

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

THAIS WAIDEMAN NIQUITO

**UMA ESTIMATIVA DO MODELO DSGE PARA O BRASIL COM
RIGIDEZ REAL E NOMINAL**

Porto Alegre

2010

THAIS WAIDEMAN NIQUITO

**UMA ESTIMATIVA DO MODELO DSGE PARA O BRASIL COM
RIGIDEZ REAL E NOMINAL**

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

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal
Co-Orientador: Prof. Dr. Fabrício Tourrucôo

Porto Alegre

2010

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

N721e

Niquito, Thais Waideman

Uma estimativa do modelo DSGE para o Brasil com rigidez real e nominal /
Thais Waideman Niquito. – Porto Alegre, 2010.
79 f.: il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal ; co-orientador: Fabrício Tourrucôo.

Ênfase em Economia Aplicada.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2010.

1. Política monetária : Brasil. 2. Economia monetária: Modelo econométrico. I. Portugal, Marcelo Savino. II. Tourrucôo, Fabrício. III. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. IV. Título.

CDU 336.74.02(81)

THAIS WAIDEMAN NIQUITO

**UMA ESTIMATIVA DO MODELO DSGE PARA O BRASIL COM
RIGIDEZ REAL E NOMINAL**

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

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal
Co-Orientador: Prof. Dr. Fabrício Tourrucôo

Aprovada em: Porto Alegre, 05 de novembro de 2010.

Prof. Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes
UNISINOS

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht
UFRGS

Prof. Dr. Roberto de Goes Ellery Junior
UNB

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a minha família. Em especial, gostaria de agradecer a minha avó, Aparecida Waideman Pires, e a minha mãe, Waldenice Waideman Niquito. À primeira, agradeço por ter me ensinado valores fundamentais, por seu apoio incondicional, por sua dedicação, por seu amor e pelo amparo oferecidos ao longo destes 24 anos. À segunda, acrescento a esta lista agradecimentos por sua amizade e caros conselhos. Agradeço também a minha irmã, Nathália Waideman Moura, e a minha tia, Marlene Niquito, pelo apoio e carinho. Obrigada a todas vocês pela confiança depositada em mim.

Ao meu orientador, prof. Dr. Marcelo Savino Portugal, por seus valiosos ensinamentos de economia, por seu incentivo, pela motivação, pelos comentários que elevaram a qualidade deste trabalho e por não ter medido esforços ao me auxiliar no desenvolvimento deste. A este, agradeço também a orientação profissional.

Agradeço a toda equipe da Unidade de Estudos Econômicos da FIERGS que muito me acrescentam como profissional de economia. Ao meu chefe, Igor Moraes, agradeço pela amizade, pela compreensão de minha ausência em momentos importantes e pelos ensinamentos de econometria, que auxiliaram o desenvolvimento do presente trabalho. Aos colegas, Gabriely Rodrigues, Patrícia Palermo e Ricardo Nogueira, agradeço pela amizade e pelo apoio oferecido. A este último, prometo nunca mais citar em sua presença a termo “*log-linearizar*”.

Agradeço ao auxílio oferecido pelo amigo e colega de mestrado e de profissão, André Nunes, por ter compartilhado seus conhecimentos em economia e em inferência bayesiana, fundamentais no desenvolvimento deste trabalho. Agradeço também ao amigo Luiz Furlani, pelos conselhos de valiosa ajuda.

Agradeço a todo o corpo docente do PPGE/UFRGS, por compartilharem seus conhecimentos em economia através das disciplinas ministradas e destaco os professores Marcelo Savino Portugal, Sabino da Silva Porto Júnior, Giacomino Balbinotto Neto, Cleber Bisognin, Ronald Otto Hillbrecht, Flávio Zilgelmann e Fabrício Tourucôo. A este último, agradeço pelo auxílio na execução do presente trabalho, tendo aceitado o convite de co-orientação, bem como pela paciência, presteza e disponibilidade. Agradeço também a todas as funcionárias da secretaria do PPGE, Iara, Aline, Raquel, Cláudia e Maria Delourdes, por sempre terem atendido prontamente todas as minhas solicitações.

Ao colega Pedro Lutz, pelo auxílio prestado no decorrer das disciplinas, tendo compartilhado seus conhecimentos em econometria. Agradeço também a todos os colegas do PPGE, pelas diversas horas de estudo na biblioteca, pelos divertidos passeios, pelos agradáveis almoços e jantares e pelas longas conversas em mesas de bar.

Agradeço as todas as pessoas que fizeram com que os anos do mestrado fossem inesquecíveis. A amiga Marília Gabriela Elias da Silva, pela presença fundamental em momentos importantes de minha vida. Já são mais de seis anos de amizade, que começou no primeiro ano de graduação em Ciências Econômicas na UFMS, passou pelos estudos preparatórios para a ANPEC e sobreviveu à intensa fase do mestrado. Agradeço aos meus “*roommies*”, Aline Mariano, Júlia Araújo, Luiz Gabriel Passos, Gabriel Vital e Marília Gabriela, pessoas que fizeram da “minha Porto Alegre” um lugar muito feliz e tiveram o dom de transformar uma república de estudantes em um aconchegante lar. Agradeço também aos amigos “do lado de lá”, Mauricio Weiss, Ivan Salomão e Samira Schatzmann, pessoas que por quem tenho um imenso carinho e que ajudaram a construir uma importante parte de minha trajetória.

Ao amigo Maurício Gonçalves Neto, pelo exemplo de solidariedade, tendo me acolhido em sua casa logo que cheguei a Porto Alegre. Aos amigos Betânia Vaideman, Nádia Sandim, Célia da Silva e Eliane de Souza Santos, que estão sempre ao meu lado, oferecendo seu apoio e compartilhando experiências, choros e risos. Ao mais que amigo José Américo, pelo companheirismo, paciência, compreensão, carinho e dedicação, que foram imensamente importantes nos meses finais de elaboração deste trabalho.

Por fim, agradeço a CAPES, pelo apoio financeiro.

A todos, muito obrigada!

RESUMO

Conforme enfatizado por Dib (2003), recentemente tem sido observado um crescente interesse no desenvolvimento de modelos econômicos que destacam o papel da rigidez no preço nominal, pautados no comportamento otimizador de agentes racionais em um ambiente dinâmico, estocástico e de equilíbrio geral (DSGE). Entretanto, apesar das vantagens apresentadas por esta classe de modelos, observa-se que os choques de política monetária geram apenas fraca persistência nas variáveis reais e nominais, o que vai de encontro com a maior parte das evidências, que indicam que os efeitos destes choques duram vários trimestres. Desta forma, no presente trabalho foi feita, através de métodos bayesianos, a estimação para o Brasil do modelo DSGE desenvolvido por Dib (2003), que combina rigidez nominal na forma de custos de ajustamento de preços e rigidez real na forma de custos de ajustamento de capital e/ou emprego. O objetivo foi verificar se a inserção de rigidez real aumenta a rigidez nominal e, conseqüentemente, a persistência de choques de política monetária. Os resultados de estimação mostraram que a inserção de rigidez real contribuiu para o aumento da rigidez nominal, em especial quando aquela foi inserida na forma de custos de ajustamento de emprego. Ainda, exercícios de simulação mostraram que quando o modelo contém rigidez real, os choques de oferta de moeda, de demanda de moeda e de tecnologia têm impactos mais persistentes sobre algumas variáveis macroeconômicas.

Palavras-chave: Modelos DSGE. Estimação Bayesiana. Rigidez Real. Rigidez Nominal.

ABSTRACT

According to the emphasis by Dib (2003), recently there has been a growing interest in the development of economic models that outline the role of rigidities in nominal price, based on the optimizing behavior of rational agents in a dynamic, stochastic, general-equilibrium (DSGE) environment. Although, there are advantages shown by these models, it was observed that the money supply shocks create only weak persistence of real and nominal variables, which conflicts with the majority of evidences, pointing that the effects of this shocks lasting for many quarters. Therefore, in this present work it was carried out, through Bayesian methods, the estimation of Dib's (2003) model for the Brazilian economy, which combines the nominal rigidities in the form of costly price adjustment and real rigidities in the form of cost of adjusting capital and/or employment. The objective was to verify if the insertion of the real rigidities increases the nominal rigidities and, consequently, the persistence of monetary policy shocks. The results of this estimation showed that the insertion of real rigidities contributed to the increase of nominal rigidities, especially when the former is inserted in the form of employment adjusting costs. In addition, exercises of simulation demonstrated that when the real rigidities are present in the model, the money supply, the money demands and the technology shocks have impacts more persistent over some macroeconomic variables.

Key-words: DSGE models. Bayesian Estimation. Real Rigidities. Nominal Rigidities.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	10
2 OS MODELOS DSGE.....	17
2.1 O Surgimento dos Modelos DSGE e sua Estrutura Básica.....	18
2.2 Modelo DSGE com Presença de Rigidez Real.....	21
2.2.1 A Família Representativa.....	22
2.2.2 A Firma Representativa Produtora de Bens Finais.....	25
2.2.3 A firma produtora de bens intermediários.....	26
2.2.4 Autoridade Monetária.....	29
2.2.5 Equilíbrio Simétrico.....	29
3 MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO.....	34
3.1 Inferência Bayesiana.....	34
3.2 Método de Cadeias de Markov de Monte Carlo.....	38
4 RESULTADOS DE ESTIMAÇÃO.....	42
4.1 Procedimento de Calibragem.....	42
4.2 Procedimento de Estimação.....	44
4.2.1 O modelo com rigidez nos preços (PPR).....	45
4.2.2 O modelo com rigidez nos preços e no capital (PCR).....	49
4.2.3 O modelo com rigidez nos preços e no emprego (PER).....	52
4.2.4 O modelo com rigidez nos preços, no emprego e no capital (PCER).....	56
5 EVIDÊNCIAS DE SIMULAÇÃO.....	60
5.1 Análise das Funções de Impulso-Resposta.....	61
5.1.1 Resposta a choques na oferta de moeda.....	61
5.1.2 Resposta a choques tecnológicos.....	63
5.1.3 Resposta a choques na demanda por moeda.....	64
5.2 Análise da Decomposição da Variância.....	65
6 CONCLUSÃO.....	71
REFERÊNCIAS.....	73
ANEXO A – RAZÕES DE ESTADO ESTACIONÁRIO.....	79

1 INTRODUÇÃO

Conforme enfatizado por Dib (2003), nos anos recentes tem surgido um crescente interesse no desenvolvimento de modelos econômicos que destacam o papel da rigidez no preço nominal, pautados no comportamento otimizador de agentes racionais em um ambiente dinâmico, estocástico e de equilíbrio geral (DSGE). De acordo com Ireland (1997) os modelos DSGE apresentam uma série de vantagens em relação aos demais. Uma vez que os parâmetros descrevem as preferências dos agentes e a tecnologia, estes devem ser invariantes em relação a mudanças no regime de política monetária e, portanto, podem ser utilizados para sua avaliação. Ainda, dado que estão em função dos objetivos dos agentes privados, as políticas podem ser avaliadas por seus efeitos no bem-estar, medidos através da função de utilidade da família representativa. Por fim, acrescentam características à estrutura básica do Ciclo Real de Negócios que possibilitam que choques monetários tenham importantes efeitos de curto prazo sobre o produto.

Os modelos DSGE apresentam explicitamente a relação entre o comportamento de quantidades agregadas e preços, decisão de maximização de utilidade das famílias e maximização dos lucros das firmas. Entretanto, como ressaltado por Dib (2003), os choques de política monetária geram apenas fraca persistência nas variáveis reais e nominais, o que vai de encontro com a maior parte das evidências, que indicam que os efeitos destes choques duram vários trimestres. O problema de persistência nas variáveis em resposta aos choques tem suscitado um rápido crescimento de trabalhos voltados a identificar canais de transmissão alternativos.

Neste sentido, conforme destacado por Goodfriend e King (1997), um dos fatores mais freqüentemente discutidos no campo macroeconômico é a diferença entre os modelos de preços flexíveis da nova macroeconomia clássica e da análise dos ciclos reais de negócios (RBC) e os modelos de preços rígidos da economia Novo-Keynesiana. A principal diferença entre estes é que nos primeiros dois tipos considera-se que política monetária não é importante para atividade real, enquanto que nos modelos de preços rígidos a política monetária é vista como central para a evolução da atividade real.

Em seu trabalho, Goodfriend e King (1997) destacam o surgimento de uma nova direção para o pensamento econômico, a qual engloba pontos dos diferentes modelos citados acima. A Nova Síntese Neoclássica envolve a aplicação sistemática de otimização intertemporal e

expectativas racionais, observando a crítica de Lucas (1976), e tem aplicação para decisões de preços e produto – tal qual nos modelos keynesianos – e para decisões de consumo, investimento e fatores de oferta – como nos modelos dos ciclos reais dos negócios.

Desta forma, o modelo da Nova Síntese Neoclássica permite que o papel de políticas monetárias alternativas seja analisado em um ambiente com expectativas racionais. Entretanto, conforme destacado por Chari, Kehoe e McGrattan (2000), apesar destes modelos apresentarem a relação entre o comportamento de quantidades agregadas e preços, decisão de maximização da utilidade das famílias e dos lucros das firmas, apresentam dificuldade de gerar movimentos persistentes no produto em resposta a choques monetários.

Um importante trabalho no sentido de investigar a persistência do movimento do produto após choques monetários foi desenvolvido por Chari, Kehoe e McGrattan (2000), no qual destacou-se que a geração de persistência requer que preços não mudem demasiadamente em um longo período de tempo após um choque. Estes autores apontam duas formas para gerar persistência através de rigidez de preços: pode-se assumir que os preços são fixados exogenamente para longos períodos de tempo, ou, alternativamente, pode-se construir modelos nos quais pequenas fricções conduzam a longos períodos de rigidez endógena de preço¹. Os autores adotaram a segunda alternativa, utilizando, portanto, a fixação escalonada de preços – que é um mecanismo capaz de gerar longos períodos de rigidez endógena de preço com pequenas fricções de curtos períodos de rigidez exógena de preços. Entretanto, o resultado encontrado foi que a fixação de preços de forma escalonada não gera, por si só, ciclos de negócios que respondam satisfatoriamente a choques monetários, não sendo, portanto, solução para questões de longo-prazo.

Em um estudo desenvolvido posteriormente, Kiley (2002) compara dois tipos de modelos com distintas formas de rigidez e analisa suas implicações para a variabilidade de preços relativos em um ambiente com inflação estacionária. A motivação do autor foi averiguar como as diferenças entre os modelos podem afetar a perda de bem estar e se formas distintas de rigidez acarretam em movimentos similares no produto em resposta a choques monetários. Desta forma, em um ambiente dinâmico de equilíbrio geral, foram utilizados os modelos de Taylor (1980), no qual os preços são fixados de forma escalonada, e de Calvo (1983), com ajustamento parcial dos

¹ No presente trabalho, as expressões “preços fixados de forma escalonada” ou “fixação escalonada de preços” referem-se à expressão utilizada por Taylor (1980) “*staggered price setting*”.

preços. No primeiro modelo, as firmas ajustam seus preços após algum período de rigidez, ou seja, as firmas escolhem um preço no período t e este fica fixo por N períodos. No segundo modelo, as firmas ajustam seus preços de acordo com uma taxa constante de risco, ou seja, os preços são ajustados dada uma probabilidade constante para cada período de tempo, gerando assim uma frequência média de ajustamento.

Os resultados encontrados contrariaram a literatura existente até aquele momento, apontando que a economia responde a choques de formas absolutamente diferentes quando são considerados ambos os modelos, sendo o custo social da rigidez consideravelmente maior no modelo de Calvo (1983). Ainda, Kiley (2002) conclui que este modelo implica em maior distorção dos preços relativos e em maior persistência em resposta a choques, devido ao fato de que há uma parcela de firmas que não pode ajustar seus preços por muitos períodos.

Em um trabalho desenvolvido no mesmo ano, Huang e Liu (2002) destacaram que existem dois tipos de fixação escalonada, a de preços e a de salários, e que a consideração de que estas têm impactos semelhantes sobre a persistência – ou seja, ou ambas a geram ou nenhuma das duas é capaz de fazê-lo – pode conduzir a erros. Com o intuito de averiguar esta questão, os autores desenvolveram um estudo no qual trabalham em um ambiente dinâmico e estocástico de equilíbrio geral. Neste modelo, as firmas fixam preços nominais para os seus produtos e as famílias fixam salários nominais para as suas habilidades de trabalho. Dada esta configuração, analisaram os efeitos de fixação escalonada de preços e de fixação escalonada de salários sobre a persistência. O resultado encontrado foi que o mecanismo de fixação escalonada de salários apresenta maior persistência, enquanto que o de fixação escalonada de preços não é capaz de produzir o mesmo efeito.

Para analisar esta insuficiência do mecanismo de fixação escalonada de preços na geração de persistência, Huang e Liu (2002) se propuseram a construir um modelo que englobasse rigidez real, e inseriram este último fator na forma de segmentação do mercado de trabalho. Este exercício ajuda a elucidar o questionamento sobre possíveis interações entre rigidez nominal e real que possam aumentar a persistência em resposta a choques. Os autores encontraram que esta forma de rigidez real não muda o resultado do mecanismo de fixação escalonada de salários na dinâmica agregada, mas melhora a capacidade do mecanismo de fixação escalonada de preços em gerar persistência real como efeitos de choques monetários.

Corroborando com esta visão, Ball e Romer (1990) demonstraram que, em uma estrutura estática, o grau de rigidez nominal surgindo de um dado *custo de menu* aumenta de acordo com o grau de rigidez real, produzindo maiores efeitos reais em resposta a choques monetários. Todavia, é importante destacar que rigidez real não implica rigidez nominal, ou seja, na ausência de rigidez nominal, preços se ajustam completamente em resposta a choques na oferta monetária, independentemente da extensão da rigidez real.

Outro trabalho que segue esta linha, de incorporar rigidez real ao modelo como forma de aumentar a persistência em respostas a choques, foi desenvolvido por Dib e Phaneuf (2001). Tendo como base os trabalhos desenvolvidos por Ireland (1997, 2001) e Rotemberg e Woodford (1997), os autores utilizam um modelo com competição monopolística entre firmas, rigidez nominal na forma de custos de ajustamentos de preço e rigidez real dada pelo custo convexo de ajustamento do insumo trabalho.

Primeiramente, Dib e Phaneuf (2001) estimaram um modelo com ausência de rigidez real para a economia americana no período pós-guerra, e encontraram um custo de ajustamento pequeno. Além disso, os choques na oferta monetária causam resposta fraca e não persistente no produto, nos salários reais e nas horas trabalhadas. Neste contexto, os autores observam que aumentar a magnitude do custo de ajustamento de preços não ajuda no processo endógeno de geração de persistência, corroborando com os resultados apresentados por Chari, Kehoe e McGrattan (2000) – já discutidos anteriormente.

Após esta constatação, os autores estimam um modelo que possui rigidez real e nominal. Encontram que, para um dado parâmetro de custo de ajustamento de preços, o custo do ajustamento do trabalho atenua a resposta inicial dos salários reais e das horas trabalhadas a choques na demanda ou na oferta agregada, devido a menor mudança inicial observada no insumo trabalho. Entretanto, as firmas continuam a ajustar trabalho nos períodos subsequentes. O tempo utilizado para fazê-lo depende da magnitude do custo de ajustamento do trabalho. Assim, choques monetários podem ter efeitos mais persistentes nos salários reais e nas horas trabalhadas. Ainda, os autores destacam que, neste contexto, os preços e o custo marginal da produção se ajustam mais lentamente a choques monetários, produzindo maior persistência.

Desta forma, estes autores concluem que a combinação de rigidez real e nominal aumenta a rigidez nos preços nominais, e portanto, gera uma resposta no produto mais persistente após um choque monetário. Outra importante constatação obtida por Dib e Phaneuf (2001) é que, na

presença de ambos os tipos de rigidez, um choque tecnológico positivo é seguido por um declínio nas horas trabalhadas. Isso porque uma vez que a rigidez nominal é maior e o grau de acomodação monetária é relativamente fraco, a demanda agregada não se altera grandemente em resposta a choques tecnológicos, e conseqüentemente, as firmas podem atender as suas demandas com menor quantidade de trabalho. Este último resultado vai de encontro aqueles obtidos pelos modelos RBC, que indicam que um choque tecnológico implica em aumento das horas trabalhadas, dado que os preços não são suficientemente rígidos.

Em um trabalho posterior, Dib (2003) insere à modelagem outra forma de rigidez real. Destaca que além de estar presente no mercado de trabalho, esta pode surgir em bens/capital. Assim, o autor desenvolve um modelo que combina estas duas formas de rigidez real com a rigidez nominal e o estima para a economia canadense. A rigidez nominal é dada na forma de custos de ajustamento de preços e a rigidez real é inserida na forma de custos convexos de ajustar capital e/ou emprego. Dib (2003) afirma que a inserção de rigidez nos mercados de capital e trabalho em um modelo com custo de ajustamento de preços pode induzir a uma resposta gradual de variáveis reais em relação a choques e os custos marginais de produção de firmas com preço fixo podem também se ajustar mais lentamente. Os resultados encontrados para a economia canadense mostraram que os modelos que possuem rigidez real diferem profundamente daqueles com presença apenas de rigidez nominal. Os efeitos de choque de oferta monetária sobre variáveis reais duram consideravelmente mais. Ainda, constatou que a presença de rigidez real reduz a volatilidade no produto e na inflação.

O papel da rigidez real e nominal na modelagem macroeconômica como forma de aumentar a persistência no produto e na inflação foi analisado para a economia brasileira por Silveira (2008), que estimou modelos nos quais essas duas formas de rigidez são inseridas por meio de mecanismos endógenos de persistência, a saber: formação de hábito e indexação de preços. A decisão deste autor por esses modelos deriva dos trabalhos desenvolvidos por Christiano *et al.*, (2005) e Smets e Wouters (2004), que afirmam que mecanismos de persistência endógena devem ser capazes de melhorar modelos básicos novo-keynesianos, fazendo com que os mesmos possam reproduzir a persistência observada no produto e na inflação. Como resultado, o autor encontra que ambos os mecanismos de rigidez são relevantes, entretanto, as evidências são menos robustas para a indexação de preços (SILVEIRA, 2008).

