não têm restrições em seus valores. É possível, também, o uso de prioris não informativas (distribuição uniforme).

Com a função de verossimilhança e a especificação das prioris, é possível estimar as distribuições a posteriori, que representam as probabilidades associadas a diferentes valores dos parâmetros depois de observar os dados. Basicamente, as posterioris são atualizações das crenças, representadas pelas prioris, baseadas em informações adicionais fornecidas pelas variáveis na amostra. A determinação das posterioris consiste basicamente na aplicação do bem conhecido Teorema de Bayes:

$$p(\theta|y^*) = \frac{p(\theta, y^*)}{p(y^*)} = \frac{p(y^*|\theta)p(\theta)}{p(y^*)}$$

em que:

$p(y^*|\theta)$  = função de verossimilhança

$p(\theta)$  = prioris informativas

$p(y^*)$  = função densidade marginal da amostra.

Dado que  $p(y^*)$  não depende do vetor de parâmetros, ela pode ser tratada como uma constante e a posteriori escrita como

$$p(\theta|y^*) \propto p(y^*|\theta)p(\theta) = K(\theta|y^*)$$

em que  $K(\theta|y^*)$  é denominada a posteriori Kernel e é proporcional à posteriori pelo fator  $p(y^*)$ .

A determinação da posteriori envolve cálculo de integrais bastante não triviais e métodos numéricos computacionalmente intensivos são necessários. Os métodos MCMC (Monte Carlo em Cadeias de Markov) permitem esse cálculo. A idéia básica do método é construir uma cadeia de Markov com espaço de estados no espaço paramétrico  $\theta$ , que é simples de simular e cuja distribuição de equilíbrio seja dada exatamente pela distribuição a posteriori. Um dos algoritmos utilizados para isso é o Metropolis-Hastings, o qual será adotado neste trabalho e é resumido a seguir.

Tendo definido um núcleo de transição,  $q(\theta, \beta)$ , da distribuição a priori, utilize-a para gerar candidatos:

- i) Iniciar com um valor  $\theta^{(0)}$  e indicador de estágio  $j = 0$ ;
- ii) Gerar um ponto  $\beta$  do núcleo de transição
- iii) Atualizar  $\theta^{(j)}$  por  $\beta = \theta^{(j+1)}$  com probabilidade dada por  $p = \min \left\{ 1, \frac{p(\beta)q(\theta^{(j)}, \beta)}{p(\theta^{(j)})q(\beta, \theta^{(j)})} \right\}$
- iv) Ficar com  $\theta^{(j)}$  com probabilidade  $1-p$
- v) Repetir o procedimento acima até conseguir uma distribuição estacionária.

Cabe salientar que o custo computacional da implementação dos modelos DSGE é relativamente baixo. Utilizando o programa Dynare, a questão relevante envolve a interpretação e não a mecânica dos resultados.

## 2.2 Modelo

A estimação da taxa natural de juros será realizada a partir de um modelo novo keynesiano (relacionado à recente literatura de modelos DSGE), proposto por Berjonland, Leitemo e Maih (2011), o qual é apresentado a seguir, destacando a sua aplicabilidade para a economia brasileira. Cabe notar que não é imposta nenhuma restrição tecnológica e a oferta da economia é modelada por um processo exógeno. De acordo com Berjonland, Leitemo e Maih (2011), isso permite manter a simplicidade e parcimônia do modelo além de torná-lo menos sensível a hipóteses controversas que são necessárias para modelar tais elementos. Assim, o modelo consiste em uma equação de demanda agregada, derivada da hipótese de maximização da utilidade esperada do agente representativo, uma equação de oferta agregada, dada pela curva de Phillips novo-keynesiana híbrida e por uma regra de política monetária, dada por uma equação de Taylor dinâmica. Estudos anteriores para o caso brasileiro consideram essencialmente o trabalho pioneiro de Laubach e Williams (2003), os quais utilizam o filtro de Kalman para estimar as variáveis não-observadas em um contexto de equações na forma reduzida e sem elementos *forward-looking*.

### 2.2.1 Demanda Agregada

A economia consiste em um agente representativo que vive infinitamente e maximiza sua utilidade esperada:

$$U = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+\delta} \right)^i \left[ \frac{1}{(1-\sigma)} \left( \frac{C_{t+i} V_{t+i}}{H_{t+i}} \right)^{1-\sigma} \right] \quad (3.1)$$

sujeito a restrição intertemporal dada por

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \left( \frac{W_t}{P_t} \right) N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + I_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} - \frac{T_t}{P_t} + \Pi_t \quad (3.2)$$

em que  $\delta$  = fator de desconto,  $\sigma$  é o parâmetro relacionado à elasticidade intertemporal de substituição e  $C$  é um índice de consumo de bens definido por uma função de

elasticidade de substituição constante (CES),  $V$  é um choque de preferência no consumo, dado por  $V_t \equiv (1 - v_t)$ , com:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \bar{v}_t, \bar{v}_t \text{ um ruído branco.} \quad (3.3)$$

$H_t$  representa a persistência de hábito (fonte de rigidez real), que segue um processo de ordem dois:

$$H_t = C_{t-1}^{\gamma_1} C_{t-2}^{\gamma_2} \quad (3.4)$$

A inclusão de formação de hábito externa justifica-se pelo fato de impor certa inércia à dinâmica do produto, importante fato estilizado (FUHRER, 2000). Permite-se persistência de ordem 2, o que implica em uma estrutura de defasagens mais alta para a condição de primeira ordem resultante (BJORNLAND, LEITEMO e MAIH, 2011).

As condições de primeira ordem para o problema de maximização apresentado acima implica na seguinte equação de Euler para o consumo:

$$\left( \frac{C_t V_t}{C_{t-1}^{\gamma_1} C_{t-2}^{\gamma_2}} \right)^{(1-\sigma)} \frac{1}{C_t} = \left( \frac{1}{1+\delta} \right) I_t E_t \left( \frac{C_{t+1} V_{t+1}}{C_t^{\gamma_1} C_{t-1}^{\gamma_2}} \right)^{(1-\sigma)} \frac{1}{C_{t+1}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (3.5)$$

Tomando o logaritmo da equação de Euler e usando a restrição de recursos, temos:

$$y_t = \frac{\sigma}{A} E_t y_{t+1} + \frac{(\gamma_1 - \gamma_2)(\sigma - 1)}{A} y_{t-1} + \frac{\gamma_2(\sigma - 1)}{A} (y_{t-2}) - \frac{1}{A} (i_t - E_t \pi_{t+1} - \delta) + \frac{(\sigma - 1)}{A} (v_t - E_t v_{t+1}) \quad (3.6)$$

onde:

$$A \equiv \sigma + \gamma_1(\sigma - 1)$$

$\pi_t$  = taxa trimestral de inflação anualizada

A demanda agregada dada acima, pode ser reescrita como (considerando a homogeneidade dinâmica):

$$\Delta y_t = \frac{\sigma}{\gamma_1(\sigma - 1)} E_t \Delta y_{t+1} - \frac{\gamma_2}{\gamma_1} \Delta y_{t-1} - \frac{1}{\gamma_1(\sigma - 1)} (i_t - E_t \pi_{t+1} - \delta) + \frac{1}{\gamma_1} (v_t - E_t v_{t+1}) \quad (3.7)$$

Portanto, temos uma curva IS expectacional, com termos *forward-looking* e *backward-looking*.

### 2.2.2 Oferta Agregada

A oferta agregada é descrita por uma curva de Phillips:

$$\pi_t = \mu E_t \pi_{t+1} + (1 - \mu) \sum_{j=1}^4 \alpha_j \pi_{t-j} + \kappa x_t + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

em que  $\alpha_4 = 1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3$ .

Trata-se da mesma estrutura proposta por Gali e Gertler (1999), ou seja, uma curva de Phillips novo-keynesiana híbrida, derivada com a introdução da hipótese de que parte dos agentes não remarcam os preços de maneira ótima. Temos que  $\varepsilon_t$  é um choque de oferta, o qual pode ser interpretado como um choque “*cost-push*”, ou seja, variações no custo marginal que não afetam o hiato do produto (CLARIDA ET AL., 1999). O parâmetro  $\mu \in [0,1]$  mede o grau em que as firmas monopolisticamente competitivas são *forward-looking* em suas decisões de preço. Se  $\mu = 1$ , temos a nova curva de Phillips estimada por Galí e Gertler (1999), que é consistente com um modelo de firmas monopolisticamente competitivas e preços rígidos, de acordo com Calvo (1983). Se há a oportunidade de remarcar preços, as firmas maximizam os lucros restritas à probabilidade de mudanças de preços subseqüentes. O fator-chave que afeta a decisão de preço das firmas é o custo marginal real, o qual varia proporcionalmente ao hiato do produto (WOODFORD, 2003). Se  $\mu < 1$ , (2) inclui um termo inercial, o qual apóia a evidência empírica de que a inflação reage lentamente a choques econômicos. Fuhrer e Moore (1995), Fuhrer (1997) e Roberts (1997) afirmam que sem esse comportamento inercial o modelo produziria uma dinâmica com “saltos”, contradizendo a evidência empírica. Em termos teóricos, tal inclusão pode ser justificada pela presença de firmas não-otimizadoras, que escolhem preços automaticamente indexados à inflação passada<sup>11</sup> ou pela existência de um grupo de firmas que utilizam uma determinada regra de bolso para determinar preços, a qual depende do recente histórico dos preços (GALÍ e GERTLER, 1999). A restrição imposta de que os coeficientes da inflação passada e futura somam 1, assegura que a curva de Phillips dada por (8) é compatível com o fato de que a política monetária não tem efeito de longo prazo sobre o produto.

<sup>11</sup> Veja, por exemplo, Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) para o caso de indexação completa e Smets e Wouters (2003) para o caso de indexação parcial.

O coeficiente de inclinação  $\kappa > 0$  contém informação em relação à frequência nas revisões de preços. Assim, quanto maior for a rigidez nominal (ou seja, quanto menos frequentes forem essas revisões), menor será o valor desse parâmetro. O hiato do produto é dado por  $x_t \equiv y_t - y_t^n$ .

Como explicado anteriormente, a taxa natural de produto será dada exogenamente pelo processo:

$$\Delta y_t^n = v + \omega_t \quad (3.9)$$

em que  $v$  é a taxa de crescimento esperada incondicional da economia e  $\omega_t$  é um choque AR(1) para a taxa de crescimento:

$$\omega_t = \phi \omega_{t-1} + \eta_t \quad (3.10)$$

E o hiato do produto segue, portanto, o seguinte processo:

$$x_t = x_{t-1} + \Delta y_t - \Delta y_t^n \quad (3.11)$$

### 2.2.3 Política Monetária

A autoridade monetária determina a taxa de juros de acordo com uma regra de Taylor dinâmica, dada por:

$$i_t = \psi i_{t-1} + (1 - \psi)(i_t^n + \theta_\pi(\tilde{\pi}_t - \pi_t^T) + \theta_x x_t) + u_t \quad (3.12)$$

$i_t^n$  é a taxa natural de juros e

$$\tilde{\pi}_t \equiv \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}. \quad (3.13)$$

Tal regra de Taylor é amplamente utilizada na literatura e inclui um termo de suavização para a taxa de juros ( $\psi$ ). Os parâmetros  $\theta_\pi$  e  $\theta_x$  mostram a reação do Banco Central a variações no hiato da inflação e no hiato do produto. O termo  $u_t$  é um choque (parte não sistemática) da política monetária.

A meta de inflação segue o seguinte processo:

$$\pi_t^T = (1 - \rho_\pi)\pi^* + \rho_\pi(\pi_{t-1}^T) + \xi_t \quad (3.14)$$

onde  $\pi^*$  é a taxa de equilíbrio (desejada) da inflação, com

$$\xi_t = \rho_\kappa \xi_{t-1} + \kappa_t$$

Cabe notar que a especificação acima é bastante adequada para a economia brasileira, uma vez que a meta de inflação variou entre 1999-2005 e tem permanecido constante em 4,5% a.a. desde então. Assim como feito por Castro et al. (2011) no modelo SAMBA (*Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*) para a economia brasileira, assume-se que a meta de inflação segue um processo AR(1), esperando-se um alto grau de persistência. Além disso, a inclusão de uma meta implícita ( $\pi^*$ ) nessa equação tem o papel de suavizar a dinâmica da inflação, evitando grandes mudanças no produto (BJORNLAND, LEITEMO e MAIH, 2011).

Dadas as informações acima, a taxa natural nominal de juros será descrita por (substituindo o produto e a taxa de juros na equação (3.6) pelas respectivas taxas naturais):

$$i_t^n = \delta + E_t \pi_{t+1} + \sigma E_t \Delta y_{t+1}^n - \gamma_1(\sigma - 1) \Delta y_t^n - \gamma_2(\sigma - 1) \Delta y_{t-1}^n + (\sigma - 1)(v_t - E_t v_{t+1}) \quad (3.15)$$

E a taxa natural real de juros (pela equação de Fisher):

$$r_t = i_t^n - E_t \pi_{t+1} \quad (3.16)$$

O hiato do produto pode então ser escrito como:

$$x_t = \frac{\sigma}{A} E_t x_{t+1} + \frac{(\gamma_1 - \gamma_2)(\sigma - 1)}{A} x_{t-1} + \frac{\gamma_2(\sigma - 1)}{A} x_{t-2} - \frac{1}{A} (i_t - i_t^n) \quad (3.17)$$

Portanto, o modelo é descrito por doze equações, sumarizadas abaixo, 18 variáveis endógenas (3 delas observadas), sendo 8 delas pré-determinadas, 4 mistas<sup>12</sup> e 6 estáticas, 5 variáveis exógenas e 18 parâmetros a serem estimados.

Descrição	Equação
Choque de preferência no consumo	$v_t = \rho_v v_{t-1} + \bar{v}_t$
Demanda Agregada (7)	$\Delta y_t = \frac{\sigma}{\gamma_1(\sigma - 1)} E_t \Delta y_{t+1} - \frac{\gamma_1}{\gamma_2} \Delta y_{t-1} - \frac{1}{\gamma_1(\sigma - 1)} (i_t - E_t \pi_{t+1} - \delta) + \frac{1}{\gamma_1(\sigma - 1)} (v_t - E_t v_{t+1})$
CPNKH (8)	$\pi_t = \mu E_t \pi_{t+1} + (1 - \mu) \sum_{j=1}^4 \alpha_j \pi_{t-j} + \kappa x_t + \varepsilon_t$
Crescimento da taxa natural de produto (9)	$\Delta y_t^n = v + \omega_t$
Choque ( $\Delta y_t^n$ ) (10)	$\omega_t = \phi \omega_{t-1} + \varrho_t$
Regra de Taylor Dinâmica (12)	$i_t = \psi i_{t-1} + (1 - \psi)(i_t^n + \theta_\pi(\tilde{\pi}_t - \pi_t^T) + \theta_x x_t) + u_t$
Meta de inflação implícita (14)	$\pi_t^T = (1 - \rho_\pi) \pi^* + \rho_\pi (\pi_{t-1}^T) + \varkappa_t$
Choque meta de inflação	$\xi_t = \rho_\varkappa \xi_{t-1} + \varkappa_t$
Taxa de inflação	$\tilde{\pi}_t \equiv \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}$
Taxa natural de juros (15)	$i_t^n = \delta + E_t \pi_{t+1} + \sigma E_t \Delta y_{t+1}^n - \gamma_1(\sigma - 1) \Delta y_t^n - \gamma_2(\sigma - 1) \Delta y_{t-1}^n + (\sigma - 1) + (v_t - E_t v_{t+1})$
Taxa real de juros (16)	$r_t = i_t^n - E_t \pi_{t+1}$
Hiato do produto (11)	$x_t = x_{t-1} + \Delta y_t - \Delta y_t^n$

### 3 Estimação e Resultados

#### 3.1 Dados e escolha das distribuições a priori

O modelo apresentado na seção anterior será estimado através de métodos bayesianos, conforme descrito na seção 2.1.2. A partir da estimação, obteremos a taxa natural de juros e hiato do produto, bem como a meta de inflação determinada por estas. Serão utilizados dados trimestrais (a fim de diminuir possíveis erros de medida) para a

<sup>12</sup> Ou seja, apresentam termos defasados e expectativas.

economia brasileira no período pós metas de inflação (janeiro de 2000 – setembro de 2011), totalizando 47 observações, das seguintes variáveis:

- PIB real dessazonalizado: IBGE
- Taxa de inflação (IPCA) anualizada: IPCA em 12 meses (variação percentual). Média no trimestre. Fonte: IBGE
- Taxa nominal de juros: taxa Selic anualizada. Média no trimestre. Fonte: BCB – Sisbacen.