É possível observar que, ao longo do tempo, foram feitas diversas tentativas de melhorar esta geração de persistência em resposta a choques na política monetária. Os diversos trabalhos desenvolvidos desencadearam na percepção de que uma forma de solucionar este problema é inserindo-se rigidez real aos modelos. Desta forma, no presente trabalho foi feita uma análise do modelo desenvolvido por Dib (2003) e este foi estimado para a economia brasileira. O intuito foi de verificar se a inserção de rigidez real contribui para o aumento da rigidez nominal e se a presença destas formas de rigidez aumenta os efeitos reais de choques na oferta e na demanda de moeda e de choques tecnológicos sobre o produto, os salários reais, as horas trabalhadas e a taxa de inflação. O trabalho também possui como objetivo verificar a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações no produto, na taxa de inflação e na taxa de crescimento de oferta de moeda.

Tal qual apresentado em Dib (2003), no presente trabalho foram estimados quatro modelos com diferentes combinações de rigidez real e nominal: *(i)* um modelo padrão de preços rígidos, onde capital e emprego são perfeitamente flexíveis; *(ii)* um modelo com preço e capital rígidos e emprego flexível; *(iii)* um modelo com preço e emprego rígidos e capital flexível; e *(iv)* um modelo com preço, capital e emprego rígidos. Destaca-se que a presença de custos de ajustamento de capital e/ou emprego em um mesmo modelo permite que se compare a contribuição de cada tipo de rigidez real na geração de persistência de efeitos reais devido a choques monetários.

A escolha do modelo deveu-se, principalmente, pela importância de inserir rigidez real e nominal em um modelo estimado para o Brasil. A rigidez nominal é notória, uma vez que o Brasil possui um sistema de preços altamente indexado, fazendo com que a taxa de inflação se altere de forma bastante lenta. Pelo lado da rigidez real, nota-se esta bastante presente no mercado de trabalho, devido ao alto grau de proteção existente, o que diminui consideravelmente sua flexibilidade. A rigorosa legislação trabalhista vigente gera desincentivos à rotatividade, causando menor mobilidade dos empregados.

Um bom indicador deste fato é o Índice de Proteção no Emprego (IPE), calculado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) para 40 países, que consiste na compilação de 21 itens que quantificam custos e procedimentos quanto à contratação e demissão de trabalhadores. Este indicador – que varia entre zero e seis, sendo zero o mais baixo grau de proteção – apontou, em 2008, resultado de 2,75 para o Brasil, colocando-o na 9ª posição

entre os países com mercado de trabalho mais protegido. Destaca-se ainda que o Canadá – país para o qual Dib (2003) estimou o modelo aplicado no presente trabalho – ocupa a 38ª posição, com IPE de 0,75. O ranking do IPE pode ser observado na tabela 1.

Tabela 1 – Índice de Proteção do Emprego

Posição	País	IPE
1ª	Turquia	3,72
2ª	Indonésia	3,68
3ª	Luxemburgo	3,25
4ª	Portugal	3,15
5ª	México	3,13
6ª	França	3,05
7ª	Espanha	2,98
8ª	Índia	2,77
9ª	Brasil	2,75
⋮	⋮	⋮
38ª	Canadá	0,75
39ª	Reino Unido	0,75
40ª	Estados Unidos	0,21

Fonte: Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico, 2008.

É importante destacar que o presente trabalho traz a aplicação inédita da metodologia apresentada por Dib (2003) para a realidade brasileira. O método de estimação utilizado foi a inferência bayesiana. Para tal, fez-se necessário realizar a log-linearização em torno do estado estacionário do modelo de equilíbrio apresentado por Dib (2003), o que foi feito através da aplicação de aproximações de Taylor de primeira ordem nas variáveis.

Este trabalho foi dividido em quatro capítulos, além desta introdução e das considerações finais. O capítulo 2 traz uma breve apresentação da evolução dos modelos DSGE, o desenvolvimento detalhado do modelo de Dib (2003) e as equações de equilíbrio log-linearizadas em torno do estado estacionário. O capítulo 3 faz uma breve apresentação da teoria da econometria bayesiana. No capítulo 4 são analisados os resultados da estimação para os quatro modelos. Por fim, no capítulo 5 são realizados exercícios de simulação para diferentes combinações de rigidez real e nominal, com o intuito de analisar como a economia reage a choques induzidos, o tempo decorrido até que as variáveis retornem ao estado estacionário e a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações de algumas variáveis pré-determinadas.

2 OS MODELOS DSGE

A análise macroeconômica através de modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE – *Dynamic Stochastic General Equilibrium*) tem cada vez mais ganho espaço entre pesquisadores. Estes modelos têm sido tomados, recentemente, como base para o processo de decisão de política econômica em diversas instituições ao redor do mundo.

Uma das principais vantagens dos modelos DSGE é que estes indicam explicitamente os problemas de decisão microeconômicos, que, por sua vez, dão origem à dinâmica macroeconômica. De acordo com Kremer *et al* (2006), esta configuração facilita a conexão dos avanços na teoria macroeconômica com os progressos na microeconomia. Desta forma, restrições de incentivo, problemas de informação imperfeita e interações estratégicas entre os agentes passam a ser incorporados à moderna modelagem de equilíbrio geral, aumentando, conseqüentemente, a consistência destes modelos.

Como destacado por Kocherlakota (2010), estes modelos foram desenvolvidos como forma de solucionar os problemas destacados na crítica de Lucas, que afirma que quando há mudanças no regime de política monetária, as relações de oferta e demanda também devem sofrer mudanças. Esta constatação mostrou que os modelos macroeconômicos utilizados nas décadas de 1960 e 1970 apresentavam resultados de previsão satisfatórios apenas quando o regime de política era mantido fixo. Assim, na tentativa de sanar esta deficiência, surgiram, no início da década de 1980, os modelos que configuram a chamada “macroeconomia moderna”.

Estes possuem cinco características fundamentais: (i) incluem escassez de recursos e restrições orçamentárias, explicitando, desta forma, como os agentes econômicos utilizam os insumos capital e trabalho para gerar bens e a impossibilidade de se aumentar gastos sem aumentar receita; (ii) incluem explicitamente as funções de utilidade das famílias e das firmas; (iii) possuem a característica de “olhar para o futuro”², o que é importante, devido ao fato das expectativas dos agentes quanto ao futuro mudarem seu comportamento no presente; (iv) são explícitos quanto aos choques que afetam a economia; (v) são formalizados matematicamente de forma a projetar o comportamento de toda a economia. Desta forma, quando possuem todas essas características, os modelos são chamados de DSGE, que são *dinâmicos*, devido ao comportamento “*forward looking*” dos agentes, *estocásticos*, uma vez que englobam choques,

² Esta característica é conhecida, na literatura internacional, como “*forward looking*”.

gerais, porque caracterizam o comportamento de toda a economia e de *equilíbrio* por explicitarem as restrições e utilidades das famílias e firmas (KOCHERLAKOTA, 2010).

Neste capítulo, primeiramente, são apresentados os modelos DSGE e sua estrutura básica. Posteriormente, é apresentado o modelo específico estimado no presente trabalho, com presença de rigidez real e nominal, tendo como base o trabalho desenvolvido por Dib (2003).

2.1 O Surgimento dos Modelos DSGE e sua Estrutura Básica

Kremer *et al* (2006) afirma que a macroeconomia moderna é o resultado do intenso debate científico surgido nas últimas décadas. Kydland e Prescott (1982) introduziram, no início dos anos 1980, uma nova análise concernente ao ciclo de negócios. Estes autores – entrando em contraste com as escolas Keynesiana e Monetarista – expandiram o modelo de *Ramsey-Cass-Kopmans*, ao introduzir choques aleatórios de produtividade. Em sua abordagem, afirmam que um pequeno modelo com rigidez e mercado perfeitamente competitivo, cuja economia é habitada por agentes racionais que maximizam sua utilidade, sujeitos a restrições orçamentárias e tecnológicas, poderia replicar fatos estilizados dos ciclos de negócios, quando atingidos por choques de produtividade.

Esta abordagem, conhecida então como Ciclo Reais de Negócios (RBC – *Real Business Cycle*), foi alvo de diversas críticas. De acordo com Blanchard e Gali (2007), o desacordo entre economistas sobre a utilidade destes modelos se deu principalmente devido ao fato de incorporarem poucas regras para política monetária e fiscal, sendo, assim, de relevância limitada para análise de política econômica. Outro ponto bastante criticado nos modelos RBC está relacionado às implicações normativas deste.

Conforme Blanchard e Gali (2007) destacam, estes modelos têm como implicação normativa a otimalidade da Regra de Friedman, que requer que a autoridade monetária mantenha a taxa nominal de juros de curto-prazo constante em nível zero. Isto não encontra respaldo nas políticas adotadas pelos Bancos Centrais ao redor do mundo, que normalmente ajustam suas taxas de juros em resposta a movimentos na inflação e a outros indicadores econômicos que estejam conduzindo as variáveis para valores fora das metas pré-fixadas. Ainda, merece ser ressaltado que os modelos RBC encontram dificuldades quanto a sua aplicação empírica, uma vez que sua capacidade de previsão é insatisfatória.

Destaca-se que apesar de suas deficiências, estes modelos tiveram grande importância em termos metodológicos, uma vez que ofereceram uma forma consistente de descrever e resolver modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral de expectativas racionais (KREMER *et al*, 2006). Entretanto, as lacunas existentes mostraram que não possuíam elementos importantes para a economia. Desta forma, percebeu-se a necessidade de incorporar alguns pressupostos Keynesianos, mantendo a estrutura básica contida nos modelos RBC (BLANCHARD; GALI, 2007).

De acordo com o aprofundamento dos estudos concernentes ao tema, uma nova escola – Macroeconomia Novo-Keynesiana (NKM – *New-Keynesian Macroeconomics*) – ganhou espaço entre os pesquisadores. Kremer *et al* (2006) destaca que a mesma compartilha com a abordagem dos modelos RBC a visão de que a macroeconomia necessita de rigorosos micro-fundamentos. Assim, as imperfeições de mercado são vistas como essenciais para o entendimento do comportamento da economia.

Neste sentido, artigos seminais de Taylor (1980), Calvo (1983), Akerlof e Yellen (1985), Mankiw (1985), entre outros, introduzem importantes ideias à modelagem, como, por exemplo, a implementação de rigidez nos preços e nos salários, como forma de aprimorar a aplicabilidade dos modelos, aproximando-os das evidências empíricas. A introdução de rigidez nos preços foi consideravelmente bem sucedida, a medida que extingue a neutralidade da moeda – característica dos modelos RBC – garantindo uma nova perspectiva para análise de política monetária.

Grande parte dos modelos DSGE adota a estrutura básica dos modelos RBC, no sentido que caracterizam uma estrutura impulso-resposta pautada em torno de agentes otimizadores em um ambiente de equilíbrio geral. A principal contribuição desta nova classe de modelos se refere à forma como racionalizam o ciclo real de negócios, introduzindo uma série de imperfeições e rigidez em mercados de bens, de fatores de produção e de ativos financeiros, juntamente com um amplo conjunto de perturbações aleatórias (KREMER *et al*, 2006). Ainda, deve-se levar em conta que a evolução dos modelos DSGE está intimamente relacionada com a melhora das ferramentas econométricas existentes.

Assim, de acordo com a evolução das técnicas existentes, que permitem conectar os modelos aos dados, observou-se significativo avanço dos modelos DSGE em termos de aplicação empírica. Atualmente, estes são capazes de determinar quais das perturbações assumidas são mais influentes para as flutuações macroeconômicas, quais seriam as conseqüências de um

choque para a trajetória de uma determinada variável, ou, ainda, como os responsáveis pela política econômica podem ajustar seus instrumentos de resposta a uma dada perturbação.

Uma vez que as principais ideias que fundamentaram o surgimento dos modelos DSGE foram destacadas, cabe aqui a exposição de sua estrutura básica, conforme apresentado por Kremer *et al* (2006). Seguindo Rotemberg (1982), o modelo abaixo é composto por um grande número de agentes consumidores e produtores, que escolhem consumo (C_i), trabalho (L_i), ativos nominais (B_i), produto (Y_i) e preços (P_i) de modo a maximizar suas utilidades, dada uma demanda elástica por produtos individuais e custos quadráticos de ajustamento de preços. Desta forma, o *i-ésimo* consumidor/produtor resolve o problema de maximizar sua função-objetivo:

$$\max_{C_{i,t}, Y_{i,t}, B_{i,t}, P_{i,t}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_{i,t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} - L_{i,t} \right) \quad (2.1)$$

Estando sujeito à restrição orçamentária (2.2), à restrição agregada de recursos (2.3), à restrição de tecnologia (2.4) e à demanda (2.5):

$$B_{i,t} + P_t C_{i,t} = P_{i,t} Y_{i,t} - \frac{\phi}{2} \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} - \pi_t^* \right)^2 P_t C_t + (1 + R_{t-1}) B_{i,t-1} \quad (2.2)$$

$$C_t \equiv \sum_{i=1}^I C_{i,t} = \sum_{i=1}^I Y_{i,t} \quad (2.3)$$

$$Y_{i,t} = z_t L_{i,t} \quad (2.4)$$

$$Y_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t \quad (2.5)$$

em que C_t denota produto agregado, P_t o nível de preços agregado, β o fator subjetivo de desconto e θ a elasticidade da demanda. Ainda, γ^{-1} mede a elasticidade intertemporal de consumo, ϕ mede o custo de ajustar o preço relativo diferente de π_t^* , R_t é a taxa de juros nominal, z_t é a produtividade do trabalho e E_0 é o operador matemático de expectativas.

A autoridade monetária ajusta sua taxa de juros seguindo a regra de Taylor:

$$R_t = \delta \left(\frac{\pi_t}{\pi_t^*} \right)^{\lambda_\pi} \left(\frac{C_t}{C_t^*} \right)^{\lambda_y} e^{\nu t} \quad (2.6)$$

onde δ é uma constante, λ_π e λ_y são os parâmetros de resposta à política tomada, π_t^* e C_t^* são, respectivamente, os níveis das metas de inflação e produto e v_t é um choque estocástico de política.

Kremer *et al* (2006) destaca que no equilíbrio de longo prazo e na ausência de choques, o consumo e a inflação são idênticos aos seus níveis de meta, o que implica que a taxa de juros nominal atinge seu nível de equilíbrio (constante) δ , o que pode ser visto como nível neutro de taxa de juros. Ainda, o choque estocástico segue o processo linear:

$$\begin{aligned} z_t &= \rho z_{t-1} + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim \text{i. i. d. } (0, \sigma_\varepsilon) \\ v_t &\sim \text{i. i. d. } (0, \sigma_v) \end{aligned} \tag{2.7}$$

Uma vez tendo definido o modelo e seus pressupostos, é necessário derivar as condições de equilíbrio. Kremer *et al* (2006) aponta que, dado que estas condições geralmente são não-lineares, é necessário derivar uma aproximação tratável, o que geralmente é feito através da obtenção da aproximação de Taylor de primeira ordem em torno do equilíbrio estacionário, o que torna a análise localmente válida.

Não se pode deixar de mencionar que os modelos DSGE são bastante recentes e, portanto, sua estruturação ainda está em curso. Entretanto, já alcançaram certo grau de sofisticação, e seu crescente uso em instituições tomadoras de política econômica os traz cada vez mais para posição de destaque nos meios acadêmicos (KREMER *et al*, 2006). Destaca-se que a apresentação realizada nesta seção foi apenas introdutória e teve o intuito de fornecer ao leitor uma visão geral da utilidade dos modelos DSGE, não esgotando, portanto, a discussão sobre esta classe de modelos.

2.2 Modelo DSGE com Presença de Rigidez Real

Como citado anteriormente, a estrutura básica do modelo apresentado a seguir e a notação utilizada são baseadas em Dib (2003), que por sua vez, está fundamentado no trabalho desenvolvido por Ireland (1997). Os modelos que inspiraram estes se encontram em Rotemberg (1982), Blanchard e Kiyotaki (1987), Hairault e Portier (1993) e Kim (2000).

Neste modelo, é assumido que a economia é composta por uma família e uma firma produtora de bens finais, ambas representativas, várias firmas produtoras de bens intermediários e uma autoridade monetária. O mercado no qual a firma produtora de bens finais vende seu produto é perfeitamente competitivo. Destaca-se também que cada firma produtora de bens intermediários produz um bem distinto e perecível – que é vendido em um mercado monopolisticamente competitivo – e paga custos distintos quando ajusta seu preço nominal e seu insumo trabalho. A seguir, são especificados os componentes do modelo.

2.2.1 A Família Representativa

No presente modelo, a utilidade da família representativa é função de consumo (c_t), estoque real de moeda (M_t/p_t) e lazer ($1 - h_t$), onde h_t representa o total de horas trabalhadas. Desta forma, suas preferências são descritas através da função de utilidade esperada:

$$U_o = E_o \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, M_t/p_t, h_t) \quad (2.8)$$

onde $\beta \in (0,1)$ é o fator desconto. Assume-se que a função utilidade em um período é especificada como:

$$u(.) = \frac{\gamma}{1-\gamma} \log \left[c_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + b_t^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{M_t}{p_t} \right)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right] + \eta \log(1 - h_t) \quad (2.9)$$

onde γ e η são parâmetros estruturais positivos que representam, respectivamente, a elasticidade de substituição constante entre consumo e moeda real e o peso dado ao lazer na função de utilidade da família representativa. Da mesma forma como em Kim (2000), o choque de preferência, b_t , é dado por um choque de demanda por moeda, seguindo o processo auto-regressivo:

$$\log(b_t) = (1 - \rho_b) \log(b) + \rho_b \log(b_{t-1}) + \varepsilon_{bt} \quad (2.10)$$

onde $\rho_b \in (-1,1)$ é um coeficiente auto-regressivo e ε_{bt} é um erro não correlacionado serialmente, normalmente distribuído, com média zero e desvio-padrão σ_b .

Seguindo o modelo proposto por Dib (2003), no período t , a família representativa possui unidades de capital, k_t , e estoque de moeda nominal, M_{t-1} , e oferta capital e trabalho para as firmas produtoras de bens intermediários, recebendo para tal um fator total de pagamentos, $R_t k_t + W_t h_t$; em que R_t é a taxa nominal de aluguel do capital; W_t é a taxa de salário nominal; e h_t e k_t devem satisfazer $h_t = \int_0^1 h_{jt} d_j$ e $k_t = \int_0^1 k_{jt} d_j$ para todo $t \geq 0$.

Ainda, a família recebe transferências nominais do tipo *lump-sum*, T_t , da autoridade monetária e pagamentos de dividendos das firmas produtoras de bens intermediários, $D_t = \int_0^1 D_{jt} d_j$, usando parte de sua renda para comprar produto final aos preços nominais, p_t , o qual ela divide entre consumo e investimento. Investimento, i_t , aumenta o estoque de capital sobre o tempo de acordo com:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (2.11)$$

onde $\delta \in (0,1)$ é a taxa constante de depreciação do capital. Além disso, é assumido que há um custo intertemporal de ajustamento de capital, dado por:

$$CAC_t = \frac{\phi_k i_t^2}{2 k_t} \quad (2.12)$$

onde $\phi_k > 0$ é o parâmetro de custo de ajustamento de capital. Com esta configuração, o custo de mudar estoque de capital aumenta de acordo com a velocidade de desejada de ajustamento, incentivando as famílias a mudar investimento gradualmente.

A restrição orçamentária das famílias é dada, portanto, por:

$$p_t(c_t + i_t + CAC_t) \leq R_t k_t + W_t h_t + M_{t-1} - M_t + T_t + D_t \quad (2.13)$$

Dados os valores iniciais, a família escolhe $\{c_t, M_t, h_t, k_{t+1}\} \forall t \geq 0$, para maximizar a expectativa da soma dos descontos de seus fluxos de utilidade sujeita a acumulação de capital e a

restrição orçamentária, com a qual o multiplicador Lagrangeano, λ_t , é associado. Assim, as condições de primeira ordem são dadas por:

$$\frac{c_t^{-\frac{1}{\gamma}}}{c_t^{-\frac{\gamma-1}{\gamma}} + b_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}(M_t/p_t)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}} - \lambda_t = 0 \quad (2.14)$$

$$\frac{b_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}(M_t/p_t)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}}{c_t^{-\frac{\gamma-1}{\gamma}} + b_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}(M_t/p_t)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}} - \lambda_t + \beta E_t \left(\frac{p_t \lambda_{t+1}}{p_{t+1}} \right) = 0 \quad (2.15)$$

$$\frac{\eta}{1-h_t} - \lambda_t w_t = 0 \quad (2.16)$$

$$\beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(r_{t+1} + \frac{\phi_k}{2} \left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}} \right)^2 + (1-\delta) \left(1 + \phi_k \frac{i_{t+1}}{k_{t+1}} \right) \right) \right] - \phi_k \frac{i_t}{k_t} - 1 = 0 \quad (2.17)$$

$$k_{t+1} - (1-\delta)k_t - i_t = 0 \quad (2.18)$$

Conforme destacado em Dib (2001), as equações (2.14) e (2.16) igualam a taxa marginal de substituição entre consumo e trabalho ao salário real. A equação (2.15), por sua vez, mostra que a utilidade marginal de equilíbrio monetário é igual a diferença entre a utilidade marginal de consumo presente e a utilidade marginal da expectativa de consumo futuro, ajustada pela taxa de inflação esperada. Por fim, a equação (2.17) se refere à alocação ótima intertemporal de riqueza.

Da mesma forma como em Ireland (1997) e Kim (2000), as equações (2.15) e (2.16) conduzem à função padrão de demanda por moeda:

$$\log \left(\frac{M_t}{p_t} \right) \approx \log(c_t) - \gamma \log(R_t) + \log(b_t) \quad (2.19)$$

em que R_t , dado por $(\lambda_t/p_t)/(\beta E(\lambda_{t+1}/p_{t+1}))$, representa a taxa de juros líquida entre t e $t+1$, e $-\gamma$ é a elasticidade-juros da moeda. Ainda, b_t representa o choque de demanda por moeda serialmente correlacionado.

2.2.2 A Firma Representativa Produtora de Bens Finais

De acordo com Dib (2003), o bem final, y_t , é produzido a partir de vários bens intermediários y_{jt} . Assumindo que todos os bens intermediários são substitutos imperfeitos com uma elasticidade de substituição constante, θ , a função agregada correspondente pode ser definida como:

$$y_t \leq \left(\int_0^1 y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \theta > 1 \quad (2.20)$$

Dado o vetor de preços relativos, as firmas produtoras de bem final escolhem a quantidade de bens intermediários que maximiza seus lucros. Assim, o problema de otimização pode ser escrito como:

$$\max \left[p_t \left(\int_0^1 y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int_0^1 p_{jt} y_{jt} d_j \right]$$

A condição de primeira ordem implica a seguinte função demanda pela firma j :

$$y_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{p_t} \right)^{\theta} y_t \quad (2.21)$$

que expressa a demanda pelo bem j como uma função de seu preço relativo e do produto final. O preço do bem final é:

$$p_t = \left(\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} d_j \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (2.22)$$

2.2.3 A firma produtora de bens intermediários

A firma j (produtora de bens intermediários) contrata k_{jt} unidades de capital e h_{jt} unidades de trabalho para produzir o produto, y_{jt} , de acordo com a seguinte tecnologia de retornos constantes de escala:

$$y_{jt} \leq A_t k_{jt}^\alpha (g^t h_{jt})^{1-\alpha} \quad \alpha \in (0,1) \text{ e } g \geq 1 \quad (2.23)$$

onde g é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho³ e A_t é um choque tecnológico comum a todas as firmas produtoras de bens intermediários. Assume-se que este choque segue o processo auto-regressivo:

$$\log(A_t) = (1 - \rho_A) \log(A) + \rho_A \log(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \quad (2.24)$$

onde $\rho_A \in (-1,1)$ é um coeficiente auto-regressivo, e ε_{At} é um erro não correlacionado serialmente, normalmente distribuído com média zero e desvio-padrão σ_A .

Como já mencionado anteriormente, na ausência de fricções nominais no modelo, a moeda é super-neutra em uma estrutura de competição monopolística. A forma utilizada por Dib (2003) para evitar esta neutralidade é introduzir custos de ajustamento de preço no modelo, com intuito de inserir rigidez nominal neste. Para tal, assume-se que firmas produtoras de bens intermediários enfrentam um custo quadrático de ajustar seus preços nominais, dado pela seguinte função:

$$PAC_{jt} = \frac{\phi_p}{2} \left(\frac{p_{jt}}{p_{jt-1}} - 1 \right)^2 y_t \quad (2.25)$$

onde $\phi_p \geq 0$ é o parâmetro de custo de ajustamento do preço. Estes custos reais são mensurados em termos de bens finais. Nota-se que o termo entre parênteses na equação (2.25) representa a taxa de variação de preços da economia. Desta forma, quanto maior for ϕ_p , mais lentamente os

³ Que é também a taxa de crescimento da economia.

preços tendem a ser ajustados, na tentativa de evitar que os custos em fazê-lo sejam demasiadamente elevados.

A interpretação de Rotemberg (1982) para esta especificação de custo de ajustamento quadrático é que ela captura os efeitos negativos de mudanças de preço na relação firma-consumidor, aumentando de acordo com o tamanho da mudança e com a escala global de atividade econômica – dada pela produção total de bem final. O preço de *markup* é constante sob preços completamente flexíveis ($\phi_p = 0$), mas é endógeno quando os preços são rígidos.

Dib (2003) adiciona a segunda rigidez real no mercado de trabalho. Especificamente, firmas intermediárias j pagam custos convexos por variar seu insumo trabalho, de acordo com a seguinte função de custos de ajustamento:

$$EAC_{jt} = \frac{\phi_h}{2} \left(\frac{h_{jt}}{h_{jt-1}} - 1 \right)^2 y_t \quad (2.26)$$

onde $\phi_h \geq 0$ é o parâmetro de custo de ajustamento do emprego. Conforme Dib (2003) destaca, estes custos são mensurados em termos do bem final, e afetam diretamente a demanda por trabalho. Nota-se que, uma vez que o custo de ajustar emprego em resposta a choques agregados aumenta com a velocidade de ajustamento desejada, a firma tem incentivos para empreender alterações gradualmente e fazer mudanças intertemporais suaves em sua demanda de trabalho.

Com os custos de ajustamento de emprego e/ou preço, o problema de otimização das firmas de bens intermediários é dinâmico; a firma j escolhe planos contingentes para h_{jt}, k_{jt}, y_{jt} e $p_{jt} \forall t \geq 0$, que maximizem a expectativa da soma descontada de seus fluxos de lucro condicional com a informação disponível no tempo inicial:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t [D_{jt}/p_t] \quad (2.27)$$

onde a função de lucro instantânea é dada por:

$$D_{jt} = p_{jt}y_{jt} - R_t k_{jt} - W_t h_{jt} - p_t PAC_{jt} - p_t EAC_{jt} \quad (2.28)$$

sujeita às restrições (2.21) e (2.23), as quais o multiplicador de Lagrange $\xi_t > 0$ é associado. O fator de desconto da firma é dado pelo processo estocástico $(\beta^t \lambda_t)$, onde λ_t denota a utilidade marginal da renda real. As condições de primeira ordem para o problema das firmas produtoras de bens intermediários são:

$$\alpha \frac{y_{jt} \xi_t}{k_{jt} \lambda_t} - r_t = 0 \quad (2.29)$$

$$(1 - \alpha) \frac{y_{jt} \xi_t}{k_{jt} \lambda_t} - w_t - \phi_h \left(\frac{h_{jt}}{h_{jt-1}} - 1 \right) \frac{y_t}{h_{jt-1}} + \beta \phi_h E_t \left[\left(\frac{h_{jt}}{h_{jt-1}} - 1 \right) \frac{h_{jt+1} + y_{t+1}}{h_{jt}^2} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] = 0 \quad (2.30)$$

$$\frac{\xi_t}{\lambda_t} - \frac{\theta-1}{\theta} - \frac{\phi_p}{\theta} \left(\frac{p_{jt}}{p_{jt-1}} - 1 \right) \frac{p_{jt}}{p_{jt-1}} \frac{y_t}{y_{jt}} + \frac{\beta \phi_p}{\theta} E_t \left[\left(\frac{p_{jt+1}}{p_{jt}} - 1 \right) \frac{p_{jt+1}}{p_{jt}} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{y_{t+1}}{y_{jt}} \right] = 0 \quad (2.31)$$

$$A_t k_{jt}^\alpha (g^t h_{jt})^{1-\alpha} - \left(\frac{p_{jt}}{p_t} \right)^{-\theta} y_t = 0 \quad (2.32)$$

A análise destas condições de primeira ordem mostra que as equações (2.29) e (2.30) igualam a taxa marginal de substituição da produção de capital e trabalho ao seu preço relativo. Devido ao custo de ajustamento do emprego, o preço do trabalho é formado pelos salários reais pagos as famílias e pelo custo marginal de ajustamento do trabalho entre o período atual e o futuro. Ainda, a equação (2.31) se refere ao ajustamento, ao longo do tempo, do preço nominal dos bens produzidos pela firma produtora de bens intermediários.

Além disso, como destacado por Dib (2003), as equações (2.29) e (2.30) mostram que $q_t = \lambda_t / \xi_t$ é a medida de preço bruto de *markup* sobre o custo marginal e na ausência de custos de ajustamento de preços ($\phi_p = 0$), o preço de *markup*, q_t , é constante e igual a $\theta / (\theta - 1)$. Em outras palavras, o custo marginal não muda em resposta a choques exógenos. Por outro lado, com preços nominais rígidos, o preço de *markup* varia em resposta a choques exógenos.

Desta forma, Dib (2001) destaca que, com rigidez real e nominal, a demanda por trabalho aumenta gradualmente, seguindo um choque positivo na oferta de moeda, o que induz a um aumento mais lento nos salários reais. Dado que o custo marginal depende dos salários reais, este também se alterará em um ritmo menos acelerado.

2.2.4 Autoridade Monetária

Assim como em Ireland (1997) e Galí (1999), no modelo de Dib (2003) é adotada uma regra de oferta monetária. Assume-se que a autoridade monetária responde de forma sistemática a choques tecnológicos e a demanda por moeda. Desta forma, a política monetária pode ser parcialmente endógena. A moeda recém-criada é repassada para a família representativa – através de transferências *lump-sum* – durante cada período, tal que:

$$M_t - M_{t-1} = T_t \quad (2.32)$$

onde M_t é o estoque de moeda per capita.

A taxa bruta de crescimento do estoque de moeda, $\mu_t = M_t/M_{t-1}$, evolui de acordo com:

$$\log(\mu_t) = (1 - \rho_\mu) \log(\mu) + \rho_\mu \log(\mu_{t-1}) + \omega_A \varepsilon_{At} + \omega_b \varepsilon_{bt} + \varepsilon_{\mu t} \quad (2.33)$$

onde $\rho_\mu \in (-1,1)$ é um coeficiente auto-regressivo, e $\varepsilon_{\mu t}$ é um erro não correlacionado serialmente, normalmente distribuído com média zero e desvio-padrão σ_μ . O choque na oferta de moeda não é correlacionado com a demanda por moeda nem com os choques tecnológicos em nenhum dos *lags*. Quando $\omega_A = \omega_b = 0$, política monetária torna-se puramente exógena.

2.2.5 Equilíbrio Simétrico

Dib (2003) mostra um equilíbrio simétrico no qual todas as firmas produtoras de bens intermediários são idênticas, no sentido que tomam as mesmas decisões, tal que $k_{jt} = k_t, h_{jt} = h_t, p_{jt} = p_t, y_{jt} = y_t$ e $D_{jt} = D_t$.

Assume-se também que $r_t = R_t/p_t, w_t = W_t/p_t$ e $\pi_t = p_t/p_{t-1}$ representam taxa real de aluguel do capital, salário real e taxa de inflação bruta, respectivamente. O equilíbrio simétrico é composto por uma alocação $\{y_t, c_t, M_t/p_t, h_t, k_t, i_t\}_{t=0}^\infty$ e uma seqüência de preços e variáveis de co-estado $\{w_t, r_t, \pi_t, \lambda_t, q_t\}_{t=0}^\infty$ que satisfaçam: as condições de primeira ordem da família e da firma produtora de bens intermediários; a restrição de recursos agregados; a condição de mercado

de moeda transparente; e também os processos estocásticos de oferta de moeda, demanda de moeda e choques tecnológicos. Assim, este sistema simétrico é formado por 14 equações e 14 variáveis.

Conforme Dib (2003) destaca, no presente modelo as variáveis $h_t, r_t, \pi_t, q_t, A_t, b_t$ e μ_t são estacionárias. As variáveis remanescentes devem ser colocadas na forma estacionária, o que é feito definindo-se que:

$$\tilde{c}_t = \frac{c_t}{g^t}, \tilde{m}_t = \frac{M_t/p_t}{g^t}, \tilde{k}_t = \frac{k_t}{g^t}, \tilde{w}_t = \frac{w_t}{g^t}, \tilde{y}_t = \frac{y_t}{g^t}, \tilde{i}_t = \frac{i_t}{g^t} \text{ e } \tilde{\lambda}_t = \frac{\lambda_t}{g^{-t}}$$

O equilíbrio simétrico é então apresentado pelas seguintes equações:

$$\frac{\tilde{c}_t^{-\frac{1}{\gamma}}}{\frac{\gamma-1}{\tilde{c}_t^\gamma} + b_t^\gamma \tilde{m}_t^\gamma} = \tilde{\lambda}_t \quad (2.34)$$

$$\frac{b_t^\gamma \tilde{m}_t^{-\frac{1}{\gamma}}}{\frac{\gamma-1}{\tilde{c}_t^\gamma} + b_t^\gamma \tilde{m}_t^\gamma} = \tilde{\lambda}_t - \beta E_t \left(\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{g^{\pi_{t+1}}} \right) \quad (2.35)$$

$$\frac{\eta}{1-h_t} = \tilde{\lambda}_t \tilde{w}_t \quad (2.36)$$

$$E_t \left[\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t} \left(r_{t+1} + \frac{\phi_\kappa}{2} \left(\frac{\tilde{i}_{t+1}}{\tilde{k}_{t+1}} \right)^2 + (1-\delta) \left(1 + \phi_\kappa \frac{\tilde{i}_{t+1}}{\tilde{k}_{t+1}} \right) \right) \right] = \frac{g}{\beta} \left(1 + \phi_\kappa \frac{\tilde{i}_t}{\tilde{k}_t} \right) \quad (2.37)$$

$$g \tilde{k}_{t+1} = (1-\delta) \tilde{k}_t + \tilde{i}_t \quad (2.38)$$

$$\tilde{y}_t = A_t \tilde{k}_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (2.39)$$

$$\frac{\alpha \tilde{y}_t}{\tilde{k}_t q_t} = r_t \quad (2.40)$$

$$\frac{(1-\alpha) \tilde{y}_t}{q_t} = \tilde{w}_t h_t + \phi_h \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right) \frac{h_t \tilde{y}_t}{h_{t-1}} - \beta \phi_h E_t \left[\left(\frac{h_{t+1}}{h_t} - 1 \right) \frac{h_{t+1} + \tilde{y}_{t+1}}{h_t} \frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t} \right] \quad (2.41)$$

$$q_t^{-1} = \frac{\theta-1}{\theta} + \frac{\phi_p}{\theta} (\pi_t - 1) \pi_t - \frac{\beta \phi_p}{\theta} E_t \left[(\pi_{t+1} - 1) \frac{\pi_{t+1} \tilde{y}_{t+1} \tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{y}_t \tilde{\lambda}_t} \right] \quad (2.42)$$

$$\tilde{y}_t = \tilde{c}_t + \tilde{i}_t + \frac{\phi_\kappa}{2} \frac{\tilde{i}_t^2}{\tilde{k}_t} + \frac{\phi_p}{2} (\pi_t - 1)^2 \tilde{y}_t + \frac{\phi_h}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 \tilde{y}_t \quad (2.43)$$

$$\mu_t = \frac{g \tilde{m}_t \pi_t}{\tilde{m}_{t-1}} \quad (2.44)$$

$$\log(A_t) = (1 - \rho_A) \log(A) + \rho_A \log(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \quad (2.45)$$

$$\log(b_t) = (1 - \rho_b) \log(b) + \rho_b \log(b_{t-1}) + \varepsilon_{bt} \quad (2.46)$$

$$\log(\mu_t) = (1 - \rho_\mu) \log(\mu) + \rho_\mu \log(\mu_{t-1}) + \omega_A \varepsilon_{At} + \omega_b \varepsilon_{bt} + \varepsilon_{\mu t} \quad (2.47)$$

O modelo exposto acima está no formato não linear, de tratamento matemático complexo. No presente trabalho, foi utilizada para estimação a inferência bayesiana, através de programa elaborado no pacote Dynare para Matlab, como será detalhado posteriormente. Utilizando-se esta forma de estimação, o primeiro entrave encontrado ao se ter um modelo não linear é a determinação dos valores das variáveis em estado estacionário. A partir das razões de estado estacionário – disponíveis em Dib (2001) e explicitadas no anexo A – este obstáculo foi superado, através de implementação de programação no software Matlab, e o modelo pôde ser solucionado – o que permitiu que fossem feitas simulações para verificar a resposta de algumas variáveis a choques. Entretanto, o modelo não pode ser estimado devido a problemas de convergência.

Desta forma, foi necessário calcular a aproximação log-linear do modelo em torno do estado estacionário, o que foi feito com base no trabalho desenvolvido por Zietz (2006). Este autor afirma que a log-linearização, realizada a partir das aproximações de Taylor de primeira ordem, auxilia a reduzir a complexidade matemática encontrada em sistemas de equações numericamente especificadas que necessitam ser resolvidas simultaneamente. Para tal, o método consiste em converter equações não-lineares em equações lineares em termos de “log-desvios” dos valores de estado estacionário das variáveis associadas. Entretanto, uma vez realizado o procedimento, é necessário atentar para a modificação da interpretação das variáveis, que passam a serem lidas como desvios percentuais do estado estacionário.

Definindo-se o log-desvio de uma variável x de seu estado estacionário como $\bar{x}_t = \log(x_t/x)$, a aproximação log-linearizada em torno do estado estacionário para as equações (2.34) a (2.47) é dada, respectivamente, por:

$$\begin{aligned} & - \left((1 - \psi)c^{-(1-\psi)} + \psi\lambda c^\psi \right) \bar{c}_t = \\ & \left(\lambda(c^\psi + b^{(1-\psi)}m^\psi) \right) \bar{\lambda}_t + \left((1 - \psi)\lambda b^{(1-\psi)}m^\psi \right) \bar{b}_t + \left(\psi\lambda b^{(1-\psi)}m^\psi \right) \bar{m}_t \end{aligned} \quad (2.48)$$

$$\begin{aligned}
& (\psi b^{(1-\psi)} m^{-(\psi-1)}) \left(\frac{\beta \lambda m}{g\pi} - \lambda m \right) \bar{m}_t + ((1-\psi) b^{(1-\psi)} m^{-(1-\psi)}) \bar{m}_t + ((1-\psi) b^{(1-\psi)} m^{-(1-\psi)}) \left(1 - \right. \\
& \left. \lambda m + \frac{\beta \lambda m}{g\pi} \right) \bar{b}_t + (\psi \lambda c^\psi) \left(\frac{\beta}{g\pi} - 1 \right) \bar{c}_t - \lambda (c^\psi + b^{(1-\psi)} m^\psi) \bar{\lambda}_t = -E_t [\bar{\lambda}_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}] \left(\frac{\beta \lambda c^\psi}{g\pi} (1 + \right. \\
& \left. \psi \bar{c}_t) + \frac{\beta \lambda b^{(1-\psi)} m^\psi}{g\pi} (1 + \psi \bar{m}_t + (1-\psi) \bar{b}_t) \right)
\end{aligned} \tag{2.49}$$

$$\left(\frac{h}{h-1} \right) \bar{h}_t = \bar{\lambda}_t + \bar{w}_t \tag{2.50}$$

$$\begin{aligned}
& E_t \left[r \bar{r}_{t+1} - \frac{i \phi_k}{k} \left(\frac{i}{k} + (1-\delta) \right) \bar{k}_{t+1} + \frac{i \phi_k}{k} \left(\frac{i}{k} + (1-\delta) \right) \bar{i}_{t+1} + (r + (1-\delta)) \bar{\lambda}_{t+1} + \right. \\
& \left. \frac{i \phi_k}{k} \left(\frac{i}{2k} + (1-\delta) \right) \bar{\lambda}_{t+1} - (r + (1-\delta)) \bar{\lambda}_t - \frac{i \phi_k}{k} \left(\frac{i}{2k} + (1-\delta) \right) \bar{\lambda}_t \right] = \\
& \frac{g i \phi_k}{\beta k} (\bar{i}_t - \bar{k}_t)
\end{aligned} \tag{2.51}$$

$$\bar{k}_{t+1} = \left(\frac{1-\delta}{g} \right) \bar{k}_t + \left(\frac{g-1+\delta}{g} \right) \bar{i}_t \tag{2.52}$$

$$\bar{y}_t = \bar{A}_t + \alpha \bar{k}_t + (1-\alpha) \bar{h}_t \tag{2.53}$$

$$\bar{r}_t = \bar{y}_t - \bar{k}_t - \bar{q}_t \tag{2.54}$$

$$\left(\frac{(1-\alpha)y}{q} \right) \bar{q}_t - \left(\frac{(1-\alpha)y}{q} \right) \bar{y}_t + (wh + y\phi_h) \bar{h}_t + wh \bar{w}_t - y\phi_h \bar{h}_{t-1} = \beta y \phi_h E_t [\bar{h}_{t+1} - \bar{h}_t] \tag{2.55}$$

$$-\frac{1}{q} \bar{q}_t = \frac{\pi \phi_p}{\theta} (2\pi - 1) \bar{\pi}_t - \frac{\beta \phi_p (\pi^2 - \pi)}{\theta} E_t [2\bar{\pi}_{t+1} + \bar{y}_{t+1} + \bar{\lambda}_{t+1} - \bar{y}_t - \bar{\lambda}_t] \tag{2.56}$$

$$\bar{y}_t = \frac{c}{y} \bar{c}_t + \left(\frac{i}{y} \left(1 + \frac{i \phi_k}{k} \right) \right) \bar{i}_t + (\phi_p \pi (\pi - 1)) \bar{\pi}_t + \left(\frac{\phi_p (\pi - 1)^2}{2} \right) \bar{y}_t - \left(\frac{i^2 \phi_k}{2ky} \right) \bar{k}_t \tag{2.57}$$

$$\bar{m}_{t-1} = \bar{m}_t + \bar{\pi}_t - \bar{\mu}_t \quad (2.58)$$

$$\bar{A}_t = \rho_A \bar{A}_{t-1} + \varepsilon_{At} \quad (2.59)$$

$$\bar{b}_t = \rho_b \bar{b}_{t-1} + \varepsilon_{bt} \quad (2.60)$$

$$\bar{\mu}_t = \rho_\mu \bar{\mu}_{t-1} + \omega_A \varepsilon_{At} + \omega_b \varepsilon_{bt} + \varepsilon_{\mu t} \quad (2.61)$$

em que $\left(\frac{\gamma-1}{\gamma}\right) = \psi$.

Desta forma, no presente trabalho foram estimadas quatro versões deste modelo, com diferentes combinações de rigidez nos preços, capital e emprego. O primeiro modelo estimado foi um padrão de preços rígidos (PPR), no qual capital e emprego são flexíveis. Assim, $\phi_p \neq 0$ e $\phi_k = \phi_h = 0$. O segundo modelo estimado foi um no qual preço e capital são rígidos (PCR), sendo emprego flexível ($\phi_h = 0$). Posteriormente, foi estimado um modelo com preço e emprego rígidos (PER), com capital flexível ($\phi_k = 0$). Por fim, estimou-se um modelo com preço, capital e emprego rígidos (PCER).

3 MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO

A análise econométrica é definida como a confrontação de um modelo econômico com as evidências (LANCASTER, 2004). Segundo destaca Kremer *et al* (2006), há três métodos possíveis de serem utilizados para estimar modelos DSGE, a saber: calibragem, estimação clássica e estimação bayesiana. Nesta seção é feita uma análise da inferência bayesiana – o método escolhido para estimar o modelo estudado no presente trabalho.