As séries estão disponíveis para consulta no site [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br) e no site do Banco Central do Brasil, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).

A escolha das prioris leva em consideração o intervalo de variação possível de cada parâmetro e estão discriminadas nas tabelas a seguir. Convencionalmente, utilizamos a distribuição beta para parâmetros que estão no intervalo  $[0,1]$ , a distribuição gama inversa para aqueles que variam entre  $[0, \infty)$  e a distribuição normal e gama para os demais casos. Para os parâmetros  $\sigma$ ,  $\theta_\pi$  e  $\theta_x$  foram impostas restrições adicionais, seguindo a sugestão de Bjornland, Leitemo e Maih (2011), as quais estão discriminadas na quarta coluna da tabela abaixo. Para o termo AR(1) do choque de preferências,  $\rho_v$ , seguimos aproximadamente a mesma priori do modelo SAMBA<sup>13</sup>. O formato das prioris escolhidas é apresentado no apêndice A.

**Tabela 3.1.** Distribuição a Priori dos Parâmetros

Parâmetro	Definição	Distribuição a priori	Intervalo
<i>Curva de Phillips</i>			
$\mu$	Importância da inflação esperada na determinação da inflação (CP)	Beta(0.5;0.2)	
$\alpha_1$	Parâmetro da inflação passada de ordem 1 na CP	N(0.25; 0.1)	
$\alpha_2$	Parâmetro da inflação passada de ordem 2 na CP	N(0.25; 0.1)	
$\alpha_3$	Parâmetro da inflação passada de ordem 3 na CP	N(0.25; 0.1)	
$\kappa$	Importância do hiato do produto para a taxa de inflação (CP)	Gama(0.2;0.15)	
<i>Curva IS</i>			
$\delta$	taxa de desconto	Gama(0.04;0.02)	
$\sigma$	Elasticidade intertemporal de	Beta(2;0.5)	[1.05,5]

<sup>13</sup> No modelo SAMBA foi utilizada a distribuição beta com média 0.5 e desvio-padrão de 0.25.

	substituição		
$\gamma_1$	Parâmetro de persistência do consumo (AR(1))	Beta(0.5;0.2)	
$\gamma_2$	Parâmetro de persistência do consumo AR(2).	Beta(0.4;0.2)	
$\rho_v$	Parâmetro do termo AR(1) do choque de preferências no consumo	Beta(0.6;0.25)	
<i>Taxa natural</i>			
$\phi$	Parâmetro do termo AR(1) do choque na taxa de crescimento do produto natural	Beta(0.85;0.1)	
$v$	Taxa de crescimento esperada incondicional do produto natural	Gama(0.04;0.0001)	
<i>Política Monetária</i>			
$\rho_\pi$	Importância da meta de inflação passada na meta de inflação corrente	Beta(0.8;0.1)	
$\rho_\kappa$	Parâmetro de persistência do choque na meta de inflação	Beta(0.8;0.1)	
$\theta_\pi$	Parâmetro do desvio da inflação em relação a meta na regra de PM	Beta(0,5;0.1)	[0.1,1.5]
$\theta_x$	Parâmetro do hiato do produto na regra de PM	Beta(0.5;0.1)	[0.1,1.5]
$\psi$	Parâmetro do termo AR(1) na regra de PM	Beta(0.7;0.1)	

**Tabela 3.2.** Distribuição a priori dos desvios-padrão dos choques

Choques	Definição	Distribuição a priori
$\chi_t^{Meta\_infl}$	Choque – meta de inflação	GamaInversa (0.002, $\infty$ )
$\varepsilon_t$	Choque - CP	GamaInversa (0.001, $\infty$ )
$u_t$	Choque - PM	GamaInversa (0.001, $\infty$ )
$\tilde{u}_t$	Choque – Preferências de consumo	GamaInversa (0.001, $\infty$ )
$q_t$	Choque – taxa de crescimento do produto natural	GamaInversa (0.001, $\infty$ )

### 3.2 Estimação dos Parâmetros

O modelo foi estimado através do pacote *Dynare* (conjunto de rotinas amplamente utilizado) para o *software* Matlab, combinando o filtro de Kalman e

métodos bayesianos<sup>14</sup>. O processo de estimação é feito em dois passos. No primeiro, a moda a posteriori dos parâmetros é calculada usando a rotina de otimização *csmiwell* desenvolvida por Sims (2002). A função de verossimilhança é obtida através do filtro de Kalman. A moda é então utilizada como ponto de partida para o algoritmo de Metropolis-Hastings a fim de obter as distribuições a posteriori dos parâmetros. Os resultados são apresentados nas tabelas a seguir. O diagnóstico de convergência de Brooks e Gelman (1998) foi utilizado para avaliar a convergência das cadeias de Markov e é apresentado no apêndice C.

**Tabela 3.3.** Posterioris dos Parâmetros e dos desvios-padrão dos choques e Intervalo de Confiança

Parâmetro	Média Posteriori	IC 95%
<i>Curva de Phillips</i>		
$\mu$	0.3596	[0.1438 0.5560]
$\alpha_1$	0.3279	[0.2093 0.4482]
$\alpha_2$	0.2473	[0.1348 0.3716]
$\alpha_3$	0.1426	[0.0643 0.2304]
$\kappa$	0.0092	[0.0000 0.0186]
<i>Curva IS</i>		
$\delta$	0.0386	[0.0237 0.0566]
$\sigma$	1.5999	[1.2086 1.9354]
$\gamma_1$	0.5136	[0.2399 0.7574]
$\gamma_2$	0.2419	[0.0213 0.4639]
$\rho_v$	0.6850	[0.3636 0.9945]
<i>Taxa Natural</i>		
$\phi$	0.9915	[0.9868 0.9978]
$v$	0.0400	[0.0399 0.0402]
<i>Política Monetária</i>		
$\rho_\pi$	0.7576	[0.5903 0.8754]
$\rho_\chi$	0.8093	[0.6874 0.9101]
$\theta_\pi$	0.6338	[0.5210 0.7719]
$\theta_x$	0.3485	[0.2556 0.4600]
$\psi$	0.7165	[0.6277 0.8239]
<i>Desvio-Padrão dos Choques</i>		
$\kappa_t^{Meta\_infl}$	0.0297	[0.0222 0.0359]
$\varepsilon_t$	0.0364	[0.0306 0.0450]
$u_t$	0.0143	[0.0117 0.0166]
$\tilde{v}_t$	0.0009	[0.0003 0.0017]
$\varrho_t$	0.0008	[0.0004 0.0013]

<sup>14</sup> As rotinas usadas por Bjornland, Leitemo e Maih (2011) estão disponíveis para consulta no seguinte endereço eletrônico: <http://home.bi.no/a0310125/>

Os resultados acima mostram que o componente inercial na curva de Phillips é relativamente maior que o componente expectacional (0.3596), conforme encontrado na maioria dos estudos anteriores. Algumas exceções, contudo, podem ser citadas. Por exemplo, Palma e Portugal (2011) encontram um peso maior para o componente *forward-looking* (0.50 e 0.65). Ainda, Machado e Portugal (2010) estimam uma curva de Phillips para o Brasil e encontram valores relativamente altos para o termo *forward-looking*, sugerindo que há um alinhamento das expectativas inflacionárias com a taxa observada. Fasolo e Portugal (2004) estimam uma curva de Phillips novo-keynesiana sob a hipótese de racionalidade imperfeita e encontram resultados bastante distintos dos apresentados aqui: o termo *forward-looking* foi significativo e estimado em 0.83 e o termo inercial em 0.14.

Em relação à curva IS expectacional, temos que o parâmetro de preferência de primeira ordem (0.5136) é maior que o de segunda ordem (0.2419), indicando um maior hábito do passado imediato. Silveira (2008) encontra valores para a persistência de hábito de ordem 1 entre 0.55 e 0.81. Já Silva e Portugal (2010) chegam a um valor de 0.9562, e o modelo SAMBA para o Brasil de 0.74. De acordo com Cavalcanti e Vereda (2011, p. 16), há poucas referências sobre os valores de persistência para o Brasil, uma vez que a maioria dos trabalhos recentes desenvolvidos não leva em consideração esse atributo. Além disso, a quase totalidade dos trabalhos considera a persistência no hábito como um processo AR(1), distintamente do que ocorre no presente estudo, o que limita a nossa gama de comparações. Os choques de preferências apresentam um alto grau de persistência (parâmetro estimado em 0.6850), estando de acordo com estudos anteriores.

A taxa anual de desconto intertemporal ( $\delta$ ) foi estimada em aproximadamente 0.0386, o que indica um fator de desconto de aproximadamente 0,99 em termos trimestrais, consistente a literatura empírica anterior. A elasticidade intertemporal de substituição no consumo (estimada em 0.6250) é muito próxima da encontrada em outros estudos. Silveira (2008) estima esse parâmetro em 0.48 e conclui que a demanda agregada responde a mudanças na taxa real de juros, sendo o canal de transmissão convencional da política monetária efetivo na economia brasileira. Silva e Portugal (2010) chegam ao valor de 1.2234 para a elasticidade de substituição (1.2234). Já o modelo SAMBA estima esse parâmetro em 0.77 ( $\sigma = 1.30$ ). Como afirma Silveira

(2008, p. 350), devido a grande variabilidade de resultados, não é possível chegar a uma conclusão definitiva para esse parâmetro<sup>15</sup>.

A taxa esperada de crescimento do produto natural é de aproximadamente 4% e choques nessa variável apresentam um alto grau de persistência. Cabe notar que esse é o mesmo valor da priori escolhido. Como salientam Bjornland et al. (2011), com uma amostra tão pequena seria improvável encontrar outro valor para este parâmetro que não o de equilíbrio. Portanto, a nossa decisão em adotar uma priori altamente informativa para taxa esperada de crescimento do produto natural.

Quanto à regra de Taylor dinâmica, pode-se afirmar que há um ajuste gradual na taxa de juros ( $\psi = 0,72$ ), estando de acordo com a literatura empírica brasileira (por exemplo, Minella et al. (2003)). Castro et al. (2011) encontra o valor de 0.79 para o termo de suavização da taxa de juros e Silva e Portugal (2010) chegam ao valor de 0.8677). O Banco Central responde mais fortemente a desvios da inflação (0.6338) do que a desvios do produto (0.3485), o que é consistente com os resultados encontrados por trabalhos relacionados, como por exemplo, pelo modelo SAMBA estimado em Castro et al. (2011).

Como é de se esperar, há um grande peso da meta de inflação passada na inflação corrente ( $\rho_{\pi} = 0.7576$ ), corroborando resultados de estudos anteriores<sup>16</sup>, e uma alta persistência de choques nessa variável ( $\rho_{\kappa} = 0.8093$ ), o que indica que movimentos nessa variável são realizados de forma bastante suave ao longo do tempo.

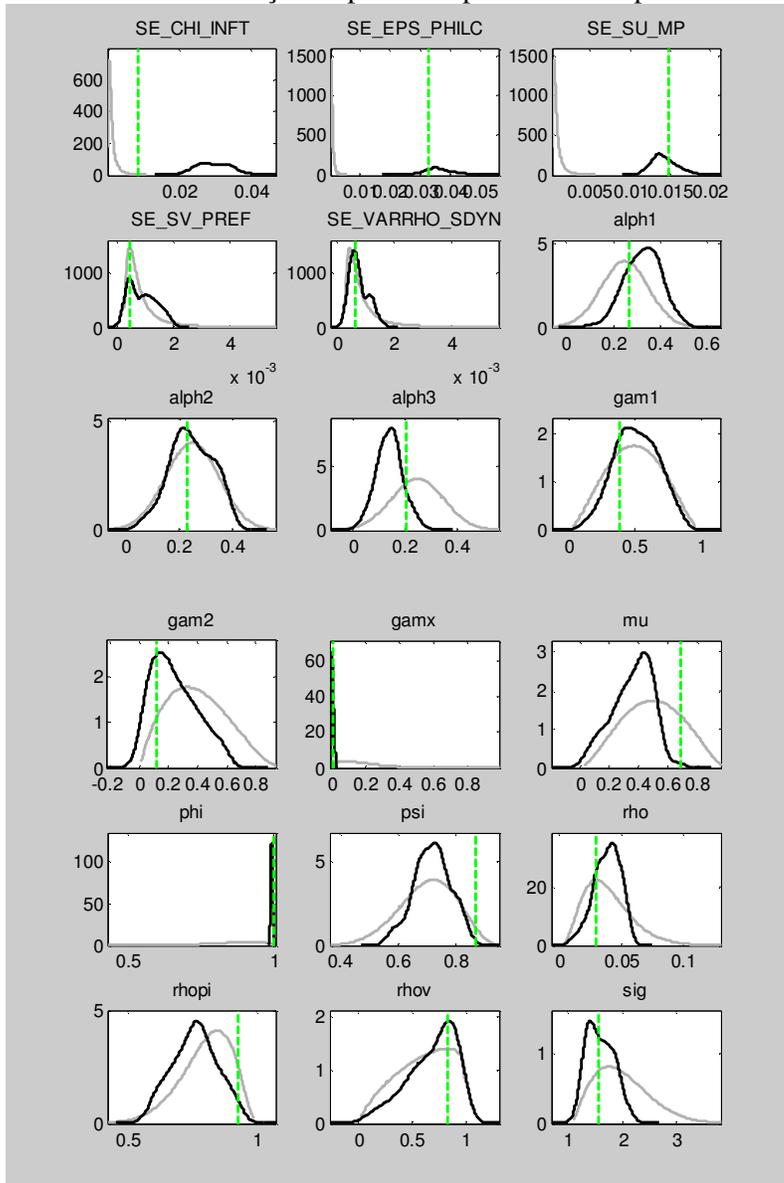
Apesar da estrutura simplificada, mas incorporando os principais elementos da abordagem novo-keynesiana, o modelo encontra estimativas dos parâmetros estruturais em sua grande maioria plausíveis com estudos empíricos anteriores para o caso brasileiro, o que nos leva a corroborar a visão de Bjornland, Maih e Leiterno (2011) de que se trata de uma estrutura adequada para analisar como mudanças nas taxas naturais afetam a economia e a política monetária.

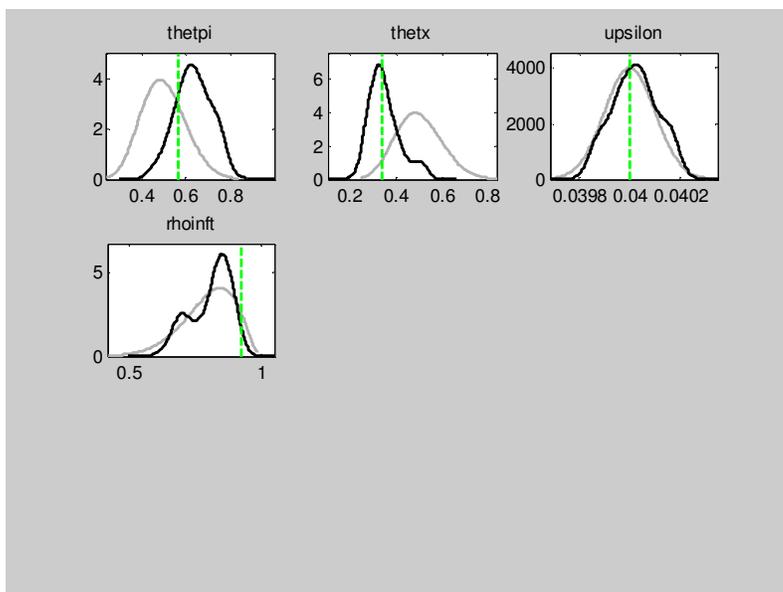
Pode-se notar, também, que em geral os dados são informativos, uma vez que as posterioris se distanciam das prioris, o que significa que os dados têm informação capaz de atualizar as crenças iniciais.

---

<sup>15</sup> Conforme salientado por Castro et al. (2011), esse parâmetro geralmente é de difícil identificação.

<sup>16</sup> Castro et al. (2011), por exemplo, encontram um valor de 0.84 para este parâmetro.

**Gráfico 3.1.** Distribuições a priori e a posteriori dos parâmetros



Os resultados de decomposição da variância do erro apresentados na tabela 3.4 mostram que os principais elementos para variações na inflação são os choques na meta de inflação (8.54%) e os choques na curva de Phillips (91.43%), contabilizando praticamente a totalidade da variação na inflação. Este resultado é bastante interessante. Se o Banco Central adota um regime de metas de inflação em que a sua função perda tenha como argumentos a inflação e o hiato do produto, a condução eficiente da política monetária requer que a inflação seja explicada principalmente por esses dois choques e que o Banco Central neutralize o impacto dos choques de preferências tanto na inflação quanto no hiato do produto. Portanto, os resultados obtidos parecem indicar a eficiência do regime de metas de inflação no período analisado.

É interessante notar que choques na taxa natural de produto têm um papel extremamente importante para explicar a variação observada na taxa natural de juros, o que demonstra a grande importância do papel da acomodação do efeito de choques de oferta na condução da política monetária. Além disso, Ribeiro e Teles (2011) também encontraram resultados semelhantes, com o movimento na taxa natural de juros sendo explicado mais fortemente pelo hiato do produto. Os autores concluem que tal resultado é esperado e razoável dados os choques estruturais que afetaram a economia brasileira no período estudado.

**Tabela 3.4.** Decomposição da variância do erro (em %)

Variáveis e Choques	$\kappa$	$\varepsilon$	$u$	$\tilde{v}$	$\varrho$
$r^n$ (S_RIN)	0.00	0.00	0.00	0.12	99.88
$x$ (S_X)	70.86	27.94	1.21	0.00	0.00
$\pi$ (S_PI)	8.54	91.43	0.03	0.00	0.00
$i$ (S_I)	7.06	87.92	4.22	0.00	0.80
$i^n$ (S_IN)	11.10	88.03	0.04	0.00	0.84
$\pi^T$ (S_PITAR)	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00

**Choques:** meta de inflação, curva de Phillips, política monetária, preferências e taxa natural.

No apêndice B são apresentadas as funções de resposta ao impulso, que em sua maioria, apresentam os sinais e efeitos de acordo com a intuição econômica. Para um choque positivo na taxa de juros, o hiato do produto diminui, bem como a inflação. A taxa de juros aumenta e a taxa natural de juros diminui.

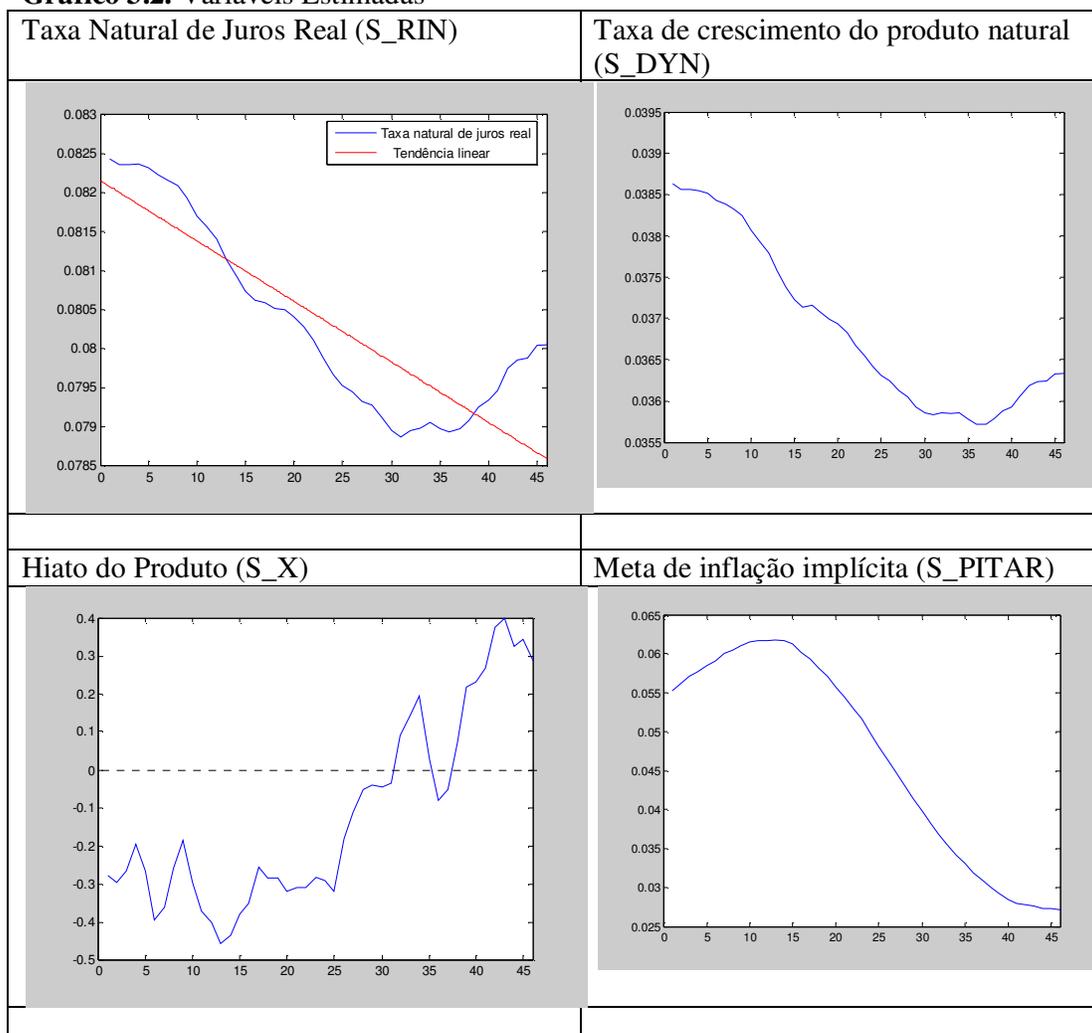
Um choque positivo na meta de inflação aumenta as expectativas inflacionárias e a taxa de inflação corrente, aumentando a taxa nominal de juros. A meta de inflação aumenta consideravelmente e, devido à persistência desse choque, leva vários trimestres para retornar ao seu nível de equilíbrio (*steady-state*).

Já um choque nas preferências aumenta a taxa natural de juros e o produto, uma vez que aumenta a demanda agregada da economia. Porém, depois de um aumento inicial no produto e na inflação, ambos caem abaixo do nível de equilíbrio de longo prazo devido à resposta de política monetária contracionista.

Um choque *cost-push* aumenta a inflação e diminui o produto. Os choques de crescimento na taxa natural de produto aumentam a taxa natural de juros, pelo efeito que têm na demanda agregada (os agentes esperam um aumento permanente de renda no futuro, levando a demanda agregada a aumentar mais que o aumento na taxa natural de produto).

### 3.3 Variáveis Estimadas

Os gráficos a seguir apresentam a evolução das variáveis não observadas (taxa natural de juros real, hiato do produto e meta de inflação implícita) suavizadas, obtidas pelo modelo. Na tabela são apresentadas as principais estatísticas descritivas.

**Gráfico 3.2. Variáveis Estimadas**

A taxa natural de juros real apresenta tendência de declínio e na média foi de 8.03% a.a. no período. Barcelos e Portugal (2007) encontram uma taxa média de 9,62% a.a. Ribeiro e Teles (2011) encontraram uma tendência de queda para a taxa natural de juros, mas apenas no período recente. Cabe ressaltar que os trabalhos anteriores encontraram resultados bastante voláteis para a série histórica da taxa natural de juros. É importante notar, tendo em vista os resultados acima, que a obtenção de uma trajetória declinante e pouco volátil é inédita para o caso brasileiro e está de acordo com a percepção atual de muitos analistas de mercado (BITTENCOURT e PINTO, 2012). No entanto, os resultados aqui obtidos mostram que as previsões para a taxa de juros neutra do mercado (em torno de 6% a.a.) são bastante otimistas, estando relativamente abaixo do valor estimado pelo presente trabalho. A tabela 3.6 apresenta as principais

estatísticas descritivas para a série histórica estimada da taxa natural de juros real. O comportamento do desvio-padrão revela que ao longo do período houve uma diminuição da incerteza em relação a essa variável. Além disso, comparando-se os resultados obtidos com os demais estudos (tabela 3.7) nota-se que a estimativa aqui apresentada é a que apresenta a menor incerteza (desvio-padrão).

O hiato do produto apresenta um comportamento consistente com as demais variáveis. Por exemplo, em momentos de hiato positivo há aumento das pressões inflacionárias, o que leva a autoridade monetária a adotar uma atitude mais conservadora (taxa natural de juros com tendência de alta, que se observa no final do período utilizado). Ressalta-se, ainda, que o hiato do produto é predominantemente negativo até 2007, resultado encontrado também em Cusinato et al. (2009).

Nota-se uma queda significativa da meta de inflação implícita de longo prazo, o que é consistente com a consolidação do regime de metas de inflação no Brasil. Os maiores valores, novamente, são encontrados nos períodos de crise de confiança (2002 e 2003).

**Tabela 3.5.** Estatísticas Descritivas – Período completo 2000 a 2011

Variável	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
$i^n$ (S_IN)	0.1419	0.1397	0.0258	0.1090	0.2372
$r^n$ (S_RIN)	0.0803	0.0814	0.0012	0.0789	0.0824
S_X	-0.1192	-0.2308	0.2544	-0.4565	0.3974
S_DYN	0.0369	0.0367	0.0010	0.0357	0.0386
$\pi^T$ (S_PITAR)	0.0468	0.0507	0.0131	0.0272	0.0618

**Tabela 3.6.** Estatísticas Descritivas para a taxa natural real de juros – Subperíodos

Período	Média	Mediana	Desvio-Padrão
2000-2001	0.0838	0.0839	0.00014
2002-2003	0.0830	0.0831	0.00047
2004-2005	0.0820	0.0820	0.00024
2006-2007	0.0809	0.0809	0.00028
2008-2009	0.0805	0.0805	0.00009
2010-2011	0.0811	0.0811	0.00022

**Tabela 3.7.** Comparação com alguns estudos anteriores

Trabalho	Período	Método	Taxa Natural de Juros	
			Média	Desvio-Padrão
Borges e da Silva (2006)	set/2000 a dez/2003	SVAR	9.97%a.a.	0.0102
Barcelos e Portugal (2009)	set/1999 a set/2005	Filtro de Kalman	9.62% a.a.	0.0142
Ribeiro e Teles (2011)	2001/T4 a 2010/T2	Filtro de Kalman	8.21% a.a.	0.0186
Presente estudo	2000/T1 a 2011/T3	DSGE/ Inferência Bayesiana	8.03%a.a.	0.0012

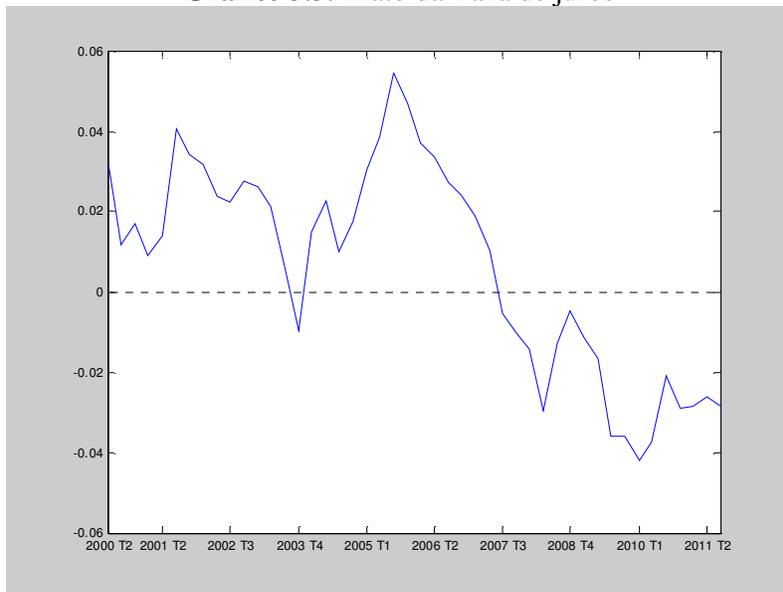
O gráfico abaixo mostra a evolução do hiato da taxa de juros, calculado como a diferença entre a taxa de juros derivada a partir da Regra de Taylor dinâmica e a taxa natural de juros real. Se o hiato de juros for positivo, pode-se afirmar que a política monetária é conservadora, ou seja, seu objetivo é a diminuição da inflação. Já se o hiato de juros for negativo, conclui-se que a política monetária é expansionista (permite aumento na taxa de inflação).

Conforme afirmam Chananeco e Portugal (2009), há uma grande subjetividade em relação a que hiato de juros utilizar para avaliar a política monetária. Nesse sentido, incluímos mais algumas medidas para analisar o que estas dizem em conjunto. O gráfico 3.3 apresenta o hiato de juros calculado usando-se como taxa real efetivamente praticada a taxa de juros Selic deflacionada pelo IPCA acumulado em 12 meses (*ex ante*) e o gráfico 3.4 apresenta a mesma medida utilizando-se a série da taxa de juros deflacionada pela expectativa de inflação para os próximos 12 meses (*ex post*).

É possível inferir, pelos resultados, que o Banco Central foi mais conservador (hiato positivo) na maior parte do tempo, corroborando os resultados encontrados por Ribeiro e Teles (2011) e Borges e Silva (2006). Tal resultado é consistente com a existência de vários choques que afetaram a economia durante o período, levando ao aumento de pressões inflacionárias e levando o Banco Central a adotar uma política de contenção do aumento de preços. No período recente (meados de 2007 até final de 2011) nota-se um hiato negativo, indicando uma política monetária expansionista. Tal resultado não é surpreendente, levando-se em consideração o comportamento da

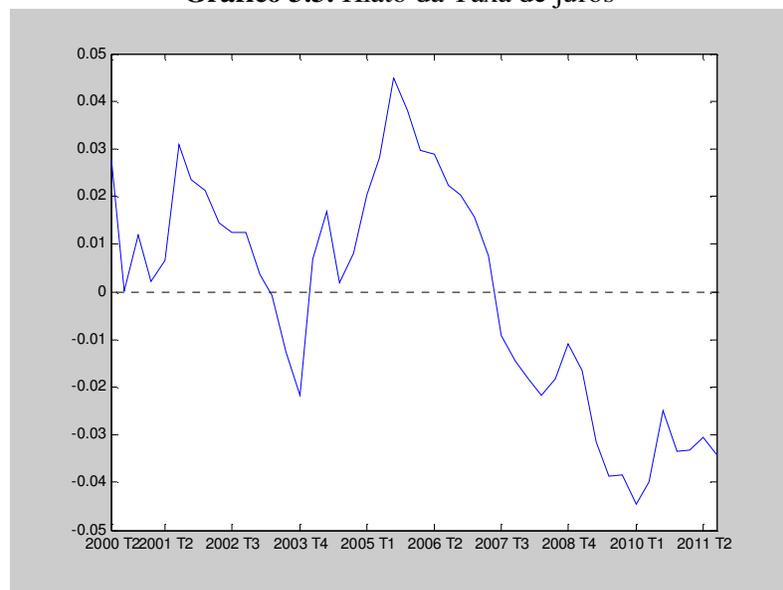
inflação brasileira no período atual e o seu distanciamento em relação ao centro da meta de inflação.