3.1 Inferência Bayesiana

O método de estimação bayesiana combina as crenças *a priori* com os dados para obter distribuições nas quais a inferência estatística é baseada. Dentro dessa estrutura, os parâmetros do modelo, $\theta = [\beta \sigma^2]'$, são tratados como variáveis aleatórias com distribuições de probabilidades, que são usadas para resumir o nível de conhecimento acerca dos parâmetros do modelo (KIM; NELSON, 1960).

Por meio da aplicação do Teorema de Bayes, procura-se uma modelagem que seja consistente com as evidências e, uma vez a tendo encontrado, questiona-se a respeito de quais são as probabilidades das diferentes estruturas definidas pelo modelo, ou seja, qual a estrutura mais provável à luz da evidência. O Teorema de Bayes afirma que quando A e B são dois eventos definidos no espaço amostral, a probabilidade condicional que A ocorra dado que B ocorreu é dada por:

$$P(A|B) = \frac{P(B \cap A)}{P(B)} \quad (3.1)$$

em que $P(B) \neq 0$. Sabe-se também que $P(B \cap A)$ é a probabilidade que ambos os eventos ocorram e $P(A|B)$ é a probabilidade que A ocorra dado que B (conhecido) ocorreu. Uma vez que esta relação é válida em qualquer um dos sentidos entre os eventos, é correto afirmar que: $P(B \cap A) = P(B|A)P(A)$. Substituindo este resultado na equação acima, tem-se que:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (3.2)$$

Lancaster (2004) destaca que, embora esta seja uma proposição matemática universalmente aceita, há desacordos a respeito de sua aplicabilidade na econometria. Uma vez que a função $P(\cdot)$ não tem interpretação definida na teoria matemática da probabilidade, esta torna-se subjetiva.

Aqui, $P(A)$ é usado para medir quão forte é a crença *a priori* na proposição que A é verdadeiro. Assim, quanto maior é $P(A)$, maior a crença na proposição que representa. Ou seja, a inferência Bayesiana permite análises baseadas no fato do evento em questão ser mais ou menos provável, e não falso ou verdadeiro, como se dá na inferência clássica. Desta forma, o autor destaca que a inferência Bayesiana não é objetiva, ponto este que tem sido alvo para crítica, uma vez que alguns estudiosos afirmam que “a ciência deve ser objetiva e seu método objetivamente justificável” (LANCASTER,2004).

Geralmente, para o uso na econometria, A é referido ao parâmetro do modelo, enquanto que B costuma ser uma declaração a respeito dos dados. Desta forma, $P(A)$ é a probabilidade atribuída sobre o parâmetro antes dos dados serem vistos, e $P(A|B)$ é a probabilidade após a verificação da evidência. Assim, $P(A)$ é chamada de probabilidade *a priori* de A e $P(A|B)$ de probabilidade *a posteriori* de A . O Teorema de Bayes é interpretado, então, como uma forma de revisar suas crenças à luz da evidência.

É importante ressaltar, entretanto, que o teorema não revela quais devem ser as crenças do econometrista, apenas mostra como elas podem mudar. Lancaster (2004) aponta que uma forma útil de identificar a diferença entre os parâmetros θ e os dados y , é pensar no parâmetro como um número desconhecido tanto antes quanto depois dos dados terem sido colhidos, enquanto que os dados são desconhecidos apenas antes de serem observados.

O teorema de Bayes é usado mais frequentemente em termos de variáveis aleatórias. Assim, de acordo com Lancaster (2004), supondo-se que X e Y são um par de variáveis aleatórias definidas num espaço amostral Ω , para as quais foi atribuída uma densidade de probabilidade conjunta $p_{X,Y}(x,y)$ com probabilidades marginais $p_X(x)$, $p_Y(y)$ e densidades condicionais $p_{X|Y}(x|y)$ e $p_{Y|X}(y|x)$, o teorema torna-se (omitindo os subscritos):

$$p(x|y) = \frac{p(y|x)p(x)}{p(y)} \quad (3.3)$$

Por convenção, usa-se denotar os parâmetros por um símbolo grego, então:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} \quad (3.4)$$

O numerador do lado direito da equação acima é referido como “*modelo econométrico*” e representa a distribuição de probabilidade conjunta dos dados que serão observados e do parâmetro $p(y, \theta)$. Este modelo possui dois componentes. O primeiro, $p(y|\theta)$, é a “*verossimilhança*” e dá a predição a respeito de como os dados devem parecer se o parâmetro tomar o valor particular dado por θ . Ou seja, ela descreve o que se espera obter para cada valor particular de $\theta \in \Theta$, em que Θ é o espaço paramétrico. Assim, a escolha da função de verossimilhança implica na escolha de uma família de distribuições de probabilidades. Neste processo, é necessário ser levado em consideração que esta função deve permitir que seja determinada, a partir das evidências, a distribuição de probabilidades sobre o espaço paramétrico, no qual seja possível calcular os valores dos parâmetros que são prováveis.

Por sua vez, o segundo parâmetro da equação (3.4), $p(\theta)$, é a distribuição de probabilidade de Θ e aponta as crenças *a priori* sobre os possíveis valores de θ . Juntamente com a verossimilhança, ela fornece a base para a inferência a partir da evidência. Lancaster (2004) define *a priori* como a representação da crença do econometrista sobre θ , na forma de uma distribuição de probabilidade. Cabe ressaltar aqui que a escolha tanto da verossimilhança quanto da *priori* são livres e, embora representem as crenças do econometrista, este não necessariamente deve acreditar nelas, ou seja, é aconselhável que se examine o impacto de crenças alternativas sobre a análise, o que é conhecido como “*análise sensitiva*”.

Ainda, é importante que a *priori* e a verossimilhança escolhidas não contrastem diametralmente com evidências já aceitas na literatura. Em alguns casos, é interessante a escolha de uma *priori* que englobe todas as crenças razoáveis, chamadas de *priori* “*vaga*” ou “*não-informativa*”.

O denominador do lado direito da equação (3.4), $p(y)$, é a distribuição marginal dos dados. Segundo Lancaster (2004), como esta não envolve θ , pode ser negligenciada na inferência do parâmetro. Assim, o teorema de Bayes é frequentemente visto como:

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta) \quad (3.5)$$

em que o símbolo \propto significa “é proporcional a”.

O termo ao lado esquerdo da equação acima denota a distribuição *a posteriori*, e representa as crenças sobre θ dadas as crenças *a priori* e as crenças presentes na verossimilhança. Desta forma, esta última expressão é costumeiramente traduzida como “a distribuição *a posteriori* é proporcional a verossimilhança vezes *a priori*”.

É importante ressaltar que para a dedução da distribuição *a posteriori*, é necessário apenas o núcleo⁴ da verossimilhança. Esta afirmação tem como consequência o fato de que diferentes verossimilhanças podem levar à mesma densidade *posteriori* e, portanto, às mesmas inferências. Ainda, o princípio da verossimilhança aponta que verossimilhanças proporcionais conduzem as mesmas inferências (dada a mesma *priori*).

Lancaster (2004) destaca que há a possibilidade de uma função de verossimilhança não apontar para nenhum valor particular do parâmetro. Quando isso ocorre, θ é dito “*não-identificado*”. Caso em uma estimação seja descoberta a não-identificabilidade, é necessário buscar informação *a priori* crível que possa ajudar a distinguir entre os valores não identificados do parâmetro. O autor também chama atenção para priores conhecidas como “*conjugadas naturalmente*”. Estas são as que, após serem multiplicadas pela verossimilhança, produzem *posteriores* da mesma família.

Uma distribuição de probabilidades frequentemente utilizada na inferência Bayesiana é a conhecida como “*imprópria*”, que pode ser da forma:

$$p(\theta) \propto 1, \quad -\infty < \theta < \infty \quad (3.6)$$

A distribuição acima é uma uniforme que pode ser pensada como um retângulo de base infinita. O amplo uso desse tipo de distribuição é pautado na justificativa de que não importa, ao menos matematicamente, se *a priori* é imprópria, uma vez que é possível que a distribuição *a*

⁴ **Definição. Núcleo (Kernel).** A densidade de probabilidade ou massa de probabilidade de uma variável aleatória X tipicamente tem a forma $kg(x)$ onde k é uma constante numérica cujo papel é assegurar que $kg(x)$ integra para um. A porção remanescente, $g(x)$, que envolve x , é chamada “núcleo” da função. (LANCASTER,2004).

posteriori seja própria, mesmo que *a priori* não seja. Outra razão para seu uso é que elas podem representar as crenças não-informativas mencionadas anteriormente.

Cabe lembrar que a distribuição *a posteriori* é formada pela multiplicação da distribuição *a priori* com a verossimilhança, e que esta última assume valor zero para praticamente todo o espaço amostral. Portanto, não importa o valor das crenças *a priori* nesta região. Ou seja, se *a priori* tem como objetivo ser neutra, é necessário que ela o seja somente na região onde a verossimilhança não é insignificante.

Como o foco da análise é sobre a distribuição *a posteriori*, de acordo com Lancaster (2004), o interesse geralmente está na distribuição marginal associada ao parâmetro, e não na distribuição conjunta dos parâmetros condicional aos dados. O resultado desejado pode ser obtido através da integração de $p(\theta|y)$ em relação a todos os componentes, exceto ao de interesse. Para realizar tal procedimento, o método de Cadeias de Markov de Monte Carlo (MCMC) é amplamente utilizado.

3.2 Método de Cadeias de Markov de Monte Carlo

O MCMC é um processo estocástico que tem distribuição estacionária e converge para esta distribuição. Assim, este método consiste na amostragem de uma distribuição de probabilidades, que é chamada de distribuição “*alvo*”. Lancaster (2004) a define como uma distribuição estacionária da cadeia, tal que a cadeia convirja na distribuição para a distribuição estacionária. Quando isso ocorre, realizações da cadeia são realizações da distribuição estacionária. Desta forma, o econometrista deve construir uma cadeia de Markov que convirja para a distribuição estacionária.

Abaixo, são descritos dois métodos utilizados para realizar este procedimento. Primeiramente, será apresentado o método de Gibbs Sampler, de German e German (1984) e Gelfand e Smith (1990), por ser o mais popular e intuitivo método de MCMC. O segundo método a ser apresentado é o de Metropolis-Hastings.

A ideia de Gibbs Sampler será aqui introduzida através do uso de um simples problema com três parâmetros, conforme apresentado em Tsay (1951). Assim, os três parâmetros são denotados por θ_1, θ_2 e θ_3 , a coleção de dados por X e o modelo por M , com o objetivo de estimar os parâmetros tal que o modelo ajustado possa ser usado para fazer inferências. Ainda, supõe-se

que embora difícil se obter a função de verossimilhança, as três distribuições condicionais de um único parâmetro dado os outros estão disponíveis. Desta forma, assume-se que as três seguintes distribuições condicionais são conhecidas:

$$f_1(\theta_1|\theta_2, \theta_3, X, M) \quad f_2(\theta_2|\theta_3, \theta_1, X, M) \quad f_3(\theta_3|\theta_1, \theta_2, X, M)$$

em que $f_i(\theta_i|\theta_{j \neq i}, X, M)$ representa a distribuição condicional do parâmetro θ_i tendo-se os dados, o modelo e os outros parâmetros.

Assim, seja $\theta_{2,0}$ e $\theta_{3,0}$ dois valores iniciais arbitrários de θ_2 e θ_3 . O algoritmo de Gibbs Sampler será:

1. Retire uma amostra aleatória de $f_1(\theta_1|\theta_{2,0}, \theta_{3,0}, X, M)$. Denote esta amostra por $\theta_{1,1}$.
2. Retire uma amostra aleatória de $f_2(\theta_2|\theta_{3,0}, \theta_{1,1}, X, M)$. Denote esta amostra por $\theta_{2,1}$.
3. Retire uma amostra aleatória de $f_3(\theta_3|\theta_{1,1}, \theta_{2,1}, X, M)$. Denote esta amostra por $\theta_{3,1}$.

Isto completa uma iteração de Gibbs e os parâmetros se tornam $\theta_{1,1}, \theta_{2,1}$ e $\theta_{3,1}$. Posteriormente, esses novos valores são usados como valores iniciais, a iteração de amostras aleatórias é repetida e completa-se outra iteração de Gibbs, na qual se obtém os parâmetros atualizados $\theta_{1,2}, \theta_{2,2}$ e $\theta_{3,2}$. Este procedimento é repetido m vezes, e então obtém-se sequência de amostras aleatórias: $(\theta_{1,1}, \theta_{2,1}, \theta_{3,1}), \dots, (\theta_{1,m}, \theta_{2,m}, \theta_{3,m})$

Tsay (1951) destaca que, sob algumas condições de regularidade⁵, pode ser mostrado que, para um m suficientemente grande, $(\theta_{1,m}, \theta_{2,m}, \theta_{3,m})$ é aproximadamente equivalente a uma amostra aleatória da distribuição conjunta $f(\theta_1, \theta_2, \theta_3|X, M)$ dos três parâmetros. Na prática, é usado um n suficientemente grande e as primeiras m amostras aleatórias são descartadas, formando-se assim uma amostra de Gibbs:

$$(\theta_{1,m+1}, \theta_{2,m+1}, \theta_{3,m+1}), \dots, (\theta_{1,n}, \theta_{2,n}, \theta_{3,n})$$

⁵ Essencialmente requerem que para qualquer valor arbitrário inicial $(\theta_{1,0}, \theta_{2,0}, \theta_{3,0})$, a primeira iteração de Gibbs tenha uma chance de visitar todo o espaço amostral.

Desta forma, dado que as realizações formam uma amostra aleatória de uma distribuição conjunta $f(\theta_1, \theta_2, \theta_3 | X, M)$, elas podem ser usadas para fazer inferências. As primeiras m amostras aleatórias são chamadas de “*burn-in sample*”⁶, que são usadas para garantir que a amostra de Gibbs na equação acima é de fato próxima o suficiente de uma amostra aleatória da distribuição conjunta $f(\theta_1, \theta_2, \theta_3 | X, M)$.

A convergência de uma amostra é um ponto muito importante na análise. Entretanto, a teoria não é específica quanto à escolha de m , tal que este seja suficientemente grande. Na prática, realizam-se várias repetições de amostragem, com diferentes valores iniciais, para assegurar que o algoritmo convergiu.

Algumas vezes, uma ou mais distribuições condicionais não podem ser amostradas, ou então, podem ser conhecidas mas muito complexas e, portanto, não é possível aplicar o método de Gibbs Sampler. Desta forma, usa-se um método mais geral, conhecido como Metropolis-Hastings. Antes de introduzi-lo, contudo, será apresentado o algoritmo original, de Metropolis *et al* (1953).

Aqui, a distribuição alvo é $p(y)$, em que y pode ser um vetor ou um escalar. Para aplicar o método Metropolis, escolhe-se primeiramente uma distribuição de sugestão $q(y|x)$, que é, para cada $x \in \Theta$, a distribuição de probabilidade sobre Θ . Lancaster (2004) destaca que a função $q(y|x)$ deve ser simétrica em y e x , e também pode ter seu valor rejeitado. Quando isso ocorre, o estado da cadeia permanece inalterado. É possível construir uma cadeia tendo $p(y)$ como sua distribuição estacionária utilizando o seguinte algoritmo, apresentado em Lancaster (2004):

1. Escolha um valor inicial, y_0 , e fixe $t = 0$.
2. Desenhe y^* de $q(\cdot | y_t)$.
3. Calcule a razão $r = \frac{p(y^*)}{p(y_t)}$.
4. Se $r \geq 1$ fixe $y_{t+1} = y^*$, em caso contrário
 $y_{t+1} = y^*$ com probabilidade r
 $y_{t+1} = y_t$ com probabilidade $1 - r$.
5. Aumente t em 1 e então siga a partir do passo 2.

⁶ Uma possível tradução para este termo seria: “*amostra para queima*”

O autor afirma que a probabilidade de que um y^* seja aceito no passo 3 é igual a:

$$\rho(y_t, y^*) = \min \left(\frac{p(y^*)}{p(y_t)}, 1 \right) \quad (3.7)$$

Desta forma, a cadeia é mais provável de aceitar y 's que, de acordo com a distribuição estacionária, são relativamente prováveis para o valor corrente da cadeia, ou seja, a cadeia tende a se mover para regiões de alta probabilidade do espaço amostral. A generalização introduzida por Hastings (1970) é mais utilizada, e será agora apresentada. No caso do método de Metropolis-Hastings (M-H), o algoritmo é essencialmente o mesmo, exceto pelo fato de que r não é mais $p(y^*)/p(y_t)$, mas:

$$r = \frac{p(y^*) q(y_t|y^*)}{p(y_t) q(y^*|y_t)}$$

Então, a probabilidade de y^* ser aceito passa a ser:

$$\rho(y_t, y^*) = \min \left(\frac{p(y^*) q(y_t|y^*)}{p(y_t) q(y^*|y_t)}, 1 \right)$$

Desta forma, se $q(x, y)$ é simétrico, então a equação acima é reduzida ao algoritmo de Metropolis. Por fim, cabe destacar que uma escolha comum é o Independente M-H Sampler, no qual $q(y|x)$ não depende de x e o critério de aceitação se reduz a

$$\rho(y_t, y^*) = \min \left(\frac{p(y^*) q(y_t)}{p(y_t) q(y^*)}, 1 \right)$$

O objetivo deste capítulo foi trazer ao leitor uma breve explicação do método utilizado para a estimação do modelo, não esgotando, portanto, a análise a respeito da inferência bayesiana e do Método de Cadeias de Markov de Monte Carlo.

4 RESULTADOS DE ESTIMAÇÃO

A estimação do modelo foi feita a partir da observação das séries de produto, nível de preços e estoque de moeda, utilizando-se dados da economia brasileira. A amostra foi retirada do período que compreende desde o primeiro trimestre de 2000 até o primeiro trimestre de 2010, para o qual a economia brasileira apresentou comportamento mais estável. Ainda, tendo como base o desempenho de algumas variáveis macroeconômicas e trabalhos acadêmicos previamente desenvolvidos, foi possível calibrar alguns dos parâmetros presentes no modelo a ser analisado. Ambos os procedimentos estão detalhados nas seções que seguem.

4.1 Procedimento de Calibragem

Primeiramente, assume-se que a taxa de juros real de longo-prazo para o Brasil seja de aproximadamente 1,9% ao trimestre, o que corresponde a cerca de 8% ao ano. Uma vez que a teoria econômica afirma que a taxa de desconto intertemporal das famílias no estado estacionário é dada por $\beta = 1/(1 + r)$, foi assumido o valor de 0,98 para esta. Destaca-se ainda que esse resultado é próximo daquele utilizado por Santos e Leon (2010) para a economia brasileira.

A velocidade de consumo da moeda no estado estacionário foi baseada na velocidade de consumo médio de M3 no Brasil, no período de 2000/I a 2010/I. Desta forma, o parâmetro b – que determina o consumo de moeda no estado estacionário – foi fixado em 0,58. Destaca-se que foi utilizado M3 como base – em detrimento de M2 – devido ao alto grau de indexação existente no País. O parâmetro α , que representa a parcela de capital fixo na produção, foi aqui calibrado em 0,17, tendo como base a proporção média de capital fixo no PIB brasileiro para o período que compreende a estimação. Tomando como base o trabalho de Bond *et al* (2007), o parâmetro δ foi fixado em 0,05, ou seja, a taxa de depreciação do capital foi considerada como sendo de 5% ao ano.

O método de estimação bayesiana, utilizado no presente trabalho, requer que sejam declaradas as crenças *a priori* dos parâmetros a serem estimados. Como será explicitado na próxima seção, foram utilizadas como informações iniciais distribuições *a priori* difusas, em que são selecionados apenas os intervalos de variação dos parâmetros, e uma importante restrição é que o valor indicado no palpite inicial para o parâmetro esteja dentro deste intervalo. Como

destacado no capítulo 2, um dos pressupostos do modelo aqui estimado é que o parâmetro g , que representa a taxa de crescimento da economia, seja maior ou igual a 1. Portanto, para este parâmetro, o domínio da distribuição uniforme utilizada *a priori* seria: $[1, \infty)$ e o valor do palpite inicial para o mesmo poderia ser qualquer número maior que 1. Entretanto, após diversas tentativas, percebeu-se que somente poderia ser usado como palpite inicial para o parâmetro g o valor 1, uma vez que valores diferentes deste comprometeriam a estabilidade do modelo, impossibilitando a estimação. Portanto, o domínio da distribuição a priori de g foi redefinido para ser entre $(0, \infty)$, na tentativa de observar se o valor apontado na distribuição *a posteriori* seria maior ou igual 1, não violando o pressuposto do modelo para este parâmetro. Contudo, quando adotou-se este procedimento, o mesmo convergiu para valores entre 0 e 1, e optou-se pela fixação deste em 1.

Por fim, seguindo o trabalho de Dib (2003), o parâmetro θ , que mede o grau de poder de monopólio no mercado de bens intermediários, foi fixado em 6. Desta forma, o resultado para o preço de *markup*, $\theta/(\theta - 1)$, é correspondente ao valor encontrado em Rotemberg e Woodford (1995) – de 1,2. Os valores calibrados para os parâmetros do modelo podem ser observados na tabela 2.

Tabela 2 – Valores calibrados para os parâmetros do modelo original

Parâmetros	β	b	α	δ	g	θ
Valores	0,98	0,58	0,17	0,05	1,00	6,00

Fonte: Elaboração da Autora.

É importante mencionar que no processo de log-linearização em torno do estado estacionário foram acrescentados parâmetros no modelo além daqueles já existentes na sua versão não-linear, como pode ser visto na comparação dos conjuntos de equações (2.34)-(2.47) e (2.48)-(2.61), expostos na seção 2.2.5 do presente trabalho. Esses parâmetros consistem no valor em estado estacionário de algumas das variáveis do modelo e foram calculados de acordo com os palpites iniciais para os valores dos demais parâmetros, através das razões de estado estacionário – disponibilizadas no anexo A. Os valores calibrados para os parâmetros adicionais do modelo podem ser observados na tabela 3.

Tabela 3 – Valores calibrados para os parâmetros adicionais do modelo log-linearizado

Parâmetros	Valores Calibrados
<i>h</i>	0,2019
<i>λ</i>	4,7400
<i>c</i>	0,2083
<i>m</i>	0,1332
<i>y</i>	0,2314
<i>q</i>	1,2000
<i>w</i>	0,7930
<i>π</i>	1,0000
<i>i</i>	0,0226
<i>k</i>	0,4511
<i>r</i>	0,0727

Fonte: Elaboração da Autora.