**Gráfico 3.3. Hiato da Taxa de juros**

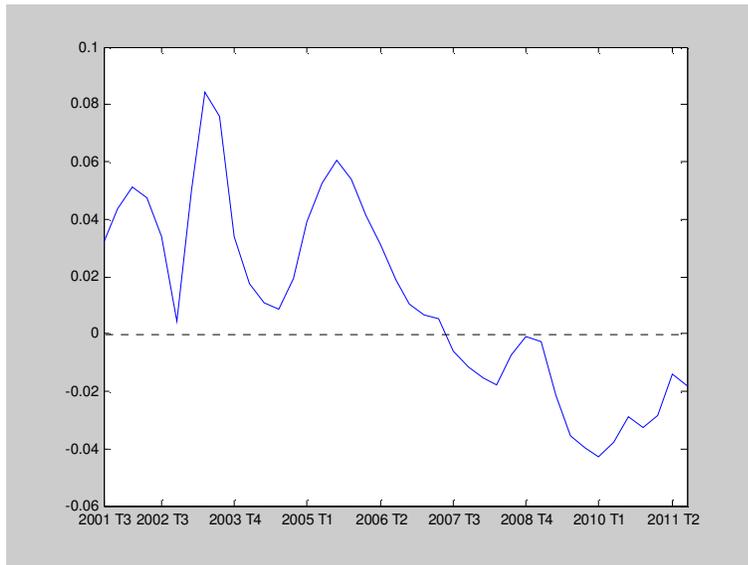


Taxa de juros derivada da Regra de Taylor – Taxa natural de juros real

**Gráfico 3.3. Hiato da Taxa de juros**

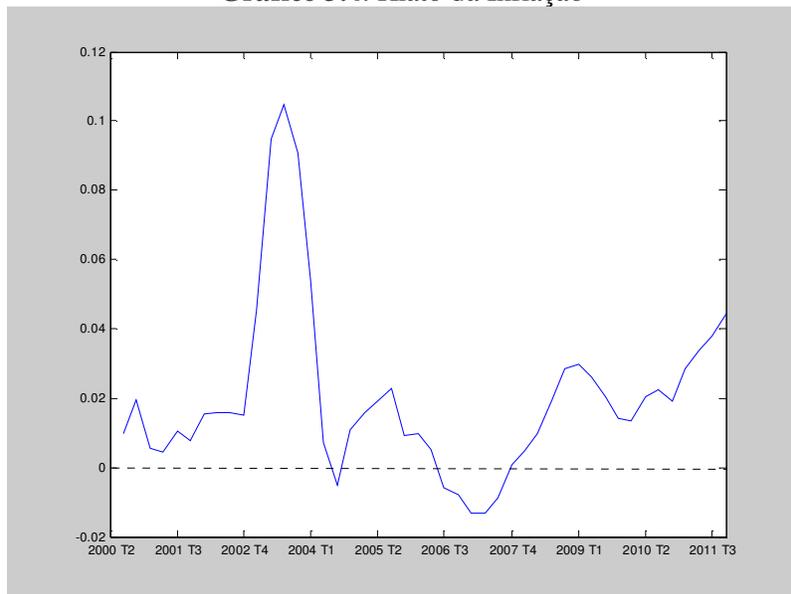


Taxa de juros efetivamente praticada (IPCA) – Taxa natural de juros real

**Gráfico 3.4. Hiato da Taxa de juros**

Taxa de juros efetivamente praticada (IPCA<sup>E</sup>) - taxa natural de juros **Início: 2001 T3**

No gráfico 4, é apresentado o hiato da inflação, calculado como a diferença entre a inflação e a meta implícita do Banco Central. Nota-se um maior descolamento entre essas variáveis no período de crise de confiança (entre 2002 e 2003). Como já salientado anteriormente, há uma tendência de elevação do hiato inflacionário no período recente.

**Gráfico 3.4. Hiato da Inflação**

## Conclusão

No presente trabalho, buscou-se estimar a taxa natural de juros para a economia brasileira no período pós metas de inflação, usando um modelo novo-keynesiano com expectativas racionais, proposto por Bjornland, Leitemo e Maih (2011). Adicionalmente, foram fornecidas estimativas para o hiato do produto e para a meta de inflação implícita de longo prazo, bem como para os parâmetros estruturais da economia. Existe uma grande dificuldade em mensurar a taxa natural de juros, pois esta é inerentemente uma variável não-observada. A inovação do presente trabalho, que o torna inédito, está na utilização de um modelo DSGE, que é mais consistente com a abordagem de otimização e de expectativas racionais, além de dispensar o uso de filtros estatísticos, como ocorre na maioria dos trabalhos anteriores. Dessa forma, as taxas naturais são derivadas de forma consistente com a teoria econômica. Além disso, a utilização de métodos bayesianos no processo de estimação é bastante atrativa, uma vez que deseja-se estimar um conceito de longo prazo em um período de tempo relativamente curto (10 anos). A abordagem bayesiana permite compensar a pequena amostra com informação fornecida de modelos análogos estimados para outros países e mesmo para o Brasil (SILVEIRA, 2008).

O modelo foi estimado usando dados trimestrais (visando minimizar erros de mensuração e o número de defasagens no modelo) no período pós metas de inflação (2000-1 a 2011-3). Apesar da estrutura simplificada, mas incorporando os principais elementos da abordagem novo-keynesiana, o modelo encontra estimativas dos parâmetros estruturais em sua grande maioria plausíveis com estudos empíricos anteriores para o caso brasileiro.

Os resultados obtidos apontam para uma trajetória declinante da taxa natural de juros, com média de 8.03% a.a. no período. Ainda, através da análise do hiato da taxa de juros, é possível afirmar que o Banco Central adotou uma política conservadora na maior do período analisado, buscando sempre a diminuição da inflação até meados de 2007, de forma consistente com o regime de metas de inflação. No período recente, no entanto, o hiato de juros é negativo, indicando uma política monetária expansionista. Tal resultado não é surpreendente, levando-se em consideração o comportamento da

inflação brasileira no período atual e o seu distanciamento em relação ao centro da meta de inflação.

Através da análise de decomposição da variância, nota-se que choques na taxa natural de produto têm um papel extremamente importante para explicar a variação observada na taxa natural de juros, o que demonstra a grande importância do papel da acomodação do efeito de choques de oferta na condução da política monetária. Além disso, os resultados obtidos parecem indicar a eficiência do regime de metas de inflação no período analisado, já que não há evidências de impacto dos choques de preferências tanto na inflação quanto no hiato do produto.

Por fim, existem algumas extensões e melhoramentos que podem e devem ser realizados neste trabalho. O mais importante é considerar o caso de uma pequena economia aberta (*small open economy*), que seria mais adequado para a realidade brasileira. Como apresentado em Barbosa (2011), em uma pequena economia aberta, onde vale a teoria da paridade de juros descoberta, a taxa de juros interna deve ser igual a externa, no longo prazo<sup>17</sup>. Apesar de não ter sido feito isso aqui, o presente trabalho não deixa de ser um exercício acadêmico válido. Além disso, o modelo utilizado aqui, por si só, já é uma evolução em relação à literatura relacionada à estimação da taxa natural de juros no Brasil. Além de considerar uma pequena economia aberta, alguns outros aspectos poderiam ser incorporados no modelo em trabalhos futuros, como o governo (e, portanto, a política fiscal), a exemplo do que foi feito no modelo SAMBA utilizado pelo Banco Central do Brasil.

---

<sup>17</sup> Cabe notar que em Barbosa (2011) foi utilizado um modelo de gerações sobrepostas.

## REFERÊNCIAS

- ADJEMIAN, S. Bayesian estimation of DSGE models. 2007. Disponível em: <http://www.dynare.org/stepan/dynare/slides/BayesianEstimation.pdf>. Acesso em março/2008.
- AMATO, J. The role of natural rate of interest in monetary policy. Technical Report 171, Bank for International Settlements (BIS), 2005.
- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of DSGE models. **Econometric Reviews**, v. 26, n. 2-4, p. 113-172, 2007.
- AREOSA, W. D. E.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.
- ARIDA, P., BACHA, E., LARA-RESENDE, A. **Credit, interest and jurisdictional uncertainty: conjectures for the case of Brazil**. 2004, mimeo.
- ARIDA, P. A pergunta de Arida. **Revista Isto É Dinheiro**, 20/08/2003.
- BARBOSA, F.H. The natural rate of interest in a small open economy. **Texto para discussão FEARP/USP**, 2011.
- BARCELLOS, P. C. F. ; PORTUGAL, M. S. . The Natural Rate of Interest in Brazil Between 1999 and 2005. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, p. 113-118, 2009.
- BITTENCOURT, A.; PINTO, L. Mercado vê juro neutro abaixo de 6%. **Valor Econômico**, 9/02/2012.
- BJORNLAND, H.C.; LEITEMO, K.; MAIH, J. Estimating the natural rates in a simple new keynesian framework. **Empirical Economics**, v. 40, p. 755-777, 2011.
- BORGES, B.L.; DA SILVA, M.B. Estimando a taxa natural de juros para o Brasil: uma aplicação da metodologia VAR estrutural. **Estudos Econômicos**, v. 36, n.1, p., 2006.
- BRESSER PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. A armadilha dos juros. **Folha de São Paulo**, 10/02/2002.
- CALVO, G.A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 383-398, 1983.
- CANOVA, F. **Methods for applied macroeconomic research**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press; 2007.
- CASTRO, M.R.; GOUVEA, S.N.; MINELLA, A.; SANTOS, R.C.; SOUZA-SOBRINHO, N.F. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. Encontro Brasileiro de Econometria. 2011.

- CAVALCANTI, M.A.F.H.; VEREDA, L. Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil. IPEA. Texto para Discussão 1588, março 2011.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, 37, 4, p. 1661–1707, 1999.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Nominal rigidities and the dynamic effects to a shock of monetary policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, p. 1-45, 2005.
- CUSINATO, R.T.; MINELLA, A.; PORTO JR, S.S. Hiato do produto e PIB no Brasil: uma análise de dados em tempo real. **Working Paper of the Central Bank of Brazil**, 203. 2010.
- DE JONG, D.N.; DAVE, C. **Structural Macroeconometrics**. . Princeton, New Jersey: Princeton University Press;, 2007.
- DYNARE. Disponível em <http://www.dynare.org>
- FASOLO, A.M.; PORTUGAL, M.S. Imperfect Rationality and Inflationary Inertia: A New Estimation of the Phillips Curve For Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 34, n. 4, p. 725-776, 2004.
- FUHRER, J.C.; MOORE, G.R. Inflation Persistence. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 1, p. 127-159, 1995.
- FUHRER, J.C. The (un)importance of forward-looking behavior in price specifications. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, n. 3, p. 338-350, 1997.
- FUHRER, J.C. Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models. **The American Economic Review**, v. 90, n.3, p. 367-390, 2000.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.
- GALÍ, J.; GERTLER, M.; LÓPEZ-SALIDO, J.D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45, n. 7, p. 1237-1270, 2001.
- HANSEN, L.P.; SARGENT, T.J. Seasonality and approximation errors in rational expectations models. **Journal of Econometrics**, v. 55, p. 21-55, 1993.
- KLEIN, P. Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 24, 10, p. 1405–1423, 2000.
- KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, 50, p. 1345-70, 1982.

LAUBACH, T.; WILLIAMS, J.C. Measuring the natural rate of interest. **The Review of Economics and Statistics**, 85, 4, p. 1063–1070, 2003.

LUCAS, R.E. Econometric Policy Evaluation: a critique. In: Carnegie-Rochester Conference Series. **The Phillips Curve**. Amsterdã: North-Holland, p.19-46, 1976.

MACHADO, V.G.; PORTUGAL, M.S. Phillips Curve in Brazil: an unobserved components approach. 2010.

MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges. **Working Paper of the Central Bank of Brazil**, 53. 2002.

MUINHOS, K.M.; NAKANE, M.I. Comparing equilibrium real interest rates: different approaches to measure Brazilian rates. **Working Paper Series BCB**, 2006.

RIBEIRO, A.C.A.; TELES, V.K. A taxa natural de juros no Brasil EESP-FGV.

ROBERTS, J.M. Is Inflation Sticky? **Journal of Monetary Economics**, v. 39, n. 3, p. 173-196, 1997.

SILVA, F. S.; PORTUGAL, M. **O impacto de choques fiscais na economia brasileira: uma abordagem DSGE**. Trabalho apresentado no XXXII Encontro Brasileiro de Econometria (SBE), Salvador-BA, 2010.

SILVEIRA, M. A. C. Using a Bayesian approach to estimate and compare new Keynesian DSGE models for the Brazilian economy: the role for endogenous persistence. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 3, p. 333-357, 2008.

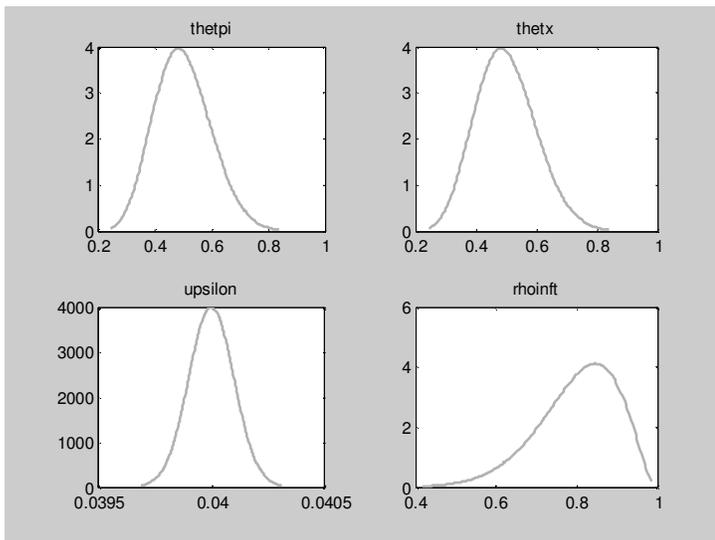
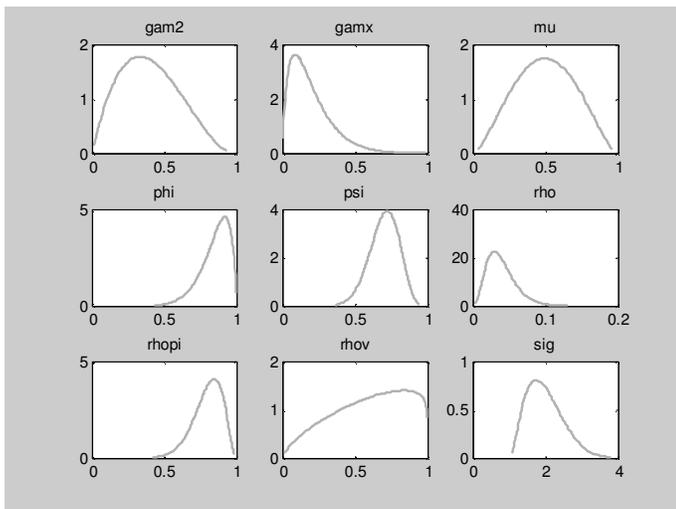
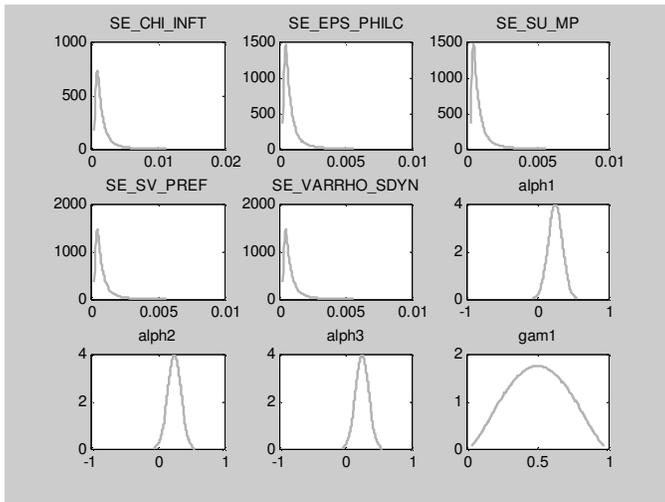
SIMS, C. A. Solving linear rational expectations models, **Computational Economics**, 20, (1-2), p. 1–20, 2002.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area. **Journal of European Economic Association**, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, 2003.