4.2 Procedimento de Estimação

Conforme mencionado anteriormente, a estimação do modelo foi feita a partir da observação amostral de três séries trimestrais da economia brasileira, colocadas em termos log-linearizados: produto, nível de preços e estoque de moeda. A série do produto foi obtida por meio do PIB real *per capita*. Este foi mensurado a partir da série do PIB nominal, deflacionado pelo deflator implícito do PIB e dividido pela população. Para o nível de preços da economia, foi utilizado o deflator implícito do PIB. Cabe destacar aqui que, uma vez que este não é divulgado em termos trimestrais, foi necessário realizar um cálculo aproximado. Esse procedimento foi feito tendo como base a série encadeada do PIB trimestral e a série do PIB trimestral em valores correntes. Dado que a primeira oferece a variação real para o produto e a segunda oferece sua variação nominal, pressupõe-se que a diferença destas resulte na variação do deflator implícito do PIB, a partir da qual é possível construir uma série de número índice para esta variável. Por fim, a série de estoque de moeda foi formada pelo M2 real *per capita*, calculado através da série do M2 nominal deflacionado pelo deflator implícito do PIB e colocado em termos *per capita* por meio de sua divisão pela população residente.

A amostra vai desde o primeiro trimestre de 2000 até o primeiro trimestre de 2010, contendo 41 observações. As séries utilizadas são disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Destaca-se que para a obtenção da população trimestral, a série anual disponibilizada pelo IBGE foi interpolada.

Ainda, as séries foram dessazonalizadas pelas médias e, para suavização destas, foi utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP), com parâmetro de suavização configurado em 1.600. A estimação do modelo foi realizada através da elaboração de programa no pacote Dynare para o Matlab, devido ao fato deste reduzir o custo computacional de implementação, uma vez que possui algumas rotinas previamente programadas⁷.

4.2.1 O modelo com rigidez nos preços (PPR)

No modelo Padrão de Preços Rígidos (PPR), considera-se que há custo de ajustamento de preços ($\phi_p \neq 0$) e não há custos de ajustamento de capital e emprego ($\phi_k = \phi_h = 0$). Este modelo foi estimado por Ireland (1997) para a economia americana e por Dib (2003) para a economia canadense.

Na inferência bayesiana, o primeiro passo do procedimento de estimação consiste em escolher as distribuições *a priori* para os parâmetros do modelo, consideradas independentes entre si. É importante destacar que restrições aos parâmetros, como não-negatividade, domínio, entre outras, afetam a escolha dessas distribuições.

Dado que o conjunto informacional para determinar algumas características dos parâmetros é restrito, é comum o uso de distribuições *a priori* difusas na estimação bayesiana. Desta forma, foram escolhidas distribuições uniformes, nas quais determina-se apenas o intervalo de variação do parâmetro a ser estimado, sendo que todos os valores que compõem este intervalo têm a mesma probabilidade de ocorrer e os valores fora deste intervalo têm probabilidade zero.

Como visto no capítulo 2, o parâmetro γ , que representa a elasticidade constante de substituição entre consumo e moeda real, deve ser positivo ($\gamma > 0$). Como consequência, o parâmetro ψ , definido como $\psi = ((\gamma - 1)/\gamma)$, tem como domínio todo o conjunto de número reais. No modelo PPR, foi utilizada para este a distribuição uniforme entre -1 e 1. Destaca-se que a escolha deste intervalo para o parâmetro em questão foi devida a proximidade deste do valor zero durante o processo de estimação. Ainda, intervalos diferentes tiveram como consequência a instabilidade dos demais parâmetros.

⁷ Para obtenção do programa completo, entrar em contato com a autora através do e-mail: twaideman@yahoo.com.br.

Por definição, o parâmetro ϕ_p , de custo de ajustamento de preços, pode ser maior ou igual à zero. Desta forma, no modelo PPR, foi empregado para sua estimação uma distribuição uniforme entre 0 e 10. Entretanto, destaca-se que neste modelo é necessário que o valor zero esteja excluído do domínio.

Os parâmetros ω_A e ω_b indicam se a política monetária é puramente exógena (quando são iguais à zero) ou se sofre impactos de choques tecnológicos e de demanda por moeda (quando são diferentes de zero), respectivamente. A princípio, seu domínio engloba todo o conjunto de números reais. No modelo PPR, foi declarado para o parâmetro ω_A distribuição uniforme entre -7 e 7 e para o parâmetro ω_b distribuição uniforme entre -5 e 5.

Tabela 4 – Distribuições *a priori* dos parâmetros (Modelo PPR)

Parâmetro	Domínio	Densidade	Média	Variância
ψ	[-1,1]	Uniforme	0,0000	0,5774
ϕ_p	(0,10]	Uniforme	5,0000	2,8868
ω_A	[-7,7]	Uniforme	0,0000	4,0415
ω_b	[-5,5]	Uniforme	0,0000	2,8868
ρ_A	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
ρ_b	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
ρ_μ	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
σ_A	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0200	Infinita
σ_b	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0200	Infinita
σ_μ	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0200	Infinita

Fonte: Elaboração da Autora.

É necessário que seja garantida estacionariedade para as equações que representam os processos exógenos. Portanto, para os seus parâmetros auto-regressivos, ρ_A , ρ_b e ρ_μ , foi definida distribuição uniforme entre 0 e 1 (sendo que 1 é excluído do domínio). Por fim, para os desvios-padrões dos choques foram definidas distribuições Gamma Inversa com média igual a 0,02 e variância infinita. Uma vez que estas variáveis assumem valor zero em estado estacionário, distribuições Gamma Inversa são amplamente utilizadas em modelos DSGE, devido ao fato de abrangerem todo o conjunto de números reais positivos, dando, entretanto, peso maior para valores próximos a zero. As escolhas das distribuições *a priori* para o modelo PPR estão resumidas na tabela 4.

O passo seguinte é utilizar os dados para alterar as crenças iniciais, declaradas através das distribuições *a priori*. Para tal, como mencionado anteriormente, foi empregado o algoritmo de

Metropolis-Hastings. Os resultados dos parâmetros estimados para o modelo PPR estão apresentados na tabela 5 – que apresenta as médias das distribuições a priori e a posteriori, bem como o intervalo de credibilidade de 90% para os parâmetros estimados – e na figura 1 – que traz as distribuições *a priori* (cinza), *a posteriori* (preto) e a moda das distribuições *a posteriori* (linha verde tracejada).

Tabela 5 – Parâmetros estimados (Modelo PPR)

Parâmetro	Distribuição <i>a priori</i>		Distribuição <i>a posteriori</i>	
	Média		Média	Intervalo de Confiança (90%)
ψ	0,0000		0,0072	[0,0014; 0,0164]
ϕ_p	5,0000		1,9720	[1,3058; 2,6162]
ω_A	0,0000		-2,6417	[-4,6383; -0,6967]
ω_b	0,0000		-0,8092	[-1,3480; -0,2926]
ρ_A	0,5000		0,0198	[0,0000; 0,0449]
ρ_b	0,5000		0,3259	[0,0081; 0,5590]
ρ_μ	0,5000		0,1842	[0,0000; 0,3451]
σ_A	0,0200		0,0057	[0,0039; 0,0075]
σ_b	0,0200		0,0174	[0,0128; 0,0217]
σ_μ	0,0200		0,0325	[0,0262; 0,0390]

Fonte: Elaboração da Autora.

O resultado encontrado para ψ indica que o parâmetro γ tem média de 1,01, estando no intervalo entre -1 e -1,02 com 90% de confiança. Desta forma observa-se que a elasticidade-juro da demanda por moeda, $-\gamma$, é igual a -1,01. Este resultado é bastante diferente do encontrado no trabalho desenvolvido por Dib (2003) para o Canadá, de -0,3, indicando que, no Brasil, para que a base monetária seja alterada, são necessárias mudanças menos expressivas na taxa de juros.

O parâmetro ϕ_p , de custo de ajustamento de preços, apresentou média de 1,972, estando no intervalo entre 1,3058 e 2,6162 com 90% de confiabilidade. De acordo com a equação (2.25) e supondo que a taxa de inflação para o Brasil seja igual à meta, de 4,5%, um custo de ajustamento de preços de 1,972 implica que uma mudança de 1% nos preços nominais envolve o pagamento de um custo muito baixo, de cerca de 0,012% do PIB real por trimestre. Os valores encontrados por Dib (2003) e por Ireland para este mesmo parâmetro foram maiores.

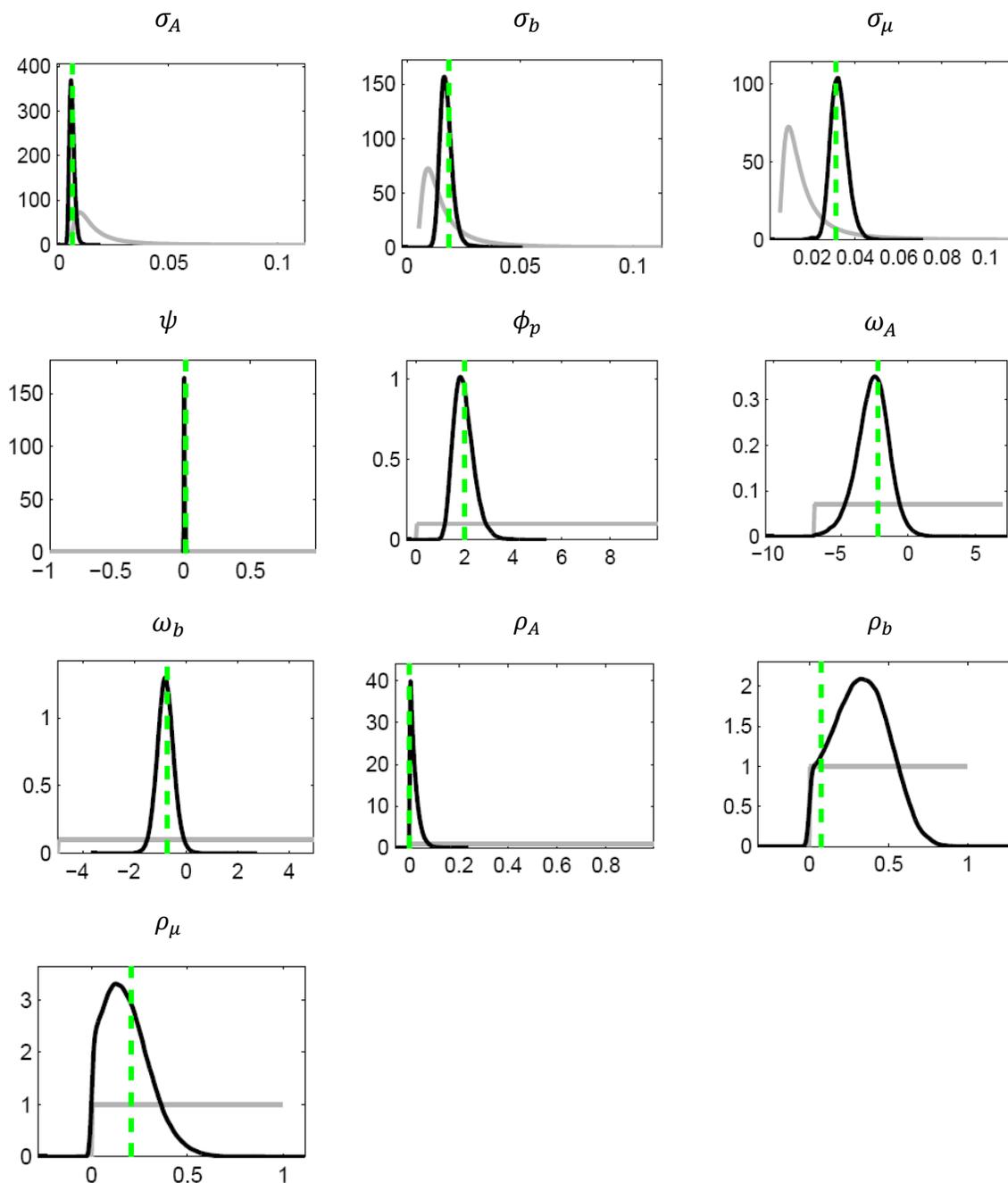


Figura 1 – Distribuições *a posteriori* dos parâmetros (Modelo PPR)

Fonte: Elaboração da Autora.

Os resultados para os parâmetros ω_A e ω_b indicam que a política monetária do Brasil é afetada negativamente tanto por choques tecnológicos ($\omega_A = -2,6417$) quanto por choques na demanda por moeda ($\omega_b = -0,8092$). Assim, é possível ver que, no modelo PPR, a resposta a

choques tecnológicos é contra-cíclica e que a resposta a choques de demanda por moeda é pró-cíclica.

As médias obtidas na estimação para os parâmetros auto-regressivos indicam que os choques não tendem a ser muito persistentes. Ainda, o parâmetro de desvio-padrão dos choques tecnológicos, σ_A , apresentou média de 0,0057 e os parâmetros de desvio-padrão de choques na demanda por moeda (σ_b) e na oferta de moeda (σ_μ) apresentaram valores médios de 0,0017 e 0,0325. Desta forma, observa-se que os choques não apresentam alta volatilidade.

4.2.2 O modelo com rigidez nos preços e no capital (PCR)

No modelo com rigidez nos preços e no capital (PCR), considera-se que há custo de ajustamento de preços ($\phi_p \neq 0$), há custos de ajustamento de capital ($\phi_k \neq 0$), e não há custo de ajustamento de emprego ($\phi_h = 0$). Este modelo foi estimado por Dib (2003) para a economia canadense.

No modelo PCR, assim como no modelo PPR, foram utilizadas distribuições *a priori* difusas. Para os parâmetros ψ , ρ_A , ρ_b e ρ_μ foram empregados os mesmos intervalos utilizados para as distribuições uniformes no modelo PPR. Para os parâmetros σ_A , σ_b e σ_μ foram utilizadas distribuições Gamma Inversa com média 0,05 e variância infinita. Para os parâmetros ω_A e ω_b , o intervalo da distribuição uniforme foi fixado entre 0 e 3 e entre -5 e 5, respectivamente.

Tabela 6 – Distribuições *a priori* dos parâmetros (Modelo PCR)

Parâmetro	Domínio	Densidade	Média	Variância
ψ	[-1,1]	Uniforme	0,0000	0,5774
ϕ_p	(0, 50]	Uniforme	25,0000	14,4338
ϕ_k	(0, 10]	Uniforme	5,0000	2.8868
ω_A	[0,3]	Uniforme	1,5000	0,8660
ω_b	[-5,5]	Uniforme	0,0000	2.8868
ρ_A	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
ρ_b	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
ρ_μ	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
σ_A	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0500	Infinita
σ_b	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0500	Infinita
σ_μ	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0500	Infinita

Fonte: Elaboração da Autora.

Uma vez que se espera que o valor do custo de ajustamento de preços aumente quando o custo de ajustamento de capital é inserido no modelo, utilizou-se para o parâmetro ϕ_p uma distribuição uniforme entre 0 e 50. Para o parâmetro de custo de ajustamento de capital, foi assumido que a distribuição uniforme definida *a priori* está contida no intervalo entre 0 e 10. É importante ressaltar que, em ambos os casos, é necessário que o valor zero esteja excluído do domínio. As escolhas das distribuições *a priori* para o modelo PCR estão resumidas na tabela 6.

Novamente, foram utilizados os dados para alterar as crenças iniciais, empregando-se o algoritmo de Metropolis-Hastings. Os resultados dos parâmetros estimados para o modelo PCR estão apresentados na tabela 7 e na figura 2.

Tabela 7 – Parâmetros estimados (Modelo PCR)

Parâmetro	Distribuição <i>a priori</i>		Distribuição <i>a posteriori</i>	
	Média		Média	Intervalo de Confiança (90%)
ψ	0,0000		0,0072	[0,0000; 0,0153]
ϕ_p	25,0000		3,7785	[2,0726; 5,4454]
ϕ_k	5,0000		1,4592	[1,0633; 1,8419]
ω_A	1,5000		1,0532	[0,0007; 1,8839]
ω_b	0,0000		0,2573	[-0,2125; 0,7499]
ρ_A	0,5000		0,5603	[0,3324; 0,7922]
ρ_b	0,5000		0,0000	[0,0000; 0,0001]
ρ_μ	0,5000		0,1111	[0,0000; 0,2292]
σ_A	0,0500		0,0108	[0,0083; 0,0132]
σ_b	0,0500		0,0321	[0,0158; 0,0483]
σ_μ	0,0500		0,0349	[0,0275; 0,0422]

Fonte: Elaboração da Autora.

O resultado encontrado para ψ não mudou em comparação com aquele obtido no modelo PPR. Desta forma, é possível observar que a inserção de rigidez real na forma de custo de ajustamento de capital não traz variações na elasticidade-juro da moeda.

Conforme esperado, uma vez inserido o custo de ajustamento de capital no modelo, o custo de ajustamento de preços apresentou maior valor médio. Desta forma, no modelo PCR, o parâmetro ϕ_p teve média de 3,7785. Este custo de ajustamento de preços implica que uma mudança de 1% nos preços nominais envolve o pagamento de um custo de cerca de 0,023% do PIB real por trimestre. Ainda, cabe destacar aqui que o valor encontrado para ϕ_p neste modelo é consideravelmente menor do que aquele observado para o mesmo quando estimado para o

Canadá – conforme os resultados apresentados por Dib (2003). Isto indica que os impactos da inserção de rigidez real, na forma de custos de ajustamento de capital, sobre a rigidez nominal são menores no Brasil, em comparação com o Canadá.

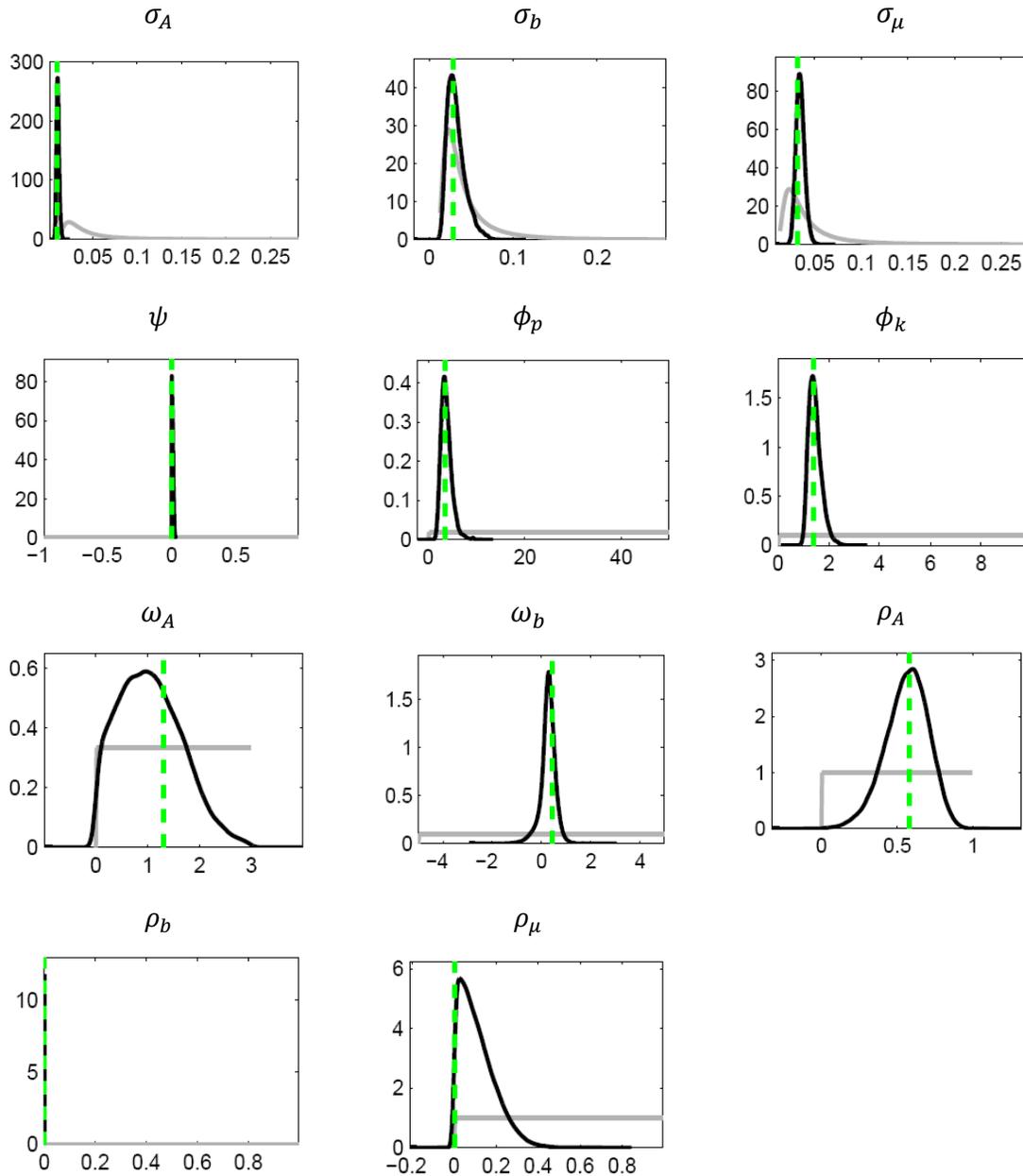


Figura 2 – Distribuições *a posteriori* dos parâmetros (Modelo PCR)

Fonte: Elaboração da Autora.

Por sua vez, o parâmetro de custos de ajustamento de capital, ϕ_k , apresentou valor médio de 1,4592. De acordo com a equação (2.12) e com os valores de estado estacionário das variáveis k e i , apresentados na tabela 3, estima-se que o valor médio encontrado para ϕ_k produz um custo médio de ajustar capital em torno de 0,08% do PIB trimestral.

Os resultados obtidos para os parâmetros ω_A e ω_b mudaram significativamente em comparação aos encontrados no modelo PPR, indicando que quando há rigidez nos preços e no capital a política monetária do Brasil é afetada positivamente tanto por choques tecnológicos ($\omega_A = 1,0532$) quanto por choques na demanda por moeda ($\omega_b = 0,2573$). Desta forma, ao contrário do observado para o modelo PPR, no modelo PCR a autoridade monetária responde a choques tecnológicos de forma pró-cíclica e a choques de demanda por moeda de forma contra-cíclica. Entretanto, destaca-se que os valores indicados para o intervalo de confiança de 90% mostram que o choque tecnológico pode ter impacto praticamente nulo sobre a oferta de moeda e que a possibilidade de que choques de demanda por moeda tenham impactos negativos na oferta de moeda não está descartada.

As médias obtidas na estimação para os parâmetros auto-regressivos indicam que a inserção de custos de ajustamento de capital contribuiu para aumentar consideravelmente a persistência de choques tecnológicos. Quanto aos choques na oferta de moeda, este permaneceu em um intervalo de confiança similar. Por outro lado, o parâmetro auto-regressivo da função de choques na demanda por moeda apresentou valor nulo, indicando que esta poderia ser melhor definida por uma equação com a característica de ruído branco.

4.2.3 O modelo com rigidez nos preços e no emprego (PER)

No modelo com rigidez nos preços e no emprego (PER), considera-se que há custo de ajustamento de preços ($\phi_p \neq 0$), há custos de ajustamento de emprego ($\phi_h \neq 0$), e não há custo de ajustamento de capital ($\phi_k = 0$). Este modelo foi estimado por Dib (2003) para a economia canadense.

No modelo PER, assim como nos modelos PPR e PCR, foram utilizadas distribuições *a priori* difusas. Para os parâmetros ψ , ρ_A , ρ_b e ρ_μ foram empregados os mesmos intervalos utilizados para as distribuições uniformes nos modelos PPR e PCR. Para os parâmetros σ_A , σ_b e σ_μ foram utilizadas distribuições Gamma Inversa com média 0,02 e variância infinita. Para os

parâmetros ω_A e ω_b , o intervalo da distribuição uniforme foi fixado entre -3 e 3 e entre -1 e 1, respectivamente.

Uma vez que se espera que o valor do custo de ajustamento de preços aumente quando o custo de ajustamento de emprego é inserido no modelo, em comparação com o modelo PPR, utilizou-se para o parâmetro ϕ_p uma distribuição uniforme entre 20 e 70. Para ϕ_h , foi assumida distribuição uniforme definida *a priori* contida no intervalo entre 0 e 10. Novamente, é importante ressaltar que, em ambos os casos, é necessário que o valor zero esteja excluído do domínio. As escolhas das distribuições *a priori* para o modelo PER estão resumidas na tabela 8.

Tabela 8 – Distribuições *a priori* dos parâmetros (Modelo PER)

Parâmetro	Domínio	Densidade	Média	Variância
ψ	[-1,1]	Uniforme	0,0000	0,5774
ϕ_p	[20,70]	Uniforme	45,0000	14,4338
ϕ_h	(0,10]	Uniforme	5,0000	2,8868
ω_A	[-3,3]	Uniforme	0,0000	1,7321
ω_b	[-1,1]	Uniforme	0,0000	0,5774
ρ_A	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
ρ_b	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
ρ_μ	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
σ_A	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0200	Infinita
σ_b	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0200	Infinita
σ_μ	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0200	Infinita

Fonte: Elaboração da Autora.

Assim como nos dois modelos analisados previamente, foram utilizados os dados para alterar as crenças iniciais, empregando-se o algoritmo de Metropolis-Hastings. Os resultados dos parâmetros estimados para o modelo PER estão apresentados na tabela 9 e na figura 3.

O resultado encontrado para ψ mudou marginalmente em comparação com aqueles obtidos nos modelos PPR e PCR. Entretanto, essa mudança não afetou o valor do parâmetro γ , mantendo a elasticidade-juro da moeda inalterada.

O impacto sobre o custo de ajustamento de preços da inserção de custo de ajustamento de emprego é maior em comparação a inserção de custo de ajustamento de capital. O valor médio encontrado para ϕ_p é consideravelmente superior no modelo PER do que nos modelos PPR e PCR. No modelo PER, ϕ_p apresentou média de 29,8379, indicando que uma mudança de 1% nos preços nominais envolve o pagamento de um custo de cerca de 0,18% do PIB real por trimestre.

Tabela 9 – Parâmetros estimados (Modelo PER)

Parâmetro	Distribuição <i>a priori</i>		Distribuição <i>a posteriori</i>	
	Média		Média	Intervalo de Confiança (90%)
ψ	0,0000		0,0042	[0,0000; 0,0107]
ϕ_p	45,0000		29,8379	[20,6664; 37,8774]
ϕ_h	5,0000		8,4610	[6,7682; 10,0000]
ω_A	0,0000		1,4127	[0,5615; 2,3025]
ω_b	0,0000		0,5406	[0,2272; 0,9091]
ρ_A	0,5000		0,2958	[0,0879; 0,5037]
ρ_b	0,5000		0,4345	[0,1649; 0,1649]
ρ_μ	0,5000		0,1254	[0,0001; 0,2537]
σ_A	0,0200		0,0122	[0,0099; 0,0145]
σ_b	0,0200		0,0333	[0,0188; 0,0471]
σ_μ	0,0200		0,0331	[0,0267; 0,0392]

Fonte: Elaboração da Autora.

Por sua vez, o parâmetro de custos de ajustamento de emprego, ϕ_h , apresentou valor médio de 8,461. De acordo com a equação (2.26) e tendo-se em conta que a taxa média de variação trimestral das horas trabalhadas no Brasil é de 1,4%, observa-se que uma mudança de 1% na quantidade de horas trabalhadas gera um custo de aproximadamente 0,09% do PIB trimestral⁸. No trabalho estimado por Dib (2003) para o Canadá, o impacto da inserção de rigidez real na forma de custo de ajustamento de emprego sobre o custo de ajustamento de preços é maior – no modelo PPR, ϕ_p é igual a 2,8, passando a ser de 44,07 no modelo PER. Entretanto, neste segundo modelo, o resultado encontrado pelo autor para ϕ_h é de apenas 1,85. Desta forma, observa-se que embora a estimação deste modelo para a economia brasileira aponte para um menor impacto desta forma de rigidez real sobre a rigidez nominal em comparação a economia canadense, o custo de ajustamento de emprego é significativamente maior no Brasil. Este resultado vai ao encontro das evidências apresentadas na introdução do presente trabalho, onde foi mostrado que, de acordo com o Índice de Proteção do Emprego calculado pela OCDE o Brasil apresenta rigidez no mercado de trabalho consideravelmente superior aquela encontrada para o Canadá.

⁸ A taxa de variação trimestral média de horas trabalhadas para o Brasil foi obtida através dos dados disponibilizados pelo Ministério do Trabalho e do Emprego para o mercado de trabalho formal brasileiro entre os anos de 2000 e 2009. A Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) traz a quantidade de horas trabalhadas em média pelo conjunto total de trabalhadores formais do País. A partir deste dado, foi calculada a taxa de variação anual desta variável. Uma vez que se obtenha a variação anual, pode-se obter a trimestral, considerando que as horas trabalhadas cresçam de forma igual ao longo dos quatro trimestres do ano.

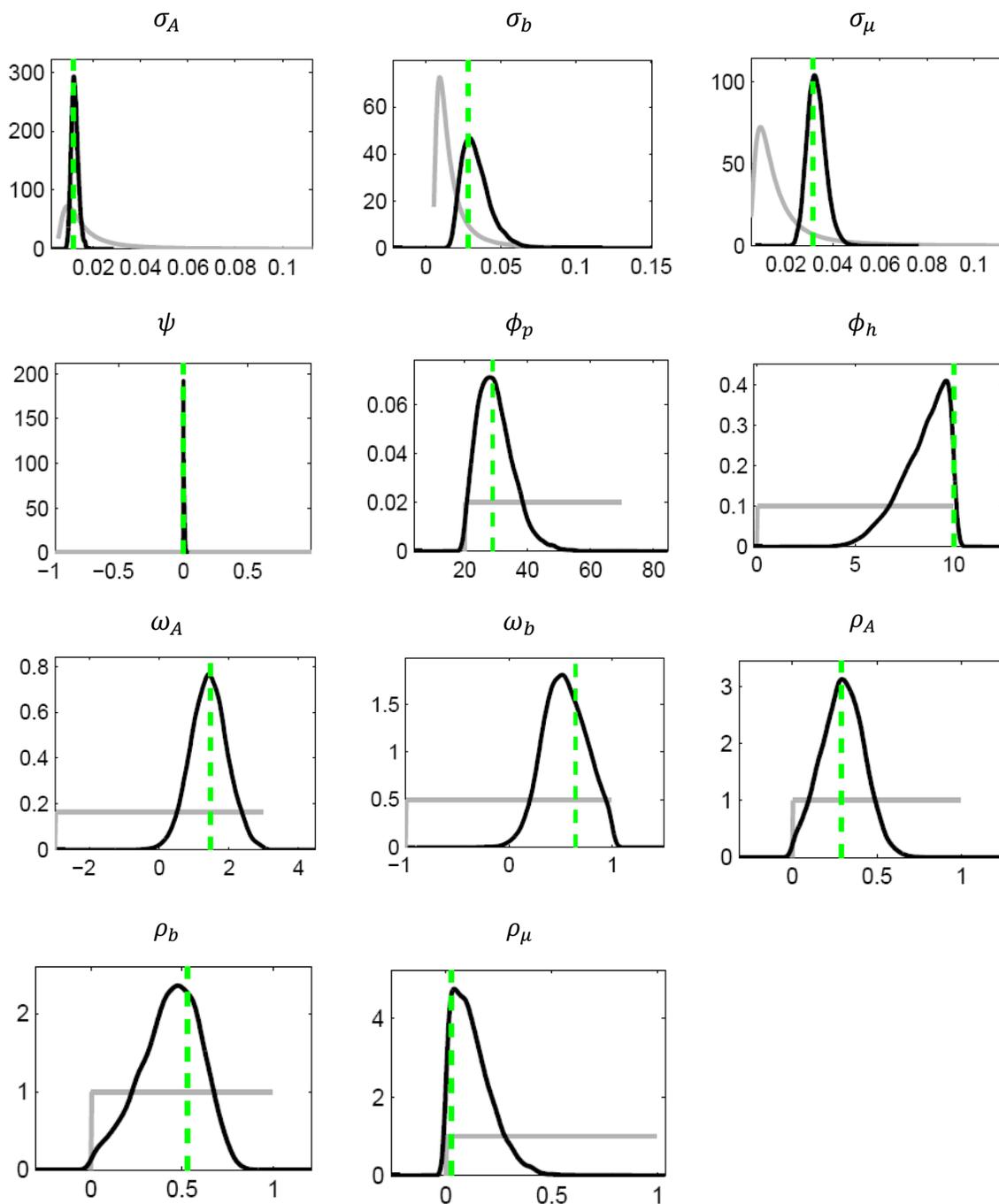


Figura 3 – Distribuições *a posteriori* dos parâmetros (Modelo PER)

Fonte: Elaboração da Autora.

O resultado obtido para o parâmetro ω_A foi similar aquele encontrado no modelo PCR. O maior valor de ω_b indica que a resposta da autoridade monetária a choques de demanda por moeda é mais agressiva sob as condições do modelo PER em comparação com o modelo PCR.

As médias obtidas na estimação para os parâmetros auto-regressivos indicam que a inserção de custos de ajustamento de emprego não altera a persistência de choques de oferta de moeda, aumenta a persistência de choques tecnológicos e gera menor persistência de choques tecnológicos.

4.2.4 O modelo com rigidez nos preços, no emprego e no capital (PCER)

No modelo PCER é considerado que há custo de ajustamento de preços, de capital e de emprego, de modo que os parâmetros ϕ_p , ϕ_k e ϕ_h são diferentes de zero. Este modelo foi estimado por Dib (2003) para a economia canadense.

No modelo PCER, assim como nos demais, foram utilizadas distribuições *a priori* difusas. Para os parâmetros ψ , ρ_A , ρ_b e ρ_μ foram empregados os mesmo intervalos utilizados para as distribuições uniformes dos modelos previamente analisados neste trabalho. Nos parâmetros σ_A , σ_b e σ_μ foram utilizadas distribuições Gamma Inversa com médias 0,2; 0,5 e 0,02, respectivamente. Para os parâmetros ω_A e ω_b , o intervalo da distribuição uniforme foi fixado entre -1 e 1.

No parâmetro de custo de ajustamento de preços, ϕ_p , utilizou-se uma distribuição uniforme entre 10 e 40. Para o parâmetro de custo de ajustamento de capital, ϕ_k , a distribuição uniforme foi fixada no intervalo de 0 a 5 e para o parâmetro de custo de ajustamento de emprego, ϕ_h , o intervalo utilizado na distribuição foi de 0 e 20. Novamente, cabe destacar que, nos três casos, é necessário que o valor zero esteja excluído do domínio. As escolhas das distribuições *a priori* para o modelo PCER estão resumidas na tabela 10.

Assim como nos demais modelos, os dados foram utilizados para alterar as crenças iniciais, empregando-se o algoritmo de Metropolis-Hastings. Os resultados dos parâmetros estimados para o modelo PCER estão apresentados na tabela 11 e na figura 4.

O resultado encontrado para ψ no modelo PCER foi menor em comparação aos três modelos analisados anteriormente. Entretanto, o valor de γ não sofre grande alteração, passando a ser de 1, o que torna a moeda marginalmente mais elástica aos juros.

Quando são inseridos no modelo custos de ajustamento de capital e de emprego, o valor médio encontrado para o parâmetro de custo de ajustamento de preços é consideravelmente superior em comparação ao resultado obtido para o modelo que contém apenas rigidez nominal. Aqui, o parâmetro ϕ_p apresentou média de 15,5093. Este custo de ajustamento de preços implica

que uma mudança de 1% nos preços nominais envolve o pagamento de um custo de cerca de 0,095% do PIB real por trimestre. Destaca-se que quando são consideradas as duas formas de rigidez real, o parâmetro de custo de ajustamento de preços tem valor médio menor em comparação ao encontrado para o modelo PER, que apresenta rigidez real apenas na forma de custo de ajustamento de preços. Embora a magnitude dos parâmetros seja diferente, essa tendência também é encontrada no trabalho de Dib (2003).

Tabela 10 – Distribuições *a priori* dos parâmetros (Modelo PCER)

Parâmetro	Domínio	Densidade	Média	Variância
ψ	[-1,1]	Uniforme	0,0000	0,5774
ϕ_p	(10,40]	Uniforme	25,0000	8,6603
ϕ_k	(0,5]	Uniforme	2,5000	1,4434
ϕ_h	(0,20]	Uniforme	10,0000	5,7735
ω_A	[-1,1]	Uniforme	0,0000	0,5774
ω_b	[-1,1]	Uniforme	0,0000	0,5774
ρ_A	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
ρ_b	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
ρ_μ	[0,1)	Uniforme	0,5000	0,2887
σ_A	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,2000	Infinita
σ_b	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,5000	Infinita
σ_μ	\mathfrak{R}^+	InvGamma	0,0200	Infinita

Fonte: Elaboração da Autora.

Tabela 11 – Parâmetros estimados (Modelo PCER)

Parâmetro	Distribuição <i>a priori</i>		Distribuição <i>a posteriori</i>	
	Média		Média	Intervalo de Confiança (90%)
ψ	0,0000		0,0003	[0,0000; 0,0013]
ϕ_p	25,0000		15,5093	[10,0035; 21,6254]
ϕ_k	2,5000		2,3935	[1,0385; 3,6398]
ϕ_h	10,0000		5,5384	[0,2737; 12,8437]
ω_A	0,0000		0,5638	[0,1456; 0,9989]
ω_b	0,0000		0,1190	[0,0319; 0,1952]
ρ_A	0,5000		0,3315	[0,0524; 0,5797]
ρ_b	0,5000		0,0003	[0,0000; 0,0005]
ρ_μ	0,5000		0,0883	[0,0000; 0,2100]
σ_A	0,2000		0,0285	[0,0237; 0,0327]
σ_b	0,5000		0,1487	[0,0957; 0,1936]
σ_μ	0,0200		0,0307	[0,0247; 0,0363]

Fonte: Elaboração da Autora.

O parâmetro de custos de ajustamento de capital, ϕ_k , apresentou valor médio de 2,3935, o que representa um custo médio de ajustar capital em torno de 0,14% do PIB trimestral. Ressalta-se ainda que o resultado encontrado para ϕ_k apresentou média superior no modelo PCER quando comparado ao modelo PCR. Desta forma, é possível concluir que a inserção de rigidez real na forma de custo de ajustamento de emprego em um modelo que contém rigidez real na forma de custo de ajustamento de capital aumenta a magnitude do segundo.

Para o parâmetro ϕ_h , de custo de ajustamento de emprego, o valor médio encontrado no modelo PCER foi de 5,5384, resultado inferior ao observado para o mesmo parâmetro no modelo PER. Este resultado representa um custo médio de ajustar emprego em torno de 0,06% do PIB trimestral.

Os resultados obtidos para os parâmetros ω_A e ω_b foram de 0,5638 e de 0,1190, respectivamente. As médias obtidas na estimação para os parâmetros auto-regressivos indicam fraca persistência de choques tecnológicos, de demanda por moeda e de oferta de moeda. Destaca-se ainda que o parâmetro ρ_b apresentou valor médio de zero, tal qual o encontrado no modelo PCR. Desta forma, pode-se concluir que a presença de rigidez real na forma de custo de ajustamento de capital contribui para a diminuição da persistência de choques na demanda de moeda.

Os resultados encontrados neste capítulo mostraram que há rigidez nominal no Brasil, como pôde ser visto na estimação do modelo PPR, em que $\phi_p = 1,9720$. Foi mostrado também que a inserção de rigidez real na forma de custos de ajustamento de capital e/ou emprego tem como consequência o aumento de rigidez nominal. Entretanto, isto ocorre com mais intensidade quando a rigidez real é inserida na forma de custo de ajustamento de emprego, visto que no modelo PCR $\phi_p = 3,7785$ e no modelo PER $\phi_p = 29,8379$. Ainda, os resultados de estimação dos modelos PCR, PER e PCER sugerem que, no Brasil, a rigidez no emprego é consideravelmente maior do que aquela existente no capital.

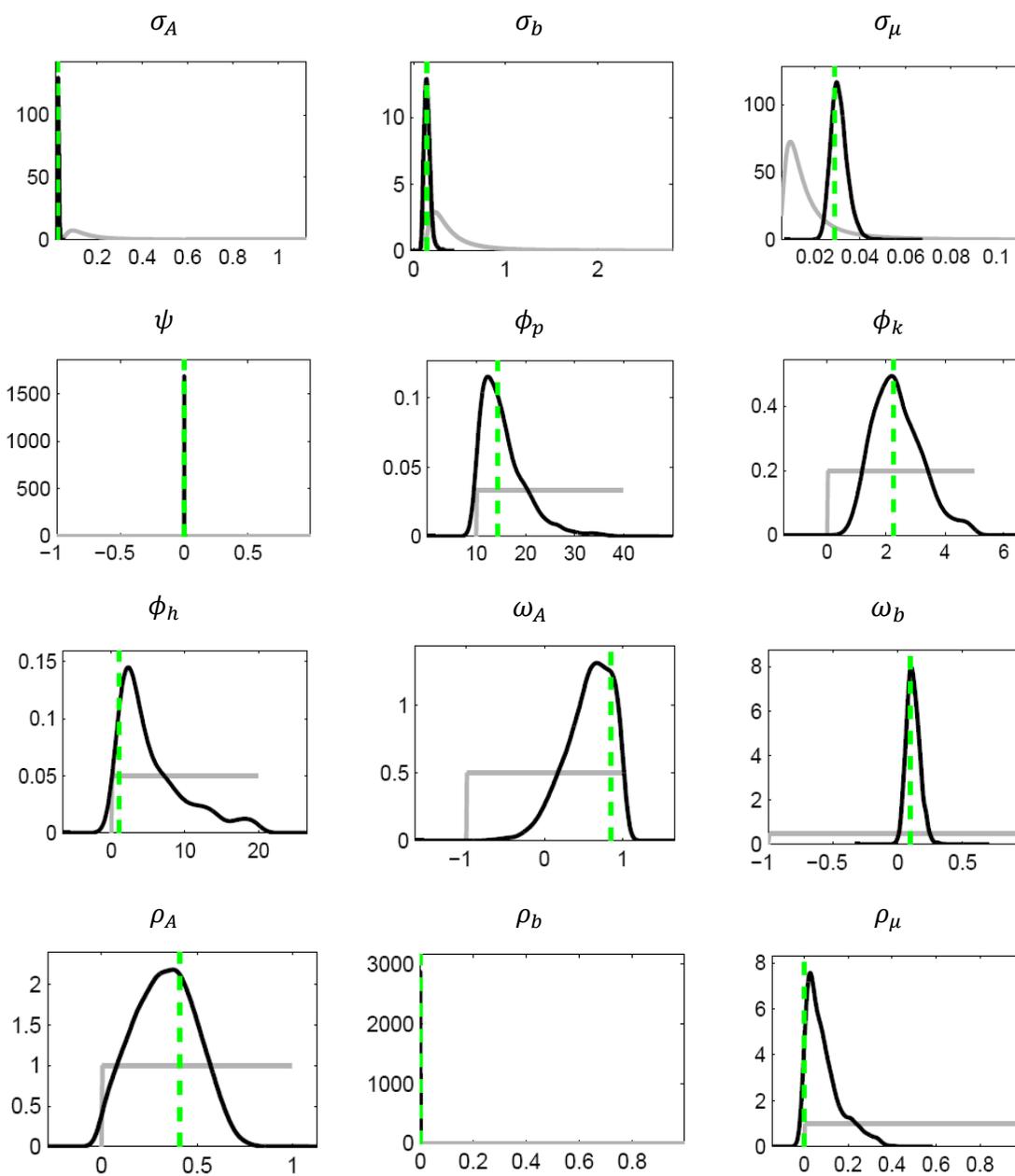


Figura 4 – Distribuições *a posteriori* dos parâmetros (Modelo PCER)

Fonte: Elaboração da Autora.

5 EVIDÊNCIAS DE SIMULAÇÃO

O presente capítulo satisfaz o segundo objetivo deste trabalho, qual seja: analisar a acomodação de choques induzidos na economia e verificar a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações de algumas variáveis pré-determinadas. Para tal, são apresentadas evidências a partir da simulação⁹ do modelo não-linear, representado na seção 2.2.5 através do conjunto de equações (2.34)-(2.47).