WICKSELL, K. **Interest and Prices**. Macmillan, London. 1936.

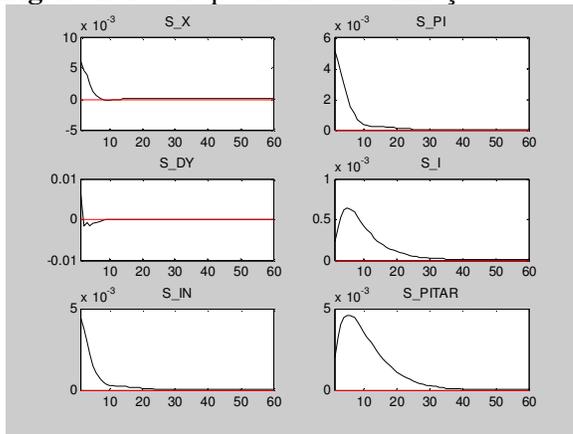
WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2003.

## APÊNDICE A Gráficos das distribuições a priori

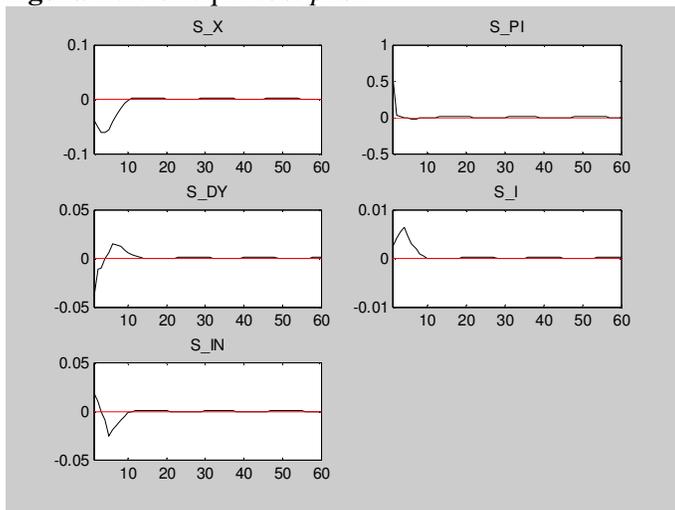


## APÊNDICE B Análise de resposta ao impulso

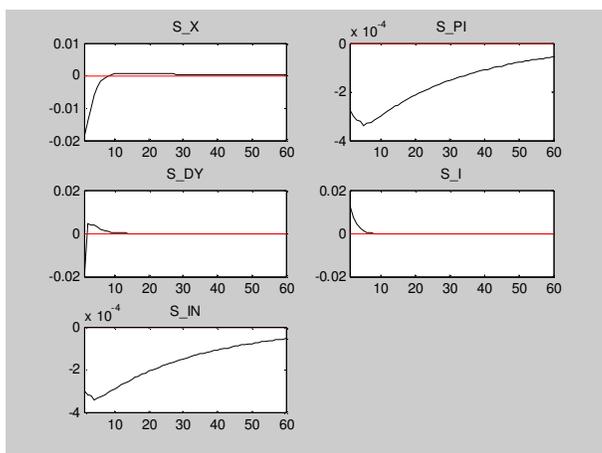
**Figura B.1.** Choque na meta de inflação

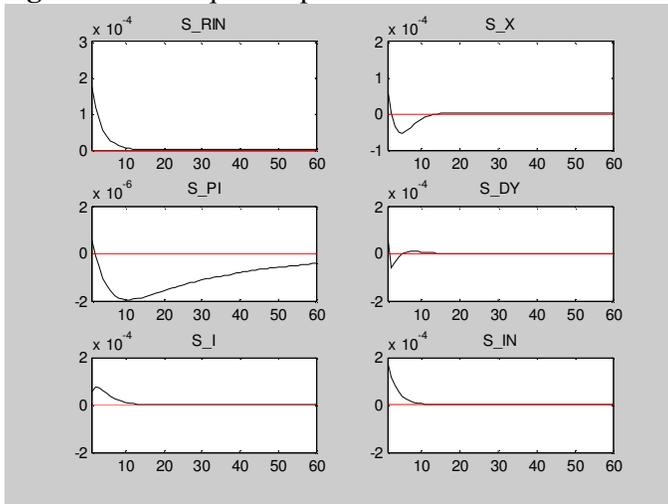
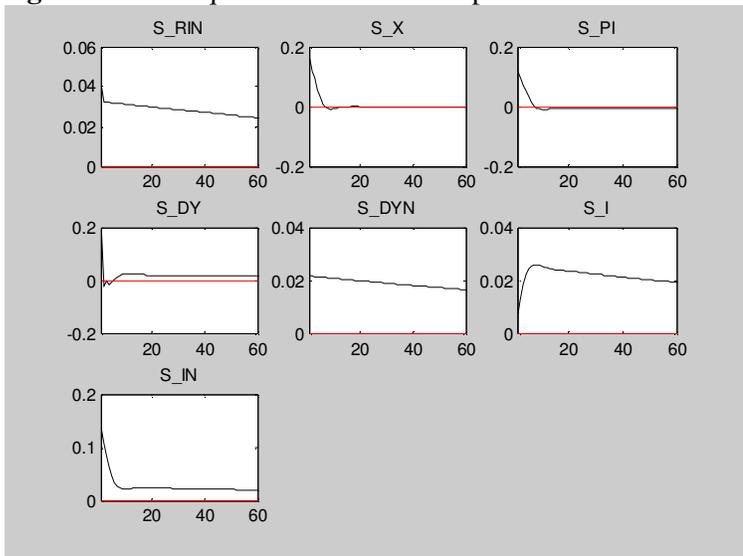


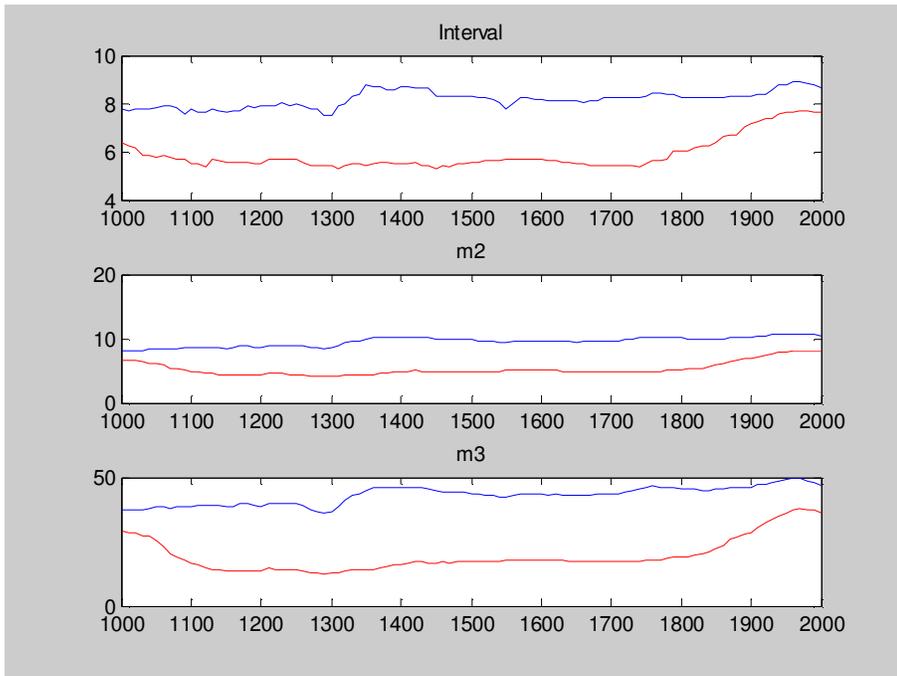
**Figura B.2.** Choque *cost-push*



**Figura B.3.** Choque na taxa de juros de curto prazo



**Figura B.4.** Choque nas preferências**Figura B.5.** Choque na taxa natural de produto

**APÊNDICE C Diagnóstico de convergência multivariado -Brooks-Gelman**

## CAPÍTULO 4

### PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL SOB O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: ESTIMAÇÃO A PARTIR DE UM MODELO DSGE PARA UMA PEQUENA ECONOMIA ABERTA

**Resumo:** O objetivo principal deste trabalho é estimar as preferências do Banco Central do Brasil no período pós metas de inflação (janeiro 2000 a junho de 2011), usando um modelo DSGE com fundamentos microeconômicos para uma pequena economia aberta, tomando como base especialmente o trabalho de Kam, Lees e Liu (2009). Na literatura brasileira, há dois trabalhos principais sobre o tema: Aragon e Portugal (2009), que utiliza um exercício de calibração e estimação por máxima verossimilhança em um modelo *backward-looking* para a estimação das preferências, e Palma e Portugal (2011), que usa um modelo novo-keynesiano padrão com expectativas racionais para uma economia fechada e estimação através do filtro de Kalman e o método da máxima verossimilhança. O modelo utilizado neste trabalho, considera que o Banco Central minimiza uma função perda, levando em consideração o desvio da inflação em relação a meta, a estabilização do produto, a suavização da taxa de juros e, distintamente dos trabalhos anteriores, a taxa de câmbio. Os resultados permitem afirmar que a maior preocupação da autoridade monetária no período foi com a estabilização da inflação, seguida pela suavização da taxa de juros, estabilização do produto e, por último, a estabilização da taxa de câmbio.

**Palavras-chave:** política monetária, preferências do Banco Central do Brasil, estimação bayesiana, DSGE.

**JEL:** C11, E12, E52, E61

**Abstract:** The main objective of this paper is to estimate the preferences of the Central Bank of Brazil during the inflation targeting regime (January 2000 to June 2011), using a DSGE model with microeconomic foundations for a small open economy, based especially on the work of Kam, Lees and Liu (2009). In the Brazilian literature, there are two main works on the subject: Aragon and Portugal (2009), which uses a calibration exercise and maximum likelihood estimation in a backward-looking model for the estimation of preferences, and Palma and Portugal (2011), which uses a standard new-Keynesian model with rational expectations for a closed economy and estimation by Kalman filter and maximum likelihood method. The model used in this study considers that the central bank minimizes a loss function, taking into account the deviation of inflation relative to target, output stabilization, the interest rates smoothing and, unlike the previous works, the exchange rate. The results allow us to affirm that the major concern of the monetary authority in the period was the stabilization of inflation, followed by the smoothing of interest rates, stabilization of the product and, finally, the stabilization of the exchange rate.

**Keywords:** monetary policy, Central Bank preferences, bayesian estimation, DSGE.

**JEL:** C11, E12, E52, E61

## 1 Introdução e Justificativa

Um dos desenvolvimentos fundamentais na macroeconomia durante as últimas décadas tem sido a incorporação do paradigma da maximização da utilidade intertemporal e sua implementação nos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE), que são hoje a abordagem dominante de análise macroeconômica não apenas na academia, mas crescentemente também nos Bancos Centrais de todo o mundo.

Nos modelos DSGE os agentes econômicos (consumidores e firmas) são tratados como agentes otimizadores. Assim, as famílias maximizam a utilidade sujeito a uma dada restrição orçamentária e as firmas maximizam lucros com as restrições cabíveis. No entanto, o comportamento do Banco Central geralmente é descrito como um caso a parte, ou seja, por uma regra de política monetária - regra de Taylor. Ao contrário dos demais agentes, na maioria dos trabalhos usando modelos DSGE, o Banco Central não resolve o seu problema de otimização.

A regra de Taylor, que é o instrumento padrão de avaliação do comportamento dos Bancos Centrais, descreve empiricamente a resposta da autoridade monetária às variáveis macroeconômicas. Apesar de ter sido proposta do ponto de vista puramente empírico, a regra de Taylor apresenta também uma justificativa teórica, sendo a solução de um problema de otimização restrito, onde o Banco Central minimiza uma função perda quadrática<sup>1</sup>. Dessa forma, os coeficientes estimados em uma função de reação são combinações bastante complexas dos parâmetros de preferências (coeficientes da função objetivo) da autoridade monetária e os parâmetros estruturais do modelo. Portanto, os coeficientes encontrados na função de reação são estimativas de forma reduzida e não descrevem as características estruturais da política monetária, não sendo úteis para avaliar questões relativas ao processo de formulação da política monetária.

Pretende-se nesse trabalho tratar simetricamente a autoridade monetária dentro de um modelo DSGE, ou seja, assumir que o Banco Central também é um agente otimizador e minimiza a sua função perda sujeito às restrições da economia e, a partir desse problema, estimar as preferências da autoridade monetária. Alguns poucos trabalhos fizeram algo semelhante para o caso internacional. Ilbas (2010b) e Ilbas (2010a) estimam as preferências do FED e para a área do Euro, respectivamente,

---

<sup>1</sup> Proposta por Svensson (1996).

utilizando como base o modelo de Smets e Wouters (2003), em um ambiente de regras (*commitment*). Já Kam, Lees e Liu (2009) estimam as preferências dos bancos centrais para três das principais pequenas economias abertas que adotam o regime de metas de inflação: Austrália, Canadá e Nova Zelândia. Os autores utilizam uma função perda quadrática e o modelo de Monacelli (2005) como restrição do problema de otimização, considerando o caso de discricão. Na função perda do Banco Central são considerados como argumentos o desvio da inflação, do produto, taxa de juros e câmbio. Remo e Vasícek (2009) fazem o mesmo para o Banco Central da República Tcheca, mas considerando o caso de regras. Na função perda, os autores não consideram o câmbio como argumento.

O conhecimento das preferências do Banco Central é de extrema importância. Muitos episódios de inflação, por exemplo, podem ser originados da tentativa por parte da autoridade monetária de estabilizar o produto acima da sua taxa natural. Além disso, quanto maior o peso relativo do produto na função perda, maior será o viés inflacionário na economia. Segundo Castelnuovo e Surico (2003, p. 336), o conhecimento das preferências da política monetária torna possível avaliar com maior clareza a sua performance, uma vez que permite saber se o resultado obtido é o que foi realmente perseguido pelo Banco Central ou se trata apenas de um ganho aleatório promovido por condições macroeconômicas favoráveis.

No Brasil, Aragon e Portugal (2009) foram os primeiros a estudar as preferências da política monetária. Em um exercício de calibragem da função perda, os autores, considerando um modelo *backward-looking*, escolhem os valores dos parâmetros de preferência que minimizam o desvio entre a trajetória ótima simulada e a trajetória verdadeira da taxa Selic. Dado que em um exercício de calibragem a inferência não seria possível, é utilizada a estrutura ótima encontrada para estimar as preferências através do método da máxima verossimilhança. Os resultados obtidos indicam que o Banco Central do Brasil dá um peso maior a taxa de inflação e que a preocupação com a suavização da taxa de juros é maior do que com o hiato do produto. É importante notar, no entanto, que no exercício de estimação por máxima verossimilhança, os parâmetros da função perda se mostraram insignificantes. Tal fato, como justificam os autores, pode ter ocorrido devido ao pequeno tamanho da amostra utilizada.

Palma e Portugal (2011) utilizaram um modelo novo-keynesiano padrão com expectativas *forward-looking* proposto por Givens (2010) para estimar as preferências

da política monetária no Brasil durante o regime de metas de inflação, considerando uma economia fechada<sup>2</sup>. Considerando expectativas racionais, é preciso fazer uma distinção chave sobre como as expectativas dos agentes são tratadas no problema de otimização, ou seja, distinguindo entre o caso de regras (*commitment*) e discricão. A distinção crucial entre as duas possibilidades está na forma como as expectativas dos agentes são tratadas no problema de otimização do Banco Central. O equilíbrio em ambos os casos assume a forma de um modelo de espaço de estados que pode ser estimado por máxima verossimilhança usando o filtro de Kalman. Os resultados obtidos revelam que a autoridade monetária dá um grande peso para a estabilização da inflação, seguida pela suavização da taxa de juros e pela estabilização do produto. Além disso, os resultados obtidos pelos autores mostram que uma política discricionária é mais consistente com os dados no período considerado.