Em um exercício de simulação é necessário, primeiramente, calibrar os parâmetros do modelo. Visto que o intuito é analisar o impacto das diferentes combinações de rigidez sobre a persistência dos choques e sobre a contribuição de cada um dos choques na variância dos erros de previsão, a calibragem dos parâmetros dos modelos foi baseada nos resultados obtidos da estimação do modelo PCER, sendo modificados apenas aqueles referentes aos custos de ajustamento de preços, capital e emprego. Este procedimento foi adotado por medida de simplicidade.

Em seu trabalho desenvolvido para a economia canadense, Dib (2003), ao estimar os quatro modelos com diferentes combinações de rigidez real e nominal, encontra para os parâmetros ϕ_p , ϕ_k e ϕ_h valores que se diferenciam entre os modelos. Entretanto, para os demais parâmetros, os valores encontrados para os quatro modelos são muito semelhantes. Como visto no capítulo anterior do presente trabalho, os valores aqui encontrados para os parâmetros ρ_A , ρ_b , ρ_μ , ω_A e ω_b diferem substancialmente entre os quatro modelos estimados. Portanto, conforme mencionado anteriormente, uma vez que o objetivo deste capítulo é analisar as implicações que a ausência ou a presença de determinadas formas de rigidez real e/ou nominal pode ter sobre algumas variáveis do modelo, optou-se pela fixação de todos os parâmetros do modelo – com exceção daqueles referentes aos custos de ajustamento de preços, capital e emprego – de acordo com os resultados encontrados na estimação do modelo PCER.

Desta forma, foram feitas simulações para quatro situações: (a) modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços ($\phi_p = 1,972$, $\phi_k = 0$, $\phi_h = 0$); (b) modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços e rigidez real na forma de custo

⁹ No exercício de simulação foi utilizado programa de elaboração própria no pacote Dynare para o software Matlab, com 10.000 períodos. O programa completo pode ser obtido com a autora através do email: twaideman@yahoo.com.br

de ajustamento de capital ($\phi_p = 3,7785$, $\phi_k = 1,4592$, $\phi_h = 0$); (c) modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços e rigidez real na forma de custo de ajustamento de emprego ($\phi_p = 29,8379$, $\phi_k = 0$, $\phi_h = 8,4610$); e (d) modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços e rigidez real nas formas de custo de ajustamento de capital e emprego ($\phi_p = 15,5093$, $\phi_k = 2,3935$, $\phi_h = 5,5384$). Cabe ressaltar que os valores calibrados para os parâmetros de custos de ajustamento foram retirados das estimações realizadas para os modelos PPR, PCR, PER e PCER, respectivamente.

5.1 Análise das Funções de Impulso-Resposta

Nesta seção é analisado como as variáveis produto (y), salários reais (w), horas trabalhadas (h) e taxa de inflação (π) reagem a choques de oferta de moeda, tecnológicos e de demanda por moeda em cada uma das diferentes combinações de rigidez real e nominal. No exercício de simulação, são induzidos choques temporários no sistema e as funções de impulso-resposta permitem a verificação do tempo necessário para que as variáveis retornem aos seus respectivos estados estacionários.

5.1.1 Resposta a choques na oferta de moeda

A figura 5 mostra as funções de impulso-resposta para aumentos de 1% na taxa de crescimento da oferta monetária para as variáveis mencionadas em cada uma das diferentes combinações de presença de rigidez real e nominal.

Quando é analisado como o produto responde a choques de oferta de moeda, nota-se que no modelo que contém apenas custo de ajustamento de preços o impacto é de apenas 0,002% e a variável retorna ao seu estado estacionário no segundo trimestre, demonstrando pequena persistência. A inserção de rigidez de capital não altera significativamente este resultado – a variável retorna ao seu valor de estado estacionário em aproximadamente três trimestres. No modelo que traz custos de ajustamento de preços e de emprego, a persistência de um choque na oferta de moeda sobre o produto é maior, sendo que a variável leva cerca de oito trimestres para retornar ao seu estado estacionário. Ainda, nota-se que a combinação de custos de ajustamentos de preços, capital e emprego diminui tanto o impacto quanto a persistência de um choque de

oferta de moeda sobre o produto. Os movimentos observados para as horas trabalhadas são similares ao observado para o produto, o que é esperado, pois, uma vez que o trabalho é um dos principais insumos utilizados no processo de produção, é natural que ambas variáveis apresentem comportamento similar.

As funções de impulso-resposta apresentadas na figura 5 mostram que quando não há rigidez no emprego, choques de oferta monetária não geram impactos sobre os salários reais. Na presença desta, os salários reais sofrem impacto negativo, que são mais intensos no modelo que não contém rigidez no capital. Este resultado reflete a baixa capacidade de ajustamento do mercado de trabalho brasileiro. Entretanto, a persistência gerada é baixa e a variável retorna ao seu estado estacionário aproximadamente dois trimestres após o choque, tanto no modelo com rigidez nos preços e emprego quanto naquele com rigidez nos preços, emprego e capital.

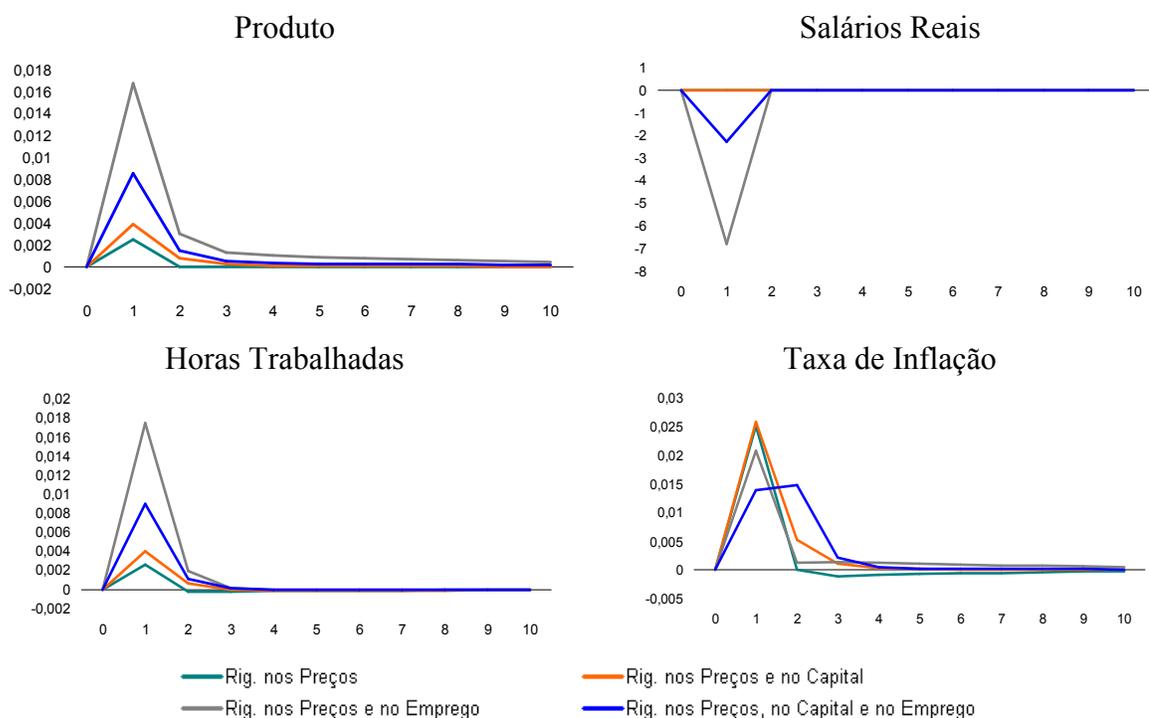


Figura 5 – Efeitos de choque de oferta monetária nos quatro modelos

Fonte: Elaboração da Autora

A resposta negativa dos salários reais a choques na oferta de moeda é consistente com a resposta positiva observada para a taxa de inflação. Dado que o aumento da base monetária não é acompanhado por um aumento proporcional do produto, é esperado que o descompasso que tende

a ser gerado entre a oferta e a demanda de bens leve a um aumento da taxa de inflação, o que pode acabar por pressionar negativamente os salários reais. Cabe ressaltar ainda que o modelo que contém os três tipos de rigidez apresenta persistência de choques de oferta de moeda sobre a taxa de inflação significativamente maior.

5.1.2 Resposta a choques tecnológicos

A figura 6 mostra as funções de impulso-resposta para um choque positivo de 1% na tecnologia para as quatro combinações de rigidez real e nominal. Nota-se que no modelo que contém apenas rigidez nos preços, o produto se comporta de maneira instável quando ocorre um choque tecnológico. O modelo com custos de ajustamento de preços e capital apresenta comportamento semelhante, entretanto, mais suave. Quando é considerado o modelo com custos de ajustamento de preços e emprego, o produto responde positivamente a choques tecnológicos, como é esperado, uma vez que aumentos na tecnologia tendem a aumentar a quantidade produzida. Quando são colocadas as três formas de rigidez, o impacto diminui. Nota-se que a persistência do produto em relação a choques tecnológicos difere nos quatro modelos considerados, sendo que a variável leva de seis a oito trimestres para retornar ao seu estado estacionário.

O impacto tecnológico sobre as horas trabalhadas é negativo, exceto no modelo que considera custos de ajustamento de preços e emprego, sobre o qual o efeito deste choque é nulo. É esperado que um aumento na tecnologia reduza as horas trabalhadas em modelos em que o custo de ajustamento de emprego é menor. Uma vez que um choque desta natureza pode permitir que se produza a mesma quantidade de produto utilizando-se menos do insumo trabalho e não há custos em se reduzir este – ou os custos em fazê-lo são baixos – pode ocorrer diminuição de sua quantidade utilizada.

Quanto à variável salários reais, as simulações realizadas mostraram que o choque tecnológico só afeta no modelo que contém os três tipos de rigidez, entretanto, o efeito não é persistente, durando aproximadamente 2 trimestres. A taxa de inflação responde positivamente a choques na tecnologia e a presença dos três custos de ajustamento faz com que o efeito deste seja mais persistente – a variável leva cerca de 5 trimestres para retornar ao seu estado estacionário. Neste ponto, é importante destacar que um dos motivos que poderiam levar a inflação ter resposta

positiva a choques tecnológicos é a introdução de novos produtos no mercado. Estes produtos, que, em geral, têm características inovadoras, podem apresentar um preço mais elevado em um primeiro momento, o que é absorvido com o passar do tempo.

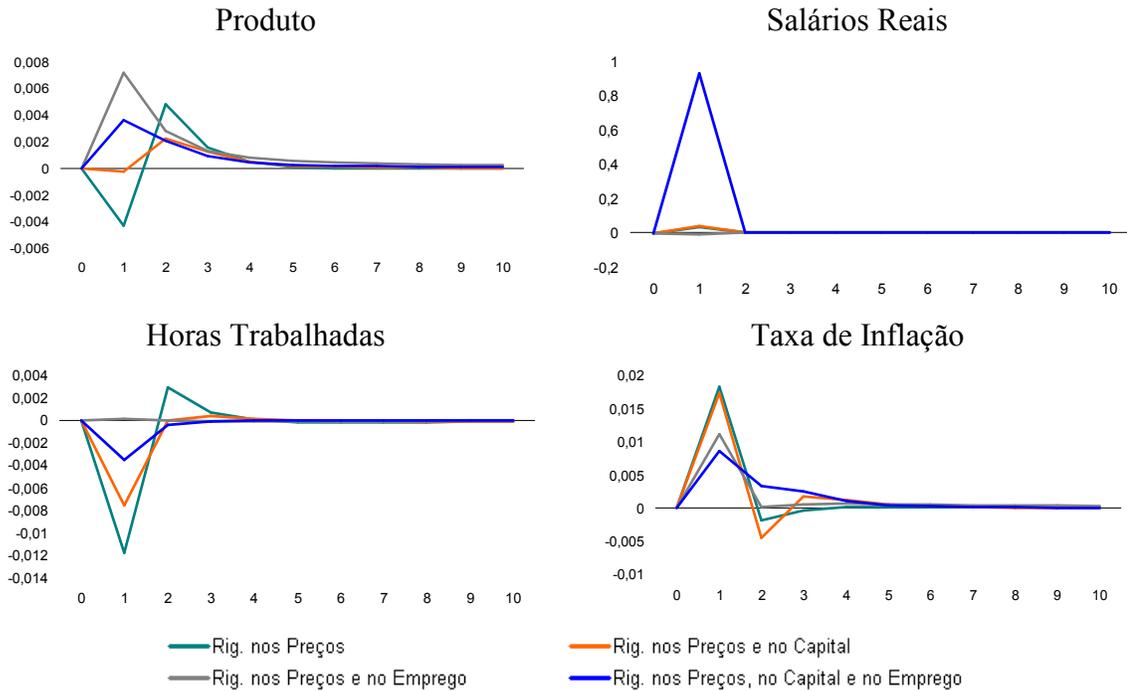


Figura 6 – Efeitos de choque tecnológico nos quatro modelos

Fonte: Elaboração da Autora

5.1.3 Resposta a choques na demanda por moeda

A figura 7 mostra as funções de impulso-resposta para um choque positivo de 1% na demanda de moeda para as quatro combinações de rigidez real e nominal. Como visto no capítulo anterior, o parâmetro ω_b estimado para o modelo PCER – cujo valor foi utilizado na calibragem dos modelos simulados neste capítulo – indica que a autoridade responde de forma contra-cíclica a choques de demanda por moeda, aumentando a oferta de moeda. Como pode ser visto na figura 7, os efeitos no produto, nas horas trabalhadas e na taxa de inflação são bastante reduzidos, mostrando, portanto, a eficiência da resposta da autoridade monetária sobre estas variáveis.

Por outro lado, na presença de rigidez real na forma de custos de ajustamento de empregos, nota-se que os salários reais respondem positivamente a choques de demanda por

moeda em um primeiro momento. Entretanto, este movimento não é persistente e a variável retorna a seu estado estacionário em apenas dois trimestres.

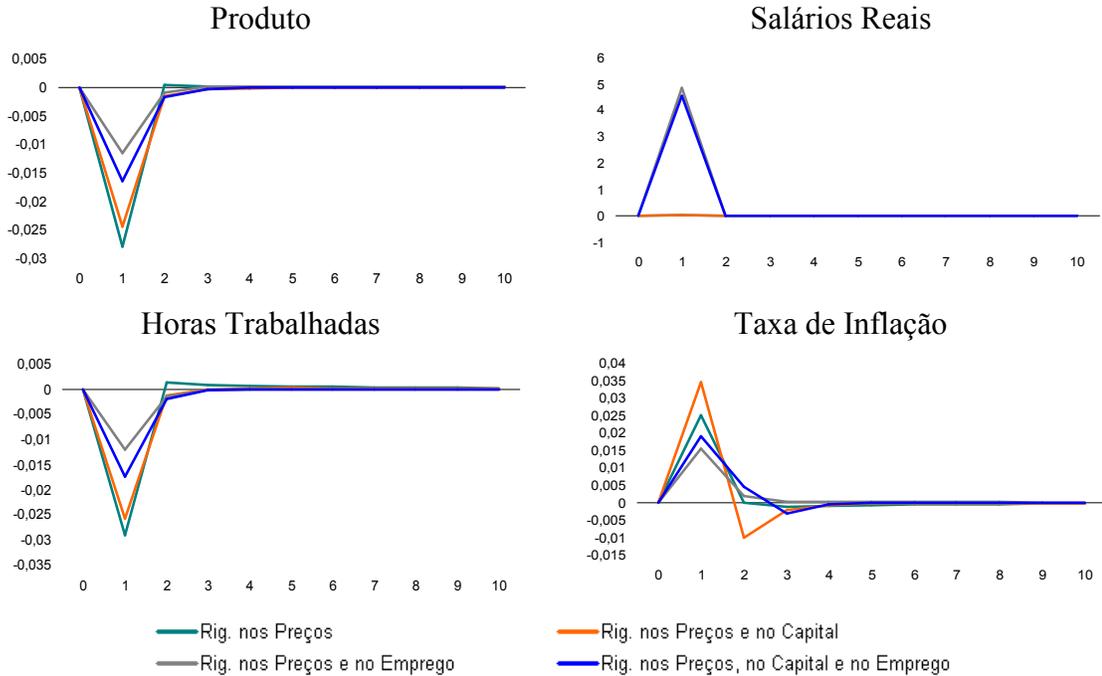


Figura 7 – Efeitos de choque na demanda por moeda nos quatro modelos

Fonte: Elaboração da Autora

5.2 Análise da Decomposição da Variância

Nesta seção as implicações da inserção de rigidez real e nominal são analisadas através da análise da decomposição da variância dos erros de previsão para as variáveis: produto (y), taxa de inflação (π) e taxa de crescimento de oferta de moeda (μ). No exercício de simulação são induzidos choques temporários no sistema e, através de tabelas ilustrativas, é possível verificar a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações observadas nas variáveis citadas anteriormente.

A tabela 12 traz os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão para o modelo que possui apenas rigidez nos preços. Conforme pode ser observado no painel A, são os choques tecnológicos que contribuem mais significativamente para as variações no produto, tanto no curto-prazo quanto no longo-prazo. Ainda, fica evidente que apenas uma pequena fração da flutuação do produto é explicada pelos choques de demanda e de oferta de moeda. Isso corrobora

com os resultados esperados para os modelos de ciclos reais de negócios, visto que, nestes, os choques tecnológicos são o fator mais importante para as flutuações do produto. Os painéis B e C da tabela 12 mostram que, quando há apenas rigidez nominal na forma de custos de ajustamento de preços, as flutuações na taxa de inflação e na taxa de crescimento de oferta monetária são explicadas majoritariamente pelos choques de demanda por moeda.

Tabela 12 – Decomposição da Variância no modelo com rigidez nos preços

Trimestre	Porcentagem devida à		
	Oferta de Moeda	Tecnologia	Demanda por Moeda
A. Produto			
1	2,28	96,94	0,78
3	5,32	93,93	0,75
5	5,35	93,90	0,75
10	5,35	93,90	0,75
40	5,35	93,90	0,75
B. Inflação			
1	16,76	31,56	51,69
3	16,89	31,54	51,57
5	16,89	31,58	51,53
10	16,88	31,61	51,51
40	16,88	31,61	51,50
C. Crescimento Monetário			
1	17,06	20,68	62,26
3	17,06	20,68	62,26
5	17,06	20,68	62,26
10	17,06	20,68	62,26
40	17,06	20,68	62,26

Fonte: Elaboração da Autora

Os resultados encontrados para as flutuações no produto e na taxa de crescimento de oferta de moeda são consistentes com aqueles apresentados por Ireland (1997) e Dib (2003) para as economias americana e canadense, respectivamente. Entretanto, ambos mostram que naquelas economias, as variações na taxa de inflação são explicadas majoritariamente pelos choques de oferta de moeda.

A tabela 13 traz os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão para o modelo que possui rigidez nos preços e no capital. Como pode ser observado no painel A, quando se insere custo de ajustamento de capital no modelo, a magnitude da importância dos choques

tecnológicos para os movimentos do produto aumenta. Além disso, nota-se que os impactos de choques de oferta moeda nesta variável diminuem e há um aumento daqueles causados por choques de demanda de moeda.

O painel B da tabela 13 mostra que as flutuações na taxa de inflação são guiadas majoritariamente por choques tecnológicos e por choques na demanda por moeda. Em sua estimativa para a economia canadense, Dib (2003) encontra resultado diferente para esta variável no modelo que contém custo de ajustamento de capital, apontando que movimentos da taxa de inflação são conduzidos principalmente por choques na oferta de moeda. Na simulação com os parâmetros calibrados a partir da estimação do modelo para o Brasil, nota-se que os choques de oferta monetária explicam aproximadamente 14% dos movimentos de inflação, tanto no curto quanto no longo prazo. No painel C pode ser observado que os fatores determinantes dos movimentos da taxa de crescimento de oferta de moeda não se alteram em comparação ao modelo que possui apenas rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços.

Tabela 13 – Decomposição da Variância no modelo com rigidez nos preços e no capital

Trimestre	Percentagem devida à		
	Oferta de Moeda	Tecnologia	Demanda por Moeda
A. Produto			
1	0,01	97,60	2,39
3	1,08	96,46	2,46
5	1,13	96,41	2,46
10	1,13	96,41	2,46
40	1,13	96,41	2,46
B. Inflação			
1	13,87	55,21	30,93
3	13,89	56,03	30,08
5	13,96	55,99	30,05
10	13,96	55,99	30,05
40	13,96	55,99	30,05
C. Crescimento Monetário			
1	17,06	20,68	62,26
3	17,06	20,68	62,26
5	17,06	20,68	62,26
10	17,06	20,68	62,26
40	17,06	20,68	62,26

Fonte: Elaboração da Autora

Na tabela 14 são observados os resultados para o modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços e rigidez real na forma de custo de ajustamento do emprego. Neste, os choques de demanda por moeda são responsáveis por aproximadamente 60% do movimento do produto no curto e longo-prazo. Este resultado está em contraste com aquele encontrado nos dois modelos analisados anteriormente e com o padrão esperado para os modelos de ciclos reais de negócios, que assume que perturbações reais explicam quase completamente a variação do produto.

Dib (2003) também não encontra para o modelo com rigidez nos preços e no emprego resultados consistentes com a teoria dos modelos de ciclos reais de negócios, tendo no curto-prazo apenas 60% da flutuação do produto sendo explicada por choques tecnológicos. Entretanto, no longo-prazo, quando ele considera 50 trimestres a frente, este percentual sobe para quase 93% – movimento não observado na simulação realizada com os parâmetros calibrados de acordo com os resultados encontrados através das estimações com dados brasileiros. Os painéis B e C da tabela 14 mostram que, assim como no modelo que contém apenas custo de ajustamento dos preços, os movimentos da taxa de inflação e da taxa de crescimento de oferta de moeda são explicados em grande parte por choques de demanda por moeda.