A inovação do presente trabalho, que o torna inédito para o caso brasileiro, está na utilização de um modelo DSGE, que é mais consistente com a abordagem de otimização e de expectativas racionais. A consideração de expectativas *forward-looking* ressalta o papel central da formação de expectativas, especialmente no regime de metas de inflação, destacando a importância de eventos futuros sobre o presente. Além disso, a utilização de métodos bayesianos no processo de estimação é bastante atrativa, devido a curta duração da amostra.

O objetivo do presente ensaio é utilizar a abordagem bayesiana para estimar as preferências da autoridade monetária com base em um modelo DSGE, onde todas as equações estruturais resultam de decisões ótimas feitas pelos agentes privados e *policymakers*, em um contexto de discricão<sup>3</sup>. Pretende-se, dessa forma, contribuir com o aperfeiçoamento do entendimento da condução da política monetária no Brasil durante o regime de metas de inflação, melhorando algumas das deficiências de trabalhos anteriores que trataram do mesmo assunto. A abordagem bayesiana é muito atrativa para este caso, dado que a amostra que se tem considerando o período de metas de inflação é pequena.

---

<sup>2</sup> Os autores tentaram minimizar essa limitação usando como instrumento de política monetária um indicador de condições monetárias (ICM), que é uma média ponderada entre a taxa de juros e a taxa de câmbio, no lugar da taxa de juros, porém os resultados obtidos não se alteraram significativamente.

<sup>3</sup> Optou-se pelo ambiente de discricão, a priori, levando-se em consideração os resultados obtidos por Palma e Portugal (2011).

## 2 Metodologia

O modelo utilizado aqui tem como base a estrutura desenvolvida por Gali e Monacelli (2005), Monacelli (2005) e Justiniano e Preston (2010), que tem sido largamente empregada para análise de políticas fiscal e monetária nos bancos centrais de pequenas economias abertas (Austrália, Nova Zelândia, Canadá, República Tcheca, Brasil, etc.). No modelo original, a política monetária é descrita por uma regra de Taylor empírica. Seguindo Ilbas (2009) e principalmente, Kam, Lees e Liu (2009) essa hipótese será abandonada e assumiremos que a autoridade monetária otimiza uma função perda quadrática sob *discrção*, seguindo os resultados obtidos por Palma e Portugal (2011). Isso implica que a autoridade monetária reotimiza a sua função perda período a período, tomando as expectativas dos agentes como dadas<sup>4</sup>.

As curvas de demanda e oferta agregada são derivadas a partir do problema de otimização dos agentes (famílias e firmas, respectivamente) com expectativas *forward-looking*. A fonte de rigidez real é a persistência de hábito no consumo e de rigidez nominal é a indexação à inflação passada, bem como a hipótese de competição monopolística com preços rígidos para as firmas domésticas e importadoras. Além disso, considera-se a existência de *pass-through* imperfeito da taxa de câmbio<sup>5</sup>. Por fim, incorpora-se o problema de otimização por parte do Banco Central em vez do uso de regras de Taylor para descrever o comportamento da política monetária. O modelo, portanto, é composto de quatro agentes: famílias, firmas domésticas, firmas importadoras e autoridade monetária.

### 2.1 As famílias

No modelo há um contínuo de famílias idênticas que vivem infinitamente, indexadas por  $i \in (0,1)$ . O total da população é igual a unidade. A função de utilidade é dada por:

---

<sup>4</sup> Cabe notar que o regime de metas de inflação é um instrumento que aumenta a transparência, comunicação e coerência da política monetária, não consistindo necessariamente de um sistema de regras rígida tradicional (Bernanke e Mishkin, 1997). De fato, este regime é compatível com discricionariedade da política monetária. De acordo com Mendonça (2001), devido a transparência do regime de metas de inflação, é possível o uso de políticas discricionárias sem perda de credibilidade por parte da autoridade monetária.

<sup>5</sup> Sobre esse assunto, veja por exemplo, Goldfajn e Werlang (2000). Resumidamente, com *pass-through* imperfeito da taxa de câmbio, os importadores não ajustam imediatamente o preço doméstico das importações em resposta a variações na taxa de câmbio.

$$U(C_t, H_t, N_t) = \frac{(C_t - H_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (2.1)$$

Em que  $C_t$  é um índice de consumo de bens,  $H_t$  representa a formação de hábito externo, dada por um processo auto-regressivo de ordem 1, com parâmetro  $h$  e  $N_t$  são as horas de trabalho. O inverso da elasticidade de substituição intertemporal é dado pelo parâmetro  $\sigma > 0$ , e o inverso da elasticidade de oferta de trabalho por  $\varphi > 0$ .

O índice de consumo de bens,  $C_t$ , é uma combinação entre um contínuo de bens domésticos,  $C_{H,t}(i)$  e bens importados,  $C_{F,t}(j)$ , dado pela função CES:

$$C_t = \left[ (1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (2.2)$$

onde

$$C_{H,t} = \left[ \int_0^1 C_{H,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \text{ e}$$

$$C_{F,t} = \left[ \int_0^1 C_{F,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

A elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados é dada pelo parâmetro  $\eta > 0$ , e a elasticidade de substituição entre os bens dentro de cada categoria<sup>6</sup> (domésticos e importados) é dada por  $\varepsilon > 0$ .

Resolvendo o problema de otimização das famílias (maximização da utilidade dada a restrição orçamentária), chegamos nas seguintes funções de demanda ótimas:

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (2.3)$$

$$C_{F,t} = \alpha \left( \frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (2.4)$$

em que  $P_{H,t}$  e  $P_{F,t}$  são os níveis de preços agregados da economia doméstica e da economia externa, dados respectivamente por:

$$P_{H,t} = \left( \int_0^1 P_{H,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (2.5)$$

$$P_{F,t} = \left( \int_0^1 P_{F,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (2.6)$$

<sup>6</sup> Note-se que dentro de cada categoria (domésticos e importados) existem produtos diferenciados.

O índice de preços ao consumidor é obtido substituindo as funções de demanda no índice de consumo,  $C_t$ :

$$P_t = \left[ (1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (2.7)$$

## 2.2 Firmas

### 2.2.1 Firmas de bens domésticos

Os bens domésticos são produzidos de acordo com uma função de produção linear dada por  $Y_{H,t}(i) = \epsilon_{a,t} N_t(i)$ , onde  $\epsilon_{a,t}$  consiste em um choque tecnológico exógeno na economia doméstica, o qual segue um processo AR(1),  $Y_{H,t}(i)$  é a produção da  $i$ -ésima firma,  $N_t(i)$  é a quantidade de trabalho contratado.

As firmas são monopolisticamente competitivas, o que introduz rigidez nominal no modelo. A cada período, uma fração  $\theta_H \in [0,1]$  das firmas não reotimiza seus preços. Em vez disso, tais firmas alteram seus preços indexando-os à inflação passada. Já a parcela das firmas otimizadores resolvem seu problema de otimização, o qual é dada por:

$$\max_{P_{H,t}(i)} \mathbb{E}_t \sum_{s=0}^{\infty} Q_{t,t+s} \theta_H^s Y_{H,t+s}(i) \left[ P_{H,t}(i) \left( \frac{P_{H,t+s-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\delta_H} - P_{H,t+s} MC_{H,t+s} e^{\varepsilon_{H,t+s}} \right]$$

sujeito a restrição de demanda da  $i$ -ésima firma:

$$Y_{H,t+s}(i) = \left[ \frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t+s}} \left( \frac{P_{H,t+s-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\delta_H} \right]^{-\varepsilon} (C_{H,t+s} + C_{H,t+s}^*) \quad (2.8)$$

O parâmetro  $\varepsilon > 1$  é a elasticidade de substituição entre os bens produzidos e  $MC_{H,t}$  é o custo marginal real no período  $t$ , dado por:

$$MC_{H,t} = \frac{W_t}{\epsilon_{a,t} P_{H,t}}$$

O choque estrutural do custo marginal é dado por  $\varepsilon_{H,t} \sim i.i.d.(0, \sigma_H)$  e  $\delta_H \in [0,1]$  é o grau de inércia da inflação.

As condições de primeira ordem log-linearizadas deste problema produzem a curva de Phillips para a inflação doméstica, dada por:

$$\pi_{H,t} - \delta_H \pi_{H,t-1} = \beta (\mathbb{E}_t \pi_{H,t+1} - \delta_H \pi_{H,t}) + \lambda_H (mc_{H,t} + \epsilon_{H,t}) \quad (2.9)$$

onde

$$\lambda_H = \frac{(1-\beta\theta_H)(1-\theta_H)}{\theta_H}$$

$$mc_{H,t} = \varphi y_t - (1 + \varphi)\epsilon_{a,t} + \alpha s_t + \frac{\sigma}{1-h} (y_t^* - h y_{t-1}^*) + q_t + \epsilon_{c,t}$$

### 2.2.2 Firms importadoras

A idéia básica é a mesma das firmas domésticas e por isso essa seção será bastante resumida. O modelo considera competição monopolística entre os importadores e determinação de preços à la Calvo. Além disso, assume-se que exista um hiato entre o preço de bens importados na moeda doméstica e o preço doméstico de bens importados, o que pode ser justificado pelo fato das firmas importadoras comprarem bens importados a preços mundiais competitivos. No entanto, na economia doméstica, tais firmas agem de forma monopolisticamente competitiva, redistribuindo tais bens. Esse hiato em termos log-lineares é dada por:

$$\psi_{F,t} = e_t + p_t^* - p_{F,t} \quad (2.10)$$

A solução do problema de otimização das firmas importadoras (assim como na seção anterior) leva a curva de Phillips para a inflação de bens importados, dada por:

$$\pi_{F,t} = \beta (\mathbb{E}_t \pi_{F,t+1} - \delta_F \pi_{F,t}) + \delta_F \pi_{F,t-1} + \lambda_F (\psi_{F,t} + \epsilon_{F,t}) \quad (2.11)$$

onde

$$\lambda_F = \frac{(1-\beta\theta_F)(1-\theta_F)}{\theta_F} \text{ e } \psi_{F,t} = mc_{F,t}.$$

## 2.3 Termos de troca, taxa de câmbio real e equilíbrio

No equilíbrio, temos que o produto doméstico deve ser igual a demanda doméstica total (interna e externa) para os bens produzidos, o que produz, em termos log-lineares:

$$y_t = c_{H,t} + c_{H,t}^* \quad (2.12)$$

Fazendo as substituições pertinentes, chegamos ao seguinte resultado:

$$y_t = (2 - \alpha)\alpha\eta s_t + (1 - \alpha)c_t + \alpha\eta\psi_{F,t} + \alpha y_t^* \quad (2.13)$$

É possível também derivar uma relação entre os termos de troca ( $s_t$ ), a taxa real de câmbio ( $q_t$ ) e o hiato da lei do preço único ( $\psi_{F,t}$ ), dada por<sup>7</sup>:

$$q_t = \psi_{F,t} - (1 - \alpha)s_t \quad (2.14)$$

A seguir apresentamos a versão linearizada do modelo, equação por equação<sup>8</sup>.

## 2.4 O modelo log-linearizado

Abaixo são apresentadas as equações para o modelo log-linearizado (ou seja, a aproximação log-linear das condições de primeira ordem e restrições que descrevem o equilíbrio da economia). Detalhes de como chegar nessas equações podem ser vistos em Kam, Lees e Liu (2009). Cabe notar que os choques nos termos de troca, de tecnologia e de paridade na taxa real de juros são, por simplicidade, tratados como processos estocásticos exógenos.

*Equação de Euler para o consumo*

$$c_t - hc_{t-1} = E_t(c_{t+1} - hc_t) - \frac{1-h}{\sigma}(r_t - E_t\pi_{t+1}) \quad (2.16)$$

*Inflação de bens domésticos*

<sup>7</sup> Para detalhes da derivação desse relação, consulte Kam, Lees e Liu (2009).

<sup>8</sup> A descrição dos parâmetros é dada nas tabelas 2 e 3..

$$\begin{aligned}\pi_{H,t} = & \beta E_t(\pi_{H,t+1} - \delta_H \pi_{H,t}) + \delta_H \pi_{H,t-1} \\ & + \lambda_H \left[ \varphi y_t - (1 + \varphi) \epsilon_{a,t} + \alpha s_t + \frac{\sigma}{1-h} (c_t - h c_{t-1}) \right] + \lambda_H \epsilon_{H,t}\end{aligned}\quad (2.17)$$

*Inflação de bens importados:*

$$\pi_{F,t} = \beta E_t(\pi_{F,t+1} - \delta_F \pi_{F,t}) + \delta_F \pi_{F,t-1} + \lambda_F [q_t - (1 - \alpha) s_t] + \lambda_F \epsilon_{F,t} \quad (2.18)$$

*Condição de paridade da taxa real de juros*

$$E_t(q_{t+1} - q_t) = (r_t - E_t \pi_{t+1}) - (r_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \epsilon_{q,t} \quad (2.19)$$

*Equação para os termos de troca (identidade)*

$$s_t - s_{t-1} = \pi_{F,t} - \pi_{H,t} + \epsilon_{s,t} \quad (2.20)$$

*Condição de equilíbrio no mercado de bens*

$$y_t = (1 - \alpha) c_t + \alpha \eta q_t + \alpha \eta s_t + \alpha y_t^* \quad (2.21)$$

*Inflação geral:*

$$\pi_t = (1 - \alpha) \pi_{H,t} + \alpha \pi_{F,t} \quad (2.22)$$

Os *processos estocásticos exógenos* para os choques nos termos de troca, tecnologia e paridade da taxa real de juros:

$$\epsilon_{j,t} = \rho_j \epsilon_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (2.23)$$

com  $\rho_j \in (0,1)$  e  $v_j \sim i. i. d. (0, \sigma_j^2)$ , para  $j = s, a, q$ .

$$\begin{pmatrix} \pi_t^* \\ y_t^* \\ r_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1}^* \\ y_{t-1}^* \\ r_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \sigma_{\pi^*} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{y^*} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{r^*} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v_{\pi^*,t} \\ v_{y^*,t} \\ v_{r^*,t} \end{pmatrix} \quad (2.24)$$

em que  $\begin{pmatrix} v_{\pi^*,t} \\ v_{y^*,t} \\ v_{r^*,t} \end{pmatrix} \sim N(0, I_3)$ .

## 2.5 Autoridade Monetária: Preferências do Banco Central

A política monetária ótima, que distingue o modelo apresentado acima daquele dado por Gali e Monacelli (2005), será apresentada a seguir. A função perda intertemporal de um período do Banco Central é dada por<sup>9</sup>:

$$L(\tilde{\pi}_t, y_t, q_t, r_t - r_{t-1}) = \frac{1}{2} [\tilde{\pi}_t^2 + \mu_y y_t^2 + \mu_q q_t^2 + \mu_r (r_t - r_{t-1} + \varepsilon_t^r)^2] \quad (2.25)$$

Como pode ser visto acima, o peso dado à meta de inflação é normalizado na unidade e, portanto, os pesos das demais variáveis ( $\mu_y, \mu_q, \mu_r \in [0, \infty)$ ) serão dados como relativos ao da meta de inflação. Como esta última é fixa no tempo, será normalizada em zero, já que todas as variáveis no modelo são expressas como desvios em relação a sua média. O último termo na função perda,  $\Delta r_t = (r_t - r_{t-1})$ , justifica-se pelo fato da autoridade monetária preocupar-se também com a estabilidade financeira ou para levar em consideração o comportamento inercial do instrumento de política. Além disso, permitimos um choque nessa variável, dado por  $\varepsilon_t^r \sim N(0, \sigma_r^2)$ , que permite capturar a habilidade imperfeita do Banco Central em controlar a taxa nominal de juros. A inclusão da taxa de câmbio na função perda do Banco Central permite-nos responder se tal variável é levada em consideração no problema de otimização da autoridade monetária.

O objetivo da autoridade monetária é minimizar a função perda, sujeito as equações estruturais da economia (2.16)-(2.24), para o caso de discrição. A solução do problema é encontrada usando o algoritmo proposto por Dennis (2004). Em resumo, utiliza-se o conceito de equilíbrio perfeito de Markov, onde o Banco Central hoje (ou seja, suas decisões contemporâneas) é considerado um líder de Stackelberg e os agentes privados e as ações futuras do Banco Central são tidos como seguidores de Stackelberg<sup>10</sup>.

<sup>9</sup> Com restrições lineares, esse formato da função perda leva a regras de decisão lineares. Além disso, pode representar uma aproximação de segunda ordem para a função utilidade do agente representativo.

<sup>10</sup> No apêndice é apresentada rapidamente a solução do problema.

### 3 Estimação e Resultados

#### 3.1 Dados e escolha das distribuições a priori

O modelo apresentado acima será estimado através de métodos bayesianos, conforme descrito na seção 3. Os dados utilizados são séries trimestrais log-linearizadas das seguintes variáveis, para o período posterior ao regime de metas de inflação (janeiro de 2000 – junho de 2011), totalizando 46 observações:

- Inflação de preços importados em moeda doméstica,  $\pi_{F,t}$ ;
- Taxa de câmbio doméstica real: R\$/US\$ (Valor de venda da Ptax no final do período),  $q_t$ ;
- Consumo final das famílias,  $c_t$ ;
- Termos de troca - FUNCEX (exportações e importações),  $s_t$ ;
- PIB doméstico real – índice dessazonalizado,  $y_t$ ;
- Inflação doméstica: IPCA índice,  $\pi_t$ ;
- Taxa de juros nominal: Selic anualizada,  $r_t$ ;
- Inflação dos EUA,  $\pi_t^*$ ;
- Produto dos EUA,  $y_t^*$ ;
- Taxa de juros dos EUA,  $r_t^*$ .

As séries serão expressas como desvios da sua média amostral e estão disponíveis para consulta no site [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br), no site do Banco Central do Brasil, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br) e no site do IBGE, [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br). As variáveis foram ajustadas para sazonalidade e a tendência foi removida utilizando o filtro de Hodrick-Prescott (HP).

A tabela 3.1 apresenta a distribuição a priori dos parâmetros que serão estimados. A escolha das prioris leva em consideração especialmente o intervalo de variação possível de cada parâmetro. Convencionalmente, utilizamos a distribuição beta para parâmetros que estão no intervalo  $[0,1]$ , a distribuição gama inversa para aqueles que variam entre  $[0, \infty)$  e a distribuição gama para os demais casos.

**Tabela 3.1.** Distribuição a Priori dos Parâmetros

Parâmetro	Definição	Distribuição a priori
$\beta$	Taxa de desconto intertemporal	0.99*
$\alpha$	Grau de abertura (parcela de importações no consumo doméstico)	0.45*
$h$	Parâmetro de persistência de hábito	Beta (0.7, 0.1)
$\sigma$	Inverso da elasticidade de substituição (coeficiente de aversão ao risco relativo)	Gama (0.2, 0.2)
$\phi$	Inverso da elasticidade da oferta de trabalho	Gama (2, 0.35)
$\eta$	Elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados	Gama (0.6, 0.25)
$\delta_H$	<i>Backward-Looking</i> no preço de bens domésticos	Beta (0.7, 0.2)
$\delta_F$	<i>Backward-looking</i> no preço de bens importados	Beta (0.7, 0.2)
$\theta_H$	Fração de produtores não-otimizadores na economia doméstica	Beta (0.5, 0.2)
$\theta_F$	Fração de importadores não otimizadores.	Beta (0.5, 0.2)
$a_1$	Parâmetro AR(1) da inflação externa	Beta (0.5, 0.1)
$b_2$	Parâmetro AR(1) do produto externo	Beta (0.5, 0.1)
$c_3$	Parâmetro AR(1) da taxa de juros externa	Beta (0.5, 0.1)
$\rho_a$	Inércia da tecnologia	Beta (0.8, 0.1)
$\rho_q$	Inércia do choque na taxa de câmbio	Beta (0.8, 0.1)
$\rho_s$	Inércia do choque nos termos de troca	Beta (0.8, 0.1)
$\mu_q$	Preferência pela estabilização da taxa de câmbio	Gama (0.5, 0.09)
$\mu_y$	Preferência pela estabilização do produto	Gama (0.5, 0.09)
$\mu_r$	Preferência pela suavização da taxa de juros	Gama (0.5, 0.09)
$\sigma_H$	Desvio-padrão do choque “cost-push” da economia doméstica	Gama Inversa (0.15, 2)
$\sigma_F$	Desvio-padrão do choque “cost-push” da economia externa	Gama Inversa (0.15, 2)
$\sigma_a$	Desvio-padrão do choque de tecnologia	Gama Inversa (0.15, 2)
$\sigma_q$		Gama Inversa (0.15, 2)
$\sigma_s$	Desvio-padrão dos termos de troca	Gama Inversa (0.15, 2)
$\sigma_{\pi^*}$	Desvio-padrão da taxa de inflação externa	Gama Inversa (0.1, 2)
$\sigma_{y^*}$	Desvio-padrão do produto externo	Gama Inversa (0.15, 2)
$\sigma_{r^*}$	Desvio-padrão da taxa de juros externa	Gama Inversa (0.15, 2)
$\sigma_r$	Desvio-padrão da taxa de juros doméstica	Gama Inversa (0.15, 2)

**Nota:** Entre parênteses, temos a média e desvio-padrão das distribuições, respectivamente.

\* Denota parâmetros calibrados.

### 3.2 Resultados

O modelo foi estimado com o auxílio do *software* Matlab, usando-se técnicas bayesianas através do algoritmo de Metropolis-Hastings e do filtro de Kalman<sup>11</sup>, conforme descrito no capítulo 3, seção 2.1, da presente tese. Os resultados obtidos são apresentados na tabela 4.1.

**Tabela 4.1.** Modelo estimado sob discrição

Parâmetro	Média Posteriori	IC 95%	Desvio-padrão
<i>Consumidores</i>			
$h$	0.89	[0.87; 0.90]	0.01
$\sigma$	1.09	[1.08; 1.10]	0.01
$\phi$	1.71	[1.62; 1.80]	0.05
$\eta$	0.13	[0.09; 0.18]	0.03
<i>Firmas e Processos Exógenos</i>			
$\delta_H$	0.31	[0.31; 0.32]	0.00
$\delta_F$	0.07	[0.06; 0.08]	0.01
$\theta_H$	0.66	[0.64; 0.69]	0.02
$\theta_F$	0.87	[0.82; 0.92]	0.03
$a_1$	0.88	[0.86; 0.89]	0.01
$b_2$	0.83	[0.78; 0.89]	0.03
$c_3$	1.04	[1.02; 1.07]	0.02
$\rho_a$	0.77	[0.76; 0.78]	0.00
$\rho_q$	0.45	[0.45; 0.48]	0.01
$\rho_s$	0.85	[0.83; 0.87]	0.01
<i>Política Monetária</i>			
$\mu_q$	0.19	[0.17; 0.21]	0.01
$\mu_y$	0.51	[0.50; 0.51]	0.00
$\mu_r$	0.63	[0.61; 0.64]	0.01
Pesos Absolutos: $\mu_\pi = 0.4292$ , $\mu_q = 0.0815$ , $\mu_y = 0.2189$ , $\mu_r = 0.2704$			
<i>Desvio-Padrão dos choques</i>			
$\sigma_H$	0.84	[0.81; 0.87]	0.02
$\sigma_F$	3.67	[3.60; 3.71]	0.04
$\sigma_a$	7.78	[7.72; 7.82]	0.03
$\sigma_q$	2.64	[2.51; 2.79]	0.10
$\sigma_s$	4.91	[4.85; 4.97]	0.04
$\sigma_\pi^*$	0.80	[0.73; 0.87]	0.05
$\sigma_y^*$	0.64	[0.56; 0.71]	0.04
$\sigma_r^*$	0.51	[0.47; 0.54]	0.02
$\sigma_r$	3.84	[3.64; 3.98]	0.12

<sup>11</sup> Tomamos como base os códigos gentilmente cedidos por Timothy Kam. As rotinas utilizadas podem ser obtidas através do email [drepalma@gmail.com](mailto:drepalma@gmail.com).

Para fins de comparação dos resultados obtidos para os parâmetros de preferências, apresentamos nas tabelas 4.2 e 4.3 os resultados de estudos anteriores para o Brasil e para outros países que adotam o regime de metas de inflação, respectivamente.

**Tabela 4.2.** Comparação com os estudos anteriores

Parâmetros de Preferências	Aragon e Portugal (2009) – Calibração + Máxima Verossimilhança ( <i>Modelo backward-looking</i> )	Palma e Portugal (2011) – Filtro de Kalman + Máxima Verossimilhança (Discrição)	DSGE - Métodos bayesianos (Discrição)
	2000 a 2007	2000-1 a 2010-4	2000-1 a 2011-4
$\mu_{\pi}$	0.727	0.8264	0.4292
$\mu_y$	0.073	0.0083	0.2189
$\mu_r$	0.2	0.1653	0.2704
$\mu_q$	-----	-----	0.0815

**Tabela 4.3.** Comparação com a literatura internacional: “*Small Inflation Targeters*”

Parâmetros de Preferências	Canadá	Austrália	Nova Zelândia
	1990-1 a 2005-3		
$\mu_{\pi}$	0.4953	0.4931	0.4697
$\mu_y$	0.0778	0.2032	0.1282
$\mu_r$	0.4235	0.3013	0.3992
$\mu_q$	0.0035	0.0025	0.0028

**Fonte:** Elaborada a partir dos resultados de Kam, Lees e Liu (2009)

Como pode ser observado pelos resultados acima, o Banco Central dá maior importância para a estabilização da inflação em torno da sua meta (valor de referência, com peso igual a 1), seguida pela suavização da taxa de juros (0.63), pela estabilização do produto (0.51) e, por último, pela estabilização da taxa de câmbio (0.19). Os pesos absolutos são mostrados na tabela 4.1. A tabela 4.2 faz uma comparação com os resultados anteriores obtidos na literatura. A ordenação dos valores dos parâmetros não se altera de um estudo para o outro, porém, a magnitude é bastante diferente. Esse resultado não é surpreendente, uma vez que utilizamos um modelo DSGE, diferente dos demais trabalhos, que eram modelos econométricos tradicionais. Além disso, o modelo utilizado neste trabalho considera uma pequena economia aberta, diferente dos anteriores. Palma e Portugal (2011) utilizaram um modelo de economia fechada e

Aragon e Portugal (2009) assumiram apenas um passeio aleatório para descrever o comportamento da taxa de câmbio.

Os resultados obtidos aqui mostram que a autoridade monetária dá um grande peso para a estabilização da inflação, mas bem menor do que os encontrados anteriormente. Além disso, nota-se que a preocupação com a suavização da taxa de juros é bem forte, com resultados parecidos encontrados pela literatura internacional. Kam, Lees e Liu (2009), encontraram resultados semelhantes para outras “pequenas economias abertas” que adotam o regime de metas de inflação: Austrália, Canadá e Nova Zelândia. É notável também que o peso dado para a estabilização do produto é significativamente maior do que o apontado pelos estudos anteriores. Tal fato pode ser justificado pela amostra maior utilizada. No período recente, aparentemente, o Banco Central está dando um peso maior ao hiato do produto, o que pode estar ajudando a elevar o peso dessa variável na função perda.

Já o peso positivo para o parâmetro de suavização da taxa de câmbio pode ser visto como uma tentativa de reduzir a volatilidade da inflação no curto prazo, isso é, o peso do câmbio na função de reação está indiretamente associado ao controle da inflação.

O parâmetro de formação de hábito, estimado em 0.89, mostra a relevância da formação de hábito para o Brasil. Silveira (2008) encontra valores para a persistência de hábito de primeira ordem entre 0.55 e 0.81. Já Silva e Portugal (2010) chegam a um valor de 0.9562, e o modelo SAMBA para o Brasil de 0.74. De acordo com Cavalcanti e Vereda (2011, p. 16), há poucas referências sobre os valores de persistência para o Brasil, uma vez que a maioria dos trabalhos recentes desenvolvidos não leva em consideração esse atributo. No entanto, o valor encontrado aqui é consistente com a literatura recente.

A elasticidade intertemporal de substituição no consumo (estimada em 0.92,  $\sigma = 1.09$ ) é relativamente mais alta do que os valores encontrados na literatura. Silveira (2008) encontrou um valor de 0.48, e conclui que a demanda agregada responde a mudanças na taxa real de juros, sendo o canal de transmissão convencional da política monetária efetivo na economia brasileira. Silva e Portugal (2010) também encontram valores menores para a elasticidade de substituição (1.2234, o que implica uma elasticidade de 0.8174). Já o modelo SAMBA estima esse parâmetro em 0.77 ( $\sigma = 1.30$ ). O resultado indica que a propensão a suavizar o consumo no Brasil é bastante

elevada e maior que na zona do Euro (Silva e Portugal, 2010). Como afirma Silveira (2008, p. 350), devido a grande variabilidade de resultados, não é possível chegar a uma conclusão definitiva para esse parâmetro. Especificamente no nosso caso, salienta-se que a posteriori não é muito diferente da priori, indicando uma provável identificação baixa desse parâmetro<sup>12</sup>.

A elasticidade da oferta de trabalho foi estimada em 0.58 ( $\phi = 1.71$ ). Silveira (2008) encontrou um valor relativamente maior, 0.77 ( $\phi = 1.30$ ), bem como Gouvea et al. (2011), que chegaram a um valor de 0.338 para este parâmetro (o que implica em uma elasticidade de 2.96) . Porém, como sugere a literatura internacional, esse valor deveria ser mais baixo, como o encontrado aqui. Silva e Portugal (2010) chegaram a um valor de  $\phi = 1.8128$  (elasticidade de 0.55), bastante próximo ao que foi estimado neste trabalho. Esse parâmetro pode ser interpretado como a mudança percentual na oferta de trabalho dada por uma mudança percentual no salário real. O baixo valor encontrado aqui em relação aos demais trabalhos pode refletir a especificidade de rigidez no mercado de trabalho brasileiro.

A elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados foi estimada em 0.13, o que indica uma baixa possibilidade de substituição entre tais bens. As estimativas para os parâmetros de rigidez de preços (Calvo) são consistentes com a literatura relacionada. Para a economia brasileira, foi estimada em 0.66 e para os EUA em 0.87. Já as estimativas para os componentes *backward-looking* da curva de Phillips foram extremamente baixos. Os parâmetros de persistência dos processos exógenos são bastante altos e, em sua maioria, estão de acordo com as estimativas encontradas na literatura.

## **Conclusão**

O objetivo principal deste trabalho foi estimar as preferências do Banco Central usando um modelo DSGE para uma pequena economia aberta, tomando como base especialmente o trabalho de Kam, Lees e Liu (2009). Essa temática tem sido explorada apenas recentemente para o caso brasileiro e, de nosso conhecimento, apenas dois trabalhos estimaram as preferências do Banco Central do Brasil: Aragon e Portugal

---

<sup>12</sup> Conforme salientado por Castro et al. (2011), esse parâmetro geralmente é de difícil identificação.

(2009) e Palma e Portugal (2011). O presente estudo avança em relação a ambos, já que considera um modelo DSGE e estende o trabalho de Palma e Portugal (2011), ao considerar uma pequena economia aberta. Além disso, a consideração da variável taxa de câmbio na função perda do Banco Central é inédita para o caso do Brasil.

O modelo foi estimado usando dados trimestrais (visando minimizar erros de mensuração e o número de defasagens no modelo) no período pós metas de inflação (janeiro de 2000 a junho de 2011). Os resultados obtidos para os parâmetros estruturais da economia, em sua maioria, são consistentes com os principais estudos anteriores que aplicam modelos DSGE para analisar questões da economia brasileira.