Por fim, a tabela 15 mostra os resultados obtidos a partir das simulações do modelo que contém todas as formas de rigidez abordadas no presente trabalho. Neste, observa-se que, no curto-prazo, quase 76% das flutuações no produto devem-se aos choques tecnológicos. Este percentual diminui marginalmente quando são considerados 40 trimestres a frente, passando a ser de 74,44%. Quanto à taxa de inflação, nota-se que no horizonte de um trimestre a frente, o principal determinante dos movimentos desta são os choques tecnológicos, tendência que se modifica quando é considerado um horizonte mais longo, no qual o determinante passa a ser a demanda por moeda. Novamente, os fatores determinantes das flutuações na taxa de crescimento de oferta de moeda não sofrem alterações em comparação com os modelos analisados anteriormente.

Tabela 14 – Decomposição da Variância no modelo com rigidez nos preços e no emprego

Trimestre	Percentagem devida à		
	Oferta de Moeda	Tecnologia	Demanda por Moeda
A. Produto			
1	11,10	28,93	59,97
3	12,59	27,85	59,57
5	12,71	27,70	59,59
10	12,77	27,59	59,65
40	12,78	27,55	59,67
B. Inflação			
1	15,43	30,10	54,47
3	15,34	30,23	54,43
5	15,37	30,09	54,54
10	15,42	29,95	54,64
40	15,43	29,90	54,67
C. Crescimento Monetário			
1	17,06	20,68	62,26
3	17,06	20,68	62,26
5	17,06	20,68	62,26
10	17,06	20,68	62,26
40	17,06	20,68	62,26

Fonte: Elaboração da Autora

As evidências de simulação mostraram que a inserção de rigidez nominal na forma de custos de ajustamento de capital e/ou emprego pode aumentar a persistência de choques na oferta de moeda, na tecnologia e na demanda por moeda sobre as variáveis produto, salários reais, horas trabalhadas e taxa de inflação. Ainda, nota-se que na maior parte dos casos é a rigidez no emprego que contribui mais efetivamente para este resultado. A autoridade monetária responder de forma contra-cíclica aos choques de demanda de moeda contribui para um efeito moderado destes sobre o produto, as horas trabalhadas e a taxa de inflação.

Os resultados encontrados para a decomposição da variância através das simulações realizadas para os modelos com diferentes combinações de rigidez real e nominal indicam que choques tecnológicos são os principais responsáveis pelos movimentos de curto e longo-prazo do produto – com exceção do caso em que é considerada apenas a existência de custos de ajustamento de preços e emprego concomitantemente. Os movimentos na taxa de inflação devem-se, principalmente aos choques tecnológicos e de demanda por moeda. Ainda, destaca-se

que os resultados encontrados para os movimentos da taxa de crescimento de oferta monetária não diferem para as diversas combinações de rigidez real e nominal, sendo o maior responsável por estes os choques de demanda por moeda.

Tabela 15 – Decomposição da Variância no modelo com rigidez nos preços, capital e emprego

Percentagem devida à			
Trimestre	Oferta de Moeda	Tecnologia	Demanda por Moeda
A. Produto			
1	3,72	75,94	20,34
3	5,02	74,64	20,35
5	5,09	74,54	20,37
10	5,11	74,48	20,41
40	5,13	74,44	20,43
B. Inflação			
1	11,64	57,69	30,68
3	10,10	43,68	46,22
5	10,23	43,61	46,16
10	10,24	43,60	46,16
40	10,25	43,59	46,16
C. Crescimento Monetário			
1	17,06	20,68	62,26
3	17,06	20,68	62,26
5	17,06	20,68	62,26
10	17,06	20,68	62,26
40	17,06	20,68	62,26

Fonte: Elaboração da Autora

6 CONCLUSÃO

O presente trabalho se propôs a discutir se a inserção de rigidez real em um modelo que possui rigidez nominal pode aumentar esta segunda. O estudo também teve como objetivo analisar se a presença destas formas de rigidez torna mais persistente os efeitos reais de choques na oferta e na demanda de moeda e de choques tecnológicos sobre o produto, os salários reais, as horas trabalhadas e a taxa de inflação e verificar a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações no produto, na taxa de inflação e na taxa de crescimento de oferta de moeda.

Para tal, foi utilizado um modelo DSGE desenvolvido Dib (2003), que possui rigidez nominal na forma de custos de ajustamento de preços e rigidez real na forma de custo de ajustamento de capital e/ou emprego. Conforme visto no capítulo 2, os custos gerados para a economia ao se ajustar preços, capital e emprego, são mensurados em termos de um parâmetro de custo de ajustamento da variável em questão e da taxa de variação desta variável. Desta forma, quanto maior o valor estimado para o parâmetro de custo de ajustamento, menor tende a ser a velocidade de ajustamento desta variável, com vistas a não gerar custos em demasia para a economia. O capítulo 3 apresentou uma breve explicação referente à inferência bayesiana. A utilização deste método deveu-se, principalmente, à pequena amostra considerada para a estimação. Destaca-se ainda que, neste método, são definidas distribuições *a priori* para os parâmetros, a partir das quais é possível obter resultados semelhantes aos obtidos através dos métodos tradicionais.

No capítulo quatro foram apresentadas as estimações realizadas para quatro modelos com diferentes combinações de rigidez real e nominal, com a finalidade de atender ao primeiro objetivo do trabalho, qual seja: verificar se a inserção de rigidez real aumenta a rigidez nominal. Assim, os modelos estimados foram: (a) PPR – modelo padrão de preços rígidos, onde capital e emprego são perfeitamente flexíveis; (b) PCR – modelo com preço e capital rígidos e emprego flexível; (c) PER – modelo com preço e emprego rígidos e capital flexível; e (d) PCER – modelo com preço, capital e emprego rígidos. Os resultados encontrados neste capítulo mostraram que mesmo na ausência de rigidez real, há rigidez nominal no Brasil. Ainda, foi indicado também que a inserção de rigidez real na forma de custos de ajustamento de capital e/ou emprego contribui para o aumento da rigidez nominal e que isto ocorre com mais intensidade quando a rigidez real é

inserida na forma de custo de ajustamento de emprego. Por fim, os resultados mostraram que, no Brasil, a rigidez no emprego é consideravelmente maior do que aquela existente no capital.

As evidências de simulação apresentadas no capítulo cinco, com vistas a atingir o segundo objetivo do presente trabalho, mostraram que a inserção de rigidez real na forma de custos de ajustamento de capital e/ou emprego pode aumentar a persistência de choques na oferta de moeda, na tecnologia e na demanda por moeda sobre as variáveis produto, salários reais, horas trabalhadas e taxa de inflação. Foi mostrado que, na maior parte dos casos, é a rigidez no emprego que contribui mais efetivamente para este resultado. Ainda, os resultados encontrados sugerem que o fato de que a autoridade monetária responde de forma contra-cíclica aos choques de demanda de moeda pode contribuir para o efeito moderado destes observados sobre o produto, as horas trabalhadas e a taxa de inflação.

O capítulo cinco ainda traz os resultados encontrados para a decomposição da variância, que indicam que, em três das quatro combinações de rigidez real e nominal consideradas, os choques tecnológicos são os principais responsáveis pelos movimentos de curto e longo-prazo do produto. Os movimentos na taxa de inflação devem-se, principalmente aos choques tecnológicos e de demanda por moeda. Por fim, os resultados encontrados para os movimentos da taxa de crescimento de oferta monetária não diferem para as diversas combinações de rigidez real e nominal, sendo o maior responsável por estes os choques de demanda por moeda.

O modelo aqui estudado possui a limitação de considerar uma economia fechada. Um modelo com economia aberta poderia conduzir a uma dinâmica de ajustamento diferente, principalmente nos preços e no emprego. Outra forte limitação do modelo está na regra de oferta monetária utilizada. O Banco Central do Brasil não trabalha diretamente com a determinação de oferta de moeda. Desta forma, a utilização de uma regra de Taylor no presente modelo, na qual o principal instrumento de política monetária é a taxa de juros, pode adaptá-lo melhor para a realidade da economia brasileira. Estes pontos são deixados como sugestão para o direcionamento de pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

- AKERLOF, G. A.; YELLEN, J. L. A Near-rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Intertia. **The Quarterly Journal of Economics**. MIT Press. Massachussets . Vol. 100, p. 823-838. 1985.
- BALL, L.; ROMER, D. Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money. **Review of Economic Studies** . Estocolmo. Vol. 57, p. 183-204. 1990.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br>>.
- BAXTER, M.; KING, R. G, 1993. Fiscal Policy in General Equilibrium. **American Economic Review**. American Economic Association. São Francisco CA. Vol. 83, p. 315-334. 1993.
- BERGIN, P.; FEENSTRA, R.C. Staggered Price Setting and Endogenous Persistence. **National Bureau of Economic Research Working Paper**. Massachussets. No. 6429. 1998.
- BLANCHARD, O. J. Why Does Money Affect Output? A Survey. **NBER Working Papers**. Massachussets. 1991.
- BLANCHARD, O.; GALI, J. Real wage rigidities and the New Keynesian model. **Journal of Money, Credit, and Banking**. Ohio. Vol. 39, p. 35-65. 2007.
- BLANCHARD, O.J.; KIYOTAKI, N. Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. **American Economic Review**. São Francisco CA. Vol 77, p.647-666. 1987.
- BOND, S. R; SÖDERBOM. M.; WU, G. Investment and Financial Constraints: Empirical Evidence for Firms in Brazil and China. **Texto para discussão**. 2007.
- CALVO, G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. **Journal of Monetary Economics**. Massachussets . Vol. 12, p. 383–398, 1983.
- CANOVA, Fabio. **Methods of Applied Macroeconomic Research**. Princeton University Press, Nova Jersey. 2007. 492 p.
- CASELLA, G.; GEORGE, E. I. Explaining the Gibbs Sampler. **The American Statistician**, Alexandria. Vol. 46, p. 167-174, 1993.
- CHARI, V.V; KEHOE, P.J.; MCGRATTAN, E.R. Sticky-Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem? **Econometrica**. São Francisco CA. Vol 68, p. 1151-79. 2000.
- CHARI, V.V; CHRISTIANO, L. J.; KEHOE, P. J. Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model. **Journal of Political Economy**. University of Chicago Press. Chicago. Vol. 102, p. 617-652. 1994.

CHO, J.; COOLEY, T.F. The Business Cycle with Nominal Contracts. **Economic Theory**. Spring. Vol 6, p. 13-33. 1995.

CHRISTIANO, L; EICHEBAUM, M.; EVANS, C. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects to a Shock of Monetary Policy. **Journal of Political Economy**. Chicago. Vol. 133, p. 1-45. 2005.

COGLEY, T.; NASON, J.M. Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models. **The American Economic Review**. São Francisco CA. Vol 85, p. 492-509. 1995.

CORSETTI, G.; PESENTI, P. Welfare and Macroeconomic Interdependence. **Quarterly Journal of Economics**, Massachussets. Vol. 116, p. 421-446, 2001.

DIB, A. An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. **Working Paper**. Bank of Canada. Canadá. November 2001.

DIB, A. An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. **Canadian Journal of Economics**, Canadá. Vol 36 No 4. November 2003.

DIB, A.; PHANEUF, L. An Econometric U.S. Business Cycle Model with Nominal and Real Rigidities. **Working Paper**. Canadá. No. 137, CREFE. 2001.

DYNARE. Disponível em: <<http://www.cepremap.cnrs.fr/dynare>>.

FURLANI, L.G.C. **Flutuações Cambiais e Política Monetária no Brasil**: Evidências Econométricas e de Simulação. 75 p. Dissertação de Mestrado em Economia. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 2008.

GALI, J. Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations? **American Economic Review**. São Francisco CA . Vol. 89, p. 249-271. 1999.

GALI, J.; GERTLER, M. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. **Journal of Monetary Economics**. Massachussets. Vol. 44, p. 195-222. 1999.

GAMERMAN, D; LOPES, H.F. **Markov Chain Monte Carlo**: Stochastic Simulation for Bayesian Inference. Chapman & Hall/CRC. Florida. 2006. 344p.

GELFAND, A.E.; SMITH, A.F.M. Sampling-Based Approaches to Calculating Marginal Densities. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria. Vol. 85, p. 398-409, 1990.

GELFAND, A.E. *et al.* Illustration of Bayesian Inference in Normal Data Models Using Gibbs Sampler. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria. Vol. 85, p. 972-985, 1990.

GELMAN, A.; RUBIN, D.B. A Simple Sequence of the Gibbs Sampler Gives a False Sense of Security. In: BERNARDO, J.M. et al (Org.). **Bayesian Statistics**. Oxford: Oxford Press University. Oxford. 1992. p. 625-631.

GERMAN, S; GERMAN, D. Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions and the Bayesian Restoration of Images. **IEEE Transaction on Pattern Analysis and Machine Intelligence**, Lo Alamitos CA. Vol. 6, p. 721-741, 1984.

GOODFRIEND, M.; KING, R. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. NBER Chapters, in: **NBER Macroeconomics**. Massachussets. Vol. 12, p. 231-296. 1997.

GUST, C.J. **Staggered Price Contracts and Factor Immobilities: The Persistence Problem Revisited**. Mimeo, Northwestern University.Chicago. 1997.

HAIRAULT, J.; PORTIER, F. Money, New-Keynesian Macroeconomics and the Business Cycle. **European Economic Review**. Holanda. Vol 37, p. 1533-1568. 1993.

HANSEN, L.P.; SARGENT, T.J. **Recursive Linear Models of Dynamic Economies**. Manuscript. University of Chicago, Department of Economics. Chicago.1998.

HASTINGS, K. Monte Carlo Sampling Methods Using Markov Chains and Their Applications. **Biometrika**. Londres. Vol. 57, p. 97-109, 1970.

HUANG, X.D; LIU. **Staggered Contracts and Business Cycle Persistence**. Mimeo, Clark University. Massachussets. 1998.

HUANG K.X.D; LIU, Z; PHANEUF, L. Why Does the Cyclical Behavior of Real Wages Change Over Time? **Emory Economics 0309**. Department of Economics, Emory University, Atlanta. 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>.

IRELAND, P.N. **The Optimal Monetary Response to Technology Shocks**. Manuscript. New Brunswick: Rutgers University, Department of Economics. Nova Jersey. 1996a.

IRELAND, P.N. The Role of Countercyclical Monetary Policy. **Journal of Political Economy**,. Chicago. Vol 104, p. 704-723. 1996b.

IRELAND, P.N. A Small, Structural, Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation. **Carnegie-Rochester Series on Public Policy**. Nova York. Vol. 47, p. 83-108. 1997.

JEFFREYS, H. **The Theory of Probability**. Oxford Press. Oxford. 1961. 432 p.

JOHANNES, M; POLSON, N. MCMC Methods for Continuous-Time Financial Econometrics. **Handbook of Financial Econometrics**, Holanda do Norte. 2003.

KILEY, M. How Should Unemployment Benefits Respond to the Business Cycle? Computing in Economics and Finance. **Society for Computational Economics**. Londres. 2002.

_____. Constructing and Estimating a Realistic Optimizing Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**. Massachussets. Vol. 45, p. 329-359. 2000.

KIM, C; NELSON, C.R. **State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. The MIT Press. Massachussets.1999. 293p.

KING, R.G. Money and Business Cycles. Manuscript. University of Rochester, Department of Economics. Rochester. 1990.

KING, R.G.; WATSON, M.W. Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle. **Review of Economics and Statistics**. Massachussets. Vol 78, p. 35-53. 1996.

KOCHERLAKOTA. Modern Macroeconomic Models as Tools for Economic Policy. **The Region**, May 2010.

KREMER, J; LOMBARDO, G; VON THADDEN, L.; WERNER, T.. Dynamic Stochastic General Equilibrium Models as a Tool for Policy Analysis. **Economic Studies. Institute for Economic Research**. Munique. 2006

KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E.C. Time to Build and Aggregate Fluctuations. **Econometrica**. São Francisco CA . Vol 50, p. 1345-1370. 1982.

LANCASTER, T. **An Introduction to Modern Bayesian Econometrics**. Blackwell Publishing, Oxford. 2004. 401 p.

LONG, J.B.; PLOSSER, C.I. Real Business Cycles. **Journal of Political Economy**. Chicago. Vol 91, p. 39-69. 1983.

LUCAS, R.E., Jr. Econometric Policy Evaluation: A Critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. Rochester. Vol. 1, p. 19-46, 1976.

LUCAS, R.E., Jr. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, Massachussets . Vol. 22, p. 3-42, 1988.

MANKIW G. N. Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. **The Quarterly Journal of Economics**. MIT Press. Massachussets. Vol. 100, p. 529–537. 1985.

MENDOZA, G.E. Real Business Cycles in a Small Open Economy. **The American Economic Review**. São Francisco CA. Vol 81, p. 797-818. 1991.

METROPOLIS, N. *et al.* Equations of State Calculations by Fast Computing Machines. **Journal of Chemical Physics**, Los Alamos CA. Vol. 21, p. 1087-1092, 1953.

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A.L. Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy. Working Paper Series. Brasília. No. 64. Banco Central do Brasil, 2003.

NUNES, A.F.N. **Políticas Monetária e Fiscal Ativas e Passivas: Uma Análise para o Brasil pós-metas de Inflação**. 68 p. Dissertação de Mestrado em Economia. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre. 2009.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The intertemporal approach to the current account. Handbook of International Economics. In: Grossman, G. M. e Rogoff, K. **Handbook of International Economics**. Edição 1, vol. 3, capítulo 34, p. 1731-1799. Elsevier. 1995.

PRESCOTT, E.C. Theory Ahead of Business-Cycle Measurement. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**. Rochester. Vol 25, p. 11-44. 1986.

RAMSEY, F.P. A Mathematical Theory of Saving. **The Economic Journal**, Massachussets. Vol. 38, p. 543-559, 1928.

REBELO, S. Long-run Policy Analysis and Long-run Growth. University of Rochester, manuscript. Rochester. 1987.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. McGraw-Hill, 3ª Edição, 2005. 96 p.

ROMER, P.M. Increasing Returns and Long-run Growth. **Journal of Political Economy**. Chicago. Vol. 94, p. 1002-1037, 1986.

ROTEMBERG, J.J. Sticky Prices in the United States. **Journal of Political Economy**. Chicago. Vol 90, p. 1187-1211. 1982.

ROTEMBERG, J.J.; M. WOODFORD, M. Dynamic General Equilibrium Models with Imperfectly Competitive Product Markets. In **Frontiers of Business Cycle Research**, T. F. Cooley (editor). Princeton . Princeton University Press. 1995

_____. An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy. **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge, MA. The MIT Press. 1997.

SANTOS; LEON. Efeitos da Globalização na Inflação Brasileira. Texto para discussão. **Banco Central do Brasil**. Brasília. Janeiro, 2010.

SILVEIRA, M. A. Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Model for the Brazilian Economy: the Role for Endogenous Persistence. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro. Vol. 62, Nº. 3. 2008.

SHAPIRO, M.D. The Dynamic Demand for Capital and Labor. **Quarterly Journal of Economics**. Massachussets. Vol 101, p. 513-42. 1986.

SMETS, F.; WOUTERS, R. Forecasting with a Bayesian DSGE Model: An Application to the Euro Area. **Journal of Common Market Studies**. Blackwell Publishing. Oxford. Vol. 4, p. 841-867. 2004.

TAYLOR, J.B. Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations. **Econometrica**. São Francisco CA. Vol 47, p. 1267-1286. 1979.

_____. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. **Journal of Political Economy**. Chicago. Vol. 37, p. 345-370. 1980.

_____. Staggered price and wage setting in macroeconomics. Handbook of Macroeconomics. In: Taylor, J. B. e Woodford, M. **Handbook of Macroeconomics**. Edição 1, volume 1, capítulo 15, p. 1009-1050. Elsevier. 1999.

TSAY, R. **Analysis of Financial Time Series**. Wiley-Interscience, 1991.

WALSH, C.E. **Monetary Theory and Policy**. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2003. 633 p.

YUN, T. Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles. **Journal of Monetary Economics**. Massachusetts . Vol 37, p. 345-370. 1996.

ZIETZ, J. Log-linearizing Around the Steady State: A Guide with Examples. **Working Paper Series**. 2006.

ANEXO A – RAZÕES DE ESTADO ESTACIONÁRIO

$$\mu = g\pi \quad (\text{A.1})$$

$$\frac{\bar{c}}{\bar{m}} = \left(\frac{\mu - \beta}{b^{\frac{1}{\gamma}} \mu} \right)^{\gamma} \quad (\text{A.2})$$

$$\tilde{\lambda} \bar{c} = \left[1 + b^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{\mu - \beta}{b^{\frac{1}{\gamma}} \mu} \right)^{1-\gamma} \right]^{-1} \quad (\text{A.3})$$

$$q = \theta [(\theta - 1) + \phi_p \pi (1 - \beta) (\pi - 1)]^{-1} \quad (\text{A.4})$$

$$\frac{\bar{i}}{\bar{k}} = \frac{g + \delta - 1}{g} \quad (\text{A.5})$$

$$r = \frac{g}{\beta} \left(1 + \phi_k \frac{\bar{i}}{\bar{k}} \right) - \frac{\phi_k}{2} \left(\frac{\bar{i}}{\bar{k}} \right)^2 - (1 - \delta) \left(1 + \phi_k \frac{\bar{i}}{\bar{k}} \right) \quad (\text{A.6})$$

$$\frac{\bar{k}}{\bar{y}} = \frac{\alpha}{rq} \quad (\text{A.7})$$

$$\frac{\bar{c}}{\bar{y}} = 1 - \frac{\phi_p}{2} (\pi - 1)^2 - \frac{\bar{i}}{\bar{k}} \frac{\bar{k}}{\bar{y}} \left(1 + \frac{\phi_k}{2} \frac{\bar{i}}{\bar{k}} \right) \quad (\text{A.8})$$

$$\tilde{\lambda} h = \frac{(\tilde{\lambda} \bar{c})}{(\bar{c}/\bar{y})} \left[\frac{1}{A} \left(\frac{qr}{\alpha} \right)^{\alpha} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (\text{A.9})$$

$$\tilde{w} \tilde{\lambda} h = \frac{(1-\alpha)}{q} \frac{(\tilde{\lambda} \bar{c})}{(\bar{c}/\bar{y})} \quad (\text{A.10})$$

$$h = \frac{(\tilde{w} \tilde{\lambda} h)}{\eta + (\tilde{w} \tilde{\lambda} h)} \quad (\text{A.11})$$