Quanto aos parâmetros relativos às preferências, pode-se afirmar que o Banco Central dá um peso maior à estabilização da inflação em torno da sua meta, mas se preocupa, também, com a suavização da taxa de juros, estabilização do nível do produto e estabilização da taxa de câmbio, nessa ordem.

O estudo buscou avançar na estimação das preferências do Banco Central do Brasil. Para tanto, utilizou-se um modelo DSGE com fundamentos microeconômicos para uma pequena economia aberta, consistente com a abordagem de otimização e de expectativas racionais. Diferente do que é feito na maioria dos modelos DSGE, e de forma inédita para o caso brasileiro, considerou-se a autoridade monetária como sendo também um agente otimizador. Ao contrário dos demais agentes (famílias e firmas, por exemplo), na maioria dos trabalhos usando modelos DSGE, o Banco Central não resolve o seu problema de otimização, sendo o seu comportamento descrito através da regra de Taylor.

Algumas extensões a este trabalho podem e devem ser realizadas no futuro, a fim de melhorar e avançar no entendimento deste tema tão importante. Uma delas é a incorporação de alguns elementos do modelo SAMBA, notavelmente uma equação para a meta de inflação que melhor descreva o comportamento da economia brasileira. Além disso, a exemplo do que fizeram Palma e Portugal (2011), uma versão do modelo para o caso de regras poderia ser estimada e, dessa forma, verificar qual dos dois casos (regras  $\times$  discricção) melhor se aplica ao caso brasileiro.

## REFERÊNCIAS

- ARAGON, E. K.; PORTUGAL, M. S. Central Bank Preferences and Monetary Rules under the Inflation Targeting Regime in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, n. 1, 2009.
- BERNANKE, B; MISHKIN, F. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n.2, 1997.
- CALVO, G.A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 383-398, 1983.
- CANOVA, F. **Methods for applied macroeconomic research**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press; 2007.
- CASTELNUEVO, E.; SURICO, P. What does monetary policy reveal about a Central Bank's Preferences? **Economic Notes**, v.32, n3, p. 335-359, 2003.
- CASTRO, M.R.; GOUVEA, S.N.; MINELLA, A.; SANTOS, R.C.; SOUZA-SOBRINHO, N.F. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. Encontro Brasileiro de Econometria. 2011.
- CAVALCANTI, M.A.F.H.; VEREDA, L. Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil. IPEA. Texto para Discussão 1588, março 2011.
- DE JONG, D.N.; DAVE, C. **Structural Macroeconometrics**. . Princeton, New Jersey: Princeton University Press;, 2007.
- DENNIS, R. Inferring policy objectives from economic outcomes. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 66 (S1), p. 735-764, 2004.
- DENNIS, R. Inflation targeting under commitment and discretion. **Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco**, p. 1-13, 2005.
- DENNIS, R. The policy preferences of the US Federal Reserve. **Journal of Applied Econometrics**, v.21, n.1,p. 55- 77, 2006.
- GALI, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and Exchange rate volatility in a small open economy. **Review of Economic Studies**, v. 72, p. 707-734, 2005.
- GIVENS, G. (2010). Estimating Central Bank Preferences under Commitment and Discretion. **Journal of Money, Credit, and Banking**, *forthcoming*.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R.C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. **Banco Central do Brasil Working Paper Series** n. 5, Brasília, 2000.
- ILBAS, P. Estimation of monetary policy preferences in a forward-looking model: a Bayesian approach. **International Journal of Central Banking**, v. 6, n. 3, p. 169-209, 2010 (a).

ILBAS, P. (2010 (b)) Revealing the preferences of the US Federal Reserve. **Journal of Applied Econometrics**, *forthcoming*.

JUSTINIANO, A.; PRESTON, B. Monetary policy and uncertainty in an empirical small open economy model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 25, n.1, p. 93-128, 2010.

KAM, T; LEES, K.; LIU, P. Uncovering the hit-list for small inflation targeters: a bayesian structural analysis. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.41, n. 4, p. 583-618. 2009.

MENDONÇA, H. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, n. 16, p. 65-81, 2001.

Monacelli, T. Monetary Policy in a Low Pass-through Environment, **Journal of Money, Credit and Banking**, 37, p. 1047-1066, 2005.

PALMA, A.A.; PORTUGAL, M.S. Preferences of the Central Bank of Brasil under the inflation targeting regime: commitment vs. discretion. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, p. 347-358, 2011.

REMO, A.; VASÍČEK, O. Estimate of the Czech National Bank's Preferences in NOEM DSGE Model. **Bulletin of the Czech Econometric Society**, v. 16, n, 26, 2009.

SILVA, F. S.; PORTUGAL, M. **O impacto de choques fiscais na economia brasileira: uma abordagem DSGE**. Trabalho apresentado no XXXII Encontro Brasileiro de Econometria (SBE), Salvador-BA, 2010.

SILVEIRA, M. A. C. Using a Bayesian approach to estimate and compare new Keynesian DSGE models for the Brazilian economy: the role for endogenous persistence. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 3, p. 333-357, 2008.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area. **Journal of European Economic Association**, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, 2003.

SVENSSON, L.E.O. **Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1996. (Working Paper, 5797).

## APÊNDICE

### A.1 Problema de otimização do Banco Central – Discrição

Apresentaremos resumidamente a seguir o procedimento de solução do modelo para o caso de discrição. Esta seção baseia-se em Dennis (2004) e Kam, Lees e Liu (2009). O problema do Banco Central pode ser escrito como:

$$\min_{\{x_t\}_0^\infty} L(t, \infty) = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [y_t' W y_t + x_t' Q x_t]$$

$$\text{s.a.: } A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 E_t Y_{t+1} + A_3 x_t + A_4 E_t x_{t+1} + A_5 w_t$$

Resolve-se esse problema conjecturando-se uma solução (lei de movimento) da forma a seguir e encontrando os pontos fixos de  $H_1$ ,  $H_2$ ,  $F_1$  e  $F_2$ :

$$Y_t = H_1 Y_{t-1} + H_2 v_t$$

$$X_t = F_1 Y_{t-1} + F_2 v_t$$

Cabe ressaltar que o equilíbrio perfeito de Markov encontrado é consistente temporalmente, ou seja, não há incentivos para desvios correntes e futuros por parte do Banco Central.

### A.2 Modelo Estimado sob regras (*commitment*)

No presente artigo tomamos como base os resultados encontrados por Palma e Portugal (2011) e fizemos a estimação do modelo considerando o caso de discrição. É interessante verificar se os resultados obtidos se alterariam significativamente caso fosse considerado, alternativamente, um ambiente de regras. Os resultados na tabela A.2. referem-se ao mesmo modelo considerado no artigo, mas agora estimado sob um ambiente de regras. Como pode ser observado, os resultados não se alteram significativamente. Aqui, nota-se apenas que o desvio da taxa de câmbio tem um peso ligeiramente maior que o desvio do produto.

**Tabela A.2.** Modelo estimado sob regras (*commitment*)

<b>Parâmetro</b>	<b>Média Posteriori</b>	<b>IC 95%</b>	<b>Desvio-padrão</b>
<i>Consumidores</i>			
$h$	0.87	[0.87; 0.87]	0.00
$\sigma$	1.10	[1.10; 1.11]	0.00
$\phi$	1.40	[1.36; 1.45]	0.03
$\eta$	0.28	[0.27; 0.30]	0.01
<i>Firmas e Processos Exógenos</i>			
$\delta_H$	0.05	[0.05; 0.06]	0.00
$\delta_F$	0.05	[0.04; 0.06]	0.00
$\theta_H$	0.73	[0.73; 0.74]	0.00
$\theta_F$	0.66	[0.66; 0.67]	0.00
$a_1$	0.69	[0.66; 0.72]	0.02
$b_2$	0.69	[0.68; 0.71]	0.01
$c_3$	0.96	[0.95; 0.97]	0.01
$\rho_a$	0.78	[0.77; 0.79]	0.00
$\rho_q$	0.44	[0.44; 0.44]	0.00
$\rho_s$	0.78	[0.78; 0.79]	0.00
<i>Política Monetária</i>			
$\mu_q$	0.50	[0.49; 0.50]	0.00
$\mu_y$	0.49	[0.49; 0.49]	0.00
$\mu_r$	0.65	[0.64; 0.65]	0.00
Pesos Absolutos: $\mu_\pi = 0.3788$ , $\mu_q = 0.1894$ , $\mu_y = 0.1856$ , $\mu_r = 0.2462$			
<i>Desvio-Padrão dos choques</i>			
$\sigma_H$	0.86	[0.81; 0.87]	0.01
$\sigma_F$	3.00	[2.97; 3.01]	0.01
$\sigma_a$	7.78	[7.77; 7.79]	0.01
$\sigma_q$	1.99	[1.96; 2.04]	0.02
$\sigma_s$	5.01	[4.98; 5.04]	0.02
$\sigma_\pi^*$	0.55	[0.53; 0.57]	0.01
$\sigma_y^*$	0.52	[0.51; 0.53]	0.01
$\sigma_r^*$	0.36	[0.34; 0.37]	0.01
$\sigma_r$	3.84	[3.64; 3.98]	0.12

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente tese desenvolveu três ensaios relacionados à política monetária no Brasil durante o período pós metas de inflação. Especificamente, buscamos estimar as preferências do Banco Central do Brasil, utilizando um modelo novo-keynesiano padrão para economia fechada (primeiro ensaio) e, posteriormente, utilizando um modelo DSGE para uma pequena economia aberta (terceiro ensaio). Além disso, estimamos a taxa natural de juros para a economia brasileira a partir de um modelo DSGE considerando uma economia fechada (segundo ensaio). Em todos eles, foram utilizados modelos novo-keynesianos e expectativas *forward-looking*.

No primeiro ensaio, utilizamos um modelo novo-keynesiano padrão, conforme proposto por Givens (2010), para estimar as preferências do Banco Central e procuramos responder qual política seria mais condizente com os dados: regras ou discricionariedade. Os resultados permitem afirmar que os dados favorecem uma política discricionária no período considerado. Além disso, concluímos que a autoridade monetária dá um grande peso à estabilização da inflação, mas também leva em consideração a suavização da taxa de juros e a estabilização do produto. Os resultados mostram que o Banco Central do Brasil adota um regime de metas de inflação flexível compatível com uma política discricionária, que é também compatível com o comportamento da autoridade monetária observado durante o período. Por exemplo, em 2002 a meta de inflação foi alterada, mas tal mudança não foi anunciada ao público antecipadamente. Em uma tentativa de considerar a influência da taxa de câmbio sobre a inflação no Brasil e sobre a decisão da autoridade monetária sobre a taxa de juros, o modelo foi estimado também considerando como instrumento de política monetária o Indicador de Condições Monetárias (ICM), o qual é uma média ponderada entre a taxa de juros e a taxa de câmbio, porém os resultados não se alteraram significativamente. Esta foi apenas uma tentativa de captar a diferença estrutural entre a economia brasileira e dos EUA. Uma possível e interessante extensão deste trabalho é a consideração da taxa de câmbio no próprio modelo.

No segundo ensaio, utilizamos um modelo DSGE conforme proposto por Berjonland, Leitemo e Maih (2011), destacando sua aplicabilidade para o Brasil. Existe

uma grande dificuldade em mensurar a taxa natural de juros, pois esta é inerentemente uma variável não-observada. Os resultados obtidos apontam para uma trajetória declinante da taxa natural de juros, com média de 8.03% a.a. no período. Ainda, através da análise do hiato da taxa de juros, é possível afirmar que o Banco Central adotou uma política conservadora na maior do período analisado, buscando sempre a diminuição da inflação até meados de 2007, de forma consistente com o regime de metas de inflação. No período recente, no entanto, o hiato de juros é negativo, indicando uma política monetária expansionista. Tal resultado não é surpreendente, levando-se em consideração o comportamento da inflação brasileira no período atual e o seu distanciamento em relação ao centro da meta de inflação. Além disso, os resultados obtidos parecem indicar a eficiência do regime de metas de inflação no período analisado, já que não há evidências de impacto dos choques de preferências tanto na inflação quanto no hiato do produto. Por fim, existem algumas extensões e melhoramentos que podem e devem ser realizados neste trabalho. O mais importante é considerar o caso de uma pequena economia aberta (*small open economy*), que seria mais adequado para a realidade brasileira. Como apresentado em Barbosa (2011), em uma pequena economia aberta, onde vale a teoria da paridade de juros descoberta, a taxa de juros interna deve ser igual a externa, no longo prazo<sup>1</sup>. Apesar de não ter sido feito isso aqui, o presente trabalho não deixa de ser um exercício acadêmico válido. Além disso, o modelo utilizado aqui, por si só, já é uma evolução em relação à literatura relacionada à estimação da taxa natural de juros no Brasil. Além de considerar uma pequena economia aberta, alguns outros aspectos poderiam ser incorporados no modelo em trabalhos futuros, como o governo (e, portanto, a política fiscal), a exemplo do que foi feito no modelo SAMBA utilizado pelo Banco Central do Brasil.

Já o terceiro ensaio é um aperfeiçoamento do que fizemos no primeiro. O objetivo principal deste trabalho foi estimar as preferências do Banco Central usando um modelo DSGE para uma pequena economia aberta, tomando como base especialmente o trabalho de Kam, Lees e Liu (2009). Essa temática tem sido explorada apenas recentemente para o caso brasileiro e, de nosso conhecimento, apenas dois trabalhos estimaram as preferências do Banco Central do Brasil: Aragon e Portugal (2009) e Palma e Portugal (2011). O presente estudo avança em relação a ambos, já que

---

<sup>1</sup> Cabe notar que em Barbosa (2011) foi utilizado um modelo de gerações sobrepostas.

considera um modelo DSGE e estende o trabalho de Palma e Portugal (2011), ao considerar uma pequena economia aberta. Além disso, a consideração da variável taxa de câmbio na função perda do Banco Central é inédita para o caso do Brasil. Os resultados obtidos para os parâmetros estruturais da economia, em sua maioria, são consistentes com os principais estudos anteriores que aplicam modelos DSGE para analisar questões da economia brasileira. Quanto aos parâmetros relativos às preferências, pode-se afirmar que o Banco Central dá um peso maior à estabilização da inflação em torno da sua meta, mas se preocupa, também, com a suavização da taxa de juros, estabilização do nível do produto e estabilização da taxa de câmbio, nessa ordem. Algumas extensões a este trabalho podem e devem ser realizadas no futuro, a fim de melhorar e avançar no entendimento deste tema tão importante. Uma delas é a incorporação de alguns elementos do modelo SAMBA, notavelmente uma equação para a meta de inflação que melhor descreva o comportamento da economia brasileira. Além disso, a exemplo do que fizeram Palma e Portugal (2011), uma versão do modelo para o caso de regras poderia ser estimada e, dessa forma, verificar qual dos dois casos (regras × discricção) melhor se aplica ao caso brasileiro.

**REFERÊNCIAS**

ARAGON, E. K.; PORTUGAL, M. S. Central Bank Preferences and Monetary Rules under the Inflation Targeting Regime in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, n. 1, 2009.

BARBOSA, F.H. The natural rate of interest in a small open economy. **Texto para discussão FEARP/USP**, 2011.

BJORNLAND, H.C.; LEITEMO, K.; MAIH, J. Estimating the natural rates in a simple new keynesian framework. **Empirical Economics**, v. 40, p. 755-777, 2011.

GIVENS, G. (2010). Estimating Central Bank Preferences under Commitment and Discretion. **Journal of Money, Credit, and Banking**, *forthcoming*.

KAM, T; LEES, K.; LIU, P. Uncovering the hit-list for small inflation targeters: a bayesian structural analysis. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.41, n. 4, p. 583-618. 2009.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, 50, p. 1345-70, 1982.

LUCAS, R.E. Econometric Policy Evaluation: a critique. In: Carnegie-Rochester Conference Series. **The Phillips Curve**. Amsterdã: North-Holland, p.19-46, 1976.

PALMA, A.A.; PORTUGAL, M.S. Preferences of the Central Bank of Brasil under the inflation targeting regime: commitment vs. discretion. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, p. 347-358, 2011.